

货币政策、企业金融资产配置 与资本收入份额

高 蓓 杨 翼 张 明 李欣明

【摘 要】为探究经济转型过程中资本和劳动两大要素在货币政策影响下的收入差异,本文在理论分析的基础上,利用2007-2019年沪深两市A股非金融非房地产上市公司的面板数据,实证检验了货币政策对企业资本收入份额的影响,以及企业金融资产配置在货币政策影响企业资本收入份额中的作用。研究结果表明,宽松的货币政策显著提升了企业资本要素的收入份额,且企业金融资产配置加剧了宽松货币政策对企业资本收入份额的影响。货币政策对企业资本收入份额的影响主要通过推动企业资本深化和推高其股票价格实现。异质性分析显示,规模小、融资约束高、劳动密集型企业,金融发展水平较高的区域以及银行流动性囤积较低时期的企业,其资本收入份额在宽松货币政策影响下呈现更快的上升趋势。

【关键词】货币政策;企业金融资产配置;资本收入份额

【作者简介】高蓓,西安交通大学经济与金融学院,E-mail:gaobeixjtu@xjtu.edu.cn(西安 710049);杨翼,中国人民大学财政金融学院,E-mail:yangyi0428@ruc.edu.cn(北京 100872);张明,中国社会科学院金融研究所,E-mail:zhangmingcass@vip.126.com(北京 100710);李欣明(通讯作者),南开大学金融学院,E-mail:xinming@nankai.edu.cn(天津 300350)。

【原文出处】《经济研究》(京),2024.8.19~38

【基金项目】本文研究得到国家社会科学基金一般项目(21BJY231)、国家自然科学基金青年项目(72103106)、教育部人文社会科学研究青年项目(21YJC790067)、陕西省社会科学基金一般项目(2021D023)的资助。

一、引言

过去百年的各国经济增长中,资本和劳动两个核心要素的收入分配差异显著。虽然长期稳定的经济增长是劳动偏向型技术进步,但在经济转型期,资本偏向型技术进步却更为常见,特别是一些经济和产业政策会影响甚至加速技术变革。因此,本文以探究经济高质量发展内涵为动机,探求在货币政策实施过程中,资本和劳动这两个经济增长核心要素收入份额的动态变化。

要素收入分配问题亦是理解收入分配的关键。近年来,随着中国经济快速增长,社会财富不断增加,但收入分配不平衡问题也愈发突出,基尼系数和高低收入比均处于较高水平,收入分配失衡成为当前中国经济社会发展面临的重大挑战。对于这一问

题,党和政府高度重视,党的二十届三中全会提出要完善收入分配制度,并强调要发挥生产要素在收入分配中的作用。收入分配包含要素收入分配和居民收入分配,前者为功能性收入分配,后者为规模性收入分配(郝枫,2014)。要素收入分配会通过影响国民收入在不同生产要素中的分布,进而影响劳动者、资本所有者和政府等利益主体的收入份额。由于劳动要素的分布天然比资本要素的分布更加均匀(Acemoglu,2008),因此当国民收入被更多地分配给劳动者时,居民收入分配也会更加公平。从这一意义上来说,要素收入分配也会深刻地影响居民收入分配(郭庆旺和吕冰洋,2012)。换言之,研究要素收入分配问题对于理解收入分配不平等具有重要的理论价值和现实意义。

自20世纪70年代以来,全球范围内原本较为稳定的劳动收入份额出现了持续下降趋势,资本收入份额则不断上升(Blanchard,1997)。新古典经济学认为,当一个经济体的规模报酬不变,没有技术进步,且处于完全竞争市场中时,各要素的收入份额恒等于其产出弹性值(Acemoglu,2008)。然而现实中,受工业化进程影响,各国劳动收入份额均出现下降趋势(张来明和李建伟,2016)。虽然在2007-2014年间,中国劳动收入占比有所上升,同时资本收入占比有所下降(柏培文和杨志才,2019),但总体而言,在20世纪90年代中后期,劳动收入份额长期呈现下降趋势,而资本收入份额长期呈现上升趋势(李稻葵等,2009;余森杰和梁中华,2014)。此外,企业微观层面的资本收入份额演变也呈现出相同的特点(张杰等,2012)。

劳动收入份额的下降和资本收入份额的上升使得国民收入更多集中于少数资本所有者,加大了不同阶层之间的贫富差距(白重恩和钱震杰,2009),抑制了国内消费需求(李稻葵等,2009),从而最终影响经济的可持续发展。因此,亟须探究影响资本收入份额上升的原因,找到扭转中国要素收入分配不利局面的方案。

已有文献对于资本收入份额变动的原因做了丰富且细致的研究。研究者认为,资本要素价格相对下降会引发资本偏向型技术进步,而后者正是劳动收入份额下降和资本收入份额上升的重要原因(Acemoglu,2002;王林辉和袁礼,2018)。与此同时,在宏观层面,市场效率下降(施新政等,2019)、产业结构变迁(林毅夫和陈斌开,2013;林淑君等,2022)、二元经济结构、劳动力无限供应下工资对市场供求与劳动生产率变动的不敏感(白重恩等,2008;龚刚和杨光,2010)以及贸易自由化和经济全球化(余森杰和梁中华,2014)等也会导致劳动收入份额下降和资本收入份额上升。在微观层面,企业的垄断和改制(伍山林,2011)、负债率(董丰等,2020)、融资约束(罗长远和陈琳,2012)以及企业风险状况(贾坤和申广军,2016)都与劳动收入份额下降以及资本收入份额上升有关;而企业数字化转型(肖土盛等,2022)和开放型资本市场环境(江轩宇和朱冰,2022)则会促使劳动收入份额上升和资本收入份额下降。

此外,货币政策可能加剧中国经济发展的结构性问题,并对收入结构与收入分配发挥重要影响(周其仁,2010)。后凯恩斯学派的研究者根据内生货币供应理论和成本加成定价模型提出,货币政策只有通过利率渠道才能影响企业的生产成本和价格行为,并最终影响收入在不同要素之间的分配(Hein & Schoder,2011)。新凯恩斯主义经济学从菲利普斯曲线出发,研究了货币政策对各要素收入份额的影响,重点探讨了劳动收入份额能否有效反映通货膨胀的动态变化,以及货币政策是否应该把劳动收入份额纳入政策目标(Gali & Gertler,1999;Woodford,2001)。在实证层面,林志帆等(2015)从资本偏向型技术进步角度出发,利用跨国数据研究发现,全球货币扩张导致实际利率下降和信贷总额增加,这降低了资本要素的相对价格,并最终导致劳动收入份额下降和资本收入份额上升。

作为经济活动的主体,企业的要素收入分配对贫富差距具有重要影响。目前对企业要素收入分配的研究主要基于微观因素展开,而现实中货币政策也会通过影响企业金融通作用于要素收入分配。迄今,从企业微观视角出发研究货币政策对要素收入分配的影响,还未见充分论述。此外,2012年之后我国影子银行的快速发展与企业金融资产配置水平的不断提高,也有可能影响货币政策与企业要素收入分配的关系。因此,本文拟在上述领域展开研究,从理论和实证层面剖析货币政策影响企业要素收入分配的微观机制,以及企业金融资产配置如何调节货币政策对企业要素收入分配的影响。

现有研究认为,企业金融资产配置的主要动机包括预防性储蓄和利润追逐(Demir,2009;胡奕明等,2017)。宽松的货币政策将会通过影响企业的上述两种动机而导致企业金融资产配置更多(张成思和郑宁,2020)。与此同时,企业金融资产配置也会对企业要素收入分配带来影响。例如,企业金融资产配置会通过减少实业投资对劳动力产生“挤出效应”,提高劳动力市场竞争程度,降低实体企业对工人的利润分成,最终导致劳动收入份额下降和资本要素收入份额上升(王博和毛毅,2019;安磊等,2019)。

