

最低工资标准提高对就业正规化的影响

张军, 赵达, 周龙飞

[摘要] 虽然最低工资政策的出发点是为了维持正规部门低收入者生活水平,但本文发现其执行效果并不局限于此,而是在一定条件下对中国经济存在“大推进”作用,即有利于更高工资、更高消费和正规化均衡的实现。结果显示:最低工资标准对正规部门就业者工资收入提升弹性大于非正规部门就业者,且从分位数看表现为“U”型,因此,最低工资标准上涨拉大了部门间和部门内就业者工资差距;最低工资标准提高对消费支出刺激作用明显,每10%的增长预计能够带来四省市城镇居民消费支出增加约11.67亿元;随着本地实际最低工资标准的提高,批发和零售业、住宿和餐饮业中的正规部门出现扩张,非正规部门出现收缩,而制造业和房地产业则呈现出“逆正规化”趋势。基于“大推进”理论,本文分析认为,在最低工资标准大范围、高频率、大幅度攀升背景下,需求和行业TFP增速是就业正规化出现行业异质性的主要原因。

[关键词] 最低工资标准; 非正规部门就业正规化; 全要素生产率(TFP); 产品需求
[中图分类号]F240 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)01-0081-17

一、问题提出

发展中国家广泛存在的非正规部门是引起经济资源错配,从而造成这些国家TFP水平严重落后于发达国家的重要原因,因此,非正规部门就业正规化成为了结构性改革的重要目标之一(Hsieh and Klenow, 2016)。不仅如此,正规化的推进对于城镇地区非正规部门低收入群体福利改善、非正规部门税款征收以及劳动力市场法律制度完善(如最低工资制度)同样具有深刻意义(薛进军和高文书, 2012; 都阳和万广华, 2014)。

“非正规部门”这一概念最早由Hart(1973)提出,随后国际劳工组织将其正式定义为“城镇地区低收入、低报酬、无组织、无结构、小规模的生产或服务单位”。在中国,学者们一般将城镇私营企业、个体经济从业人员、没有正式劳动关系的城镇国有或集体企业下岗职工归集于非正规就业范畴(胡鞍钢和赵黎, 2012; 姚宇, 2006)。基于此的核算数据显示,2012年中国城镇劳动力市场非正规部门就业人员占比高达45%(详见表1)。这些典型化事实随即引申出两个有趣思考:一是正规化对于中国经济发展是否一定有利,二是如何实现正规化。对于前者,一些学者提出,在金融业和制造业,两

[收稿日期] 2016-07-26

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“我国经济发展新常态的趋势性特征及政策取向研究”(批准号15ZDA008); 国家自然科学基金重点项目“推动经济发达地区产业转型升级的机制与政策研究”(批准号71333002)。

[作者简介] 张军(1963—),男,安徽亳州人,复旦大学经济学院教授,博士生导师;赵达(1990—),男,河北平山人,复旦大学经济学院博士研究生;周龙飞(1992—),男,江西吉安人,复旦大学经济学院硕士研究生。通讯作者;赵达,电子邮箱:13210680123@fudan.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

部门各具比较优势,存在互补而非替代关系,所以并不适合人为推进正规化水平提高(张峰等,2016;刘西川等,2014;杨坤等,2015)。但是多数学者认为,对于较为落后的经济体和行业,结论却并非如此。La Porta and Shleifer(2014)的研究显示,非正规部门生产率水平和人均附加值仅为正规部门的10%—40%和15%。当这些广泛存在的非正规部门在要素市场和产品市场与正规部门形成不同程度竞争关系时,便造成了严重的资源错配,阻碍了TFP提高,最终为新兴市场国家经济转型埋下隐患。张峰等(2016)在实证研究了中国制造业非正规部门现状后发现,该部门企业的灰色竞争行为促使正规部门企业更多地转向模仿,从而削弱了全社会独立创新能力(Farrell,2004;Tressel,2003)。La Porta and Shleifer(2014)在剖析了185个国家两部门发展情况后指出,随着人均国内生产总值的提高,正规化终究要在经济生活中占据主导作用。总之,从中国经济所处发展阶段来看,低效率非正规部门的广泛存在,整体上不利于资源配置优化和低收入群体福利改善(Hsieh and Klenow,2009)。

对于如何推进正规化演变,吴要武(2009)认为,中国的正规化和产业升级相伴,而后者又取决于要素相对价格的变化,所以工资提升是正规化的重要推手^①。Murphy et al.(1989a,1989b)进一步把正规化与工资、消费相结合,将三者视为经济体中多重均衡间的相互转换。他们指出,工资变动引起的需求波动是限制技术升级的重要因素;只有当产品销售额达到足够规模,才能够弥补经理人正规化投资引致的固定成本,这时企业才会进行正规化转变。不幸的是,在发展水平较低和消费极端不平等的国家,大批非正规部门就业民众无法消费现代化的制造业产品,只能在非正规市场购买劣质、廉价产品,同时正规部门产品仅仅提供给少数正规部门职工,因此很难形成正规化投资激励,最终只能陷于“非正规、低工资、低消费”均衡。Magruder(2013)对Murphy et al.(1989a,1989b)的理论进行了完善。他认为,当政府大范围、高频率、大幅度地提升正规部门社会保障水平,且这些干预对非正规部门劳动力收入和消费产生较大正向溢出效应时,社会保障制度便有可能发挥某种协调或信号作用,最终打破原有均衡,推进众多行业同步进行正规化演变。伴随着劳动力在两部门间的动态调整,各部门就业者的工资和消费需求进一步改善(Meghir et al.,2015)，“正规化、高工资、高消费”的均衡最终得以实现。实际上,不同行业相互创造需求的思路可以追溯至Rosenstein-Rodam(1943)的“大推进”理论^②:如果政府对若干互为补充的行业同时进行投资,使之实现工业化,那么此类行业的扩张以及由此增加的收入有助于刺激剩余行业的市场需求,从而使得正规化转变有利可图。Magruder(2013)利用印度尼西亚数据证实,在最低工资迅猛增长时期,该制度的构建虽然推高了企业用工成本,但也有效刺激了居民消费需求,从而在一定程度上同时推进了多行业正规化进程,只不过随着行业TFP和产品需求的不同而表现出较大异质性。

那么,作为保障劳动者合法权益以及调节劳动力市场价格重要手段的最低工资标准,其大范

① 墨西哥通过显著降低工资的方式来维持低水平的失业率,其结果是非正规部门迅速增长。

② 原始发展经济学中“大推进”概念的核心逻辑在于:政府这一“有形之手”同时对众多行业进行投资,以创造具有较强外部溢出效应的产品需求,从而理顺微观主体内在投资激励机制,最终达到众多行业跨越工业化门槛的目的,实现了全社会范围内的帕累托改进(即弱需求、弱工业化均衡向高需求、工业化均衡的转变)。而本文所述“大推进”亦是通过对非正规部门企业投资决策的同时提升了全社会消费需求,最终使得企业、居民双方均实现帕累托最优均衡(即此时需求的扩张,来自于最低工资提高后居民因收入改善所增加的产品需求,而行业正规化之后带来的工资提升则会进一步带来消费需求的下一轮增加)。因此,从政府通过协调各市场主体行为,以“推进”需求提升和改善生产率,实现多重均衡间转换的角度来看,两者异曲同工。

围、高频率、大幅度地攀升(如图1所示)是否有利于中国城镇地区实现“大推进”呢?学者们基于不同角度,运用各种数据发现,最低工资的影响因劳动力属性和地区不同而表现不一。就业层面,罗小兰(2007)指出,最低工资标准与农民工(非正规就业为主)就业存在倒“U”型关系。Ni et al.(2011)认为,最低工资标准上涨对东部地区就业存在负向影响,而在中西部则表现为正向。Sun et al.(2015)证实,最低工资标准提高仅对私有、个体企业的员工就业存在负面影响。丁守海(2010)发现,由于2008年《劳动合同法》的实施,最低工资标准增加对农民工就业的负向冲击显著强于2007年,而拥有城镇户籍的劳动力就业却未受到明显冲击。工资层面,马双等(2012)利用1998—2007年中国规模以上制造业微观企业(均为正规部门企业)数据得到,最低工资每上涨10%,制造业企业平均工资将整体上涨0.4%—0.5%。向攀等(2016)利用分位数回归证实,最低工资提升存在较大溢出效应,且执行力度越大,溢出效应越明显。孙中伟和舒玢玢(2011)同样为最低工资影响的广泛性提供了依据:最低工资标准提高的出发点虽是保障低收入群体基本生活水平,但在政策执行层面却成为了工资增长制度,带来的影响波及到各行业的各个阶层。总之,基于农民工(非正规部门就业为主)、工业企业数据库(正规部门中的大中型企业就业)等样本的实证结果以及前文对于两部门的述评,本文初步推测:最低工资标准的大范围、高频率、大幅度提升对于各行业工资(以及由此引发的消费支出^①)和两部门劳动力流动确实造成了显著冲击,有利于“正规化、高工资、高消费”均衡的实现。

