

《信息不对称、气候适应性投资缺口与金融监管政策应对》附录

附录 1 对气候适应性投资道德风险设定的补充说明

与生产性投资道德风险设定的差异在于两类投资的收益表现形式不同。生产性投资的收益在于投资项目的成功概率，这一概率是由企业是否付出不可观测努力决定的。而气候适应性投资的收益在于未来气候灾难的发生概率，并不是由企业主观决定的，因此完全对照生产性投资，假设企业可以付出不可观测努力提高气候适应性投资的收益是不合适的。

由于不同企业应对气候物理风险的需求和方式会存在差异，结合对气候适应性投资认识不足的现状，企业利用信息不对称欺骗外部投资者的成本较低、动机较强，因此企业会选择不进行投资是当前该类投资道德风险的主要表现形式。

附录 2 命题 1 与命题 2 所使用的一阶条件

命题 1 中，气候适应性投资程度 Δ_a^u 满足的一阶条件为：

$$\rho F'(a^u) \textcircled{2} + \{1 + \rho[F'(a^u)\Delta_a^u - F(a^u)]\} \textcircled{1} = 0 \quad (\text{A1})$$

其中， $\textcircled{1} \triangleq [\frac{1-\mu}{R^D - (1-p^H)\mu} R^D + 1](-1)\gamma^l + \frac{1-\mu}{R^D - (1-p^H)\mu} (-1)p^H \rho F'(a^u)(R^K - R^E) + \textcircled{3}$ ，

$$\textcircled{2} \triangleq [\frac{1-\mu}{R^D - (1-p^H)\mu} R^D + 1](-1)\gamma^g + \frac{1-\mu}{R^D - (1-p^H)\mu} p^H \{1 + \rho[F'(a^u)\Delta_a^u - F(a^u)]\}(R^K - R^E) + \textcircled{3}$$

$$\textcircled{3} \triangleq \frac{1-\mu}{R^D - (1-p^H)\mu} (1-p^H)\psi\pi\sigma - (1-\pi\sigma)。信贷资源约束条件的拉格朗日乘子为正内生地要求 $\textcircled{1} < 0$ 和 $\textcircled{2} < 0$ ，继而内生地有 $1 + \rho[F'(a^u)\Delta_a^u - F(a^u)] > 0$ 。$$

命题 2 中，均衡时银行选择的监督努力 γ^l 和企业选择的气候适应性投资程度 Δ_a^r 满足的一阶条件为：

$$\begin{aligned} 0 &= (-1)[1 - \rho F(a^r)] [\frac{1-\mu}{R^D - (1-p^H)\mu} R^D + 1] [\rho p^H R^E (-1)F'(a^r) - u] \\ &\quad + \{\rho F'(a^r) \textcircled{2} + [1 + \rho(F'(a^r)\Delta_a^r - F(a^r))]\textcircled{1}\} \cdot u' \\ 0 &= [F(a) - F(a^r)] \rho p^H R^E - \Delta_a^r u \end{aligned} \quad (\text{A2})$$

信贷资源约束的拉格朗日乘子为正内生地要求 $\textcircled{2} + \Delta_a^r \textcircled{1} < 0$ ，同时，气候适应性投资的激励相容约束对应的拉格朗日乘子为正内生地要求 $\{ \} > 0$ 。结合式(A2)可知，若存在银行增加对气候适应性投资监督努力的均衡结果即 $\gamma^l > \gamma_m^l$ ，此均衡结果会内生地要求 $\rho p^H R^E (-1)F'(a^r) - u < 0$ 。

在理论推导过程中，为了简便本文假设 $p^L = 0$ 与 $\theta = 1$ 。若 $\theta > 1$ ，函数 F 的二阶及之上阶数的导数会十分复杂，难以求得显式解。因附录篇幅所限，命题 1-5 的详细推导过程留存备案。

