

## 最低工资政策对企业利润率的影响

邓曲恒\*

**内容提要** 本文使用企业层面的面板数据以及课题组人工搜集的县级最低工资数据,估计了最低工资政策对企业利润率的影响。企业无疑会根据最低工资的变化而进行相应调整,但这一调整通常不是瞬时完成的。因此,本文使用了包含滞后期最低工资的动态面板模型。为估计最低工资政策对企业利润率的异质性影响,本文还估计了分位数回归动态面板模型。估计结果表明,在利润率的整个条件分布上,当期最低工资对企业利润率都具有负向影响。滞后期最低工资对企业利润率的影响在第5、10和15个条件分位点是正的,但在第90和95个条件分位点是负的;对其他条件分位点而言,滞后期最低工资对企业利润率没有影响。综合考察当期和滞后期最低工资的作用可以发现,最低工资对企业利润率的影响在第5个分位点以及第40个分位点之后的分位点都是负的,而且这一负向影响的绝对值随着条件分位点的提高而上升。对于其他条件分位点而言,当期和滞后期最低工资对企业利润率的影响并不显著。

**关键词** 最低工资 企业利润率 分位数回归动态面板模型

### 一 引言

最低工资政策是政府通过设定最低工资水平,借以干预劳动力市场的一种手段。尽管最低工资政策有着清晰的政策目标,但最低工资政策的实际效应却充满争议。这一争议的产生有多个方面的原因。一方面,最低工资政策不仅直接影响工资水平,而

\* 邓曲恒,中国社会科学院经济研究所,电子邮箱:dengqh@cass.org.cn。本研究得到了加拿大国际发展研究中心(IDRC)、国家自然科学基金(批准号:71003105、70873011)以及中国社会科学院创新工程项目“中国收入分配政策与制度研究设计”的资助。

且也间接影响就业、工资和企业利润。另一方面，由于数据和研究方法的局限，最低工资政策对工资水平的直接影响往往都很难被精确地度量，而对最低工资间接效应的研究则更加困难。

已有大量文献分析了最低工资政策对工资和就业的影响，但学术界在最低工资政策的影响方向和幅度方面还缺乏共识。根据制度设计，最低工资政策会提升工资水平低于最低工资标准的就业人员的工资。因而，低工资就业人员往往被预期会从最低工资政策获益最多。这一猜想被很多研究所证实。例如，Neumark et al. (2004) 发现，最低工资政策对低工资员工的影响最大，而对高工资员工则基本没有影响。然而，由于工资的上涨也会抑制劳动力需求，因此，为了全面考察最低工资政策对就业人员的影响，还必须考虑最低工资政策对就业的负面影响。

基于竞争性劳动力市场模型，最低工资水平意味着设定了一个具有约束力的价格底线 (binding price floor)，此时劳动力需求在决定就业总量时起到了关键作用 (Boeri & van Ours, 2008; Card & Krueger, 1995)。因此，最低工资水平的上涨会导致就业的减少。然而，Card & Krueger (1994, 1995) 得到了与这一理论预测不同的经验估计结果。他们发现，最低工资并没有造成就业的减少；相反，最低工资对就业具有小幅的正向效应。Card & Krueger (1994, 1995) 的发现与劳动力市场的买方垄断模型 (labor monopsony model) 相一致。在买方垄断模型中，企业面对向上倾斜的劳动供给曲线，因此最低工资有可能会对就业产生正向影响。

Card & Krueger (1994, 1995) 的研究激发了最低工资政策对工资和就业影响方面的后续研究。然而，尽管有相当多的研究考察了最低工资对就业人员的影响，很少有文献分析最低工资对企业的影响。由于工资和就业是劳动力供给方 (雇员) 和劳动力需求方 (企业) 共同决定的劳动力市场结果，考察企业对最低工资政策的反应显得尤为重要。本文试图估计最低工资对企业利润率的影响。这一影响并没有先验的方向。在其他条件不变的情况下，最低工资标准的提高会使得工资成本上涨，企业利润率于是会随之降低。然而，企业也可以通过若干途径来避免最低工资对利润率的负面影响。首先，如果违法成本并不高，企业可以选择执行最低工资政策；其次，企业可以通过提高产品价格将增加的劳动力成本转嫁给消费者；再次，劳动力成本上涨可能会使得企业使用资本替代劳动；最后，劳动力成本的上涨可能会促使企业提高效率 (Card & Krueger, 1995)。

从既有经验研究的结论来看，最低工资政策对企业利润率的影响在学术界并没有形成共识。Card & Krueger (1995) 使用事件研究 (event study) 方法，利用股票市场

数据,评估了1989年美国最低工资标准提高对股东财富的影响。他们将企业股东所得到的超常(abnormal)回报作为超额(excess)回报<sup>①</sup>,并考察了超额回报在有关最低工资标准提高的新闻发布后的变动。他们发现,难以确定有关最低工资标准提高的新闻使得投资者究竟是调高了还是调低了对企业的估价(Card & Krueger, 1995)。Pacheco & Naiker (2006)使用了与Card & Krueger (1995)相同的研究方法,并将其应用于新西兰数据。Pacheco & Naiker (2006)发现,青年人最低工资标准的变动并不会使得投资者改变对低工资企业的利润预期。Lin (2012)对超额回报进行了解析,并对基于股票市场的事件研究方法进行了改进。基于超额回报的分解结果, Lin (2012)发现最低工资对企业的负面影响被正向的市场业绩所抵消了,从而导致了1989年美国最低工资标准提高对企业的影响不显著。Draca et al. (2011)则将1999年英国实行全国范围的最低工资政策作为自然实验,使用双重差分法考察了最低工资对企业利润率的影响,并发现最低工资政策降低了企业利润率。

也有研究考察了发展中国家和转型国家中最低工资政策对企业利润率的影响。例如, Harasztosi & Lindner (2015)发现,2001年匈牙利最低工资标准的大幅上升并没有降低低工资企业的利润率。Cuong (2013)使用双重差分法和倾向得分匹配法,分析了2005年越南最低工资标准的上升对企业利润率的影响。研究结果表明,越南最低工资标准的提高对企业利润率没有影响。