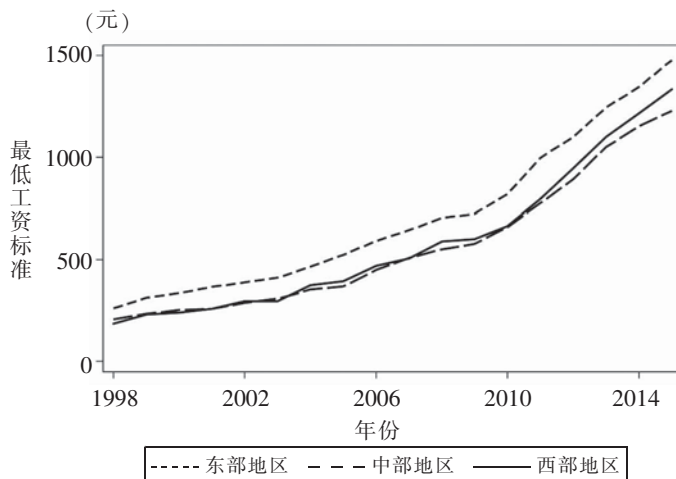


图1 1998—2015年中国三大区域最低工资标准变化情况

资料来源:各省份人力资源与社会保障局网站。

本文期望对现有文献做出以下方面的补充:一是国内文献大多聚焦于最低工资标准对失业和工资的冲击,却忽视了作为福利直接载体的消费支出研究。二是最低工资制度保障对象为正规部门低收入群体,然而以往研究或以农民工为主体^②或以大型制造业企业工人为主,并未探讨劳动者是否受最低工资标准保护这一基本前提。因此,通过区分政策实施对象研究最低工资标准,有助于审视过往文献相左的实证结果,更加全面地评估最低工资标准提高的社会收益(如就业正规化)和成本。三是将工资、消费、正规化纳入统一分析框架,从“大推进”理论视角分析劳动力市场规制对于就业正规化的影响,丰富了探讨就业正规化原因的经验研究。

① 低收入群体边际消费倾向一般较高,因而消费刺激效应明显(详见实证部分)。

② 根据2001年中国城市劳动力市场调查数据,农民工样本群体中正规就业共计257个,非正规就业共计581个。

二、理论模型

虽然本文实证部分探讨的是劳动力市场就业正规化问题,但是根据前文论述和 Meghir et al. (2015)的分析,劳动力就业正规化的根本推动力是企业的正规化。有鉴于此,这里借鉴 Murphy et al. (1989a)和 Magruder(2013)的分析框架,通过构建基于典型化事实的一般化模型,从微观企业视角论证:倘若工人需要一定工资溢价才愿意进入正规部门工作,那么他们获得的高工资,将可能使经济体由非正规部门生产均衡转换为正规部门生产均衡。

具体地,假设某地区居民消费 Q 种商品,他们的效用函数设定为柯布—道格拉斯形式: $U(x) = \sum_{i=1}^Q \ln(x_i)$, 其中 x_i 表示第 i 种商品的消费数量。

供给层面,假设任一行业只生产一种商品。同时,企业面临两种技术选择:一种相对落后,1 单位劳动只能生产 1 单位商品;另一种虽然较为先进,1 单位劳动可生产 $\alpha(\alpha > 1)$ 单位商品,但是该类技术要求投入 F 单位前期劳动方可获得(类似专利)。基于中国既有典型化事实,本文将较难受到政府监管的企业定义为非正规部门企业,它们大多生产规模较小、数量众多,生产技术落后^①。同时,将易于受到政府监督(如最低工资管制)的企业定义为正规部门企业,该类企业一般采用先进生产技术,规模较大,为其所在行业的唯一生产商。

本文进一步将 Q 个行业细分为两类:第一类行业生产不可贸易品(部分无法实现空间分离的服务业,如家教培训、美容保健、家政服务)^②,其产品只能被当地居民消费,此类行业在最初阶段均使用落后生产技术,但由于其具有采用先进技术转化为正规部门生产的潜力,所以第一类行业中的企业后续将会根据预期利润决定采用何种生产技术,此类行业占比为 η 。第二类行业生产可贸易品,其产品不仅可用于本地居民消费,亦可与其他地区进行交换(如大部分制造业)。本文假定非本地居民对本地第二类行业产品的总需求为 E 。进一步,这里认为第二类行业中的任何行业均只有一家正规部门企业采用先进技术生产,并受政府监督,此类行业占比为 $1-\eta$ 。

要素市场上,这里假定劳动力可自由流动^③。由于假设所有非正规部门企业在劳动力市场上进行完全竞争,故非正规部门企业工资相同,此处标准化为 1。本文同时假设商品市场也是完全竞争的^④,因此由非正规部门企业进行生产的行业,必然会将其商品价格设定为边际成本,即为 1。而对于已经完成正规化转变的行业而言,虽然任一行业内只有一家企业存在,但由于不存在进入壁垒,

① 由于非正规部门企业规模通常较小,所以带来很大监管困难,而监管松散本质上是对非正规部门的一种“隐性补贴”,这使得一些企业即使技术落后,却仍能维持一定利润空间,从而免遭淘汰。

② 如此归类是为了更为清晰地分析最低工资标准上涨的消费刺激与再分配效应:最低工资标准上涨一方面提高了本国消费水平(即本文所指本地需求),另一方面则通过价格提升恶化了国外消费者需求(即下文中的 E)。如果最低工资标准提高引起的消费上升全部用来购买国外产品,则不会对中国相关行业产品形成需求,从而在用工成本增加的同时,弱化了非正规部门企业的正规化动机,不利于行业正规化的转变。这也是为什么本文在实证部分(详见表 3)利用不能进行空间贸易的本地服务需求进行稳健性检验的原因。类似地,如果外需 E 出现大规模下降,则将对我国各行业正规化转变带来不利影响。

③ 城镇地区劳动力虽未实现完全自由流动,但就服务业大量低技能劳动岗位而言(如餐厅服务员),劳动力流动面临的壁垒很低。根据 UHS2010-2012 年月度数据,20%非正规部门就业者在三年内更换了至少一次工作。

④ 在此设定下,非正规部门企业经济利润为 0。正规部门企业由于单位劳动生产率较高,从而在大量非正规部门企业正规化之前,经济利润为正。如此假设仅仅是为了使正规部门企业利润大于非正规部门企业,从而使正规化有利可图,至于非正规部门企业经济利润是否真正为 0 则无关紧要。

该行业产品也只能定价为1。可以看到,由于正规部门企业边际产出较高,所以其工资水平满足: $1 \leq w \leq \alpha$ (这是因为正规部门工资不可能超过劳动力带来的收益,也不可能低于劳动力从非正规部门企业获得的工资)。鉴于正规部门生产往往意味着更高的劳动强度,正规部门企业只需将工资调整到恰能弥补更高劳动强度带来的效用损失即可。进一步,本文假设当地人口规模保持 L 不变,且所有未就业者均能获得最低生活保障 β , 满足 $\beta < 1$ 。

根据柯布—道格拉斯效用函数性质,当本地居民收入为 y 时,他在每种商品上的支出均为 $\frac{y}{Q}$ 。如果第一类行业全部采用先进技术进行生产,则该类行业中单个企业的预期利润为:

$$\pi = \frac{y}{Q} \cdot \left(\frac{\alpha - w}{\alpha} \right) - F \cdot w \quad (1)$$