附录 3 拉格朗日乘子与其对信贷风险权重偏导数的具体表达式

拉格朗日乘子的具体形式：

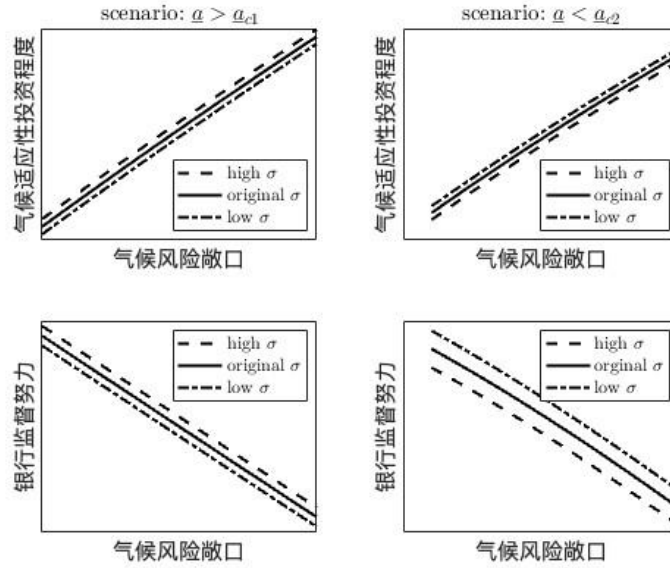
$$\begin{aligned} \lambda_1 &= \frac{(-1)p^H(1-\rho F(a))R^E}{\textcircled{2} + \Delta_a \textcircled{1}} \\ \frac{\lambda_2}{q} &= \frac{\rho F'(a) \textcircled{2} + [1 + \rho(F'(a)\Delta_a - F(a))]\textcircled{1}}{(\textcircled{2} + \Delta_a \textcircled{1})[\rho p^H R^E (-1)F'(a) - u]} p^H R^E \end{aligned} \quad (\text{A3})$$

分别对信贷风险权重 σ 求一阶偏导数，有：

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \lambda_1}{\partial \sigma} &= \frac{(1+\Delta_a) \frac{1-\mu}{R^D - (1-p^H)\mu} (1-p^H)(1+\psi)\pi}{(\textcircled{2} + \Delta_a \textcircled{1})^2} \cdot p^H (1-\rho F(a)) R^E > 0 \\
\frac{\partial \lambda_2 / q}{\partial \sigma} &= \frac{[\rho F'(a) + 1 + \rho(F'(a)\Delta_a - F(a))](\textcircled{2} + \Delta_a \textcircled{1}) - (1+\Delta_a)[\rho F'(a) \textcircled{2} + 1 + \rho(F'(a)\Delta_a - F(a)) \textcircled{1}]}{(\textcircled{2} + \Delta_a \textcircled{1})^2} \\
&\quad \cdot \frac{p^H R^E \cdot \frac{1-\mu}{R^D - (1-p^H)\mu} (1-p^H)(1+\psi)\pi}{\rho p^H R^E (-1)F'(a) - u} > 0
\end{aligned} \tag{A4}$$

附录 4 对命题 3 直观的数值模拟说明

附图 1 展示了两种情境下信贷风险权重对气候适应性投资缺口的影响，图例 original sigma 为基准的信贷风险权重，high sigma、low sigma 分别为在基准信贷风险权重上加、减同样大小数值后的信贷风险权重。情境 1 是指 $\underline{a} > \underline{a}_{c1}$ ，情境 2 是指 $\underline{a} < \underline{a}_{c2}$ 。第一列的两个子图对应情境 1，可以发现当信贷风险权重较高时，企业选择了更高的气候适应性投资程度，表现为第一列的第一个子图中虚线位于实线上方。这是因为银行对气候适应性投资付出了更多的监督努力，表现为第一列的第二个子图中虚线位于实线上方。同理可分析第二列的图形。因附录篇幅所限，对数值模拟过程的详细说明留存备索。



