**银行业竞争提高企业劳动收入份额**

**——来自中国制造业上市公司的经验证据**

丁辉 刘新恒 李广众

**目录**

[附录Ⅰ 主要变量定义及描述性统计 1](#_Toc149926635)

[附录Ⅱ 稳健性检验 2](#_Toc149926636)

附录Ⅰ 主要变量定义及描述性统计

表Ⅰ1 主要变量定义和说明

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量符号 | 变量名称 | 变量度量 |
| *LNLS* | 企业劳动收入份额 | *LS=*“支付给职工以及为职工支付的现金”除以“营业总收入”，对*LS*进行logistic转换并取自然对数，即*LNLS*=Ln(*LS*/(1一*LS*)) |
| *Bank* | 银行业竞争程度 | *CR5*的相反数，其中*CR5*为企业所在城市前五大银行分支机构数量占所有银行分支机构数量的比重 |
| *Size* | 企业规模 | 期末总资产的自然对数值 |
| *Lev* | 资产负债率 | 期末总负债与总资产之比 |
| *ROA* | 总资产收益率 | 当期净利润与期末总资产之比 |
| *Age* | 上市年限 | 企业上市年限的自然对数 |
| *KY* | 资本产出比 | 固定资产净额与营业收入之比 |
| *Shr1* | 第一大股东持股比例 | 第一大股东持股数量与公司总股数之比 |
| *Indep* | 独立董事比例 | 独立董事人数与董事会总人数之比 |
| *Board* | 董事会规模 | 董事会人数的自然对数 |
| *Mshr* | 管理层持股比例 | 管理层持股数量与公司总股数之比 |
| *GDP* | GDP实际增长率 | 企业所在城市GDP增长率 |
| *SecondInd* | 第二产业增加值占GDP比重 | 企业所在城市第二产业增加值与地区生产总值之比 |

表Ⅰ2 主要变量描述性统计

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量符号 | 观测数 | 均值 | 下四分位数 | 中位数 | 上四分位数 | 最小值 | 最大值 | 标准差 |
| *LNLS* | 18 423 | -2.258 | -2.697 | -2.216 | -1.780 | -4.174 | -0.616 | 0.705 |
| *Bank* | 18 423 | -0.646 | -0.727 | -0.625 | -0.542 | -1 | -0.379 | 0.135 |
| *Size* | 18 423 | 21.890 | 21.050 | 21.740 | 22.540 | 19.710 | 25.350 | 1.146 |
| *Lev* | 18 423 | 0.425 | 0.276 | 0.423 | 0.570 | 0.060 | 0.872 | 0.191 |
| *ROA* | 18 423 | 0.039 | 0.013 | 0.037 | 0.068 | -0.213 | 0.199 | 0.059 |
| *Age* | 18 423 | 1.860 | 1.386 | 1.946 | 2.565 | 0 | 3.219 | 0.880 |
| *KY* | 18 423 | 0.504 | 0.231 | 0.393 | 0.649 | 0.040 | 2.281 | 0.402 |
| *Shr1* | 18 423 | 0.358 | 0.240 | 0.338 | 0.460 | 0.093 | 0.743 | 0.150 |
| *Indep* | 18 423 | 0.354 | 0.333 | 0.333 | 0.400 | 0 | 0.571 | 0.084 |
| *Board* | 18 423 | 2.153 | 2.079 | 2.197 | 2.197 | 1.609 | 2.708 | 0.197 |
| *Mshr* | 18 423 | 0.111 | 0 | 0.001 | 0.160 | 0 | 0.673 | 0.185 |
| *GDP* | 18 423 | 0.092 | 0.069 | 0.085 | 0.118 | -0.123 | 0.370 | 0.039 |
| *SecondInd* | 18 423 | 0.444 | 0.386 | 0.455 | 0.515 | 0.117 | 0.887 | 0.106 |

附录Ⅱ 稳健性检验

1. 双重差分（difference-in-differences）估计

2009年，原中国银行业监督管理委员会发布《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见（试行）》的通知（银监办发[2009]143号），其中提到“已在省会（首府）城市设有分行的股份制商业银行，在该城市所在省（自治区）内的其他城市再申请设立下设分行和支行，不再受数量指标控制。股份制商业银行在同城设立支行，不受数量指标控制”。而在此之前，银行新分支机构开设受到银监会较严格的管制。[[1]](#footnote-0) 随着准入限制的放宽，Gao et al.（2019）研究发现，股份制商业银行的分支机构数量和贷款市场份额大幅增长，加剧了银行业竞争。

基于此，参考李志生和金凌（2021）、孟庆斌和刘岚溪（2021）等研究，本文利用银监办发[2009]143号通知出台作为外生政策冲击，根据政策冲击前三年即2006年银行业竞争度变量的中位数进行分组，如果银行业竞争度变量*Bank*高于中位数，处理变量*Treat*取值为1，反之取值为0。[[2]](#footnote-1) 时间虚拟变量*After*定义为，2009年及以后的样本取值为1，反之取值为0。在回归分析中加入处理变量与时间虚拟变量的交互项*Treat×After*，具体模型如下所示：

.