本文在理论模型推导的基础上,以2007—2019

年间沪深两市 A 股非金融非房地产上市公司财务数据为样本,实证分析了货币政策对企业资本收入份额的影响,以及企业金融资产配置在货币政策影响企业资本收入份额中的作用。研究发现,宽松货币政策显著提升了企业资本要素的收入份额,且企业金融资产配置加剧了宽松货币政策对企业资本收入份额的影响。货币政策对企业资本收入份额的影响主要通过推动企业资本深化和推高其股票价格实现。异质性分析显示,规模小、融资约束高、劳动密集型,金融发展水平较高的区域以及银行流动性囤积较低时期的企业,其资本要素收入份额在宽松货币政策影响下呈现出更快增长趋势。

本文的边际贡献在于:第一,基于企业微观视角研究了货币政策对资本收入份额的影响。已有关于要素收入分配的文献,或从宏观层面展开,或基于微观企业特质因素进行研究。关于货币政策对微观企业要素收入分配的影响及作用机制,则较少研究。对此,本文从微观企业视角出发,结合理论分析和实证检验探寻货币政策对企业资本收入份额的影响。第二,分析了企业金融资产配置如何影响货币政策与企业资本收入份额的关系。目前全球范围内都存在非金融企业金融资产配置和要素收入分配不平等现象,但对于非金融企业金融资产配置在要素收入分配过程中发挥了何种作用,现有研究几乎没有涉及。对此,本文在理论分析的基础上进行实证检验,结果证实非金融企业金融资产配置确实能够加剧宽松货币政策对企业资本收入份额的提升作用。

本文后续内容安排如下:第二部分为理论分析与研究假说,第三部分为研究设计与研究数据,第四和第五部分为实证结果分析,第六部分为研究结论与政策建议。

二、理论分析与研究假说

有别于全球范围内资本要素收入占比呈上升趋势的事实,Cobb-Douglas 生产函数中要素收入份额恒定,不适用于对转型经济进行分析,因此本文从常替代弹性(CES)生产函数出发进行理论探究(Solow, 1956; Demir, 2009; 张成思和郑宁, 2020)。具体而言,考虑包含资本要素和劳动要素投入(K, L)的经济,其中资本要素 K 在文中设定为投入生产过程中的固定资产 P 和金融资产 F 。进一步地,考虑到企业在

资本和劳动方面的技术投入具有回报,故而将 A_K 和 A_L 分别定义为资本要素与劳动偏向型技术进步系数。因而,企业总产出 Y 如下所示:

$$Y = [\lambda Y_K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\lambda) Y_L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} = [\lambda (A_K K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\lambda) (A_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, λ 和 $1-\lambda$ 分别表示资本和劳动的分布权重,均为正数; σ 为资本—劳动要素替代弹性。企业目标为利润最大化:

$$\pi = Y - C(Y) \quad (2)$$

其中, $C(Y)$ 为相应的要素投入成本,包括资本要素成本和劳动要素工资。此时,可将利润最大化问题视为存在约束条件的最优化问题:

$$\begin{aligned} \max_{K,L} \pi &= Y - C(Y) \\ \text{s. t. } C(Y) &= r^k K + \omega L = (rP + r^f F) + \omega L < Y \end{aligned} \quad (3)$$

其中,固定资产 P 折旧取值为 0,其风险调整后的收益为 r ,即无风险收益率;而金融资产 F 的投资收益率为 r^f ,这两部分收益共同决定了资本要素的回报 r^k ,即资本要素经风险调整后的综合收益率。需要注意的是,当企业没有配置金融资产时 $r^k = r$ 。 ω 为劳动的工资水平。计算一阶最优条件,得到均衡条件下的劳均资本如下所示:

$$k^* = \frac{K^*}{L^*} = \left[\left(\frac{\omega}{r^k} \right) \frac{\lambda}{1-\lambda} \right]^{\sigma} \left(\frac{A_L}{A_K} \right)^{1-\sigma} \quad (4)$$

此时,均衡条件下企业的资本要素收入份额被定义为:

$$\delta = \frac{Y^* - \omega L^*}{Y^*} = 1 - \frac{\omega}{Y^*/L^*} \quad (5)$$

其中,劳均产出 $\frac{Y^*}{L^*} = [\lambda (A_K k^*)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\lambda) (A_L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \equiv f(k^*) > 0$ 。

综上所述,企业资本要素收入份额对利率求偏导,结果如下所示:

$$\frac{\partial \delta}{\partial r} = \frac{\partial \delta}{\partial r^k} \cdot \frac{\partial r^k}{\partial r} < 0 \quad (6)$$

其中, $\frac{\partial \delta}{\partial r^k} = \frac{\partial}{\partial r^k} \left[1 - \frac{\omega}{f(k^*)} \right] = \omega \cdot f^2(k^*) \cdot f'(k^*) \frac{\partial k^*}{\partial r^k} < 0$, $\frac{\partial r^k}{\partial r} = \frac{P}{K} = 1 - \frac{F}{K} \geq 0$, $\frac{F}{K}$ 代表企业资本要素中的金融资产占比,即企业金融资产配置程度。特别

地,当 $K=F$ 时,表明该企业资产全部配置于金融资产。

因而,依据(6)式可以推导得出,当企业投资成本 r 下降时,资本收入份额 δ 上升。据此提出本文第1个假说:

假说1:当实行宽松货币政策时,企业资本收入份额上升。

伴随着经济自由化和全球化,经济金融化格局快速形成(张成思和张步昙,2015)。尤其是受2008年国际金融危机影响,中国出台的财政刺激政策带来了影子银行的快速发展,金融产品规模在2010年后出现加速膨胀趋势(张成思,2019),导致宏观经济金融化水平进一步提高(如图1所示),给金融市场带来巨大影响和冲击。与此同时,非金融企业金融资产配置水平也大幅提高,表现为非金融企业金融投资占比和金融渠道获利占比日益提高(张成思和张步昙,2016)。中国非金融企业平均金融资产持有量(即金融资产占总资产之比)从2012年开始呈现快速增长的趋势(王博和毛毅,2019)。

非金融企业金融资产配置会影响企业资源配置效率,挤出研发投入和资本投资(亚琨等,2018),抑制实体经济发展(张成思和张步昙,2016),继而导致企业生产率降低(刘笃池等,2016),加剧企业僵尸化风险(邓超等,2020)以及宏观经济波动(肖崎和廖鸿燕,2020),最终导致经济发展“脱实向虚”。由于实体经济部门与虚拟经济部门相比属于劳动密集型产业,故而实体经济部门的衰退将会引起整个社会劳

动所得占比的降低以及资本所得占比的升高。

此外,在过去相当长时间内,金融和房地产行业投资收益率整体高于实体投资收益率(如图2所示)。尤其当实行宽松货币政策时,金融资产价格会快速做出上升反应,此时企业会更多地配置金融资产,从而使企业收益增加更多。当资本获得持有更多金融资产的好处后,会进一步提高企业金融资产配置比例,以实现企业未来利润的最大化。考虑到劳动收入的变动刚性,以及其对货币政策反应的滞后性,金融资产收益的增加往往大部分被分配给企业资本。因此,在宽松货币政策环境下,企业金融资产配置比例的上升将进一步提高企业资本收入份额。综上所述,提出本文第2个假说:

假说2:非金融企业金融资产配置会加剧货币政策对企业资本收入份额的影响。

三、研究设计与研究数据

(一) 研究设计

为了分析货币政策对企业资本收入份额变动的的影响,本文构建如下模型进行检验:

$$Profit_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MShock_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $Profit_{it}$ 表示企业资本要素的收入份额, $MS-hock$ 表示货币政策, $Control$ 为控制变量。根据假说1, $MShock$ 的系数 α_1 预期为正值,表示当货币政策越宽松,企业的资本收入份额越高。考虑到 $MShock$ 是一个时间序列数据,无法直接引入时间固定效应,因此在控制变量里加入了国家层面的GDP增速(GDP)和经济政策不确定性(Epu),以控制宏观经济