由于采用落后生产技术的企业利润恒为0,所以当 $\pi > 0$ 时,企业将会选择投入 F , 转变为高效率的正规部门生产。

假定收入仅由工资和最低生活保障构成,当第一类行业全部实现正规化时,当地居民的收入可以表示为:

$$y = F \cdot Q \cdot \eta \cdot w + \frac{y \cdot \eta \cdot w}{\alpha} + \frac{y \cdot (1 - \eta) \cdot w}{\alpha} + \frac{E \cdot w}{\alpha} + \left(L - F \cdot Q \cdot \eta - \frac{y \cdot \eta}{\alpha} - \frac{y \cdot (1 - \eta)}{\alpha} - \frac{E}{\alpha} \right) \cdot \beta \quad (2)$$

从中可以求解出均衡时当地居民收入水平:

$$y = \frac{L \cdot \beta + (w - \beta) \cdot \left(F \cdot Q \cdot \eta + \frac{E}{\alpha} \right)}{1 - (w - \beta) \cdot \frac{1}{\alpha}} \quad (3)$$

将(3)式代入(1)式,若转变为正规部门生产使得第一类行业有利可图,则须满足:

$$\pi = \frac{L \cdot \beta + (w - \beta) \cdot \left(F \cdot Q \cdot \eta + \frac{E}{\alpha} \right)}{1 - (w - \beta) \cdot \frac{1}{\alpha}} \cdot \frac{1}{Q} \cdot \left(\frac{\alpha - w}{\alpha} \right) - F \cdot w > 0 \quad (4)$$

等价地:

$$F < \frac{1}{Q} \cdot \frac{\left(L \cdot \beta + (w - \beta) \cdot \frac{E}{\alpha} \right) \cdot (\alpha - w)}{\alpha \cdot w - w \cdot (w - \beta) \cdot (1 - \eta) - \eta \cdot (w - \beta) \cdot \alpha} \quad (5)$$

另一方面,如果第一类行业均采用落后生产技术,则当地居民的收入可以表示为:

$$y = y \cdot \eta + \frac{y \cdot (1 - \eta) \cdot w}{\alpha} + \frac{E \cdot w}{\alpha} + \left(L - y \cdot \eta - \frac{y \cdot (1 - \eta)}{\alpha} - \frac{E}{\alpha} \right) \cdot \beta \quad (6)$$

进一步求解得到:

$$y = \frac{L \cdot \beta + (w - \beta) \cdot \frac{E}{\alpha}}{1 - (w - \beta) \cdot \frac{1 - \eta}{\alpha} - (1 - \beta) \cdot \eta} \quad (7)$$

将(7)式代入(1)式,如果第一类行业选择继续使用落后生产技术,则必然是因为转变为正规部门生产无法带来正的预期利润,此时:

$$F > \frac{\left(L \cdot \beta + (w - \beta) \cdot \frac{E}{\alpha} \right) \cdot (\alpha - w)}{\alpha - (w - \beta) \cdot (1 - \eta) - (1 - \beta) \cdot \eta \cdot \alpha} \cdot \frac{1}{Q \cdot w} \quad (8)$$

可以看到,当固定成本 F 在某个特定范围内取值时,(5)、(8)式将会同时满足,从而第一类行业存在两种潜在均衡状态:一种是正规化、高需求和高工资,另一种是非正规化、低需求和低工资。显然,当地居民收入越高^①,则他们对产品需求越旺盛,因此第一类行业中的企业实行正规化生产将更加有利可图,而当其中一部分企业实行正规化生产之后,又会进一步增加当地居民的工资性收入,扩大对剩余行业产品的需求,推动其正规化的转变,这正是“大推进”理论核心思想所在。反之,则所有企业将可能依旧采用落后的生产技术,维持低效率的非正规生产。

基于以上基准模型,本文进一步引入最低工资制度。理论演算显示:在 F 取某些值时,最低工资制度的实施,将在一定程度上促使多重均衡转化为只有正规化部门存在的唯一均衡。具体地,假定政府将最低工资标准设定为 \bar{w} ,并满足: $w \leq \bar{w} \leq \alpha$,其中 w 为不存在最低工资制度情况下正规部门企业工资水平, α 为正规部门企业在利润为正的前提下所能给予的最高工资。倘若 \bar{w} 不满足上述条件,最低工资制度或不产生任何影响,或导致企业没有生产意愿。假设所有行业中的正规部门企业都受到监管,而第一类行业在最初阶段虽然全部由非正规部门企业生产,但其中有部分行业会受到最低工资制度的影响(即溢出效应),且这部分行业在第一类行业中占比为 $\delta(0 \leq \delta \leq 1)$,该值与政府监督强度正相关。此外,由于商品售价恒为 1,一旦有行业实施高于 1 的最低工资,则该行业企业为了避免亏损,将必然转变为正规部门企业生产,在此过程中,当地居民就业、收入和消费支出都会受到影响。具体而言,最低工资制度实施后,当地居民的收入可表示为:

$$y = F \cdot Q \cdot \eta \cdot \delta \cdot \bar{w} + \frac{y \cdot \eta \cdot \delta \cdot \bar{w}}{\alpha} + y \cdot \eta \cdot (1 - \delta) + \frac{y \cdot (1 - \eta) \cdot \bar{w}}{\alpha} + \frac{E \cdot \bar{w}}{\alpha} + (L - F \cdot Q \cdot \eta \cdot \delta - \frac{y \cdot \eta \cdot \delta}{\alpha} - y \cdot \eta \cdot (1 - \delta) - \frac{y \cdot (1 - \eta)}{\alpha} - \frac{E}{\alpha}) \cdot \beta \quad (9)$$

由此得到:

$$y = \frac{L \cdot \beta + (\bar{w} - \beta) \cdot (F \cdot Q \cdot \eta \cdot \delta + \frac{E}{\alpha})}{1 - (\bar{w} - \beta) \cdot \frac{\eta \cdot \delta + 1 - \eta}{\alpha} - (1 - \beta) \cdot \eta \cdot (1 - \delta)} \quad (10)$$

此时,对于第一类行业尚未实现正规化生产的企业而言,如仍然偏好落后生产技术,则满足:

$$F > \frac{1}{Q} \cdot \frac{(L \cdot \beta + (\bar{w} - \beta) \frac{E}{\alpha}) \cdot (\alpha - \bar{w})}{\alpha \cdot \bar{w} - \bar{w} \cdot (\bar{w} - \beta) \cdot (1 - \eta) - \eta \cdot \delta \cdot (\bar{w} - \beta) \cdot \alpha - \eta \cdot \alpha \cdot (1 - \beta) \cdot (1 - \delta) \cdot \bar{w}} \quad (11)$$

可以验证,对于 F 的某些取值,当最低工资制度执行更加严格(即 δ 接近于 1),非本地居民对第二类产业产品需求 E 越旺盛,且 \bar{w} 与 w 接近时,(8)式将比(11)式更易得到满足,这意味着实行最低工资制度后,第一类行业由正规部门企业生产的均衡将更有可能出现。其逻辑在于,随着最低工资制度监管趋严,第二类行业正规部门中劳动者工资提升更为显著,而本地居民工资的提高必然导致其对于全社会所有产品的总需求增加,进而使得第一类行业中未实行正规化生产的企业更有可能进行正规化转变。由于生产要素自由流动,劳动力将首先满足工资较高的正规部门企业的用工需求,因此在第一类行业实现正规化生产并提高劳动者工资水平的同时,该类行业正规部门企业的就业人数将出现上升^②。由此可见,在市场协调机制未能充分发挥作用的情况下,政府部门最低工资制

① 当地居民收入的增加可能是由于某些外在因素的推动,如最低工资标准的提高。

② 由理论模型构建过程可以看出:如果非正规部门企业在成本压力下未能谋求正规化转变,最终破产,则产品市场上正规企业市场份额将出现增加,从而有助于劳动力市场上正规部门就业比例的提高。

度的构建,有利于提高劳动者收入水平,从而刺激消费、推进企业正规化进程,而正规化的演变又进一步提升了收入和消费支出,促进了由“低收入、低消费、非正规”均衡向“高收入、高消费、正规化”均衡的帕累托改进。