近年来,中国的最低工资标准得到了较大幅度的提高并引发了学术界、政策制定者以及公众对最低工资效应的广泛讨论。一些人认为,最低工资标准的提高会扩大劳动力的供给。而另一些人则认为,最低工资的上涨会导致企业成本的增加,进而抑制劳动力需求。然而,很少有文章考察最低工资政策对企业的影响。在为数不多的以中国为对象的研究中,孙楚仁等(2013)发现最低工资对企业出口的影响呈现出U型曲线的特征。马双和甘犁(2014)的研究结果表明,最低工资政策会使得企业减少对员工的在职培训。Mayneris et al. (2015)则发现,最低工资政策降低了企业的生存概率,提高了存续企业(incumbents)的生产率,而且不会降低存续企业的就业和利润。

本文试图利用企业层面的面板数据以及人工搜集的县级层面最低工资数据,考察最低工资政策对企业利润率的影响。以往研究通常使用政策评估方法(大多为双重差分法),并依赖于为数不多的数据点(通常为两个)。相比而言,本文所使用的样本覆盖了更长的时间段,因此最低工资标准的变异等信息更为丰富。

---

① 计算方法为每天的回报减去估计的(predicted)回报。

企业对最低工资的反应并不是瞬时完成的。因此，本文估计了包含滞后期最低工资的线性动态面板模型。由于滞后期最低工资具有内生性，本文将滞后期数更长的最低工资作为工具变量，使用差分广义矩方法（GMM）进行了估计。然而，由于线性动态面板模型难以估计最低工资对企业利润率的异质性效应，且估计结果容易受异常值（outliers）的影响，本文也估计了分位数回归动态面板模型（quantile regression dynamic panel model）。结果表明，当期最低工资标准对企业利润率的影响是负的，而且其影响幅度（绝对值）随着条件分位点的提高呈现 U 型特征。而滞后期最低工资标准对企业利润率的影响在第 5、10 和 15 个条件分位点上是对的，但在第 90 和 95 个条件分位点上是对的。对其他条件分位点而言，滞后期最低工资对企业利润率没有影响。综合考察当期和滞后期最低工资的作用可以发现，最低工资对企业利润率的影响在第 5 个分位点以及第 40 个分位点之后的分位点都是负的，而且这一负向影响的绝对值随着条件分位点的提高而上升。对于其他条件分位点而言，当期和滞后期最低工资对企业利润率的综合影响并不显著。

## 二 研究背景

中国从 1994 年起开始在全国范围内实行最低工资政策。省级政府负责制定本省的最低工资标准。由劳动和社会保障部颁发的《最低工资规定》在 2004 年开始施行，极大地推动了最低工资政策的实施。由于经济发展程度的差异，最低工资标准在不同县级行政区域之间也存在差异。表 1 显示，以 2005 年为例，县级层面最低工资标准的基尼系数和泰尔指数分别为 0.1125 和 0.0233。表 1 也对最低工资标准的泰尔指数进行了按省和按地级市的分解。可以发现，最低工资标准地区差异的绝大部分可以由省际差异以及地级市之间的差异得到解释。

表 1 2005 年县级层面最低工资标准的变异性

指标	数值	占比(%)
基尼系数	0.1125	—
泰尔指数	0.0233	100
省内差距	0.0056	24.03
省际差距	0.0177	75.97

续表

指标	数值	占比(%)
泰尔指数	0.0233	100
市内差距	0.0013	5.56
市际差距	0.0221	94.44

资料来源：根据北京师范大学中国收入分配研究院最低工资课题组的县级层面最低工资标准数据计算得到。

最低工资标准的变异性也体现在时间维度上。图1描绘了最低工资标准在1999年到2009年期间的变动。可以看到，未加权的名义最低工资标准从1999年的228元提高到了2009年的569元。最低工资标准在县级行政区域之间的差异在各年之间也有所不同。县级行政区域最低工资标准的基尼系数从1999年的0.1350下降到了2009年的0.0839，但在2001年和2004年期间，这一基尼系数存在着一定的波动性。最低工资标准在县级行政区域之间以及不同年份之间的差异，使得我们可以利用这一变异性来评估最低工资政策的影响<sup>①</sup>。

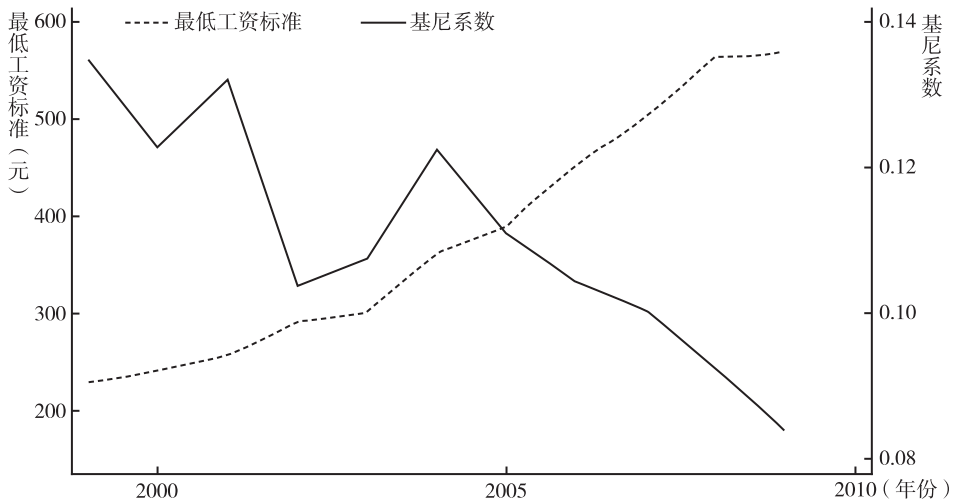


图1 最低工资标准的时序变动

资料来源：根据北京师范大学中国收入分配研究院最低工资课题组的县级层面最低工资标准数据计算得到。

① Baker et al. (1999) 认为，相对于美国而言，加拿大的最低工资标准是省级以下政府而非联邦以下政府制定的，其最低工资标准的变异性也更大，因此更加适合于评估最低工资的效应。