附图 1 信贷资产的风险权重与气候适应性投资缺口

附录 5 对命题 4 数值模拟结果的说明

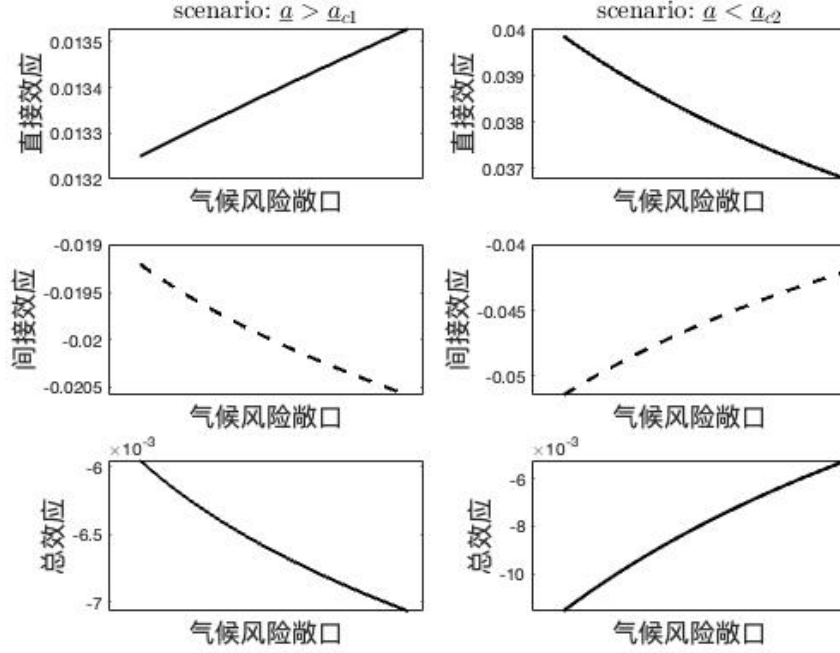
将 $\underline{a} > \underline{a}_{c1}$ 称为情境 1，将 $\underline{a} < \underline{a}_{c2}$ 称为情境 2。此处结合推导和数值模拟分析在情境 1、2 下直接效应、间接效应和总效应的符号。在情境 1 下有 $d\Delta_a^* / d\sigma > 0$ ，此时信贷风险权重的提高对气候适应性投资程度有着促进作用，依据式(A2)的一阶条件推导可知：

(1) 初始气候适应程度 $\underline{a}$ 对 $d\Delta_a^* / d\sigma$ 的直接效应为正，见附图 2 第一列的子图 1。这说明在直接影响路径上，随着时间推移初始气候适应程度不断增加，信贷风险权重的提高对气候适应性投资程度的促进作用会增强。

(2) 初始气候适应程度 $\underline{a}$ 对 $d\Delta_a^* / d\sigma$ 的间接效应为负，见附图 2 第一列的子图 2。这是因为随着时间推移，信贷风险权重的提高对气候适应性投资程度的促进作用也会增强，表现

为 $\partial(d\Delta_a^r/d\sigma)/\partial\Delta_a^r > 0$ ，但较高的初始气候适应程度下企业选择的气候适应程度较低，表现为 $d\Delta_a^r/d\bar{a} < 0$ ，因此间接效应为负。这说明在间接影响路径上，随着时间推移信贷风险权重的提高对气候适应性投资程度的促进作用会减弱。

(3) 由于直接效应与间接效应符号相反，因此不能直接确定总效应的符号。附图 2 第一列的子图 3 给出了总效应的数值模拟结果，可以发现总效应为负，这说明综合直接效应和间接效应后，随着时间推移信贷风险权重的提高对气候适应性投资程度的促进作用会减弱。



附图 2 政策影响机制强弱程度的动态变化

在情境 2 下有 $d\Delta_a^r/d\sigma < 0$ ，此时信贷风险权重的降低对气候适应性投资程度有着促进作用。然而在此情境下依据式(A2)的一阶条件无法判断直接效应和间接效应的符号，继而无法判断总效应的符号。附图 2 第二列给出了情境 2 下直接效应、间接效应和总效应的数值模拟结果，可以发现：随着时间推移初始气候适应程度不断增加，信贷风险权重的降低对气候适应性投资程度的促进作用（1）在直接影响路径下会减弱，表现为附图 2 第二列的子图 1 中直接效应的符号为正；（2）在间接影响路径下会增强，表现为附图 2 第二列的子图 2 中间接效应的符号为负；（3）综合直接效应和间接效应后会增强，体现为附图 2 第二列的子图 3 中总效应的符号为负。

