《中国企业价格加成和劳动收入份额》附录

附录 1 资本增强型技术进步的处理

在技术进步偏向性的相关研究中，是允许同时引入企业异质的资本增强型技术进步和劳动增强型技术进步的，两者的相对大小反映了技术进步的偏向性。其中，Diamond et al.（1978）提出了关于要素增强型技术进步与替代弹性的不可识别定理（Non-Identification Theorem），认为在新古典生产函数框架下，要素替代弹性在技术进步缺乏先验假设时无法识别。这就意味着处理要素增强型技术进步必须十分谨慎，否则不仅会导致技术进步自身估计偏误，还会导致替代弹性和其他经济变量估计偏误。Diamond 证明了两种特殊情形下可以精准识别生产函数参数，分别为假设单一的要素增强型技术进步和假设参数数量有限的要素增强型技术进步先验函数。其中第二种特殊情形可以用于同时分析劳动增强型技术进步和资本增强型技术进步。基于该思路，Klump et al.（2007）和 León-Ledesma et al.（2010）分别通过实证测算和蒙特卡洛模拟的方式论证了该特殊情形下的生产函数参数识别方案，即标准化供给面方法。

使用标准化供给面方法测算要素增强型技术进步时，涉及两个关键假设：首先是技术进步满足特定的 Box-Cox 函数形式，该设定保证了将同族企业的生产函数在基准点处标准化并取对数后，技术进步相关项变为时间的指数项。接着，更重要的是，假设企业族必须具有相同且不变的价格加成，否则受技术进步内生影响的价格加成就会产生识别问题。该设定无疑与本文测算企业异质价格加成的研究目的相矛盾。此外，该方法需要规定同族企业、需要假设 CES 生产函数形式，以上设定一定程度上都降低了模型拟合中国现实经济的灵活性。因此，本文进行价格加成估计时，不适宜使用标准化供给面方法来解决引入资本增强型技术进步时的识别问题。

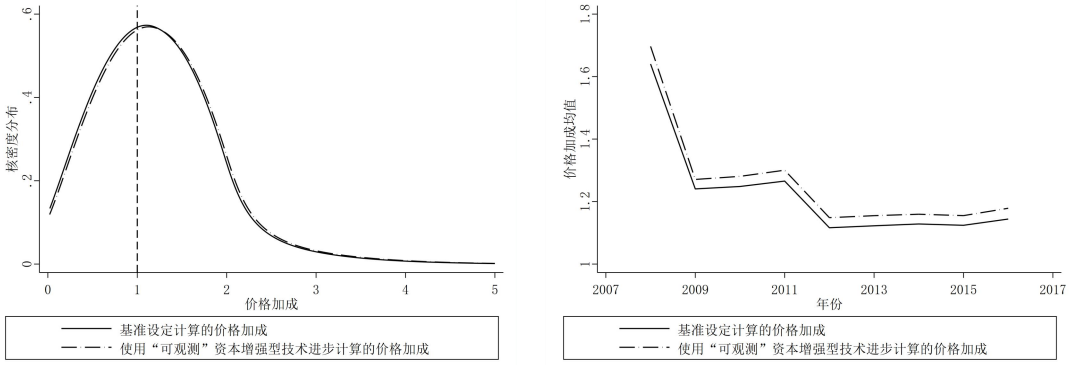
本文未能同时引入企业异质的资本增强型技术进步和劳动增强型技术进步并估计企业异质的价格加成。该问题涉及要素增强型技术进步、生产函数参数、要素替代弹性、企业投入决策和市场势力的联合识别，是估计价格加成这一方向目前未解决的技术难题之一（Oberfield and Raval，2021）。本文的生产函数设定并非假设不存在资本增强型技术进步，而是借鉴了生产函数估计相关研究中的常用设定（Doraszelski and Jaumandreu，2019；Demirer，2020；尹恒等，2023），将所有要素增强型技术进步的共同部分纳入希克斯中性技术进步中，并假设其中的资本增强型与材料增强型技术进步相同，令生产函数表达式可写为只包含劳动增强型与希克斯中性技术进步的形式。该设定主要出于以下两点考虑：首先，将非中性技术进步重点放在劳动增强型技术进步上具有较强理论基础。Uzawa（1961）的稳态增长定理表明，在标准增长框架中，如果经济要实现平衡增长，则长期技术进步需要表现为 Harrod 中性，即劳动增强型技术进步，这一结论后来成为分析长期增长和要素收入份额变化的重要理论基准。也就是说，劳动增强型技术进步是在增长理论中与平衡增长路径、收入份额变化和要素替代机制密切相关的核心技术进步类型。接着，从中国现实经济的研究来看，多数研究表明，中国经济确实存在非中性技术进步特征，但资本增强型技术进步相较于劳动增强型技术进步往往表现得更为平缓或稳定。根据郑江淮和荆晶（2021）的测算，按替代弹性σ=1.422的情形，中国资本增强型技术进步在 1998 年-2016 年的样本期内表现为幅度较小的先升后降，而劳动增强型技术进步在前期的相对稳定后，自 2010 年开始持续大幅提升。