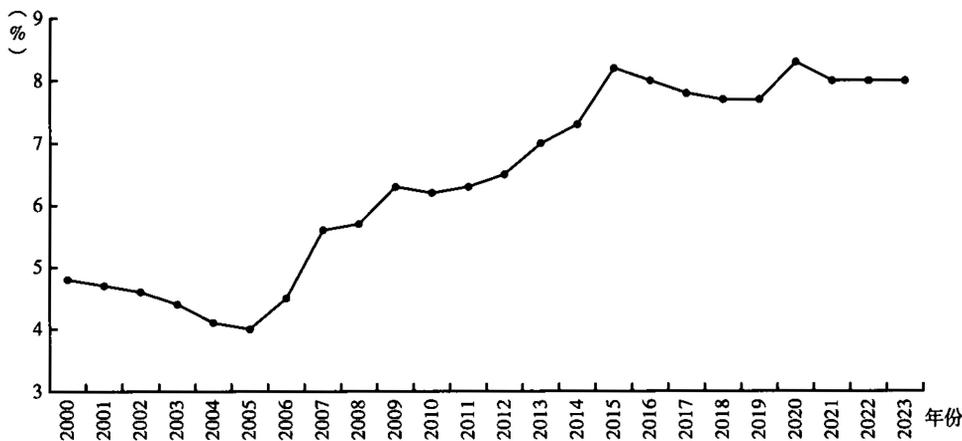


图1 宏观层面经济金融化水平

注:宏观层面经济金融化水平用金融业增加值占国内生产总值的比重衡量。数据来源:国泰安(CSMAR)数据库。

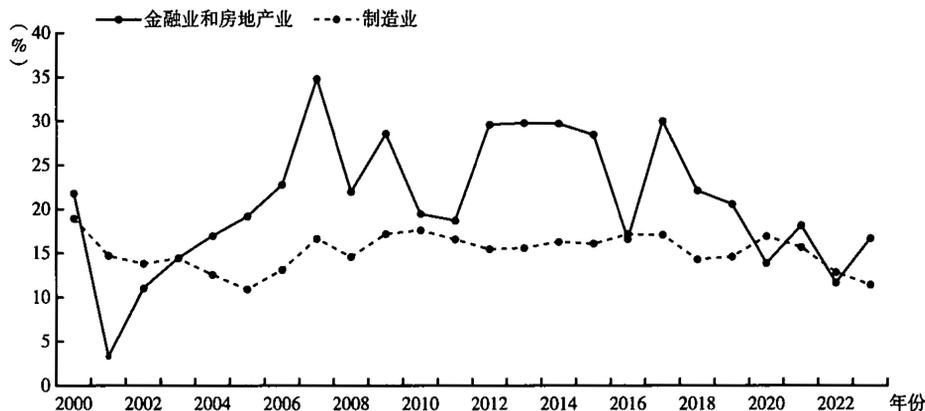


图2 金融业和房地产业与制造业的盈利能力对比

注:金融业和房地产业与制造业的盈利能力用息税折旧摊销前营业利润率衡量。数据来源:国泰安(CSMAR)数据库。

环境的变化(彭俞超等,2018)。此外,本文使用 δ_i 控制企业个体固定效应, ε_{it} 则为随机误差项。在实证分析中,本文亦采用聚类稳健标准误,将标准误差聚类到企业层面。

本文参考许明等(2015)的做法,同时考虑政府部门在企业要素收入分配中的影响,运用各要素报酬分别占企业增加值的比重来衡量不同要素的收入份额。此外,考虑到已有研究在测度资本收入份额时,大多忽略了金融资产收益,但实际上,资产包含实物资产和金融资产,因此资本收入份额中需要考虑金融资产收益。在本文,企业资本收入份额测度如下所示:

企业资本收入份额=

$$\frac{\text{固定资产折旧} + \text{营业利润} + \text{金融资产收益}}{\text{企业增加值} + \text{金融资产收益}} \times 100\% \quad (8)$$

其中,参考张成思和郑宁(2020)的做法,使用“投资净收益+公允价值变动净收益+汇兑净收益+其他综合收益-对联营和合营企业的投资净收益+利息收入-利息支出”衡量企业金融资产收益。分母中企业增加值则为企业资本要素收入、企业劳动要素收入和政府部门收入之和;企业资本要素收入用企业本年固定资产折旧与本年营业利润之和来衡量;企业劳动要素收入为企业本年应付职工工资总额与本年应付职工福利总额之和,用企业本年的应付职工薪酬来表示;政府部门收入为企业应交所得税、企业应交增值税、产品销售税金及附加、管理费中的税金支出之和再减去企业的补贴收入,即企业本年应交税费减去本年收到的税费返还。

参考Chen et al. (2018),使用其所构建的总货币供给冲击量衡量货币政策($MShock$),以反映公众未能预期的货币政策变化,避免直接使用 M_2 增速所带来的内生性问题。具体而言,本文参考通货膨胀和GDP增长率相比于每年政府目标的完成情况,计算出货币的内生增长,之后使用 M_2 实际增速与 M_2 增速内生变化的差值作为货币政策外生性冲击,得到货币政策冲击。

参考罗长远和陈琳(2012)、张杰等(2012)、许明等(2015)、张成思和郑宁(2020),本文的控制变量包括企业层面的企业规模(Size)、总资产报酬率(ROA)、资产负债率(Lev)、固定资产比率(FA)、成长能力(Sales)、投资机会(TQ)、上市时长(Age)。同时,考虑到全要素生产率是影响我国劳动和资本要素收入份额变动的主要因素之一(许明等,2015),本文还在企业层面的控制变量里加入了全要素生产率(TFP),并参考鲁晓东和连玉君(2012)提出的LP(Levinsohn-Petrin)方法进行估计。此外,本文的控制变量还包括行业层面的市场集中度(HHI)、省份层面的地方政府财政状况(Gov)以及国家层面的GDP增速(GDP)和经济政策不确定性(Epu)。具体变量定义和说明见表1。

(二) 研究数据

本文选取沪深两市A股非金融非房地产上市公司2007-2019年财务报表年度数据为样本。之所以选择从2007年开始,是考虑到2007年企业会计准则发生改变;之所以选择到2019年结束,是因为企业财务数据受2020年新冠疫情影响出现较大波动。所

表 1

变量定义

变量名称	变量符号	变量定义及说明
企业资本收入份额	<i>Profit</i>	用(固定资产折旧+营业利润+金融资产收益)/(企业增加值+金融资产收益)衡量。其中,企业增加值=应付职工薪酬+固定资产折旧+营业利润+应交税费-收到的税费返还,金融资产收益=投资净收益+公允价值变动净收益+汇兑净收益+其他综合收益-对联营和合营企业的投资净收益+利息收入-利息支出
货币政策	<i>MShock</i>	参考 Chen et al. (2018) 构建的外生货币政策冲击
企业规模	<i>Size</i>	对企业总资产取对数
总资产报酬率	<i>ROA</i>	息税前利润/总资产
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
固定资产比率	<i>FA</i>	固定资产/总资产
成长能力	<i>Sales</i>	营业收入的同比增长率
投资机会	<i>TQ</i>	用托宾 Q 衡量企业的投资机会
上市时长	<i>Age</i>	所在年份-上市年份+1
全要素生产率	<i>TFP</i>	使用 LP 法计算的在各种生产要素的投入水平既定的条件下,所达到的额外生产效率
市场集中度	<i>HHI</i>	用赫芬达尔指数衡量企业所在行业的市场集中度
地方政府财政状况	<i>Gov</i>	省级政府的一般预算支出/省级 GDP
GDP 增速	<i>GDP</i>	国内生产总值年度增长率
经济政策不确定性	<i>Epu</i>	Baker et al. (2016) 计算的经济政策不确定性指数
人口结构	<i>Popularity</i>	就业人员总数/总人口数
广义货币供应量增速	<i>M2</i>	广义货币供应量 M2 的增速
不考虑金融资产收益的企业资本收入份额	<i>Profit_Fin</i>	(固定资产折旧+营业利润)/(应付职工薪酬+固定资产折旧+营业利润+应交税费-收到的税费返还)
现金比率	<i>Cash</i>	企业货币资金/总资产
企业纳税情况	<i>Tax</i>	企业的税金及附加
企业金融化水平	<i>Fin</i>	用企业金融资产/总资产来衡量,其中,2007-2017 年的企业金融资产=货币资金+持有至到期投资+交易性金融资产+投资性房地产+可供出售金融资产+应收股利+应收利息,2018 年和 2019 年的企业金融资产=交易性金融资产+债权投资+其他债权投资+其他权益工具投资+其他非流动性金融资产+投资性房地产+货币资金+应收股利+应收利息