（Ⅱ1）

本文主要关注*Treat*×*After*的系数α1，其衡量了银行准入管制放松对企业劳动收入份额的效应。上述模型估计结果揭示的是银行竞争度不同城市间企业劳动收入份额变化的平均差异，我们可以利用以下模型（2）进一步比较二者的年度差异。其中，*Pre2*、*Pre1*分别为政策冲击前两年、前一年虚拟变量，*Current*为政策冲击当年虚拟变量，*Post1*、*Post2*、*Post3*分别为政策冲击后一年、后两年和三年后的虚拟变量。这样做，既可以检验准入管制放松政策对企业劳动收入份额的影响是否满足平行趋势假设，也可用来考察对企业劳动收入份额影响的动态效应。

. （Ⅱ2）

结果如表Ⅱ1第（1）（2）列所示。第（1）列结果显示，交互项*Treat*×*After*的回归系数显著为正。第（2）列结果显示，在政策冲击前，双重差分项的估计系数均不显著，在政策冲击发生三年后，双重差分项*Treat*×*Post3*的估计系数显著为正。以上结果表明，银行准入限制放宽后银行业竞争对企业劳动收入份额的提升作用更强，体现结论的稳健性。

2. 工具变量估计

为了进一步控制内生性偏误对本文结论的影响，本文还借鉴Chong et al.（2013）的研究做法将城市划分为2类：直辖市和同一省份内城市，使用当年除企业所在城市以外的同一类型其他城市银行业竞争程度均值（*IV\_bankavg*）作为工具变量，进行两阶段回归。工具变量选取理由在于：一方面，我国金融资源跨地区流动的各种体制性壁垒仍然广泛存在，使得金融交易中由地理距离引致的市场摩擦较为严重（陶锋等，2017），跨区借贷存在交易成本和信息成本，银行信贷具有地域分割性特征，同一类型其他城市的银行分布不太可能影响当地企业劳动收入份额；另一方面，具有地理邻近或经济相似特征的同一类型其他城市往往是银行分支机构设立的备选地址，同一类型城市之间的银行分布情况具有相关性（蔡竞和董艳，2016）。工具变量的两阶段回归结果如表Ⅱ1第（3）（4）列所示。在考虑了银行业竞争可能存在的内生性后，银行业竞争仍对企业劳动收入份额具有显著的促进作用，说明结论的稳健性。

3. GMM估计

参考罗长远和陈琳（2012）、白重恩和钱震杰（2010）等研究，本文基于广义矩估计法（GMM）检验前文结论的稳健性。具体地，本文将劳动收入份额、银行业竞争、企业杠杆率、总资产收益率、资本产出比视为内生变量，其余变量视为外生变量，在此基础上进行系统GMM估计。回归结果如表Ⅱ1第（5）列所示，银行业竞争变量的估计系数在5%的统计水平下显著为正，结论依然稳健。

表Ⅱ1 内生性检验

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 双重差分估计 | |  | 第一阶段  回归 | 第二阶段  回归 |  | 系统GMM估计 |
|  | *LNLS* | |  | *Bank* | *LNLS* |  | *LNLS* |
| （1） | （2） |  | （3） | （4） |  | （5） |
| *Treat×After* | 0.090\*\* |  |  |  |  |  |  |
| (0.043) |  |  |  |  |  |  |
| *Treat×Pre2* |  | 0.026 |  |  |  |  |  |
|  | (0.046) |  |  |  |  |  |
| *Treat×Pre1* |  | 0.053 |  |  |  |  |  |
|  | (0.050) |  |  |  |  |  |
| *Treat×Current* |  | 0.061 |  |  |  |  |  |
|  | (0.050) |  |  |  |  |  |
| *Treat×Post1* |  | 0.068 |  |  |  |  |  |
|  | (0.050) |  |  |  |  |  |
| *Treat×Post2* |  | 0.045 |  |  |  |  |  |
|  | (0.051) |  |  |  |  |  |
| *Treat×Post3* |  | 0.117\*\* |  |  |  |  |  |
|  | (0.054) |  |  |  |  |  |
| *IV\_bankavg* |  |  |  | 0.557\*\*\* |  |  |  |
|  |  |  | (0.088) |  |  |  |
| *Bank* |  |  |  |  | 0.839\* |  | 0.293\*\* |
|  |  |  |  | (0.491) |  | (0.120) |
| 控制变量 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |  | 是 |
| 年份效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |  | 是 |
| 企业效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |  | / |
| 样本量 | 18 423 | 18 423 |  | 18 423 | 18 423 |  | 12 523 |
| Adj. *R2* | 0.788 | 0.788 |  | 0.912 | 0.205 |  | / |
| AR (1) |  |  |  |  |  |  | 0.000 |
| AR (2) |  |  |  |  |  |  | 0.713 |
| Hansen |  |  |  |  |  |  | 0.323 |