### 三 数据和描述性统计

本文所使用的数据有两个来源。第一个数据集是国家统计局规模以上工业企业数据库，样本覆盖所有的国有企业以及规模以上的非国有企业<sup>①</sup>。工业企业数据库包括了采矿业、制造业以及公用事业等行业的企业，并提供了企业销售收入、利润、资产、员工数量、所在行业、所有制性质以及设立年份等信息。本文仅使用了1999–2009年的工业企业样本。第二个数据集是北京师范大学中国收入分配研究院最低工资课题组人工搜集的县级最低工资标准数据，我们根据企业的区域代码将最低工资数据库与工业企业数据库进行了合并。

表2报告了企业样本的描述性统计信息。从表2可以看到，如果将企业利润率定义为利润除以销售收入，那么企业利润率的均值为0.0306，而标准差为0.1039。这意味着利润率在不同企业之间存在着很大的差异。企业年龄度量了企业自设立起的经营年限。对本文的企业样本而言，企业年龄的均值为14.22年。有些企业可能会因销售额的减少而非破产倒闭这一原因退出样本，但有些年轻企业可能因销售额太低而没有被纳入到工业企业数据库中。因此，难以对样本中企业年龄的偏差进行推断。

表2 描述性统计

	均值	标准差
利润率	0.0306	0.1039
年龄/100	0.1422	0.1249
资产(10亿元)	0.0081	0.0725
员工人数(万人)	0.0580	0.1910
企业销售额在四位数行业中的比率	0.0044	0.0182
所有制性质(%)		
国有企业	8.25	
集体企业	0.07	
外资企业	33.28	
私营企业	32.69	

<sup>①</sup> 销售额在500万元以上的企业被视为规模以上企业，规模以上这一标准在2011年被提高到2000万元。

续表

	均值	标准差
股份合作或股份有限公司	7.63	
联营企业	0.30	
其他	17.77	
样本数量	202456	

资料来源：根据规模以上工业企业数据计算得到。

由于2008年和2009年的工业企业数据没有提供固定资产原价这一信息，因此我们无法利用永续盘存法计算资本。本文转而利用资产作为资本的代理变量。从表2可以看到，样本企业的资产均值为810万元。从就业来看，样本企业的平均雇员规模为580人。我们也计算了每一企业的销售额在所在四位数行业总销售额中的份额，作为该企业垄断力量的一个测度，这一指标的均值为0.0044。表2也给出了企业所有制性质的分布。可以看到，样本中2/3的企业为外资和私营企业，国有企业仅占样本的8.25%。

#### 四 计量方法

假设企业利润率方程可以写为<sup>①</sup>：

$$P_{ijt} = \beta MW_{jt} + \gamma X_{ijt} + v_{ijt} \quad (1)$$

其中， $P_{ijt}$ 为第*j*个县的第*i*个企业在第*t*年的利润率。 $MW_{jt}$ 为第*j*个县在第*t*年的最低工资标准。 $X_{ijt}$ 为企业特征向量，包括资产、员工数量、企业年龄等。误差项 $v_{ijt}$ 被假定包括县级层面的固定效应（ $\tau_j$ ）、企业层面的固定效应（ $\alpha_{ij}$ ）、县级层面随时间变动的不可观测特征（ $\sigma_{jt}$ ）以及企业层面随时间变动的不可观测特征（ $\varepsilon_{ijt}$ ）。 $\varepsilon_{ijt}$ 被假定为在不同企业之间是独立的。

$$v_{ijt} = \tau_j + \alpha_{ij} + \sigma_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

由于最低工资标准的制定在很大程度上与县级层面可观测以及不可观测的因素有关，因此 $MW_{jt}$ 与县级层面的固定效应（ $\tau_j$ ）以及县级层面随时间变动的不可观测特征（ $\sigma_{jt}$ ）相关。由于 $\tau_j$ 和 $\sigma_{jt}$ 也影响企业的利润率（ $P_{ijt}$ ），因此 $MW_{jt}$ 具有内生性。

通过使用差分或者固定效应的处理方法，企业固定效应（ $\alpha_{ij}$ ）可以被消除。此外， $MW_{jt}$ 与县级固定效应（ $\tau_j$ ）的相关性也可以得到消除。然而， $MW_{jt}$ 与县级层面随时间变

① 为了表述上的方便，我们在方程中省略了常数项。

动的不可观测特征 ( $\sigma_{jt}$ ) 之间的相关性却无法被消除。因此, 差分或者固定效应方法无法纠正因  $MW_{jt}$  的内生性而导致的估计偏差。但与  $MW_{jt}$  相关而不与  $P_{ijt}$  直接相关的工具变量能够处理  $MW_{jt}$  的内生性问题。由于县级层面随时间变动的不可观测特征 (比如当地的经济状况) 往往会在设定当地最低工资标准时作为一个因素得到考虑, 因此, 合适的工具变量并不容易找到。本文转而使用滞后期的  $MW_{jt}$  作为当期  $MW_{jt}$  的工具变量。

企业对资源的重新调整往往需要花费时间成本和物质成本 (Hamermesh & Pfann, 1996)。由于调整成本的存在, 企业无法迅速对外在冲击做出反应<sup>①</sup>。如果企业无法及时对投入配置进行调整, 前一期的最低工资对本期的企业利润率会产生滞后影响。因此, 需要使用有限分布滞后模型来估计最低工资政策可能会出现滞后作用。

因此, 本文也将滞后一期的最低工资放入企业利润率方程, 以考察最低工资对企业利润率的滞后影响<sup>②</sup>。此外, 滞后一期的企业利润率也被放入企业利润率方程。因此, 式 (1) 变为一个自回归有限分布模型:

$$P_{ijt} = \rho P_{ij,t-1} + \beta MW_{jt} + \delta MW_{j,t-1} + \gamma X_{ijt} + v_{ijt} \quad (3)$$