有微观层面数据均来自 CSMAR 数据库。所有宏观层面数据均来自中国统计年鉴以及作者计算。在剔除存在缺失值的企业后,本文得到 18253 个样本观测值。同时,为了减少异常或极端值对实证结果的影响,对所有连续性变量采用了 1% 和 99% 分位的缩尾处理。表 2 提供了主要变量的描述性统计。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

为了检验货币政策对企业资本收入份额的影响,本文利用(7)式对全部样本进行回归,结果如表 3 所示。其中,第(1)列为只加入企业层面微观控制

变量的回归结果,第(2)列为加入全部控制变量之后的回归结果。可以看出,无论是否加入宏观控制变量,货币政策(*MShock*)的系数均显著为正,说明货币政策越宽松,企业资本收入份额越高,从而验证了假说 1。

(二) 稳健性检验

1. 考虑人口结构变化

2011 年中国的劳动人口比重在十年来首次下降,这标志着中国的人口结构出现变化,人口红利逐渐消失。因此,本文在(7)式中进一步考虑人口结构变化,加入人口结构变量(*Popularity*)即就业人员总数

表 2

描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	P25	P50	P75	最大值
<i>Profit</i>	18253	79.680	14.695	24.281	73.379	83.042	89.913	99.323
<i>MShock</i>	18253	-0.152	0.295	-0.581	-0.372	-0.293	0.108	0.453
<i>Size</i>	18253	22.105	1.244	19.947	21.193	21.917	22.803	26.117
<i>ROA</i>	18253	7.159	5.415	-5.989	3.646	6.143	9.603	27.204
<i>Lev</i>	18253	41.427	19.617	5.391	25.764	40.876	56.262	85.383
<i>FA</i>	18253	23.421	16.401	0.564	10.714	20.000	32.609	72.000
<i>Sales</i>	18253	20.403	39.772	-42.038	0.977	12.942	28.835	259.225
<i>TQ</i>	18253	4.548	6.861	0.557	1.793	2.791	4.553	53.447
<i>Age</i>	18253	10.310	6.472	2.000	5.000	9.000	15.000	25.000
<i>TFP</i>	18253	9.067	1.076	6.904	8.306	8.943	9.686	12.011
<i>HHI</i>	18253	8.378	10.165	1.242	2.133	5.044	10.328	59.742
<i>Gov</i>	18253	18.941	6.762	9.735	13.445	17.608	22.362	45.880
<i>GDP</i>	18253	7.758	1.770	6.000	6.750	7.041	7.864	14.231
<i>Epu</i>	18253	5.531	0.680	4.410	4.849	5.499	6.132	6.674
<i>Popularity</i>	18253	55.915	0.651	54.941	55.205	55.992	56.432	57.006
<i>M2</i>	18253	12.386	3.714	8.174	8.944	11.333	14.392	19.733
<i>Profit_Fin</i>	18253	78.510	15.355	20.346	71.998	81.982	89.230	99.226
<i>Cash</i>	18253	18.209	12.714	1.767	9.200	14.706	23.656	62.500
<i>Tax</i>	18253	16.606	1.589	12.861	15.538	16.455	17.504	21.465
<i>Fin</i>	18253	21.381	14.167	2.473	10.989	17.652	28.141	67.857

占年末总人口数的比重。实证结果如表 4 第(1)列所示。可以看出,货币政策(*MShock*)的系数仍然显著为正,表明即使考虑人口结构的变化,宽松货币政策依然会提高企业资本收入份额。

2. 考虑被解释变量自身影响

企业资本收入份额变动会受到自身前值的影响,因此本文在(7)式中控制企业资本收入份额滞后一期并重新进行回归。回归结果如表 4 第(2)列所示。可以看出,考虑企业资本收入份额自身前值影响后,货币政策对企业资本收入份额的影响仍然显著为正,表明回归结果较为稳健。

3. 考虑货币政策影响企业资本收入份额的滞后性

由于货币政策对企业资本收入份额的影响可能存在滞后性,因此参考林志帆等(2015),在(7)式中使用货币政策的滞后一期值代替货币政策的当期值,重新进行回归。回归结果如表 4 第(3)列所示。

表 3 货币政策与企业资本要素收入份额

变量	(1)	(2)
	<i>Profit</i>	
<i>MShock</i>	1.632*** (0.374)	1.588*** (0.389)
<i>Size</i>	1.309** (0.516)	1.346*** (0.517)
<i>ROA</i>	0.818*** (0.0368)	0.817*** (0.0369)
<i>Lev</i>	-0.149*** (0.0149)	-0.148*** (0.0150)
<i>FA</i>	0.0889*** (0.0188)	0.0884*** (0.0188)
<i>Sales</i>	-0.0114*** (0.00271)	-0.0116*** (0.00271)
<i>TQ</i>	0.0183 (0.0127)	0.00861 (0.0133)

续表 3

变量	(1)	(2)
	Profit	
Age	-0.260*** (0.0699)	-0.249** (0.100)
TFP	0.581 (0.531)	0.528 (0.531)
HHI		0.0288 (0.0219)
Gov		-0.116* (0.0698)
GDP		0.0186 (0.101)
Epu		0.420 (0.257)
常数项	46.769*** (9.030)	45.854*** (9.125)
观测值	18253	18253
R ²	0.123	0.124
个体固定效应	是	是

注:括号内为稳健标准误,***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。下同。

表 4

稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Profit 考虑人口结构变化	Profit 考虑被解释变量自身影响	Profit 考虑货币政策影响的滞后性
MShock	1.875*** (0.386)	1.591*** (0.423)	
Popularity	-3.748*** (1.260)		
L. Profit		0.189*** (0.0158)	
L. MShock			1.142*** (0.435)
Size	1.398*** (0.519)	0.817 (0.533)	1.291** (0.612)
ROA	0.818*** (0.0369)	0.777*** (0.0396)	0.830*** (0.0415)
Lev	-0.150*** (0.0150)	-0.120*** (0.0162)	-0.150*** (0.0179)

可以看出,滞后一期的货币政策对企业资本收入份额的影响仍然显著为正,回归结果依然成立。

4. 更换货币政策测度方法

参考张成思和田涵暉(2020),本文用广义货币供应量 M_2 的增速代替 MShock 衡量货币政策。其中,考虑到 2011 年在 M_2 统计中纳入了住房公积金和非存款类机构存款,并于 2014 年季调修订了 M_2 统计量,因此根据 M_2 统计口径的变动对 M_2 数据进行了调整。回归结果如表 5 第(1)列所示,可以看出,更换货币政策测度方法后,回归结果依然成立。