附录 2 企业异质的资本增强型技术进步对估计结果的影响

本文使用标准化供给面方法估计资本增强型技术进步作为参考值，对企业异质的资本增强型技术进步对估计结果的影响进行稳健性检验[①]。当存在资本增强型技术进步时，核心估计方程变为：

$$q_{it} = \gamma_0 + \rho q_{it-1} + \alpha_K(k_{it}^* - \rho k_{it-1}^*) + \frac{1}{2}\alpha_{KK}[(k_{it}^*)^2 - \rho(k_{it-1}^*)^2]$$
$$+ (\alpha_L + \alpha_M)(m_{it} - \rho m_{it-1}) - \frac{1}{2}\frac{(\alpha_L + \alpha_M)^2}{\alpha}\left(\left(S_{Lit}^{VC}\right)^2 - \rho\left(S_{Lit-1}^{VC}\right)^2\right) + u_{it}$$

有效资本投入$k_{it}^* = k_{it} + \omega_{Kit}$，“可观测”的资本增强型技术进步$\omega_{Kit} \sim N(\omega_{Kj}, {\delta_{KSj}}^2)$，其中$\omega_{Kj}$为使用标准化供给面方法估计的、企业 i 所处的行业 j 的资本增强型技术进步水平，δ_{KSj}为企业 i 所处的行业 j 的资本收入份额标准差。本文共进行了 100 轮模拟以生成随机的“可观测”资本增强型技术进步，代入核心估计方程后重新估计了企业级价格加成。



（a）使用“可观测”资本增强型技术进步计算的价格加成分布　　（b）使用“可观测”资本增强型技术进步计算的价格加成时间趋势

附图 1 资本增强型技术进步稳健性检验结果

附图 1 对比了基准设定下和存在“可观测”资本增强型技术进步设定下估计的企业级价格加成分布和时间趋势，可以看出，即使存在“可观测”的资本增强型技术进步对生产函数中的相关元素产生扰动，企业价格加成的估计结果依然稳健。对存在“可观测”资本增强型技术进步的 23 个行业而言，其在基准设定下计算的价格加成均值为 1.22，使用随机生成的“可观测”资本增强型技术进步计算的价格加成均值为 1.26。此外，使用“可观测”资本增强型技术进步计算的价格加成也保持了与基准设定一致且稳定的时间趋势。因此，可以认为，资本增强型技术进步产生的偏差较小，且不会影响企业价格加成的总体分布特征和时间趋势。

附录 3 企业生产函数分析

在本文正文部分，说明了本文设定企业生产服从纳入劳动增强型技术进步和希克斯中性技术进步的 translog 生产函数形式：

$$q_{it} = \alpha_0 + \alpha_K k_{it} + \frac{1}{2}\alpha_{KK}k_{it}^2 + \alpha_L(\omega_{Lit} + l_{it}) + \frac{1}{2}\alpha_{LL}(\omega_{Lit} + l_{it})^2 + \alpha_M m_{it} + \frac{1}{2}\alpha_{MM}m_{it}^2$$
$$+ \alpha_{LM}(\omega_{Lit} + l_{it})m_{it} + \omega_{Hit}$$

实际上，该式是生产函数经对数化处理后的表达式，直接反映了 translog 生产函数形式二阶近似的特点。具体来看，假设企业生产需要投入资本K_{it}、劳动L_{it}、材料要素M_{it}，经过