三、数据说明与模型设定

1. 数据介绍

本文使用三类数据:一是2005—2012年四省份(共计52个地级市)中国城镇住户调查(UHS)^①,样本省份包括辽宁、上海、四川以及广东;二是1998—2015年全国地级市层面最低工资标准;三是1998—2015年全国地级市层面部分宏观经济指标^②。主要变量描述性统计见表1。

UHS由国家统计局城市社会经济调查总队组织实施,采用分层(地级以上城市、县级市、县)随机抽样的方式获得样本,并利用调查户每日记账的方式收集数据^③。它不仅含有完善的家庭人口特征,如被调查对象的行业、职业、就业状态,且记录的收入与消费数据比任何其他现存数据库都更为详细和连续,从而成为本文进行行业与部门异质性以及支出变化研究的唯一数据来源。同时,UHS所含经常性调查户每年轮换1/3,即每个家庭(个体)样本存续期为3年,从而形成连续面板数据,有利于控制微观个体不可观测因素。依据国内外相关文献,本文选取15—60岁之间的个人作为研究对象,并剔除了消费总支出为0,以及最高1%和最低1%的异常值,最终得到122381个观测值。参考李金昌等(2014)、张延吉和秦波(2015)、胡鞍钢和马伟(2012)的方法,这里将国有经济单位职工、城镇集体经济单位职工、联营经济、股份制经济、外商和港、澳、台经济单位中工作职工定义为正规部门就业;同时把城镇个体或私营企业被雇者以及没有固定性职业,在所调查的月份内从事社会劳动时间超过半个月,所得报酬在当地足以维持本人生活的人员归为非正规部门就业^④。后者包括从事家庭拆洗缝补的托儿保姆,专门从事写作、绘画、信息、中介服务的小店铺、摊贩以及其他未领执照、无固定经营场所的个体劳动者。

由于最低工资标准不存在统一的数据来源,本文只能通过浏览当地政府网站、政策法规、统计公报手动获取。各地级市宏观经济变量,如国内生产总值、总就业数量、市城镇地区消费者物价指数均来自“中经数据网”。

表1描述性统计信息报告如下:2012年城镇地区非正规部门劳动者占比为45%,远高于发达国家平均水平。从人口特征看,20岁以下从事非正规部门工作的人员比例达到80%左右,而在其他年龄段则表现平稳,约为30%。按教育程度分类,除未上过学以外,随着教育水平的提高,从事非正规就业的人群占比出现显著降低,说明改善教育水平是突破部门界限的重要手段。依性别看,正规

① 由于部分控制变量采用的是地级市层面数据,而各省内部经济发展差异巨大,从而在横截面维度产生较大变异性,所以这里有理由认为本文实证结论具有一般代表性。

② 除图1外,全文所有变量均经地级市层面价格调整,为实际值,后文对此不再进行特别说明。

③ UHS调查对象涵盖城市市区和县城关镇区居民委员会行政管理区域内的住户,具体包括:户口在本地区的常住非农业户;户口在本地区的常住农业户;户口在外地,居住在本地区半年以上的非农业户;户口在外地,居住在本地区半年以上的农业户。

④ 样本内城镇个体或私营企业被雇者的月工作时间均值为194小时,标准差为47小时,基本不符合国家日工作时间8小时的法律规定,所以本文有理由认为这些样本属于非正规企业。此外,传统意义上的大型私营企业被归类为股份制企业属于正规部门。退一步讲,即使私营企业样本中涵盖了正规部门企业,也只会导致异质性结果被低估,这反而使本文结论有所加强。

部门男性偏多,而非正规部门男性和女性大约各占 1/2。无论是收入或支出,正规部门就业者均高于非正规部门就业者,但支出层面差距相对较小。

表 1 正规、非正规部门就业者人口特征演变情况

部门		2006		2009		2012	
		正规	非正规	正规	非正规	正规	非正规
全样本 (%)		62.70	37.30	53.81	46.19	55.00	45.00
年龄 (%)	20 岁以下	20.83	79.17	23.53	76.47	16.92	83.08
	20-30 岁	70.13	29.87	66.02	33.98	67.67	32.33
	30-40 岁	73.06	26.94	68.58	31.42	69.14	30.86
	40-50 岁	72.16	27.84	68.32	31.68	68.64	31.36
	50 岁以上	77.79	22.21	71.14	28.86	71.17	28.84
受教育年限 (%)	未上过学	54.55	45.45	26.92	73.08	33.33	66.67
	小学	33.85	66.15	23.56	76.44	16.39	83.61
	初中	45.06	54.94	33.03	66.97	29.85	70.15
	高中	57.87	42.13	44.81	55.19	47.20	52.80
	中专	66.21	33.79	57.12	42.88	55.32	44.68
	大学专科	78.48	21.52	70.58	29.42	68.54	31.46
	大学本科	88.55	11.45	83.15	16.85	82.58	17.42
	研究生	93.81	6.19	94.81	5.19	91.29	8.71
男性占比 (%)		59.97	47.47	59.43	50.38	58.82	51.42
人均工资性收入 (元)		21848.06	9036.82	31209.29	16024.78	45668.14	26318.63
家庭支出 (元)	总支出	45634.51	29486.02	67988.24	44319.77	87992.97	63428.14
	消费支出	32271.33	23563.08	44671.43	33174.12	62607.34	49325.27
	食物	11591.07	9292.92	15967.16	13430.52	21917.49	18988.93
	衣着	2953.27	1990.38	4220.08	2716.88	6166.70	4506.63
	居住	3148.61	2573.09	4379.30	3834.10	5153.89	4764.67
	家庭设备用品及服务	1774.00	1089.93	2694.97	1730.43	4392.29	3057.87
	医疗保健	1846.28	1605.20	2387.83	2032.89	2991.21	2583.89
	交通和通信	5010.28	3173.11	7408.14	4604.14	10797.67	7980.09
	教育文化娱乐服务	4629.29	2950.84	5660.30	3527.94	8299.03	5545.45
	其他商品和服务	1318.55	887.62	1953.65	1297.23	2889.07	1897.76

注:剔除了工资性收入为 0 的个体,这将导致最低工资标准对工资收入的影响存在一定程度上的高估。

资料来源:中国城镇住户调查。

2. 模型设定

由理论模型可知,最低工资标准的提高预期能够促使部分以本地需求为主且 TFP 增长较快的行业,实现由非正规化到正规化生产的结构优化。据此推理,随着最低工资标准的提高,该类行业中正规部门就业人数将出现上升,同时非正规部门就业人数将会下降。为了验证上述推论,本文建立如下回归方程:

$$Employed_{ijt}^* = \beta_0 + \beta_1 \ln MW_{jt} + \beta_2 Z_{jt} + \beta_3 X_{ijt} + \beta_4 T + \alpha_i + \gamma_h + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$Employed_{ijt} = \begin{cases} 1 & \text{if } Employed_{ijt}^* > 0 \\ 0 & \text{if } Employed_{ijt}^* \leq 0 \end{cases} \quad (13)$$

其中, $Employed_{ijt}$ 为 t 年 j 地区个体 i 在两部门间的就业状态, 1 代表在正规部门就业, 0 代表在非正规部门就业。 $\ln MW_{jt}$ 为 j 地区 t 年实际最低工资标准自然对数, Z_{jt} 代表地级市宏观经济周期控制变量, 包括市国内生产总值、市总就业人数^①。因为地方政府在确定最低工资标准时会考虑当地城镇居民生活费用支出、经济发展水平等因素(邸俊鹏和韩清, 2015; 王光新和姚先国, 2014; 马双等, 2012; Yamada, 2016), 所以控制以上变量有助于缓解内生性问题^②。实际上, 后文实证结果显示, 最低工资标准上涨对不同行业就业存在较强异质性, 这在一定程度上说明模型不存在明显的遗漏变量问题^③。值得注意的是, 本文回归方程被解释变量为微观住户而非地区加总数据, 对于微观住户, 最低工资标准等宏观变量均为外生, 这是微观数据的优势之一^④。 X_{ijt} 代表 UHS 数据库中被调查个体的受教育水平^⑤、年龄、性别。 T 代表时间趋势用来控制整体宏观经济走势; α_i 和 γ_h 分别代表个体和行业固定效应。如前所述, 由于并非所有行业非正规部门都能正规化, 并且各行业固定资本投入、当前已有正规化程度、行业准入等具体情况也有所不同(陈林等, 2016), 因此行业固定效应的引入十分有必要。 β_1 是本文关心的变量, 表示最低工资标准对部门间就业转换的影响。