5. 更换被解释变量测度方法

本文进一步使用不考虑金融资产收益的资本收入份额对基准回归结果进行稳健性检验。具体而言,使用固定资产折旧与营业利润之和占企业增加值的比重来重新衡量企业资本收入份额。回归结果如表 5 第(2)列所示,可以看出,更换被解释变量的测度方法后,回归结果仍然是显著的。

6. 增加控制变量

由于现金比率(Cash)能够影响企业的交易性动机、预防性动机和投机性动机,企业纳税情况(Tax)能够反映宏观财政政策对微观企业的影响,且能更

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Profit</i> 考虑人口结构变化	<i>Profit</i> 考虑被解释变量自身影响	<i>Profit</i> 考虑货币政策影响的滞后性
<i>FA</i>	0.0869*** (0.0189)	0.0740*** (0.0194)	0.0848*** (0.0219)
<i>Sales</i>	-0.0112*** (0.00271)	-0.00352 (0.00343)	-0.00795** (0.00329)
<i>TQ</i>	0.00266 (0.0134)	-0.00250 (0.0121)	0.00144 (0.0126)
<i>Age</i>	-0.901*** (0.258)	-0.0771 (0.108)	-0.299*** (0.113)
<i>TFP</i>	0.473 (0.532)	0.728 (0.578)	0.844 (0.637)
<i>HHI</i>	0.0284 (0.0219)	-0.00234 (0.0224)	-0.00316 (0.0257)
<i>Gov</i>	-0.0810 (0.0726)	-0.146** (0.0662)	-0.116 (0.0766)
<i>GDP</i>	-0.199* (0.118)	0.00139 (0.194)	0.0748 (0.211)
<i>Epu</i>	-0.360 (0.316)	0.343 (0.258)	0.627** (0.269)
常数项	266.978*** (74.112)	39.129*** (9.586)	42.824*** (10.913)
观测值	18253	13848	13848
R ²	0.125	0.167	0.133
个体固定效应	是	是	是

加细致地考虑政府部门的影响,因此为了避免遗漏变量的问题,在(7)式中加入现金比率(*Cash*)和企业纳税情况(*Tax*)并重新进行回归。其中,现金比率(*Cash*)为企业货币资金与总资产的比值,企业纳税情况(*Tax*)为企业的税金及附加。回归结果如表5第(3)列所示。可以看出,增加控制变量后,货币政策对企业资本收入份额的影响仍然显著为正,回归结果稳健。

7. 使用季度数据

进一步使用更高频率的季度数据,对(7)式重新回归,进行稳健性检验。回归结果如表5第(4)列所示,可以看出,货币政策对企业资本收入份额的影响仍然显著为正。

(三)企业金融资产配置的调节作用

伴随着经济自由化和全球化,经济金融化格局快速形成(张成思和张步昙,2015)。尤其是2009年财政刺激政策的出台,导致从2010年开始影子银行快速发展(高蓓等,2020),中国宏观经济金融化水平进一步升高。与此同时,非金融企业金融资产配置水平也大幅升高,非金融企业平均金融资产持有量从2012年开始呈现快速增长的趋势(王博和毛毅,2019),经济发展“脱实向虚”。实体经济的衰退将导致企业劳动收入份额的下降和资本收入份额的上升。可见,企业金融资产配置有可能会加剧货币政策对企业资本收入份额的正向影响。为了验证这一作用机制,本文设置如下模型进行检验:

表 5

其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Profit</i> 更换货币政策测度方法	<i>Profit_Fin</i> 更换被解释变量测度方法	<i>Profit</i> 增加控制变量	<i>Profit</i> 使用季度数据
<i>MShock</i>		1.823*** (0.398)	1.477*** (0.391)	1.273*** (0.092)
<i>M2</i>	0.156** (0.060)			
<i>Cash</i>			0.068*** (0.013)	
<i>Tax</i>			-1.430*** (0.226)	
控制变量	是	是	是	是
观测值	18253	18253	18253	65921
R ²	0.123	0.142	0.132	0.273
个体固定效应	是	是	是	是

$$Profit_{it} = \beta_0 + \beta_1 MShock_{it} \times Fin_{it} + \beta_2 MShock_{it} + \beta_3 Fin_{it} + \beta_4 Control_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, *Fin* 表示企业金融资产配置水平, 用企业金融资产与总资产的比值来衡量。参考张成思和郑宁(2020), 本文使用“货币资金+持有至到期投资+交易性金融资产+投资性房地产+可供出售金融资产+应收股利+应收利息”衡量企业金融资产。考虑到2018年发布了新企业会计准则, 因此使用“交易性金融资产+债权投资+其他债权投资+其他权益工具投资+其他非流动性金融资产+投资性房地产+货币资金+应收股利+应收利息”衡量2018年和2019年的企业金融资产。*MShock*×*Fin* 代表货币政策和企业金融资产配置水平的交乘项, 为了避免 *MShock*×*Fin* 与 *MShock* 和 *Fin* 高度相关而产生的多重共线性问题, 本文首先对 *MShock* 和 *Fin* 分别进行去中心化处理, 并用处理之后形成的 *MShock*×*Fin* 与去中心化处理前的 *MShock* 和 *Fin* 作为核心解释变量进行检验, 其他变量同(7)式。

实证结果如表6第(1)列所示, 可以看出, *MShock*×*Fin* 以及 *MShock* 和 *Fin* 的系数均显著为正, 表明企业金融资产配置显著加剧了宽松货币政策对企业资本收入份额的正向影响, 即具有显著的正向调节作用。进一步, 考虑到我国非金融企业金融资

产配置趋势从2012年开始明显增强, 本文将全部样本以2012年为时间节点分为2012年之前和2012年之后两组, 运用(9)式分别进行回归, 实证结果如表6第(2)列和第(3)列所示。可以看出, 2012年以后的分组样本中, *MShock*×*Fin* 以及 *MShock* 和 *Fin* 的系数均显著为正。这表明当我国处于金融化迅速发展阶段时, 企业金融资产配置在货币政策影响企业资本收入份额中的正向调节作用更加明显。

五、进一步分析

(一) 影响机制

2008年国际金融危机后, 全球超宽松货币政策引起市场利率的下降和信贷总量的扩大, 降低了企业融资成本, 使得要素市场中资本价格相对于劳动价格下降, 于是企业倾向于通过扩大资本品的投入代替劳动投入(陈宇峰等, 2013)。此外, 当货币增速变大时, 资本市场收益率上升, 股票价格也会通过托宾Q效应、财富效应、流动性效应和资产负债表效应影响企业增加投资。上述两种行为均提高了资本在企业生产中的贡献, 致使企业资本收入份额上升。

1. 资本深化影响机制

当实施宽松货币政策时, 会出现利率的下降和信贷总额的增加, 进而造成资本价格相对劳动价格下降。此时, 企业愿意利用更多资本, 资本积累会快

表 6

企业金融资产配置的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Profit</i>	<i>Profit</i> 2012 年以前	<i>Profit</i> 2012 年以后
<i>MShock</i> × <i>Fin</i>	0.056** (0.023)	-0.050 (0.071)	0.044* (0.026)
<i>MShock</i>	1.405*** (0.393)	-6.446 (4.360)	0.896** (0.437)
<i>Fin</i>	0.081*** (0.012)	0.075* (0.042)	0.076*** (0.013)
控制变量	是	是	是
观测值	18253	3994	14259
R ²	0.129	0.062	0.140
个体固定效应	是	是	是