附录 6 对初始气候适应程度指标的具体说明

首先说明气候适应程度的计算方法，其体现了去一法的思想并符合经济直觉。行业 I 中企业 i 的气候适应程度为 $\bar{\beta}_{i,contri} = \beta_{i,contri} - \frac{1}{N_I} \sum_{i \in I} \beta_{i,contri}$ ，其中 $\beta_{i,contri} = \beta_{i,leave one} - \beta_{all}$ ，系数 β_{all} 为依据正文模型(14)得到的长期气候变化的回归系数，系数 $\beta_{i,leave one}$ 为剔除企业 i 后重新回归得到的回归系数。 $\beta_{i,contri}$ 为正说明纳入企业 i 样本会降低总样本的长期气候变化回归系数，结合正文模型(14)的被解释变量为企业营运成本，这意味着企业 i 的生产经营受到长期气候变化的负面影响较小，其有着较高的气候适应程度。同理， $\beta_{i,contri}$ 为负说明企业 i 有着较低的气候适应程度。在此基础上，考虑到气候适应程度可能存在行业层面的差异，因此剔除行业

均值 $\frac{1}{N_I} \sum_{i \in I} \beta_{i,contri}$ ， N_I 为行业 I 中企业数量。

其次“初始”是指在计算过程中仅使用政策作用之前的样本数据，此处指 2018 年及之前的样本数据。考虑两种初始气候适应程度的代理变量，代理变量 AC1 将 $\bar{\beta}_{i,contri}$ 为正（负）的企业标识为高（低）初始气候适应程度样本，代理变量 AC2 将企业按照 $\bar{\beta}_{i,contri}$ 数值大小划分为三组，处于最高（低）组别的企业为高（低）初始气候适应程度样本。在稳健性部分，代理变量 AC3、AC4 分别对应 AC1、AC2 不考虑剔除行业均值的结果。

附录 7 气候适应性投资缺口的具体计算结果

附表 1 报告了依据正文模型(13)计算得到的中国上市企业的气候适应性投资缺口。可以发现，在 2021 年底中国上市企业存在着气候适应性投资缺口，表现为在最后一列中，各个比例 j 对应的气候适应性投资缺口为正。从规模来看，降低 10%-90% 的负面影响对应的气候适应性投资缺口在 1246-1462 亿元之间。

附表 1 中国上市企业的气候适应性投资缺口（2021 年底）

应对气候物理风险能力目标（降低负面影响的比 例 j ）（%）	需要进行的气候适应性投资（亿元）	已经进行的气候适应性投资（亿元）	气候适应性投资缺口（亿元）
90	2347	885	1462
80	2320	885	1435
70	2293	885	1408
60	2266	885	1381
50	2239	885	1354
40	2212	885	1327
30	2185	885	1300
20	2158	885	1273
10	2131	885	1246

附录 8 政策影响机制异质性特征与动态特征的回归结果

附表 2 报告了政策影响机制异质性特征的回归结果。可以发现，相较于低初始气候适应程度企业样本，高初始气候适应程度企业样本的交乘项回归系数显著为负，且交乘项回归系数组间差异在统计意义上显著。这说明随着企业初始气候适应程度的增加，金融监管政策力度增强更可能会减弱气候适应性投资的信息不对称程度，命题 3 得到佐证。