注：括号内为经城市层面聚类调整的稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

4. 控制其他不可观测因素

为缓解不随时间变化的行业不可观测因素、特定城市对应行业不可观测因素、特定行业随时间变化的不可观测因素对结果可能造成的干扰，本文在基准模型中控制行业、城市×行业、行业×年份等固定效应重新进行估计。回归结果如表Ⅱ2所示。第（1）-（3）列分别加入行业、城市×行业、行业×年份效应，第（4）列则同时控制上述效应的影响，结果显示，银行业竞争对企业劳动收入份额的影响均显著为正，结论依然稳健。

表Ⅱ2 控制其他不可观测因素

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | *LNLS* | | | |
| （1） | （2） | （3） | （4） |
| *Bank* | 0.453\*\*\* | 0.453\*\*\* | 0.447\*\*\* | 0.447\*\*\* |
| (0.145) | (0.145) | (0.140) | (0.140) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业效应 | 是 | 否 | 否 | 是 |
| 城市×行业效应 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 行业×年份效应 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 年份效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 18 423 | 18 423 | 18 423 | 18 423 |
| Adj. *R2* | 0.789 | 0.780 | 0.793 | 0.785 |

注：括号内为经城市层面聚类调整的稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

5. 替换解释变量

参考姜付秀等（2019）、Chong et al.（2013）的做法，本文分别使用企业所在城市当年各银行分支机构数量占比的赫芬达尔指数的相反数（*Bank\_hhi*）、前三大银行分支机构数量占比的相反数（*Bank\_cr3*）作为银行竞争程度的替代解释变量。此外，参考姚耀军和董钢锋（2015），本文使用企业所在地区当年非国有五大行（除工、农、中、建、交以外）的资产总额占银行业资产总额的比重（*SMB*）来衡量银行竞争水平并重新进行估计。回归结果如表Ⅱ3的第（1）-（3）列所示。无论采用哪种方式衡量银行竞争水平，银行业竞争变量的估计系数均显著为正，表明银行竞争加剧促使企业劳动收入份额上升。

6. 替换被解释变量

参考施新政等（2019）、王雄元和黄玉菁（2017）的做法，本文直接使用支付给职工以及为职工支付的现金占营业总收入的比重（*LS*）对劳动收入份额进行衡量。参考胡奕明和买买提依明·祖农（2013）的做法，本文使用劳动者薪酬与公司期末总资产的比值对劳动收入份额进行衡量，对其进行logistic变换后取自然对数（*LNLS2*），其中劳动者薪酬计算方式为：支付给职工以及为职工支付的现金+期末应付职工薪酬-期初应付职工薪酬。此外，参考方军雄（2011）的做法，本文基于要素成本增加值对劳动收入份额进行衡量，即：支付给职工以及为职工支付的现金/（营业收入-营业成本+支付给职工以及为职工支付的现金+固定资产折旧），对其进行logistic变换后取自然对数（*LNLS3*）。回归结果如表Ⅱ3的第（4）-（6）列所示。无论采用哪种方式衡量企业劳动收入份额，银行竞争变量的估计系数均在5%的统计水平下显著为正，表明银行业竞争越激烈，企业劳动收入份额更高。

表Ⅱ3 替换解释与被解释变量

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 替换解释变量 | | |  | 替换被解释变量 | | |
|  | *LNLS* | | |  | *LS* | *LNLS2* | *LNLS3* |
| （1） | （2） | （3） |  | （4） | （5） | （6） |
| *SMB* | 0.321\* |  |  |  |  |  |  |
| (0.166) |  |  |  |  |  |  |
| *Bank\_cr3* |  | 0.458\*\*\* |  |  |  |  |  |
|  | (0.155) |  |  |  |  |  |
| *Bank\_hhi* |  |  | 0.745\*\* |  |  |  |  |
|  |  | (0.293) |  |  |  |  |
| *Bank* |  |  |  |  | 0.034\*\*\* | 0.300\*\* | 0.235\*\* |
|  |  |  |  | (0.012) | (0.147) | (0.117) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |  | 是 | 是 | 是 |
| 年份效应 | 是 | 是 | 是 |  | 是 | 是 | 是 |
| 企业效应 | 是 | 是 | 是 |  | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 11 046 | 18 423 | 18 423 |  | 18 423 | 18 423 | 17 976 |
| Adj. *R2* | 0.878 | 0.789 | 0.788 |  | 0.765 | 0.766 | 0.699 |