于劳动力增加的速度,导致资本对劳动形成替代,推动资本深化。资本深化作为影响企业资本收入份额的重要因素。一方面,资本深化会使得企业完成转型升级。另一方面,资本深化往往伴随着企业规模的扩大,带来经济规模效应。这些因素都将推动企业资本收入份额的上升。对此,本文通过如下模型检验这一可能的机制:

$$Capital_{it} = \delta_0 + \delta_1 MShock_{it} + \delta_2 Control_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,*Capital* 表示企业资本深化程度,用企业劳均资本,即企业固定资产净额与员工人数之比表示,其他变量同(7)式。实证结果如表 7 第(1)列所示。可以看出,*MShock* 的系数在 1% 的水平上显著为正。这表明宽松货币政策确实会影响企业资本深化,而企业资本深化会推动企业转型升级,同时扩大企业规模,最终带来企业利润的增加,以及企业资本收入份额的提高。因此,资本深化是货币政策影响企业资本收入份额的一个重要机制。

2. 股票市场影响机制

此外,宽松货币政策也会影响股票市场。一方面,宽松货币政策会通过市场利率降低企业融资成本,从而带动企业获利水平的提高和投资的增加,最终表现为股票价格的上涨。另一方面,宽松的货币政策还会导致本币贬值,降低国内商品和服务的相对价格,增加净出口,进而提高企业的股票价格。作为货币政策传导的中间环节,股票价格的上涨会通

过托宾 *Q* 效应、财富效应、流动性效应和资产负债表效应促进企业固定资产投资的增加,间接促使企业资本深化,继而提高企业资本收入份额。对此,本文通过如下模型检验这一可能的机制:

$$Stock_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 MShock_{it} + \gamma_2 Control_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中,*Stock* 表示企业股票价格,用(当年年末股价-前一年年末股价)/前一年年末股价表示,其他变量同(7)式。实证结果如表 7 第(2)列所示。可以看出,*MShock* 的系数在 1% 的水平上显著为正。可见,宽松货币政策确实会影响股票价格,而股票价格的上升能够通过货币政策传导促进企业固定资产投资的增加,间接促使企业资本深化,继而提高企业资本收入份额。因此,股票市场是货币政策影响企业资本收入份额的另一个重要机制。

表 7 作用机制检验

变量	(1)	(2)
	<i>Capital</i>	<i>Stock</i>
<i>MShock</i>	5.612*** (1.356)	0.202*** (0.024)
控制变量	是	是
观测值	18253	13848
R ²	0.258	0.208
个体固定效应	是	是

(二) 异质性分析

1. 企业规模

企业规模是影响企业要素收入分配的主要因素之一(张杰等,2012)。通常认为,不同规模企业中资本要素和劳动要素的博弈力量有所不同,且不同规模企业的市场势力存在差异,以及其地区 GDP 创造能力和就业消纳能力的差异可能导致不同规模企业受到不同力度的政府扶持,面临不同的资本价格和劳动执法环境。因此,有必要研究不同规模企业中,货币政策对企业资本收入份额影响的差异性。

本文根据年度企业规模大小的中位数进行分组回归。将规模大于中位数的企业划分为大企业,将规模小于中位数的企业划分为小企业,并分别进行回归检验。回归结果如表 8 第(1)列和第(2)列所示。^③可以看出,货币政策对小企业资本收入份额的影响更显著。这主要是因为,小企业通常具有较大融资约束,在宽松货币政策下,其可以获得比之前更多的资金进行技术更新或其他投资,因而资本收入份额的上升会更快。

2. 融资约束

不同融资约束企业由于融资成本和难易程度不同,其所获收入在不同要素间进行分配时也会有所差异。通常高融资约束企业往往不易通过正常信贷获得所需资金,于是更倾向于减少劳动雇佣或降低劳动者的工资水平,以期降低企业成本,故融资约束程度的升高会刺激劳动收入份额的下降和资本收入份额的上升(罗长远和陈琳,2012)。因此,需要研究在面临不同融资约束的企业中,货币政策对企业资本收入份额影响的差异。

本文将企业按照融资约束水平划分为高融资约束企业和低融资约束企业。参考 Hadlock & Pierce(2010),本文使用 SA 指数衡量企业所面临的融资约束,将融资约束值高于中位数的企业划分为低融资约束企业,将融资约束值低于中位数的企业划分为高融资约束企业,并分别进行回归检验。回归结果如表 8 第(3)列和第(4)列所示。可以看出,宽松货币政策对高融资约束企业资本收入份额的影响更大。这可能是因为融资约束会影响企业投融资决策,相对来说,实施宽松的货币政策更容易缓解高融资约束企业的资金短缺,使企业增加更多投资,因此高融资约束企业资本收入份额上升更快。

3. 资本密集度

宽松货币政策在影响资本密集型部门和劳动密集型部门的资本收入份额方面,可能存在结构性效应。例如,当实施宽松货币政策时,资本要素相对价格的下降将导致资本和劳动力的相互替代,推动资本偏向型技术进步的出现,并造成产业结构的资本密集化,最终推动劳动收入份额下降和资本收入份额上升(王林辉和袁礼,2018)。因此,有必要研究不同资本密集度企业中,货币政策对企业资本收入份额影响的差异性。

参考张杰等(2011),本文用“固定资产净额/员工人数”衡量企业的资本密集度。同时,本文从行业层面切入,依据行业-年份中位数进行分组,把资本密集度大于行业-年份中位数的企业划分为资本密集型企业,其余则被划分为劳动密集型企业,并分别进行回归检验。

表 8 企业规模和融资约束异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Profit</i> 大规模企业	<i>Profit</i> 小规模企业	<i>Profit</i> 高融资约束企业	<i>Profit</i> 低融资约束企业
<i>MShock</i>	1.414*** (0.509)	2.027*** (0.574)	1.793*** (0.591)	1.310*** (0.505)
常数项	是	是	是	是
观测值	9233	9020	9138	9115
R ²	0.109	0.130	0.126	0.110
个体固定效应	是	是	是	是

回归结果如表9第(1)列和第(2)列所示。可以看出,宽松货币政策对劳动密集型企业资本收入份额的影响更大。这可能是因为,在劳动密集型企业中,劳动相对于资本价格更为便宜,在宽松货币政策时,资本价格下降,因此企业愿意用所得资金进行技术更新或其他投资,资本收入份额上升更快。

4. 地区金融发展水平

我国金融发展长期存在区域不平衡的问题,各地区的金融资源条件、金融科技运用、监管政策以及市场化程度等具有显著差异。金融发展水平不同的地区,金融机构竞争度、实体企业融资渠道以及对银行信贷的依赖度均存在显著不同,因而货币政策传导的影响也可能存在差异(宋旺和钟正生,2006)。对此,有必要研究不同金融发展水平的地区,货币政策对企业资本收入份额影响的差异性。

参考李青原等(2022),本文用企业所处省级地区影子银行水平来度量该地区的金融发展水平。其中,地区影子银行水平等于该地区委托贷款、信托贷款、未贴现银行承兑汇票之和占社会融资规模的比率,依据省份-年份计算影子银行水平中位数进行分组,影子银行水平高于该中位数的省份定义为高金融发展水平地区,否则定义为低金融发展水平地区,并分别进行回归检验。

回归结果如表9第(3)列和第(4)列所示。可以看出,货币政策对企业资本收入份额的影响在金融发展水平较高的地区显著为正,但在金融发展水平较低的地区并不显著。由此可见,宽松货币政策对金融发展水平较高地区的企业资本收入份额的影响

更大。这可能是因为,金融发展水平较高的地区,银行和企业对货币政策的变动更为敏感,在宽松货币政策环境下,企业可以获得较多银行贷款进行投资,因此资本收入份额上升更快。

5. 银行流动性囤积

当银行体系将央行释放的流动性通过增加银行准备金、提高流动性资产占比等方式保留在银行体系内部时,便出现了流动性囤积现象(万志宏和曾刚,2012)。银行体系的流动性囤积会弱化货币政策的传导效果,降低释放到社会流通领域的货币数量。因此,有必要研究不同银行流动性囤积水平下,货币政策对企业资本收入份额影响的差异性。