[①] 因篇幅所限，标准化供给面方法的设定留存备索。

企业异质的劳动增强型技术进步Ω_{Lit}和希克斯中性技术进步Ω_{Hit}转化，得到最终产出Q_{it}，即：

$$Q_{it} = Q(\Omega_{Hit}, K_{it}, \Omega_{Lit}, L_{it}, M_{it})$$

企业原始生产函数具有如下性质：首先，希克斯中性技术进步Ω_{Hit}本质上为提高全要素转化效率的生产率水平，其对每种生产要素的效率提升效果相同，因此企业总产出Q_{it}也可表示为希克斯中性技术进步Ω_{Hit}与生产要素复合函数的乘积，$Q_{it} = \Omega_{Hit}Q_1(K_{it}, \Omega_{Lit}, L_{it}, M_{it})$。接着，不同于希克斯中性技术，劳动增强型技术进步$\Omega_{Lit}$只能提升劳动的转化效率，决定总产出的实际上是经劳动增强型技术进步“倍增”后的有效劳动投入，$L_{it}^* = \Omega_{Lit}L_{it}$。最后，企业在短期面临对劳动和材料的最优化决策问题，资本K_{it}在当期生产决策时已被预定，表现为“弱同质可分性”。也可以将该过程描述为企业将有效劳动和材料按产出弹性的最优比例转化为短期可变要素$F_{it}^{var} = F(L_{it}^*, M_{it})$。综上所述，企业原始生产函数可表示为：

$$Q_{it} = \Omega_{Hit}Q_1(K_{it}, F(L_{it}^*, M_{it}))$$

将以上变量取对数，可得：

$$q_{it} = q_{it}^1(k_{it}, f(l_{it}^*, m_{it})) + \omega_{Hit}$$

其中，短期可变要素$f(l_{it}^*, m_{it})$由有效劳动投入$l_{it}^* = \omega_{Lit} + l_{it}$和材料投入$m_{it}$复合而成。短期可变要素$f(l_{it}^*, m_{it})$和资本$k_{it}$按$q_{it}^1(k_{it}, f(l_{it}^*, m_{it}))$形式复合后，在希克斯中性技术进步$\omega_{Hit}$的作用下，转化为最终产出$q_{it}$。为保证生产函数形式能更灵活地拟合现实经济，本文不对$q_{it}^1(k_{it}, f(l_{it}^*, m_{it}))$的具体形式提出更多假设，而是通过二阶近似方法，拟合$q_{it}^1(k_{it}, f(l_{it}^*, m_{it}))$中各元素关系：

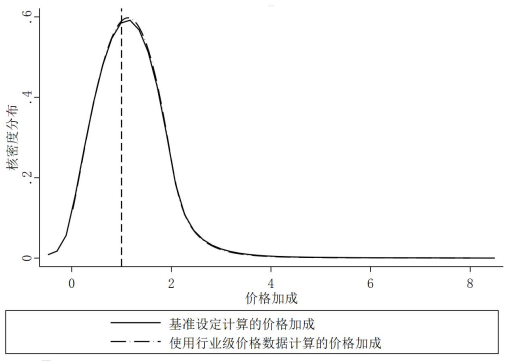
$$q_{it}^1(k_{it}, f(l_{it}^*, m_{it})) = \alpha_0 + \alpha_K k_{it} + \frac{1}{2}\alpha_{KK}k_{it}^2 + \alpha_L l_{it}^* + \frac{1}{2}\alpha_{LL}{l_{it}^*}^2 + \alpha_M m_{it} + \frac{1}{2}\alpha_{MM}m_{it}^2 + \alpha_{LM}l_{it}^* m_{it}$$

由于资本的“弱同质可分性”假设，资本作为预定变量，未进入$f(l_{it}^*, m_{it})$，因此在$q_{it}^1(k_{it}, f(l_{it}^*, m_{it}))$中不会有资本和其他要素的交乘项，即$k_{it}l_{it}^*$、$k_{it}m_{it}$。将该式代入生产函数对数方程，可得本文通过对生产函数二阶近似方法构造的企业 translog 生产函数形式：

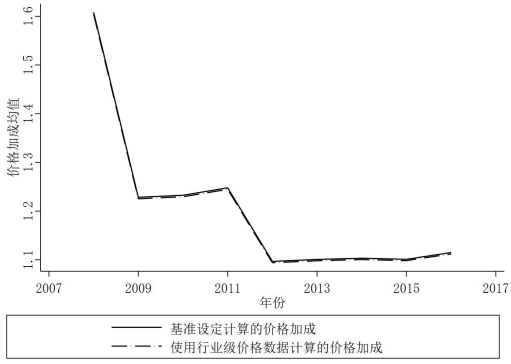
$$q_{it} = \alpha_0 + \alpha_K k_{it} + \frac{1}{2}\alpha_{KK}k_{it}^2 + \alpha_L(\omega_{Lit} + l_{it}) + \frac{1}{2}\alpha_{LL}(\omega_{Lit} + l_{it})^2 + \alpha_M m_{it} + \frac{1}{2}\alpha_{MM}m_{it}^2 + \alpha_{LM}(\omega_{Lit} + l_{it})m_{it} + \omega_{Hit}$$