此外, 最低工资标准的提高, 应首先增加本地居民工资性收入才能影响居民消费和企业用工成本。为此本文建立如下回归方程进行验证(Aaronson et al., 2012):

$$\ln Wage_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln MW_{jt} + \beta_2 Z_{jt} + \beta_3 X_{ijt} + \beta_4 T + \alpha_i + \gamma_h + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

其中, $\ln Wage_{ijt}$ 为 t 年 j 地区个体 i 实际工资自然对数, 其余变量含义同(12)。

最后, 根据理论模型所提假说, 居民收入提高引起的产品需求扩大有利于增进正规化进程。因此, 这里还需直接考察不同口径下支出水平对于最低工资标准的弹性大小(Aaronson et al., 2012):

$$\ln Expenditure_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln MW_{jt} + \beta_2 Z_{jt} + \beta_3 X_{ijt} + \beta_4 T + \alpha_i + \gamma_h + \varepsilon_{ijt} \quad (15)$$

其中, $\ln Expenditure_{ijt}$ 代表了 t 年 j 地区家庭 i 总支出以及各类消费支出水平自然对数, 其余变量含义与(12)保持一致, 为表达简便, 这里家庭和个人均用符号 i 来表示。

四、实证结果

1. 最低工资标准与两部门就业者差异性

如前所述, 中国城镇地区就业市场可细分为正规、非正规部门就业两类。前者就业相对稳定, 工

① 吴要武(2009)认为, 当地经济发展水平对于就业正规化有重要影响。

② 由图 1 可见, 最低工资标准只有在 2004 年和 2008 年分别颁布《最低工资规定》和《劳动合同法》后出现波动, 其他时期均保持平稳增长, 所以最低工资标准变动更大程度上与法律法规相关。

③ 孙中伟和舒纷纷(2011)利用各市人均月度消费性支出和劳动合同签订率作为工具变量, 发现其回归模型与 OLS 回归模型结果没有显著差异, 因此他们直接使用 OLS 模型作为分析载体。孙楚仁等(2013)将延期的最低工资标准作为工具变量, 发现并未对实证结果造成影响。Gan et al.(2016), 马双等(2012), 丁守海(2010)利用双重差分(DID)的方法作为稳健性检验, 也未发现所得结果与基准结果有异。基于中国最低工资标准的大量实证结果以及正文相关分析, 本文有充分理由相信模型设定的合理性。

④ 在涉及微观数据的最低工资标准文献中, 一些作者(如 Aaronson et al., 2012)仅仅控制了固定效应、趋势效应以及最低工资标准本身, 认为引入过多变量无助于解决遗漏变量造成的内生性问题, 反而会引发更强内生性。

⑤ La Porta and Shleifer(2014)指出, 受教育水平是影响个体正规化就业不可或缺的因素。

资福利较好;后者则较苦、较脏,且工资水平相对偏低。因此,在展示最低工资标准影响之前,本文首先利用 UHS 详尽的微观数据并基于最低工资标准视角对两部门就业者差异性进行简单刻画。

从图 2 可以看到:虽然各地最低工资标准以及正规、非正规部门工资分布在样本期间内均有右移趋势,但差异较大。①不受最低工资标准直接约束的非正规部门离散程度更高且存在明显拖尾,导致低于最低工资标准的人群比例即使逐年下降,但仍显著高于正规部门。②同一年度各地正规部门就业者平均工资水平明显高于非正规部门,表明正规部门劳动边际产出在平均意义上高于非正规部门,这与前文理论模型对于两部门生产技术的设定是一致的。③由于低收入群体大多集中在不受最低工资法律法约束的非正规部门,本文预期,以往文献关于最低工资标准提高低收入群体福利的分析可能存在较大设定偏误和局限性(Yamada, 2016)。

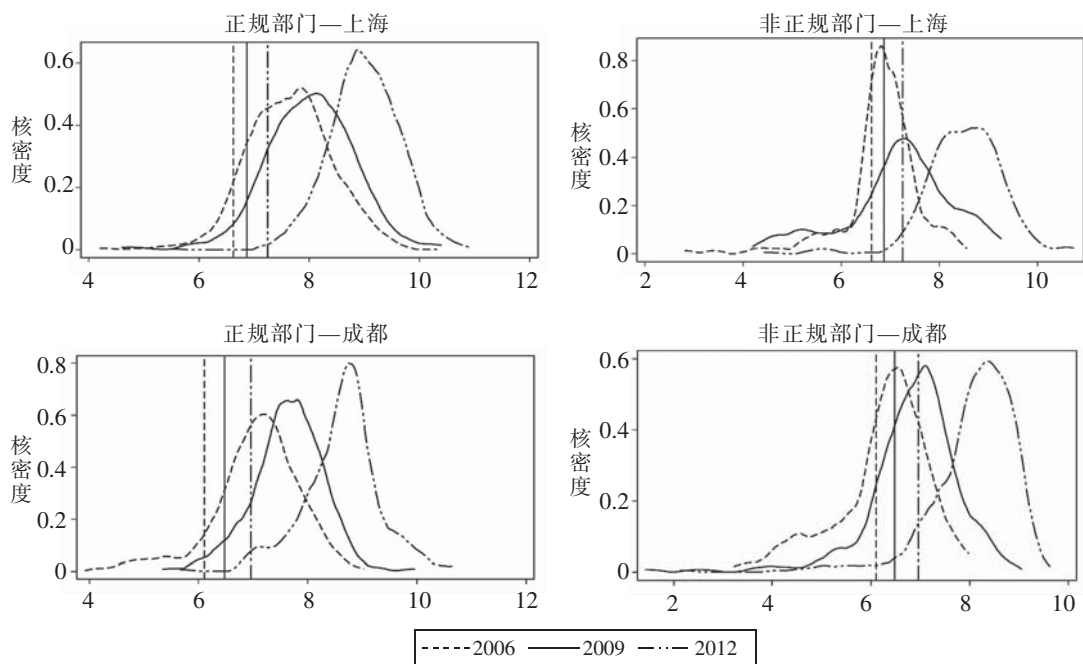


图 2 各地区最低工资标准与工资分布

注:篇幅所限,本文只列示部分城市,如需了解其余城市情况可与作者联系。

资料来源:中国城镇住户调查、各省份人力资源和社会保障厅(局)网站。

2. 最低工资标准与行业正规化演变异质性

表 2 列示了最低工资标准提高对于不同行业正规化转变的影响。由于各行业需求和 TFP 增长在 2010 年前后表现出较大差异性(比如,2005—2010 年,制造业人均人工成本与劳动生产率的比值一直稳定在 0.20 左右,但 2011 年后,随着制造业劳动生产率增速放缓和人工成本的继续增长,这一数字在 2013 年达到 0.31),这里在时间上进行了区分。

从全样本来看,无论是 2005—2009 年还是 2010—2012 年,最低工资标准提高均显著地促进了就业的正规化转变,初步支持了理论模型预测:最低工资标准提高有利于正规就业的实现。下文进一步细分行业做简单质化分析。