本文参考项后军和高鹏飞(2023)构建银行流动性囤积指标,用银行流动性资产占总资产的比例衡量银行的流动性囤积水平,并按照各年度银行平均流动性囤积水平的中位数进行分组,将流动性囤积水平高于中位数的年份划定为高流动性囤积年份,否则定义为低流动性囤积年份,并分别进行回归检验。

回归结果如表9第(5)列和第(6)列所示。可以看出,在低流动性囤积年份,宽松货币政策对企业资本收入份额的影响更大。这是因为,当银行体系存在高流动性囤积时,央行提供的流动性往往会停留在银行体系内部,此时企业难以获得更多的资金进行投资,因而企业的资本收入份额提高较慢。

六、研究结论与政策建议

2008年国际金融危机后,伴随全球量化宽松货币政策实施,贫富差距问题越发凸显。皮凯蒂认为,

表9 其他异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Profit</i> 资本密集型企业	<i>Profit</i> 劳动密集型企业	<i>Profit</i> 高金融发展 水平地区	<i>Profit</i> 低金融发展 水平地区	<i>Profit</i> 高流动性 囤积年份	<i>Profit</i> 低流动性 囤积年份
<i>MShock</i>	1.399** (0.566)	1.719*** (0.569)	2.258** (0.925)	1.810 (1.135)	1.078** (0.427)	3.054*** (1.016)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	9175	9078	7436	5601	8597	9656
R ²	0.095	0.149	0.125	0.150	0.147	0.109
个体固定效应	是	是	是	是	是	是

贫富差距形成的根源在于资本收入过高。通常也认为,要素收入分配规则会通过影响国民收入在不同生产要素中的分布,进而影响不同利益主体的收入份额。而劳动要素的分布天然地比资本要素的分布更加均匀,因此当国民收入被更多地分配给劳动者时,居民收入分配也会更加公平,同时贫富差距也会被缩小。从这个角度来说,研究要素收入分配问题对于理解收入分配不平等具有重要的理论价值和现实意义。

通过对现有文献的梳理发现,宏观层面,资本收入份额的上升与资本偏向性技术进步、市场结构和市场效率、产业结构变迁、二元经济结构、劳动力无限供应下工资对市场供求与劳动生产率变动的不敏感以及贸易自由化和经济全球化有关。微观企业层面,资本收入份额的上升与企业全要素生产率的提高、垄断和改制、负债率与融资约束水平以及风险状况有关。从中可以看出,目前对企业要素收入分配的研究主要基于微观因素展开,但实际上宽松货币政策也是影响企业资本收入份额的重要因素之一,并可能通过影响企业资金融通而作用于资本收入份额,继而加剧贫富差距。此外,2012年后我国影子银行的快速发展与企业金融资产配置水平的提高,也有可能影响货币政策与企业资本收入份额的关系。

对此,本文基于微观企业视角,在理论推导的基础上,利用2007-2019年沪深两市A股非金融非房地产上市公司的财务数据,检验了货币政策对企业资本收入份额的影响,以及企业金融资产配置在货币政策影响企业资本收入份额中的作用。研究发现,宽松货币政策显著提升了企业资本要素的收入份额,且企业金融资产配置加剧了宽松货币政策对企业资本收入份额的影响。货币政策对企业资本收入份额的影响主要通过推动资本深化和推高股票价格实现。异质性分析显示,规模小、融资约束高、劳动密集型企业,金融发展水平较高的区域以及银行流动性囤积较低时期的企业,其资本要素收入份额在宽松货币政策影响下呈现出更快的增长趋势。

劳动收入份额下降和资本收入份额上升会加剧不同阶层之间的贫富差距,损害社会公平,抑制国内消费需求,影响经济可持续发展。目前我国正朝着共同富裕目标稳步推进,如何化解资本收入过快增

长对贫富差距的影响,是未来一段时间内政府、社会和学术界必须积极应对的重大挑战。因此,有必要缓解货币政策在实施过程中对经济发展带来的上述不利影响。本文基于理论分析和实证检验的结果,提出如下政策建议:

第一,维持稳健货币政策,保证中央银行货币政策独立性。虽然宽松货币政策有利于经济增长,但过度宽松的货币政策将会导致企业资本收入份额上升和劳动收入份额下降,加剧企业内部和企业之间要素收入分配的不平等。因此,一方面应加强货币政策独立性,避免货币供给过度扩张,同时引导金融机构加大信贷资金支持实体经济的力度;另一方面应加强货币政策与财政政策的配合,尤其在国内总需求低迷时期,应更加强调积极财政政策的重要性,货币政策更多是为积极财政政策提供辅助。

第二,关注货币政策变动对劳动收入的影响,以促进共同富裕目标的实现。宽松货币政策能够实现经济结构转型升级以及促进经济发展。但由于劳动收入的刚性变化,并不能和货币政策变动保持同步,往往存在一定滞后。因此,宽松的货币政策往往带来资本收入份额的上升和劳动收入份额的下降。而实际上,较高的劳动收入能够避免贫富差距扩大,在我国稳步推进共同富裕的当下,应通过出台相关政策来提高劳动收入。对此,可以鼓励企业工资水平与通货膨胀水平挂钩,保持劳动收入份额稳中有增。此外,也可以对劳动收入份额较高的企业给予税收优惠,鼓励企业将所获利润的更大部分与员工共享,最终促进全社会共同富裕。

第三,加强对非金融企业金融资产配置的监管,鼓励企业从事实体经济生产与经营活动。随着企业金融资产配置水平的不断提高,宽松货币政策对企业资本收入份额的提升作用更强,企业劳动收入份额也相应下降更快。这不仅不利于社会公平,还会抑制国内消费需求,对经济可持续发展产生不利影响。因此,要及时制定相关法律法规,对实体企业相关金融业务进行统一监管,多举措提高实体投资回报率,缩小金融资产收益率与实体投资收益率之间的差距,鼓励实体企业回归本源、突出主业、做精专业,改变脱实向虚与金融空转的局面。

第四,加大中小企业扶持力度,缓解不同规模企

业间要素收入分配的不平等。中小企业作为增加创新活力、促进社会就业的重要主体,对中国经济持续健康发展意义重大。对此,需要加大对中小企业的扶持力度,包括通过各种举措来缓解中小民营企业融资难、融资贵的局面;发展多层次金融体系,继续扩容资本市场;鼓励主要为中小民营企业服务的民营银行和网络银行高质量发展,大力发展数字金融和普惠金融等。上述举措有助于消除中小民营企业融资障碍,促进财富在不同规模企业间分配的基本平衡。

货币政策会影响企业资本收入份额,但迄今的货币政策目标并不考虑企业资本收入份额的变化。本文目前只是就两者之间的关系进行了初步探讨,无论是在模型构建、指标选取还是政策建议方面,都有待后续研究加以完善和扩展。特别地,本文的模型构建中只考虑了货币政策对企业行为的影响,并没有纳入商业银行和家庭。后续可以构建包含家庭、企业、银行和政府等多主体在内的异质性动态随机一般均衡模型。而且考虑到政策的长期影响,还应当引入内生增长因素。这些都是未来研究中可以继续深入探索的方向。

注释:

①具体推导过程如下:

$$f'(k^*) = \frac{\sigma}{\sigma-1} [\lambda(A_k k^*)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\lambda)(A_L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma-1}{\sigma-1}} \cdot$$

$$\lambda(A_k k^*)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \cdot \frac{\sigma-1}{\sigma} A_k$$

$$= [\lambda(A_k k^*)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\lambda)(A_L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{1}{\sigma-1}} \cdot \lambda(A_k k^*)^{\frac{1}{\sigma}} \cdot A_k$$

$$= \lambda A_k [\lambda(A_k k^*)^0 + (1-\lambda)(A_L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} (A_k k^*)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}]^{\frac{1}{\sigma-1}}$$

$$= \lambda A_k [\lambda + (1-\lambda)(A_L/A_k)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} (k^*)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}]^{\frac{1}{\sigma-1}} > 0$$