对式 (3) 进行一阶差分, 我们可以得到:

$$\Delta P_{ijt} = \rho \Delta P_{ij,t-1} + \beta \Delta MW_{jt} + \delta \Delta MW_{j,t-1} + \gamma \Delta X_{ijt} + \Delta u_{ijt} \quad (4)$$

从式 (4) 可以很容易看出, 企业层面和县级层面的固定效应在一阶差分后得到消除。然而,  $\Delta u_{ijt}$  与  $\Delta MW_{jt}$ 、 $\Delta P_{ij,t-1}$  以及  $\Delta MW_{j,t-1}$  存在相关性<sup>③</sup>。为了处理  $\Delta MW_{jt}$ 、 $\Delta P_{ij,t-1}$  以及  $\Delta MW_{j,t-1}$  的内生性问题, 本文使用这些内生变量的滞后值作为工具变量 (Anderson & Hsiao, 1981)。如果  $u_{ijt}$  不存在序列相关, 那么  $P_{ij,t-2}$  可以作为  $\Delta P_{ij,t-1}$  的工具变量。同样, 也可以找到  $\Delta MW_{jt}$  和  $\Delta MW_{j,t-1}$  的工具变量。如果  $u_{ijt}$  服从 AR(1) 的序列自相关, 那么  $P_{ij,t-3}$  而非  $P_{ij,t-2}$  成为  $\Delta P_{ij,t-1}$  的工具变量。 $u_{ijt}$  的自相关阶数可以进行检验。

Anderson & Hsiao (1981) 的估计量只利用了内生变量的一期滞后值作为工具变量, 因此未能利用更长滞后阶数的所有滞后变量的信息。相比而言, Holtz-Eakin et al. (1988) 以及 Arellano & Bond (1991) 发展的 GMM 估计量使用了内生变量的更长滞后阶数的所有滞后值作为工具变量。例如, 如果  $u_{ijt}$  不存在序列相关, 那么  $P_{ij,t-2}$  以及其他滞后值 ( $P_{ij,t-2}, \dots, P_{ij1}$ ) 都可以成为  $\Delta P_{ij,t-1}$  的工具变量。正式地, 工具变量矩阵可

① 关于调整成本对中国企业投入再配置的影响, 请参见 Cooper et al. (2013)。

② Baker et al. (1999) 细致地考察了最低工资对就业的滞后影响。

③  $\Delta u_{ijt} = \Delta \sigma_{jt} + \Delta \varepsilon_{ijt}$ 。



以被写成<sup>①</sup>：

$$Z = \begin{bmatrix} Z_{ij1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & [Z_{ij1}, Z_{ij2}] & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & [Z_{ij1}, \cdots, Z_{ij,t-2}] \end{bmatrix} \quad (5)$$

然而，由于工具变量的数量会随着滞后阶数的增加而快速增加，因此在有限样本中使用系统 GMM 方法会产生矩阵奇异性、Hansen 检验效力减弱以及过度拟合内生变量等诸多问题（Roodman, 2009）。虽然对于使用多少工具变量并没有统一的标准，但作为一个拇指规则（rule of thumb），工具变量的数量不得超过企业数量。尽管本文的样本满足这一拇指规则，我们还是选择将工具变量进行合并（collapse）以减少工具变量的数量。在合并工具变量之后，工具变量矩阵为：

$$Z^+ = \begin{bmatrix} Z_{ij1} & 0 & \cdots & 0 \\ Z_{ij2} & Z_{ij1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Z_{ij,t-2} & Z_{ij,t-3} & \cdots & Z_{ij1} \end{bmatrix} \quad (6)$$

从理论计量的角度看，滞后期利润率和滞后期最低工资的一阶差分也可以作为利润率的工具变量。然而，当把滞后期利润率以及滞后期最低工资的一阶差分放入工具变量矩阵之后，工具变量无法通过 Sargan 检验。因此，本文只使用了利润率和最低工资的滞后值作为工具变量。这也意味着，本文使用了差分 GMM 而非系统 GMM 估计方法。此外，本文使用了 Windmeijer（2005）的有限样本纠正方法处理了标准误的向下偏差。

线性动态面板模型隐含地假定，最低工资政策对企业利润率的影响在不同企业之间并不存在差异。然而，利润率不同的企业可能会对最低工资做出不同的调整，由此也会导致最低工资对利润率的影响在不同企业之间有所不同。本文因而遵照 Galvao（2011）的方法，使用了分位数回归动态面板模型，以估计最低工资政策在利润率的不同条件分位点上对利润率的不同影响。与线性动态面板模型相比，分位数回归动态面板模型的优点在于不仅能够估计在条件分布上的系数差异，而且也对异常值较为不敏感。与线性动态面板模型类似，分位数回归动态面板模型也能处理内生性偏差。在

<sup>①</sup>  $Z_{ij}$  包括  $MW_{ij}$  和  $P_{ij}$ 。

考虑企业固定效应的分位数动态面板模型中，企业利润率的第  $\tau$  个条件分位数函数为：

$$Q_{P_{ijt}}(\tau | P_{ij,t-1}, MW_{jt}, MW_{j,t-1}, X_{ijt}) = \rho(\tau)P_{ij,t-1} + \beta(\tau)MW_{jt} + \delta(\tau)MW_{j,t-1} + \gamma(\tau)X_{ijt} + v_{ijt} \quad (7)$$

由于  $P_{ij,t-1}$  具有内生性，因此本文依照 Galvao (2011) 的做法，使用 Chernozhukov & Hansen (2006) 的工具变量分位数回归方法。事实上，Galvao (2011) 的估计方法是工具变量分位数回归方法以及动态面板模型的结合。