附表 2 政策影响机制异质性特征的检验结果

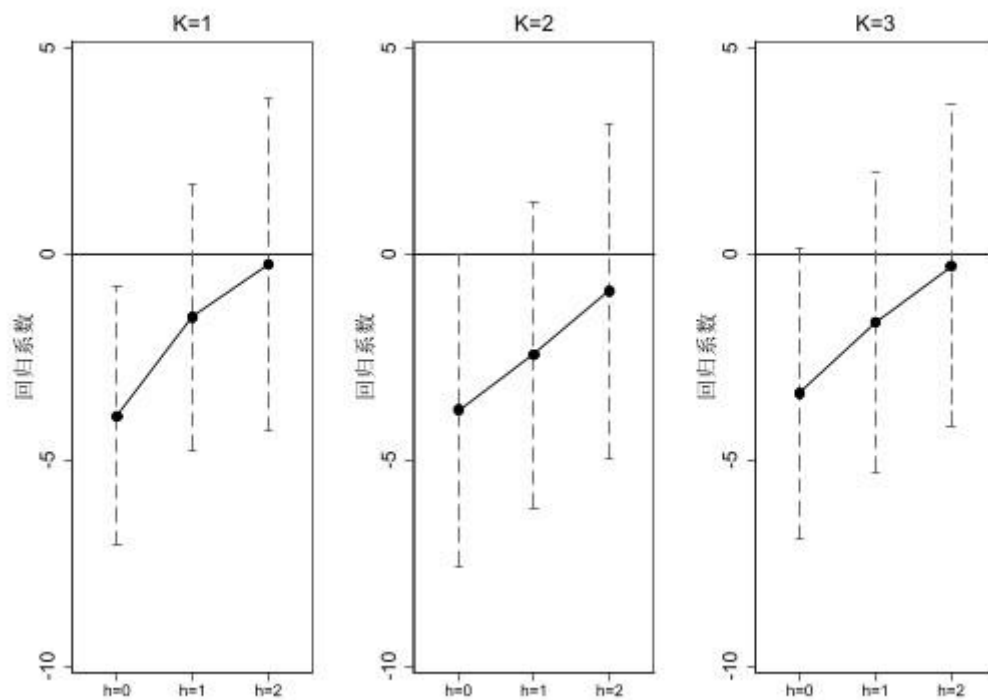
变量	企业信息不对称程度			
	AC1		AC2	
	低	高	低	高
$Post \times AdaptInv$	-1.9180 (-0.75)	-6.7633** (-2.58)	-1.6161 (-0.59)	-7.5090*** (-2.80)
$AdaptInv$	2.5893 (1.36)	3.0058 (1.41)	3.1041 (1.58)	3.3899 (1.54)
常数项	0.1524*** (4.19)	0.1791*** (4.95)	0.1363*** (3.14)	0.1852*** (4.35)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2514	2491	1729	1683
Adj. R^2	0.1435	0.1068	0.1579	0.1032
组间系数差异	4.845*		5.893*	

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，括号内为由聚类在企业层面的稳健标准误计算得到的 t 值。组间系数差异的 p 值为经验 p 值，由费舍尔组合检验进行 100 次抽样计算得到。

通过正文模型(18)检验政策影响机制强弱程度的动态变化特征。依据 Jordà and Taylor(2025)建议，根据 $h=1$ 时的信息准则选择滞后阶数 K ，相关结果显示 $K=1$ 在 AIC 和 BIC 信息准则下均为最优：就 AIC 而言， $K=1$ 时为-15438.99， $K=2$ 时为-14286.1， $K=3$ 时为-12678.33；就 BIC 而言， $K=1$ 时为-15343.78， $K=2$ 时为-14186.16， $K=3$ 时为-12574.17。可知在 AIC 和 BIC 下， $K=1$ 均为最优的滞后阶数。

附图 3 中子图 1 展示了回归系数 $\beta_{1,h}$ ， $h=0,1,2$ ，及其 90%置信区间。受样本时间区间限制， $h=3$ 及以上时回归使用的样本 $\Delta Post$ 均取 0，由此无法估计回归系数 $\beta_{1,h}$ 。可以发现回归系数随着 h 增加而趋近于 0，这说明政策影响机制的强度随时间推移而减弱，与命题 4 预测相符。子图 2 与子图 3 展示了更换滞后阶数 K 的稳健性。



附图 3 政策影响机制强弱程度的动态变化

参考文献

- [1] Jordà, Ò. and A. M. Taylor, 2025, “Local Projections”, *Journal of Economic Literature*, 63(1), pp.59 ~ 110.