式中k_{it}、l_{it}、m_{it}分别为投入的生产要素K_{it}、L_{it}、M_{it}取对数后的结果，ω_{Lit}、ω_{Hit}分别为劳动增强型技术进步Ω_{Lit}、希克斯中性技术进步Ω_{Hit}取对数后的结果。

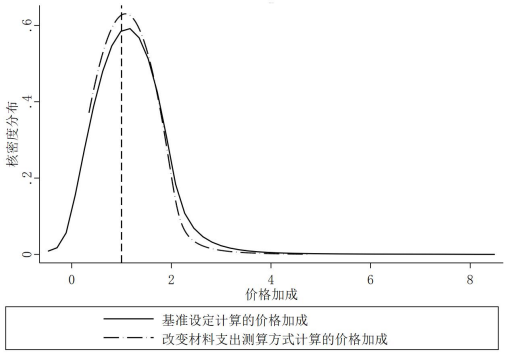
附录 4　稳健性检验



（a）使用行业级价格数据的价格加成分布



（b）使用行业级价格数据的价格加成趋势



（c）改变材料投入测算方式的价格加成分布



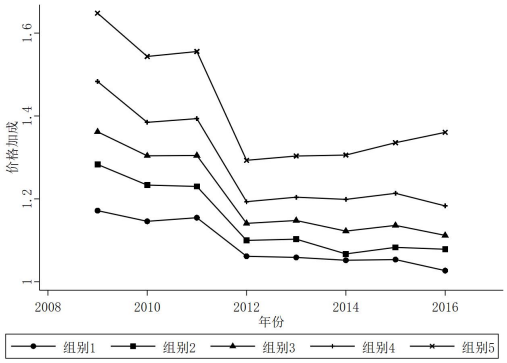
（d）改变材料投入测算方式的价格加成趋势[②]

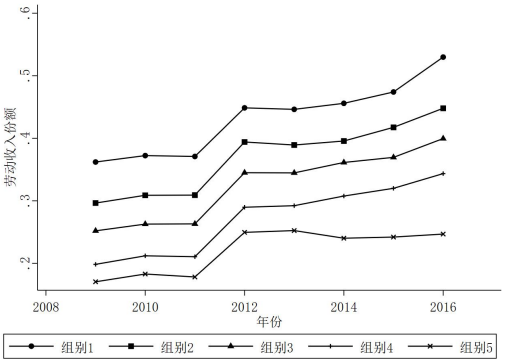
附图 2 稳健性检验结果

本文对原始数据处理细节进行了修改，分别使用行业级价格数据重新处理名义变量（杨汝岱，2015）和使用总产出减增加值重新测算材料投入（Lu and Yu，2015），上述两种修改得到的稳健性检验估计结果如附图 2（a）、（b）和（c）、（d）所示。稳健性检验结果都表明，本文基于短期规模弹性的价格加成估计结果无论在分布特征还是时间趋势上都很稳健，不会误判中国企业价格加成的整体水平和趋势变化。

附录 5 “明星企业”分析

本文将样本企业按市场份额由低到高划分为 5 个组别，分析每个组别的价格加成时间趋势，结果如附图 3（a）所示。可以看出，不同市场份额企业的价格加成保持了稳健的相对大小关系，具有更高市场份额企业的价格加成持续高于更低市场份额企业。本文根据附图 3（a）中价格加成的时间趋势特征，按以下三个时期讨论“明星企业”价格加成相对其他企业的异质性：（1）2009-2010 年，该时期不同组别企业不仅价格加成差异大，时间趋势也不相同。具有最高市场份额的组别 5 价格加成由 1.65 下降至 1.54，其他组别价格加成未持续下降。（2）2011-2012 年，该时期不同组别企业价格加成都先后经历了小幅上升和大幅下降，但高市场份额的组别下降更多，不同市场份额企业的价格加成接近意味着“明星企业”在该时期对总体价格加成的驱动力减弱。（3）2013-2016 年，该时期不同组别企业价格加成时间趋势相同，但差异变大。在样本末期的 2016 年，组别 5 比组别 1 的价格加成高 0.33。以上现象都意味着“明星企业”会导致总体价格加成显著高于价格加成均值，且会对总体价格加成变化起更显著的驱动作用。