## 五 估计结果

表 3 报告了普通最小二乘法 (OLS)、静态面板模型以及线性动态面板模型的估计结果。表 3 的第 1 列给出了企业利润率方程式 (1) 的 OLS 估计结果。OLS 估计结果表明，最低工资对企业利润率的影响显著为负<sup>①</sup>。资产以及雇员规模对企业利润率都有着正向影响。企业的销售额占四位数行业总销售额的份额测度了企业的垄断力量，销售份额越大，企业利润率越高。企业的所有制性质也影响到利润率。私营企业的利润率最高，而国有企业的利润率最低。两位数行业虚拟变量以及年份虚拟变量也被放入利润率方程中作为控制变量，但由于文章篇幅的限制，本文没有报告这些虚拟变量的估计结果。

表 3 企业利润率方程的估计结果

	OLS	静态面板	动态面板	动态面板
滞后一期的利润率			0.4317 *** (0.0379)	0.4314 *** (0.0378)
县最低工资	-0.0264 *** (0.0019)	-0.0343 *** (0.0052)	-0.0192 *** (0.0053)	-0.0159 *** (0.0052)
滞后一期的县最低工资				0.0158 *** (0.0060)
企业年龄	-0.0402 *** (0.0022)	-0.0090 * (0.0047)	-0.0120 (0.0081)	-0.0120 (0.0081)

① Majumdar (1997) 和 Hirsch et al. (2014) 分别考察了最低工资对印度企业以及欧盟食品加工企业利润率的影响，并得到了类似的结论。

续表

	OLS	静态面板	动态面板	动态面板
企业资产	0.0186 *** (0.0041)	0.0013 (0.0096)	-0.0148 (0.0185)	-0.0147 (0.0185)
企业员工数量	0.0058 *** (0.0016)	-0.0034 (0.0036)	-0.0364 (0.0435)	-0.0364 (0.0434)
销售额在行业中的份额	0.3878 *** (0.0132)	0.2518 *** (0.0260)	0.1731 *** (0.0360)	0.1735 *** (0.0359)
集体企业	0.0352 *** (0.0089)	0.0105 (0.0141)	0.0067 (0.0085)	0.0066 (0.0085)
外资企业	0.0501 *** (0.0011)	0.0193 *** (0.0033)	0.0011 (0.0042)	0.0011 (0.0042)
私营企业	0.0577 *** (0.0011)	0.0171 *** (0.0025)	-0.0000 (0.0034)	-0.0000 (0.0034)
股份合作或股份有限公司	0.0510 *** (0.0012)	0.0129 *** (0.0027)	-0.0006 (0.0037)	-0.0006 (0.0037)
联营企业	0.0426 *** (0.0042)	0.0101 (0.0075)	0.0019 (0.0115)	0.0018 (0.0115)
其他	0.0453 *** (0.0011)	0.0127 *** (0.0024)	-0.0018 (0.0034)	-0.0018 (0.0034)
两位数行业虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
AR(1)			Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.000
AR(2)			Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.000
AR(3)			Pr > z = 0.462	Pr > z = 0.469
Sargan 检验			Pr > Chi2 = 0.854	Pr > Chi2 = 0.849
Hansen 检验			Pr > Chi2 = 0.956	Pr > Chi2 = 0.954
调整的 R <sup>2</sup>	0.0458			
Overall R <sup>2</sup>		0.0072		
样本数量	202456	202456	202456	202456

注：因变量为企业利润率；变量的定义与表2相同；括号内为标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%的水平上统计显著。

资料来源：根据北京师范大学中国收入分配研究院最低工资课题组的县级层面最低工资标准数据以及规模以上工业企业数据计算得到。

正如前面所讨论的，企业固定效应以及县固定效应可能会使得 OLS 估计结果出现偏差。表3的第2列报告了使用固定效应方法对利润率的静态面板模型进行估计的结果。在消除企业固定效应以及县固定效应之后，最低工资对企业利润率的负面影响在

幅度上变得更大。企业年龄以及销售份额仍然对企业利润率有着显著影响，但影响幅度有所缩小。资产和雇员人数不再影响企业利润率。由于部分企业在调查期间变更了所有制性质或转换了行业，因此，所有制和行业虚拟变量在固定效应模型中仍然可以进行估计<sup>①</sup>。

由于上一期的企业利润率可能会影响当期的利润率，因此，本文也估计了动态面板模型。正如式（4）所显示的，滞后一期的利润率以及最低工资一阶差分与差分后的误差项具有相关性，因此，我们使用了滞后期数更长（further lags）的利润率和最低工资作为利润率滞后值和最低工资滞后值的差分的工具变量。利润率和最低工资滞后阶数的选择取决于  $u_{ijt}$  的自相关阶数。如果自相关检验表明  $\Delta u_{ijt}$  服从二阶序列相关，那么  $u_{ijt}$  服从一阶序列相关。此时，滞后三期以及滞后期数更长的利润率和最低工资与  $\Delta u_{ijt}$  不相关，因而能够满足成为工具变量的前提条件。由于工具变量的数量太多，会导致对内生变量的过度拟合，而且滞后期数太长会使工具变量的效力变弱，因此本文只使用了滞后三期至滞后五期的利润率和最低工资作为工具变量。Sargan 检验和 Hansen 检验的结果都表明，本文所选取的工具变量为外生变量的原假设不能得到拒绝。表 3 的第 3 列给出了动态面板模型的差分 GMM 估计结果。很明显，利润率的滞后值对利润率有着正向作用。相比静态面板模型的估计结果而言，动态面板模型的估计结果表明，最低工资仍然对企业利润率具有负向影响，但影响幅度进一步缩小。销售份额对企业利润率具有正向作用，但企业年龄、资产、雇员数量和企业的所有制性质对利润率没有影响。