由正文(4)式可知, $\frac{\partial k^*}{\partial r} < 0$, 因此 $\frac{\partial \delta}{\partial r} = \omega \cdot f^2(k^*) \cdot f'(k^*) \frac{\partial k^*}{\partial r} < 0$ 。

②其中, $\frac{\partial k^*}{\partial r} = \frac{P}{K}$ 为均衡状态下的恒等式, 该式表示, 在均衡状态下, 企业资本要素经风险调整后的综合收益率对无风险收益率的导数, 与企业固定资产占总资本的比重相等。

③因为按照企业规模进行分组, 所以在控制变量中去掉了规模变量。

参考文献:

- [1] 安磊、沈悦、徐妍, 2019:《金融化、产权与企业内收入分配》,《经济评论》第5期。
- [2] 白重恩、钱震杰、武康平, 2008:《中国工业部门要素分配份额决定因素研究》,《经济研究》第8期。
- [3] 白重恩、钱震杰, 2009:《国民收入的要素分配:统计数据背后的故事》,《经济研究》第3期。
- [4] 柏培文、杨志才, 2019:《劳动力议价能力与劳动收入占比——兼析金融危机后的影响》,《管理世界》第5期。
- [5] 陈宇峰、贵斌威、陈启清, 2013:《技术偏向与中国劳动收入份额的再考察》,《经济研究》第6期。
- [6] 邓超、陈升萌、夏文珂, 2020:《金融资产配置是否增加了企业僵尸化风险》,《世界经济文汇》第6期。
- [7] 董丰、申广军、焦阳, 2020:《去杠杆的分配效应——来自中国工业部门的证据》,《经济学(季刊)》第2期。
- [8] 高蓓、陈晓东、李成, 2020:《银行产权异质性、影子银行与货币政策有效性》,《经济研究》第4期。
- [9] 龚刚、杨光, 2010:《从功能性收入看中国收入分配的不平等》,《中国社会科学》第2期。
- [10] 郭庆旺、吕冰洋, 2012:《论要素收入分配对居民收入分配的影响》,《中国社会科学》第12期。
- [11] 郝枫, 2014:《价格体系对中国要素收入分配影响研究——基于三角分配模型之政策模拟》,《经济学(季刊)》第1期。
- [12] 胡奕明、王雪婷、张瑾, 2017:《金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》第1期。
- [13] 贾贻申、申广军, 2016:《企业风险与劳动收入份额:来自中国工业部门的证据》,《经济研究》第5期。
- [14] 江轩宇、朱冰, 2022:《资本市场对外开放与劳动收入份额——基于沪深港通交易制度的经验证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- [15] 李稻葵、刘霖林、王红领, 2009:《GDP中劳动份额演变的U型规律》,《经济研究》第1期。
- [16] 李青原、陈世来、陈昊, 2022:《金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据》,《经济研究》第1期。
- [17] 林淑君、郭凯明、龚六堂, 2022:《产业结构调整、要素收入分配与共同富裕》,《经济研究》第7期。
- [18] 林毅夫、陈斌开, 2013:《发展战略、产业结构与收入分配》,《经济学(季刊)》第4期。
- [19] 林志帆、赖艳、徐蔓华, 2015:《货币扩张、资本深化与劳动收入份额下降——理论模型与跨国经验证据》,《经济科学》第5期。
- [20] 刘笃池、贺玉平、王曦, 2016:《企业金融化对实体企业生产效率的影响研究》,《上海经济研究》第8期。

[21] 鲁晓东、连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999-2007》,《经济学(季刊)》第2期。

[22] 罗长远、陈琳,2012:《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》第3期。

[23] 彭俞超、韩珩、李建军,2018:《经济政策不确定性与企业金融化》,《中国工业经济》第1期。

[24] 施新政、高文静、陆瑶、李蒙蒙,2019:《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》第12期。

[25] 宋旺、钟正生,2006:《我国货币政策区域效应的存在性及原因——基于最优货币区理论的分析》,《经济研究》第3期。

[26] 万志宏、曾刚,2012:《后危机时代美国银行体系的流动性囤积与货币政策传导》,《国际金融研究》第10期。

[27] 王博、毛毅,2019:《实体经济金融化对中国劳动收入份额的影响机制与效应》,《经济与管理研究》第10期。

[28] 王林辉、袁礼,2018:《有偏型技术进步、产业结构变迁和中国要素收入分配格局》,《经济研究》第11期。

[29] 伍山林,2011:《劳动收入份额决定机制:一个微观模型》,《经济研究》第9期。

[30] 项后军、高鹏飞,2023:《银行数字化转型能缓解流动性囤积吗》,《经济学动态》第8期。

[31] 肖崎、廖鸿燕,2020:《企业金融化对宏观经济波动的影响——基于杠杆率的中介效应研究》,《国际金融研究》第8期。

[32] 肖士盛、孙瑞琦、袁淳、孙健,2022:《企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额》,《管理世界》第12期。

[33] 许明、刘长庚、刘一蓓,2015:《中国制造业企业要素收入分配的测算和实证研究》,《经济与管理研究》第10期。

[34] 亚琨、罗福凯、李启佳,2018:《经济政策不确定性、金融资产配置与创新投资》,《财贸经济》第12期。

[35] 余森杰、梁中华,2014:《贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析》,《管理世界》第7期。

[36] 张成思,2019:《金融化的逻辑与反思》,《经济研究》第11期。

[37] 张成思、田涵晖,2020:《结构性通货膨胀与通货膨胀预期形成机制》,《经济研究》第12期。

[38] 张成思、张步昙,2015:《再论金融与实体经济:经济金融化视角》,《经济学动态》第6期。

[39] 张成思、张步昙,2016:《中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角》,《经济研究》第12期。

[40] 张成思、郑宁,2020:《中国实体企业金融化:货币扩张、资本逐利还是风险规避?》,《金融研究》第9期。

[41] 张杰、卜茂亮、陈志远,2012:《中国制造业部门劳动报酬比重的下降及其动因分析》,《中国工业经济》第5期。

[42] 张杰、周晓艳、李勇,2011:《要素市场扭曲抑制了中国企业R&D?》,《经济研究》第8期。

[43] 张来明、李建伟,2016:《收入分配与经济增长的理论关系和实证分析》,《管理世界》第11期。

[44] 周其仁,2010:《对余永定教授“2010年中国宏观经济形势”演讲评论》,《中国经济观察》第21期。

[45] Acemoglu, D., 2002, "Directed Technical Change", *Review of Economic Studies*, 69(4), 781-809.

[46] Acemoglu, D., and V. Guerrieri, 2008, "Capital Deepening and Non-balanced Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 116(3), 467-498.

[47] Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, 2016, "Measuring Economic Policy Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.

[48] Blanchard, O. J., W. D. Nordhaus, and E. S. Phelps, 1997, "The Medium Run", *Brookings Papers on Economic Activity*, 28(2), 89-158.

[49] Chen, K. J., J. Ren, and T. Zha, 2018, "The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China", *American Economic Review*, 108(12), 3891-3936.

[50] Demir, F., 2009, "Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets", *Journal of Development Economics*, 88(2), 314-324.

[51] Gali, J., and M. Gertler, 1999, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222.

[52] Hadlock, C. J., and J. R. Pierce, 2010, "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index", *Review of Financial Studies*, 23(5), 1909-1940.

[53] Hein, E., and C. Schoder, 2011, "Interest Rates, Distribution and Capital Accumulation: A Post-Kaleckian Perspective on the US and Germany", *International Review of Applied Economics*, 25(6), 693-723.

[54] Solow, R., 1956, "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.

[55] Woodford, M., 2001, "The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy", *American Economic Review*, 91(2), 232-237.