零售业特征与模型中对于第一类行业的刻画最为相近:该行业完全不可贸易,因此以本地需求

表 2 最低工资标准影响非正规部门就业正规化的行业异质性

产业	行业	2005—2009				2010—2012			
		估计值	标准误	边际值	标准误	估计值	标准误	边际值	标准误
全样本		2.72***	0.35	0.05***	0.01	3.28***	0.54	0.16***	0.04
第一产业	农、林、牧、渔	-23.38***	8.47	-1.01**	0.42	-3.51	8.78	-0.14	0.35
第二产业	采矿业	-9.53**	4.71	-0.02	0.01	23.39***	8.21	0.02	0.02
	制造业	-1.08	0.80	-0.00	0.00	-3.77***	-1.40	-0.00**	0.00
	电力、燃气及水的生产和供应业	-2.95	3.71	-0.00	0.00	-1.84	3.37	-0.00	0.00
	建筑业	0.72	1.58	0.02	0.04	-2.20	2.66	-0.04	0.05
第三产业	交通运输、仓储和邮政业	2.36	1.82	0.01	0.01	9.08***	2.38	0.48***	0.12
	信息传输、计算机服务和软件业	7.57*	4.57	0.28*	0.18	3.87	3.21	0.26	0.22
	批发和零售业	10.81***	1.80	0.23***	0.03	5.10***	1.56	0.02**	0.00
	住宿和餐饮业	12.55***	2.82	0.37***	0.08	16.93***	3.80	0.60***	0.13
	金融业	2.37	1.90	0.00	0.00	-3.41	2.67	-0.00	0.00
	房地产业	15.64***	1.64	0.99***	0.09	-36.01***	11.16	-1.76***	0.55
	租赁和商务服务业	14.22***	3.70	0.80***	0.19	-4.05	7.02	-0.00	0.01
	科学研究	6.83	4.51	0.00	0.00	-4.49	8.16	-0.00	0.00
	水利、环境和公共设施管理业	-6.03**	3.10	-0.02	0.01	-4.05	7.02	-0.00	0.00
	居民服务和其他服务业	0.44	1.10	0.02	0.06	8.28***	1.47	0.21***	0.06
	教育	15.16***	2.63	0.09***	0.02	6.14	5.08	0.03	0.02
	卫生、社会保障和社会福利业	3.87***	1.50	0.01**	0.01	6.97**	3.49	0.00*	0.00
	文化、体育和娱乐业	14.54***	4.59	0.44***	0.11	14.48	9.90	0.41	0.29
	公共管理和社会组织	4.07***	1.31	0.00**	0.00	7.74***	2.94	0.01	0.01

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%显著性水平上显著。

资料来源:根据中国城镇住户调查数据计算。

为主;根据崔敏和魏修建(2015)的估计,2004—2012年住宿和餐饮业、批发和零售业 TFP 增速位居 14 类细分服务业中的前三位;由于连锁组织可在微利空间下进行低成本扩张,所以规模优势明显,最终导致在中国这样的发展中国家,分布十分普遍的小规模零售商店(以非正规部门为主),其盈利能力显然不如经过横向或者纵向兼并之后的大型连锁购物中心或者连锁店(以正规部门为主)。数据显示,2004 年零售业开始全面对外开放以来,内资和外资零售巨头展开了激烈竞争,行业内部收购兼并现象大量涌现,规模不断升级,寡占趋势更加明显。在这个过程中,外资零售企业对中国零售业的发展起到了示范带头作用,带来了技术溢出效应,中国零售企业通过改进管理方法等手段大大提高了其自身正规化“潜力”,所以当最低工资标准提高引起全社会用工成本大幅提高时,零售业非正规部门企业可以充分吸收新技术,借以进行正规化,充分发挥规模优势抵消成本负面冲击。类似地,交通运输、仓储和邮政业,居民服务和其他服务业受最低工资标准大幅提高影响,正规化趋势也

愈发明显。其余服务业的情况则不尽相同:租赁和商务服务业,文化、体育和娱乐业,卫生、社会保障和社会福利业以及教育行业,在2010年之后出现了正规化停摆现象。

考虑到“逆正规化”这一现象的有趣性,这里结合理论模型和宏观数据对房地产业和制造业做进一步探讨。先看房地产业。表2显示,该行业在2005—2009年间的正规化程度明显提升,但2010年之后却出现“逆正规化”趋势。需求层面分析,2005—2007年,在长周期力量支撑下,房地产市场销量、价格、投资保持高速增长。2008年,由于国际金融危机影响,这一势头受到短暂冲击。2009年,随着降低首付比、利率等政策的逐步落实,房地产市场迅速恢复并趋热。2010年,宏观调控再次收紧,随后两年房地产市场出现降温,住房供过于求问题突出。另一方面,根据UHS数据,中国最低工资工人(正规部门就业)职业构成中36%为办事人员和有关人员,与此同时,房地产业正规部门这一特定职业类型劳动者占比由2009年之前较为稳定的60%左右跌落至2012年的54%,这些数据从侧面进一步印证了该行业的“逆正规化”趋势。再看制造业,2005—2009年,该行业正规部门并未随着最低工资标准的提高而出现扩张,甚至出现萎缩。在随后的2010—2012年,这一现象更为明显:最低工资标准每上涨10%,造成制造业工人由正规部门向非正规部门转移的概率提高4%。究其原因,一方面由于全球金融危机影响,外国消费需求下滑对中国制造业影响显著(金碚等,2009);另一方面,国家统计局数据显示,2005—2013年,中国制造业人均人工成本水平年均增长14.7%,制造业劳动生产率年均增幅仅为8.5%。最后,根据UHS数据,最低工资工人行业占比中,制造业位居各行业之首,达到23%。在这种情况下,考虑到最低工资标准提高的信号机制和外溢效应,如果最低工资标准提高的趋势持续下去,制造业正规部门利润将受到进一步压缩。类似地,Liang et al.(2016)发现,2007年和2013年的情况截然不同:无论是房地产业还是制造业,均出现了正规部门就业的较大幅度下滑以及非正规部门就业中应急工(Causal Worker)就业概率的大幅增加(由21%陡增至43%)。

综合以上事实,本文分析认为:最低工资标准大范围、高频率、大幅度的提高导致最低工资工人占比较高的行业首当其冲,成本出现迅速攀升,如果此时需求进一步恶化,就会导致行业利润出现下滑。根据李强和唐壮(2002)的研究成果,正规部门就业成本在社会保障、劳动力培训以及城市基础设施建设方面远高于非正规部门就业,后者在就业渠道上基本没有由企业或国家提供任何支持。因此,非正规部门就业成为各行业正规部门劳动力在面临负向冲击时转换为失业状态的“缓冲地带”(Yamada,2016;蔡昉和王美艳,2004)。

3. 行业异质性内在机制探讨:量化分析

这里参考孙楚仁等(2013)的计量模型,考虑引入最低工资标准与特定年份、特定省份服务业细分行业TFP增速交叉项和最低工资标准与本地最终消费总需求交叉项,以定量检验理论假说合理性。不过,由于消费溢出效应的存在,最终消费支出虽然与本地消费成正比,但并不能完全匹配。为使结果稳健,本文在梳理了UHS 200多项消费支出后,筛选出家教费、理发洗澡费、美容费等不具有空间分离性且溢出效应不明显的服务性支出替代最终消费支出,由于两者成正向变动,因此较为合理,回归结果如表3所示。

从服务业的情况看,最低工资标准提高整体上促进了该行业非正规部门就业的正规化转变。究其原因,王恕立和胡宗彪(2012)发现,2004年以后,中国服务业技术效率改进已开始由以纯技术效率为主转向以规模效率为主,规模效率年均增长率在2004—2010年达到1.5%。他们分析认为,服务业之所以显现出规模效率的特征,可能得益于网络通信等科技技术的突破,使得原本不可贸易的某些服务具有了实物商品的特性,从而促进了服务业中正规部门企业的迅猛扩张。

表3 行业 TFP 与本地市场需求对服务业非正规部门就业正规化的影响

控制变量	(1)		(2)	
	估计值	边际值	估计值	边际值
$\ln MW$	-42.81*** (12.10)	0.02*** (0.01)	-39.40*** (10.50)	0.03*** (0.01)
TFP_h	41.82 (439.48)	32.00*** (1.14)	43.23 (386.32)	26.21*** (2.41)
$Demand$	-0.41 (2.62)	0.24*** (0.01)	0.14 (1.81)	0.19*** (0.01)
$\ln MW \times TFP_h$	614.37*** (236.00)		432.18** (167.07)	
$\ln MW \times Demand$	5.02*** (1.41)		1.87*** (0.95)	
$\ln MW \times TFP_h \times Demand$	-70.43** (28.14)		-45.80** (18.60)	
$TFP_h \times Demand$	123.26** (50.32)		107.29** (35.71)	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%显著性水平上显著。(2)栏利用 UHS 中具有当地支出特性的家教费、理发洗澡费、美容费等代替当地最终消费支出以反映本地支出水平。