注：括号内为经城市层面聚类调整的稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

7. 其他检验

为增强研究结论的稳健性，本文还进行以下实证检验：第一，模型参数估计可能对标准误聚类方式的不同而较为敏感，我们将标准误改为聚类于企业或所在行业，回归结果分别如表Ⅱ4第（1）（2）列所示。第二，考虑到直辖市与其他城市之间的系统性差异，参考蔡卫星（2019），本文在剔除北京、天津、上海、重庆四大直辖市样本后重新进行估计，回归结果如表Ⅱ4第（3）列所示。第三，本文使用平衡面板数据重新进行估计，回归结果如表Ⅱ4第（4）列所示。整体而言，银行竞争变量（*Bank*）系数估计值均在10%的统计水平下显著为正，与基准回归结果保持一致。

表Ⅱ4 其他稳健性检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | *LNLS* | | | |
| （1） | （2） | （3） | （4） |
| *Bank* | 0.453\*\*\* | 0.453\* | 0.460\*\*\* | 0.648\*\* |
| (0.151) | (0.220) | (0.145) | (0.250) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 18 423 | 18 423 | 15 742 | 4 095 |
| Adj. *R2* | 0.789 | 0.789 | 0.796 | 0.709 |

注：第（1）（2）列括号内分别为经企业或行业层面聚类调整的稳健标准误，第（3）（4）列括号内为经城市层面聚类调整的稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

参考文献

1. 白重恩、钱震杰，“劳动收入份额决定因素：来自中国省际面板数据的证据”，《世界经济》，2010年第12期，第3－27页。
2. 蔡竞、董艳，“银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据”，《金融研究》，2016年第11期，第96－111页。
3. 蔡卫星，“银行业市场结构对企业生产率的影响——来自工业企业的经验证据”，《金融研究》，2019年第4期，第39－55页。
4. Chong, T. T., L. Lu, and S. Ongena, “Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small- and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China”, *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (9), 3412-3424.
5. 方军雄，“劳动收入比重，真的一致下降吗?——来自中国上市公司的发现”，《管理世界》，2011年第7期，第31－41页。
6. Gao, H., H. Ru, R. Townsend, and X. Yang, “Rise of Bank Competition: Evidence from Banking Deregulation in China”, 2019, NBER Working Paper 25795.
7. 胡奕明、买买提依明·祖农，“关于税、资本收益与劳动所得的收入分配实证研究”，《经济研究》，2013年第8期，第29－41页。
8. 姜付秀、蔡文婧、蔡欣妮、李行天，“银行竞争的微观效应：来自融资约束的经验证据”，《经济研究》，2019年第6期，第72－88页。
9. 李志生、金凌，“银行竞争提高了企业投资水平和资源配置效率吗?——基于分支机构空间分布的研究”，《金融研究》，2021年第1期，第111－130页。
10. 罗长远、陈琳，“融资约束会导致劳动收入份额下降吗?——基于世界银行提供的中国企业数据的实证研究”，《金融研究》，2012年第3期，第29－42页。
11. 孟庆斌、刘岚溪，“商业银行竞争与公司盈余管理”，《经济理论与经济管理》，2021年第5期，第32－47页。
12. 施新政、高文静、陆瑶、李蒙蒙，“资本市场配置效率与劳动收入份额——来自股权分置改革的证据”，《经济研究》，2019年第12期，第21－37页。
13. 陶锋、胡军、李诗田、韦锦祥，“金融地理结构如何影响企业生产率?——兼论金融供给侧结构性改革”，《经济研究》，2017年第9期，第55－71页。
14. 王雄元、黄玉菁，“外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额：趁火打劫抑或锦上添花”，《中国工业经济》，2017年第4期，第135－154页。
15. 姚耀军、董钢锋，“中小企业融资约束缓解：金融发展水平重要抑或金融结构重要?——来自中小企业板上市公司的经验证据”，《金融研究》，2015年第4期，第148－161页。

**注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。**

1. 原中国银行业监督管理委员会在《中资商业银行行政许可事项实施办法》（银监会令[2006]2号）中规定，“中资商业银行在一个城市一次只能申请设立1个支行。在该申请获得不同意筹建的批复或获得开业批准后，申请人方可再行申请”。 [↑](#footnote-ref-0)
2. 由于政策冲击对当年及以后的银行业竞争度有直接影响，政策冲击前的银行业竞争度则不受影响，故我们根据政策冲击前三年即2006年的银行业竞争指标中位数进行分组，以排除政策冲击的预期效应干扰。此外，我们还根据政策冲击前2006-2008年银行业竞争指标3年平均值的中位数进行分组，结果依然稳健。作者感谢审稿人的宝贵意见。 [↑](#footnote-ref-1)