[②] 税调数据在 2015 年未统计增加值信息，因此使用总产出减增加值测算的材料投入样本较短。

（a）按市场份额分组的价格加成　　（b）按市场份额分组的劳动收入份额

附图 3 按市场份额分组的价格加成和劳动收入份额

接着，本文按同样分组方式考察了不同组别的劳动收入份额特征，结果如附图 3（b）所示。本文同样按以下三个时期进行讨论：（1）2009-2010 年。该时期中国不同市场份额企业劳动收入份额的差异持续减小，导致该现象的原因为该时期不同组别价格加成的差异减小。（2）2011-2012 年。该时期不同组别企业的劳动收入份额基本同步变化，且持续显著上升，中国劳动收入份额显著改善。（3）2013-2016 年。该时期不同组别的企业劳动收入份额趋势差别较大，组别 5 的劳动收入份额在该时期首尾保持了相同水平，导致尽管其他组别的劳动收入份额都有一定幅度上升，但总体劳动收入份额的上升速度明显放缓。以上现象说明，受自身价格加成影响，“明星企业”的劳动收入份额同样表现出异质性特征，会对总体劳动收入份额乃至初次分配格局产生更显著影响。

附录 6　企业市场势力来源分析

企业高价格加成源于技术创新还是行政垄断，对初次分配的含义截然不同。本文从微观特征层面考察企业市场势力来源，避免将所有高价格加成都简单等同于分配恶化。本文首先考察了企业的营销努力与价格加成的相关关系。

附表 1 价格加成与企业营销努力

变量	(1) 价格加成	(2) 价格加成	（3） 明星企业价格加成	（4） 明星企业价格加成
$ln\,(SellExp)$	-0.0541*** (-37.620)		-0.112*** (-27.813)	
$share_{SellExp}$		-0.324*** (-9.490)		-0.839*** (-8.021)
控制变量	是	是	是	是
N	552744	691907	105629	123963
R^2	0.121	0.108	0.153	0.132

如附表 1 所示，本文使用企业销售费用衡量营销努力水平。对价格加成的回归结果显示，无论采用销售费用对数值还是销售费用占总产值比重，二者都与价格加成显著负相关。这意味着样本中的高价格加成企业，并不是普遍依赖市场化营销形成定价优势，而更可能依赖牌照、特许经营、资源控制、渠道准入或局部竞争不足等非营销性因素。对明星企业，其营销努力与价格加成的关系与样本总体未表现出显著差异。这说明即使在行业内市场份额最高的一组企业中，更高的销售费用投入也没有转化为更强的定价能力，反而伴随着更低的价格加成，也就是说，“明星企业”的更强市场势力并不主要通过加大营销投入来实现。

除了渠道端的营销努力有可能提高企业市场势力外，企业对新技术、新产品的投资带来的产品改进是企业市场势力的另一个重要来源。提高生产率的技术应用更是中国经济高质量发展的重要支撑。因此，本文还考察了企业的创新投资与价格加成的相关关系。

附表 2 价格加成与企业创新投资

变量	(1) 价格加成	(2) 价格加成	（3） 明星企业价格加成	（4） 明星企业价格加成
$ln\,(Innovation)$	-0.00989 (-1.160)		0.00748 (0.449)	
$share_{\mathrm{Innovation}}$		0.379* (1.769)		0.247 (0.268)

控制变量	是	是	是	是
N	7119	57697	2174	9677
R^2	0.193	0.175	0.208	0.177

本文使用管理费用中研究新产品、新技术、新工艺发生的费用衡量企业创新投资水平。鉴于企业创新投资转化为产出的过程存在时滞性，本文将创新投资相关变量滞后一期纳入方程，一定程度上缓解了当期变量间可能存在的反向因果关系和其他内生性问题。回归结果如附表 2 所示，创新投资占总产值比重与价格加成在 10%水平上显著正相关。尽管显著性较弱，但一定程度上可以支持“企业增加创新投入会提高价格加成”。对“明星企业”样本进行分析时，企业创新投资与价格加成未表现出显著相关性。该结论与之前分析一致，暗示“明星企业”的市场势力来源可能依赖牌照、特许经营、资源控制、渠道准入或局部竞争不足等因素，而非具有更强的创新转化能力。