资料来源:根据中国城镇住户调查数据计算。

表3显示,无论是 TFP 增速还是本地最终消费支出,交叉项系数均显著为正,这说明,行业 TFP 增长越迅速,本地消费需求越旺盛,最低工资标准提高对于非正规部门就业正规化的“催化”效果越强^①。边际值显示,最低工资标准每提高 10%将引起服务业非正规部门工人转移至正规部门就业的概率增加 20%,这些结论与表2中对三个产业的估计结果类似,充分反映出服务业在中国经济结构转型以及后工业化时代正规化转变过程中所起的核心作用。在将本地最终消费支出替换为家教费、理发洗澡费、美容费支出后,虽然交叉项系数有所降低,但依旧为正且显著不为 0。

值得一提的是,本文实证结果与孙楚仁等(2013)结论大体一致,他们利用 2004 年世界银行企业调查数据库发现,最低工资标准对企业的影响随企业生产率的不同而不同,企业生产率越高,最低工资标准对其影响越小。另一方面,他们也指出了需求因素对于企业克服最低工资成本压力上升的重要性:由于法律强制约束力以及信号作用等因素,最低工资标准的提高在改善了全社会劳动者工资性收入的同时,居民购买能力的增强对企业扩大生产规模形成激励,这意味着既出口又内销的本地企业(以正规部门企业为主)面临更大的需求,生产更具有规模经济优势,企业出口能力、出口额和出口密集度都得到提高^②。这些特征和结论均与本文理论模型中对第二类行业的刻画较为接近。

4. 最低工资标准与家庭消费支出

前文理论假说认为,在一定条件下,最低工资标准提高会推动当地企业员工工资的普遍上涨,在提升用工成本的同时也增加了对高支出弹性行业产品的需求,带动相关产业的快速增长,引起符

① 本文并未将最低工资制度作为就业正规化的唯一因素;无论从理论模型还是实证回归,本文都考虑到了消费需求(内生于经济发展水平)以及 TFP(内生于经济发展水平)对于劳动者就业正规化转变的影响。

② Krugman(1980)也指出,本地消费者收入和需求的增加将会引起更多公司在本地投资设厂,成为净出口者,带动就业增加。

合条件的行业内的非正规部门就业正规化。但是,常规观点认为最低工资标准本质上作为针对低收入群体的一项保障制度,不太可能引起全社会尤其是高收入群体工资和支出普遍增加。那么真实情况如何?下文将从需求角度出发,测算最低工资标准提高对全社会各阶层工资性收入和总支出、各子项支出的提振效果,以此作为理论模型的重要支撑,并首次实证检验了最低工资标准的提高是否对中国消费福利改善有显著促进效应。

既然最低工资标准整体上提高了城镇地区居民收入,那么本文预期其对整体支出也会有提升效果。依托 UHS 详尽的微观消费数据,本文核算了家庭总支出以及其他八大类消费支出^①变化情况。表 4 显示,实际最低工资 1% 的增长会带来家庭总支出增加 0.9% 左右,且非正规部门支出弹性大于正规部门支出弹性。由于国内并无相关研究,这里不妨做个国际比较:Aaronson et al.(2012)利用 1983—2008 年美国家庭住户消费支出调查数据(Consumption Expenditure Survey, CEX)发现,小时最低工资每提高 1 美元将导致满足最低工资标准的家庭在随后的一个季度收入增加 250 美元,支出增加 700 美元。并且,这些支出大多是以汽车为主的耐用品消费。

总支出弹性的估计在宏观层面具有重要意义。表 5 结果显示,最低工资标准每提高 10%,城镇地区家庭食物消费支出将增加 103 元。假设中国城镇地区家庭平均人数为 3 个,则 UHS 包含了 122381 个观测值,约 40793 户。考虑到 UHS 抽样比例为 1%,这里匡算所得 4 省市食物支出增长 4.20 亿元,总消费支出增长 11.67 亿元^②。然而,不得不承认,本文估计只是刺激效果上限,原因在于:一是由于最低工资标准提高的信号作用及成本传导机制,全社会 CPI 将出现一定程度上升,从而对于没有工资性收入的群体,如个体雇主、城镇以外广大农村地区、进口国内商品的外国居民形成消费抑制;二是根据微观消费理论,边际消费倾向存在递减现象,因此当收入持续增加时,支出弹性降低,总支出相应减少;三是弹性的估计只是切线斜率,因此当最低工资标准上涨 10% 时,弹性估计值的精确度将随之下降。尽管如此,依托于微观数据的支出估计显示,最低工资标准提高带来需求提振,从而催化部分行业非正规部门正规化并非没有可能。

五、结论与政策启示

随着 2004 年《最低工资规定》的实施,各地最低工资标准普遍出现大幅度抬升,角色也由基本的“保障制度”无意中变为了“工资制度”。本文认为,如果设计足够合理,那么最低工资制度作为一种协调机制能够打破“低收入、低消费、非正规化”的均衡,进而实现“高收入、高消费、正规化”的状态优化。具体而言,在满足一定条件的住宿和餐饮业、批发和零售业,最低工资制度十分显著地引起劳动力由非正规部门转移至正规部门。考虑到两部门附加值及生产率差异较大,这一举措在一定程度上加快了经济结构优化步伐,改善了资源配置效率。不过,2010—2012 年,最低工资标准的提高却导致制造业出现了“逆正规化”现象。基于理论模型的分析认为:成本增加背景下的市场需求恶化及 TFP 增速放缓是造成最低工资标准对行业影响异质性的重要原因。

基于实证结果,本文形成以下政策启示:①改革开放以来,为鼓励企业投资实现工业化,利润侵蚀工资现象普遍存在,中国工资长期刚性偏低(郑志国,2008),人为地压低了消费水平。而美国总统罗斯福在 1938 年最低工资制度首次确立时就说,这项措施能够增加消费,从而为处于“大萧条”的美国经济增长注入活力。从这一角度看,中国也可以通过提高最低工资水平等社会保障标准,来增加边际消费倾向较高的低收入群体收入,以达到刺激消费的目的。②由于 2010—2012 年全球经济

① 家庭总支出涵盖了家庭除借贷支出以外的全部实际支出。

② 本文不足之处在于未能区分最低工资标准提高对于消费刺激的短期和长期效应。

表4 最低工资标准对总支出的影响

分位数	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
全样本	0.95*** (0.03)	0.88*** (0.02)	0.88*** (0.02)	0.89*** (0.02)	0.89*** (0.02)	0.89*** (0.02)	0.90*** (0.02)	0.88*** (0.02)	0.91*** (0.03)
正规部门	0.79*** (0.03)	0.78*** (0.02)	0.76*** (0.02)	0.80*** (0.02)	0.82*** (0.02)	0.82*** (0.02)	0.80*** (0.02)	0.81*** (0.03)	0.84*** (0.04)
非正规部门	1.03*** (0.04)	0.97*** (0.03)	0.96*** (0.03)	0.97*** (0.03)	0.99*** (0.03)	1.00*** (0.03)	1.02*** (0.03)	1.01*** (0.03)	1.02*** (0.05)

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上显著。

资料来源:根据中国城镇家庭住户调查数据计算。

表5 最低工资标准提高 10% 对城镇家庭各类消费支出刺激的测算

支出项目	参考弹性	家庭月均实际支出(元)	家庭支出增长金额(元)	四省市总支出(亿元)
居住	0.90	334	30	1.22
家庭设备用品及服务	1.15	182	21	0.86
医疗保健	0.16	164	3	0.12
交通和通信	1.52	475	72	2.94
教育文化娱乐服务	1.51	377	57	2.33
其他商品和服务	0.44	123	5	0.20
衣着	-0.23	276	-6	-0.24
食物	0.93	1109	103	4.20

注:各细分项目消费支出弹性估计可向作者索取。

资料来源:根据中国城镇住户调查数据计算。

远不及 2005—2009 年表现强劲,外需十分疲软,所以中国各地最低工资标准提高过快引起了更多行业的“逆正规化”趋势。考虑到 2013—2016 年全球经济下行压力更为明显,政府应该调低最低工资标准上涨幅度和频率。③本文认为以上两点看似相左结论出现的根源来自于这一现实:最低工资标准由各地级市制定。考虑到以上两方面情况,未来可以同时将行业因素纳入到最低工资制度当中,从而基于行业和地区两个维度综合设定最低工资标准。④由于最低工资标准提高对正规、非正规部门就业者不同工资阶层存在溢出效应,并且在更大程度上提高了高收入群体的实际工资收入水平,因此,政府有必要同时通过税收等其他配套政策来调节收入差距。

[参考文献]

- [1]蔡昉,王美艳. 非正规就业与劳动力市场发育——解读中国城镇就业增长[J]. 经济学动态, 2004,(2):24-28.
- [2]陈林,罗莉娅,康妮. 行政垄断与要素价格扭曲——基于中国工业全行业数据与内生性视角的实证检验[J]. 中国工业经济, 2016,(1):52-66.
- [3]崔敏,魏修建. 服务业各行业生产率变迁与内部结构异质性[J]. 数量经济技术经济研究, 2015,(4):3-21.
- [4]邸俊鹏,韩清. 最低工资标准提升的收入效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2015,(7):90-103.