企业往往需要花费一定的时间才能对最低工资标准的变动作出应对。因此，本文也在利润率方程中加入了滞后期的最低工资。式（4）即为加入最低工资滞后值的动态面板数据模型。由于其他变量的估计结果在第 3 列和第 4 列都相差不大，这里我们主要讨论当期最低工资以及最低工资滞后值的估计结果。在加入最低工资滞后值以后，当期最低工资对利润率的影响依然显著为负，而最低工资滞后值对利润率的影响则显著为正。从影响幅度来看，当期最低工资以及最低工资滞后值估计系数的绝对值基本相同。综合考虑当期最低工资以及最低工资滞后值的影响，可以发现两者对企业利润率的总和系数为  $-0.0001$ ，而且在统计上并不显著<sup>②</sup>。

① 不可否认，所有制和行业变量会存在一定的度量误差，从而使得即便企业的所有制和行业未发生任何变化，所有制和行业虚拟变量仍然可以在固定效应模型中得到估计。

②  $\frac{\hat{\beta} + \hat{\delta}}{1 - \hat{\rho}} = 1 - 0.0001$ , Prob > Chi2 = 0.9931。

线性动态面板模型隐含地假定对处于不同分位点上的企业而言，最低工资对利润率的影响都是一样的。我们放松了这一假定，遵从 Galvao (2011) 的方法，估计了使用工具变量的分位数回归动态面板模型，以考察最低工资在不同分位点上是否会对企业利润率有着不同影响。表 4 报告了相关回归结果。从表 4 可以看出，对处于不同条件分位点上的企业而言，当期最低工资对利润率的影响都显著为负。随着条件分位点的提高，当期最低工资对利润率的影响幅度（绝对值）呈现出 U 型的变动特征。相比之下，在利润率条件分布的低端，最低工资滞后值对企业利润率的影响显著为正。在利润率条件分布的中端，最低工资滞后值对企业利润率没有影响。但在利润率条件分布的高端，最低工资滞后值对企业利润率的影响显著为负<sup>①</sup>。值得注意的是，表 4 的中值回归（第 3 列）与表 3 的均值回归（第 4 列）有着不同的估计结果。例如，中值回归显示，最低工资滞后值对企业利润率没有影响；而均值回归的结果则表明，最低工资滞后值对企业利润率有着显著的正向作用。中值回归与均值回归估计结果的差异也说明，线性动态面板模型容易受到异常值以及分布假设的影响，因此，分位数回归动态面板模型的估计结果更为可信。考察当期和滞后期最低工资的总和影响，可以发现，最低工资在第 10 个和第 30 个条件分位点上对利润率没有影响<sup>②</sup>。然而，总体而言，当期和滞后期最低工资在第 50、70 和 90 个条件分位点上对利润率的总和影响显著为负。

表 4 分位数回归动态面板模型的估计结果

	第 10 个分位点	第 30 个分位点	第 50 个分位点	第 70 个分位点	第 90 个分位点
滞后一期的利润率	0.3383 *** (0.0110)	0.4003 *** (0.0079)	0.4758 *** (0.0075)	0.4170 *** (0.0079)	0.1621 *** (0.0113)
县最低工资	-0.0275 *** (0.0074)	-0.0093 * (0.0053)	-0.0163 *** (0.0050)	-0.0314 *** (0.0053)	-0.0369 *** (0.0076)
滞后一期的县最低工资	0.0226 *** (0.0078)	0.0077 (0.0057)	0.0046 (0.0053)	-0.0015 (0.0057)	-0.0284 *** (0.0081)
企业年龄	-0.0430 *** (0.0033)	-0.0109 *** (0.0024)	-0.0128 *** (0.0023)	-0.0207 *** (0.0024)	-0.0347 *** (0.0034)
企业资产	-0.0051 (0.0063)	-0.0008 (0.0045)	0.0080 * (0.0042)	0.0253 *** (0.0045)	0.0577 *** (0.0064)

① 为简便起见，我们没有讨论其他变量的估计结果。

② p 值分别为 0.1171 和 0.4702。

续表

	第 10 个分位点	第 30 个分位点	第 50 个分位点	第 70 个分位点	第 90 个分位点
企业员工数量	0.0086 *** (0.0025)	0.0026 (0.0018)	-0.0006 (0.0017)	-0.0046 *** (0.0018)	-0.0136 *** (0.0025)
销售额在行业中的份额	0.1701 *** (0.0206)	0.1188 *** (0.0149)	0.1172 *** (0.0140)	0.1776 *** (0.0149)	0.3398 *** (0.0212)
集体企业	0.0423 *** (0.0137)	0.0042 (0.0099)	0.0075 (0.0093)	0.0094 (0.0099)	0.0092 (0.0140)
外资企业	0.0614 *** (0.0017)	0.0090 *** (0.0012)	0.0073 *** (0.0012)	0.0131 *** (0.0012)	0.0275 *** (0.0018)
私营企业	0.0933 *** (0.0017)	0.0150 *** (0.0012)	0.0095 *** (0.0012)	0.0102 *** (0.0012)	0.0126 *** (0.0018)
股份合作或股份有限公司	0.0749 *** (0.0019)	0.0111 *** (0.0014)	0.0064 *** (0.0013)	0.0090 *** (0.0014)	0.0180 *** (0.0020)
联营企业	0.0536 *** (0.0064)	0.0081 * (0.0047)	0.0033 (0.0044)	0.0068 (0.0047)	0.0180 *** (0.0066)
其他	0.0756 *** (0.0017)	0.0106 *** (0.0012)	0.0056 *** (0.0012)	0.0064 *** (0.0012)	0.0129 *** (0.0018)
两位数行业虚拟变量	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是
样本数量	202456				

注：因变量为企业利润率；括号内为标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示系数在 1%、5%、10% 的水平上统计显著。

资料来源：根据北京师范大学中国收入分配研究院最低工资课题组的县级层面最低工资标准数据以及规模以上工业企业数据计算得到。

表 4 只报告了在五个条件分位点上的分位数回归动态面板模型估计结果。为了更加全面地揭示最低工资在利润率的整个条件分布上对利润率的不同作用，图 2 描绘了当期和滞后期最低工资在整个条件分布上的估计系数。从图 2 可以看到，随着条件分位点的提高，当期最低工资对利润率的影响基本呈现出倒 U 型的特征，而且这一影响都是显著为负的<sup>①</sup>。相比之下，滞后一期的最低工资在第 5 个分位点和第 65 个分位点之间，对企业利润率的影响都是正的；在第 70 个分位点之后，最低工资滞后值对企业利润率的影响转而为正。从显著性看，最低工资滞后值的影响只在第 5、10、15、90 和第 95 个分位点上是显著的。当期和滞后期最低工资的总影响在第 5 个分位点

<sup>①</sup> 这里没有报告标准误。

以及第40个分位点之后都是显著的，而且其影响幅度的绝对值在第40个分位点之后逐渐增大。

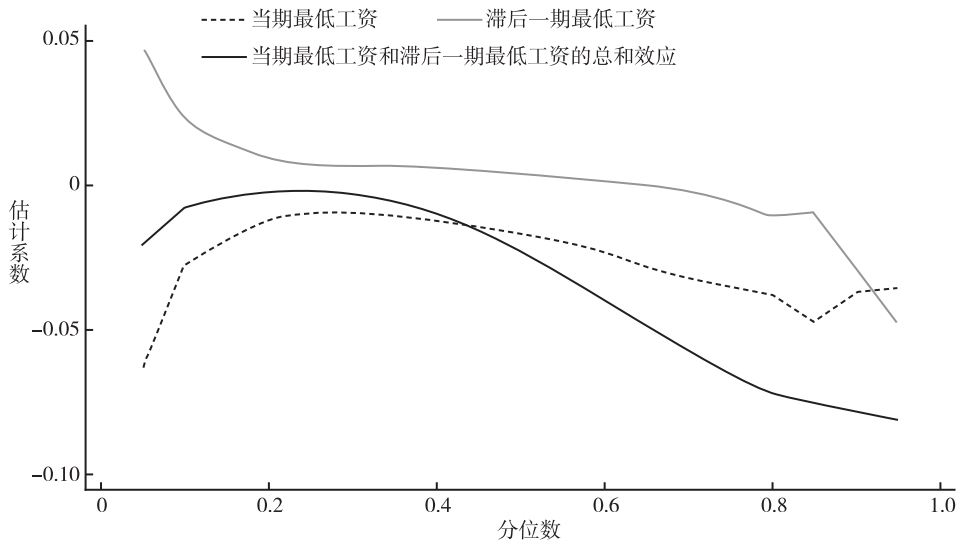


图2 当期最低工资、滞后一期最低工资以及当期最低工资和滞后一期最低工资对企业利润率的影响

资料来源：根据北京师范大学中国收入分配研究院最低工资课题组的县级层面最低工资标准数据以及规模以上工业企业数据计算得到。

## 六 结束语

已有大量文献讨论了最低工资对工资水平和就业的影响，但有关最低工资对企业利润率影响的研究还较为欠缺。由于中国经济增长正处于结构性减速阶段，而最低工资标准在最近几年又在不断提升，最低工资对企业是否会造成负面影响无疑是一个极为重要的研究课题。如果最低工资政策对企业利润率有很大的负面影响，那么最低工资标准的上调无疑需要慎之又慎，因为这一负面影响最终将会传递到工资水平和就业上。

本文试图考察中国的最低工资政策对企业的影响。国际学术界已有研究分析了最低工资对企业利润率的影响，但这些研究通常使用双重差分法等政策评估方法，所使用的数据也仅覆盖两个时点。本文则使用了时间跨度长达11年的企业面板数据，因而利用了更多的最低工资和企业利润率的信息。此外，本文也使用了最低工资课题组人

工搜集的县级层面最低工资数据。由于县级层面的最低工资标准在时间和空间两个维度上都有很大的变异性，因而有助于我们精确度量最低工资对企业利润率的影响。

本文对可能存在的估计偏差进行了细致的讨论和处理，使用 OLS、线性静态面板模型、线性动态面板模型以及分位数动态面板模型估计了企业利润率方程，并比较了这些模型的估计结果。相比 OLS 而言，线性静态面板模型能够消除企业层面和县级层面的固定效应。但线性静态面板模型无法消除随时间变动的不可观测因素对估计结果的影响。此外，线性静态面板模型也先验地假设企业因最低工资的变动而对生产流程和投入组合的调整能够迅速完成。线性动态面板模型不仅能够允许企业的调整存在时滞，而且也能通过使用滞后期数更长的最低工资变量作为工具变量，以处理最低工资的内生性问题。然而，线性动态面板模型隐含地假定了最低工资政策对企业利润率的影响在不同企业之间并不存在差异。因此，本文也估计了分位数回归动态面板模型，以允许最低工资对利润率的影响在利润率不同的企业之间有所差别。

分位数回归动态面板模型不仅能够估计最低工资对利润率的异质性影响，而且对异常值也不敏感。因此，分位数回归动态面板模型能够得到最为接近真实值的估计结果。分位数回归动态面板模型的估计结果表明，当期最低工资对利润率的影响在利润率的整个条件分布上都是负的，其影响幅度（绝对值）随着条件分位点的提高呈现出 U 型特征。而最低工资滞后值在第 5、10 以及第 15 个条件分位点对利润率有着正向影响，在第 90 和第 95 个条件分位点对利润率有着负向影响，在其他条件分位点则对利润率没有影响。综合考察当期以及滞后一期最低工资变量对利润率的作用，可以发现最低工资对企业利润率的影响在第 5 个分位点以及第 40 个分位点之后的分位点都是负的，而且这一负向影响的绝对值随着条件分位点的提高而增加。对于其他条件分位点而言，当期和滞后期的最低工资对企业利润率的综合影响并不显著。

本文的估计结果意味着，企业难以避免当期最低工资政策对企业利润率的负面影响。然而，处于利润率条件分布中低端的企业能够在第二年消除最低工资政策的负面作用。处于利润率条件分布最低端的企业甚至能够在第一年遭遇最低工资标准上调的情况下，在第二年提升自己的利润率。然而，由于当期的最低工资对企业利润率的冲击过大，因此，当期以及滞后一期最低工资对企业利润率的综合影响在第 5 个分位点以及第 40 个分位点之后的分位点都是负的。