- [5]丁守海. 最低工资管制的就业效应分析——兼论《劳动合同法》的交互影响[J]. 中国社会科学, 2010, (1):85-102.
- [6]都阳,万广华. 城市劳动力市场上的非正规就业及其在减贫中的作用[J]. 经济学动态, 2014, (9):88-97.
- [7]胡鞍钢,马伟. 现代中国经济社会转型:从二元结构到四元结构(1949—2009)[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2012, (1):16-29.
- [8]胡鞍钢,赵黎. 中国城镇非正规经济发展轨迹(1949—2004年)[A]. 国情报告(第九卷 2006年(下))[C]. 2012.
- [9]金碚,杨丹辉,黄速建,张其仔,罗仲伟,陈耀,吕铁,刘楷. 国际金融危机冲击下中国工业的反应[J]. 中国工业经济, 2009, (4):17-29.
- [10]李金昌,刘波,徐蔼婷. 中国贸易开放的非正规就业效应研究[J]. 中国人口科学, 2014, (4):35-45.
- [11]李强,唐壮. 城市农民工与城市中的非正规就业[J]. 社会学研究, 2002, (6):13-25.
- [12]刘西川,陈立辉,杨奇明. 农户正规信贷需求与利率:基于 Tobit III 模型的经验考察[J]. 管理世界, 2014, (3):75-91.
- [13]罗小兰. 中国最低工资标准农民工就业效应分析——对全国、地区及行业的实证研究[J]. 财经研究, 2007, (11):114-123.
- [14]马双,张劼,朱喜. 最低工资对中国就业和工资水平的影响[J]. 经济研究, 2012, (5):132-146.
- [15]孙楚仁,张卡,章韬. 最低工资一定会减少企业的出口吗[J]. 世界经济, 2013, (8):100-124.
- [16]孙中伟,舒纷纷. 最低工资标准与农民工工资——基于珠三角的实证研究[J]. 管理世界, 2011, (8):45-56.
- [17]王光新,姚先国. 中国最低工资对就业的影响[J]. 经济理论与经济管理, 2014, (11):16-31.
- [18]王恕立,胡宗彪. 中国服务业分行业生产率变迁及异质性考察[J]. 经济研究, 2012, (4):15-27.
- [19]吴要武. 非正规就业者的未来[J]. 经济研究, 2009, (7):91-106.
- [20]向攀,赵达,谢识予. 最低工资对正规部门、非正规部门工资和就业的影响[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, (10):94-109.
- [21]薛进军,高文书. 中国城镇非正规就业:规模、特征和收入差距[J]. 经济社会体制比较, 2012, (6):59-69.
- [22]杨坤,曹晖,孙宁华. 非正规金融、利率双轨制与信贷政策效果——基于新凯恩斯动态随机一般均衡模型的分析[J]. 管理世界, 2015, (5):41-51.
- [23]姚宇. 中国非正规就业规模与现状研究[J]. 中国劳动经济学, 2006, (2):85-109.
- [24]张峰,黄玖立,王睿. 政府管制,非正规部门与企业创新:来自制造业的实证依据[J]. 管理世界, 2016, (2):95-111.
- [25]张延吉,秦波. 非正规就业的空间集聚及与正规就业的共栖关系——基于全国工业和生活服务业的实证研究[J]. 经济地理, 2015, (8):142-148.
- [26]郑志国. 中国企业利润侵蚀工资问题研究[J]. 中国工业经济, 2008, (1):5-13.
- [27]Aaronson, D., S. Agarwal, and E. French. The Spending and Debt Response to Minimum Wage Hikes[J]. American Economic Review, 2012, 102(7):3111-3139.
- [28]Farrell D. The Hidden Dangers of The Informal Economy[J]. McKinsey quarterly, 2004.
- [29]Gan, L., M. A. Hernandez, and S. Ma. The Higher Costs of Doing Business in China: Minimum wages and Firms' Export Behavior[J]. Journal of International Economics, 2016, (100):81-94.
- [30]Hart, K. Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana [J]. The Journal of Modern African Studies, 1973, 11(1):61-89.
- [31]Hsieh C. T., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4):1403-1448.
- [32]Hsieh C. T., and P. J. Klenow. Productivity and Misallocation[R]. NBER Reporter, 2016.
- [33]Krugman, P. Scale Economies, Product Differentiation, and The Pattern of Trade [J]. American Economic Review, 1980, 70(5):950-959.

- [34]La Porta, R., and A. Shleifer. Informality and Development [J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 2014, 28(3):109–126
- [35]Liang, Z., S. Appleton., and L. Song. Informal Employment in China: Trends, Patterns and Determinants of Entry [R]. Social Science Research Network, 2016.
- [36]Magruder, J. R. Can Minimum Wages Cause a Big Push? Evidence from Indonesia [J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 100(1):48–62.
- [37]Meghir, C., R. Narita, and J. M. Robin. Wages and Informality in Developing Countries [J]. *American Economic Review*, 2015, 105(4):1509–1546.
- [38]Murphy, K. M., A. Shleifer, and R. Vishny. Income Distribution, Market Size, and Industrialization [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1989a, 104(3):537–564.
- [39]Murphy, K. M., A. Shleifer, and R. Vishny. Industrialization and the Big Push [J]. *The Journal of Political Economy*, 1989b, 97(5):1003–1026.
- [40]Ni, J., G. Wang, and X. Yao. Impact of Minimum Wages on Employment: Evidence from China [J]. *Chinese Economy*, 2011, 44(1):18–38.
- [41]Rosenstein–Rodan, P. N. Problems of Industrialization of Eastern and South–eastern Europe [J]. *The Economic Journal*, 1943, 53(210):202–211.
- [42]Sun, W., X. Wang, and X. Zhang. Minimum Wage Effects on Employment and Working Time of Chinese Workers—Evidence Based on CHNS[J]. *IZA Journal of Labor and Development*, 2015, 4(1):1–22.
- [43]Tressel, T. Dual Financial Systems and Inequalities in Economic Development[J]. *Journal of Economic Growth*, 2003, 8(2):223–257.
- [44]Yamada, K. Tracing The Impact of Large Minimum Wage Changes on Household Welfare in Indonesia[J]. *European Economic Review*, 2016, (87):287–303.

Effect of Minimum Wage Hikes on Formalisation of Employment

ZHANG Jun, ZHAO Da, ZHOU Long-fei

(School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Although minimum wage as a social security policy is originally designed to maintain living standard of the poor, this paper argues that it helps to realize a better equilibrium featuring high consumption, high wage and formalization as a byproduct. Empirical results suggest that elasticity of the minimum wage to increasing wage income in the formal sector is larger than that in the informal sector, and shows U–curve characteristics. Therefore, the increase of minimum wage standard widens income gap both within and between the two sectors. Each 10% increase in minimum wage will bring 1.16 billion more consumption expenditure per month. With the rapid growth of minimum wage standard, formal sector of wholesale & retail industry and accommodation & catering industry will expand, while informal sector in these industries will shrink. However, manufacturing industry and real estate industry show a different trend of informalization. We believe that total factor productivity in different industries and the change of demand could account for this heterogeneity when facing rapid growth of wage levels.

Key Words: minimum wage standard; formalization of informal sector; total factor productivity(TFP); product demand

JEL Classification: J68 L52 L51

[责任编辑:王燕梅]