本文也存在一些不足之处，有待在以后的研究中进行完善。首先，正如前面所讨论的，企业可以有多种途径来应对最低工资标准的上涨。尽管本文估计了最低工资对企业利润率的影响，但无法揭示企业应对最低工资标准变动的具体手段和途径。其次，



本文所使用的工业企业样本主要由大企业以及制造业企业组成。由于中小规模企业以及服务业企业更有可能受到最低工资标准上涨的冲击,代表性更强的企业样本无疑有助于更加准确地估计最低工资对企业利润率的影响。最后,工业企业数据的衰减率不容忽视<sup>①</sup>,因此,本文的估计结果可能会在一定程度上受到选择性偏差的影响。

## 参考文献:

- 马双、甘犁(2014),《最低工资对企业在职培训的影响分析》,《经济学(季刊)》第1期,第1-26页。
- 孙楚仁、张卡、章韬(2013),《最低工资一定会减少企业的出口吗》,《世界经济》第8期,第100-124页。
- Anderson, Theodore Wilbur & Cheng Hsiao(1981). Estimation of Dynamic Models with Error Components. *Journal of the American Statistical Association*, 76(375), 598-606.
- Arellano, Manuel & Stephen Bond(1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Baker, Michael, Dwayne Benjamin & Shuchita Stanger(1999). The Highs and Lows of the Minimum Wage Effect: A Time-Series Cross-Section Study of the Canadian Law. *Journal of Labor Economics*, 17(2), 318-350.
- Boeri, Tito & Jan van Ours(2008). *The Economics of Imperfect Labor Markets*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Brandt, Loren, Johannes Van Biesebroeck & Yifan Zhang(2012). Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing. *Journal of Development Economics*, 97(2), 339-351.
- Card, David & Alan Krueger(1994). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84(4), 772-793.

---

<sup>①</sup> Brandt et al. (2012) 指出,1998年至2007年期间企业样本的年度衰减率(attrition rate)平均而言接近14%。

- Card, David & Alan Krueger (1995). *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Chernozhukov, Victor & Christian Hansen (2006). Instrumental Quantile Regression Inference for Structural and Treatment Effect Models. *Journal of Econometrics*, 132(2), 491 – 525.
- Cooper, Russell, Guan Gong & Ping Yan (2013). Costly Labor Adjustment: General Equilibrium Effects of China's Employment Regulations. *NBER Working Paper*, No. 19324.
- Cuong, Nguyen Viet (2013). Do Minimum Wage Increases Matter to Firm Profitability? The Case of Vietnam. *Journal of International Development*, forthcoming.
- Draca, Mirko, Stephen Machin & John Van Reenen (2011). Minimum Wages and Firm Profitability. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(1), 129 – 151.
- Galvao, Antonio (2011). Quantile Regression for Dynamic Panel Data with Fixed Effects. *Journal of Econometrics*, 164(1), 142 – 157.
- Hamermesh, Daniel & Gerard Pfann (1996). Adjustment Costs in Factor Demand. *Journal of Economic Literature*, 34(3), 1264 – 1292.
- Harasztosi, Péter & Attila Lindner (2015). Who Pays for the Minimum Wage? Working Paper.
- Hirsch, Stefan, Jan Schiefer, Adelina Gschwandtner & Monika Hartmann (2014). The Determinants of Firm Profitability Differences in EU Food Processing. *Journal of Agricultural Economics*, 65(3), 703 – 721.
- Holtz-Eakin, Douglas, Whitney Newey & Harvey Rosen (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica*, 56(6), 1371 – 1395.
- Lin, Carl (2012). Less Myth, More Measurement: Decomposing Excess Returns from the 1989 Minimum Wage Hike. *IZA Discussion Paper*, No. 6269.
- Majumdar, Sumit (1997). The Impact of Size and Age on Firm-Level Performance: Some Evidence from India. *Review of Industrial Organization*, 12(2), 231 – 241.
- Mayneris, Florian, Sandra Poncet & Tao Zhang (2015). The Cleansing Effect of Minimum Wage: Minimum Wage Rules, Firm Dynamics and Aggregate Productivity in China. Revised Version of IRES DP 2014 – 15.
- Neumark, David, Mark Schweitzer & William Wascher (2004). Minimum Wage Effects throughout the Wage Distribution. *Journal of Human Resources*, 39(2), 425 – 450.
- Pacheco, Gail & Vic Naiker (2006). Impact of the Minimum Wage on Expected Profits. *International Review of Applied Economics*, 20(4), 469 – 490.

Roodman, David (2009). How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86 – 136.

Windmeijer, Frank (2005). A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25 – 51.

## The Effect of Minimum Wage on Firm Profitability in China

Deng Quheng

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

**Abstract:** Utilizing the firm-level panel datasets and hand-collected data on county level minimum wage, this paper estimates the effect of minimum wage on firm profitability. As firms may take time to adjust in response to changes in minimum wage, this paper estimates a dynamic panel model with lagged minimum wage. To capture the heterogeneous effect of minimum wage on profitability, this paper further estimates quantile regression dynamic panel model. Estimation results suggest that the effect of minimum wage in the current year is negative across the whole conditional distribution of profitability and it exhibits an inverted-U shape across conditional quantiles. Instead, the effect of lagged minimum wage is positive at the 5th, 10th, and the 15th quantiles, negative at the 90th and 95th quantiles, and not significant at other quantiles. Turning to the overall effect of minimum wage, we can find that minimum wage exerts significantly negative effect on profitability at the 5th quantile and quantiles higher than 40th, and the absolute value of the effect of minimum wage increases with these quantiles. For other quantiles, the overall effect of minimum wage on profitability is negligible.

**Keywords:** minimum wage, firm profitability, quantile regression dynamic panel model

**JEL Classification:** J31, L25, C23

(责任编辑: 西 贝)