损失厌恶能否解释“好消息提前,坏消息延后”①

周嘉南, 黄登仕
(西南交通大学经济管理学院, 成都 610031)

摘要: 损失厌恶是个体决策中所体现出来的一种普遍存在的特征. 采用随机占优的方法,从理论上研究损失厌恶是否可以解释“好消息提前,坏消息延后”的现象. 因为不确定的消息所隐含的可能发生的损失将大大减少厌恶损失的个体的期望效用,我们发现损失厌恶可以很好的解释个体“好消息提前”的行为,但单纯的损失厌恶特征并不能解释“坏消息延后”的现象. 随后,进一步对该结论进行了讨论,并探索性的给出了可能产生“坏消息延后”的另外一些原因.

关键词: 损失厌恶; 好消息; 坏消息
中图分类号: C934; F202　　文献标识码: A　　文章编号: 1007-9807(2009)06-0125-15

0 引 言

信息的及时性是衡量信息质量的一个重要特性,而信息的及时性又与信息的性质之间有着密切的关系. 通常情况下存在这样的规则, 即所谓“好消息提前, 坏消息延后”, 其涵义是个体总是会倾向立刻公布好消息, 而延迟公布坏消息, 而这里所指的个体可看作个人、组织、公司或者政府. 譬如某个项目经理可以选择何时向总经理汇报由他所负责的某个正在运行的项目的情况. 如果项目进展顺利或取得阶段性重大成绩, 这位项目经理一般会立即向上级进行汇报; 而如果项目进展不顺或阶段性业绩较差, 则这位经理通常就会选择推迟他向上级汇报的时间. 这种现象在公司财务中有一个典型的例子, 即上市公司会选择盈余报告公布的时间. 已有大量的实证文献证明上市公司公布盈余的及时性受到盈余信息好坏的影响. 那些拥有好消息的公司会较早公布盈余,而那些拥有坏消息的公司则会较晚披露盈余(如 Givoly和 Palmon[1], Begley和 Fischer[2], Chen等[3], Huang和 Zhou[4]).

尽管“好消息提前, 坏消息延后”的现象较为常见,但就作者所知,形成这种模式背后的原因却较少有研究涉及. 关于公司盈余信息公布时间及时性的问题,也有一些研究给出了一些猜测和解释. Givoly和 Palmon[1]认为出于自然而然的愿望, 经理希望能够尽量延迟股东对坏消息作出的反应, 并且希望通过延迟坏消息使得公司能够在可能的最好的条件下完成与他人的协商或与他人签订合同. Dye和 Sridhar[5]则认为拥有好消息的公司将会同时面临股价的上升和管理者绩效的好评, 因此公司的管理者会选择及时的将好消息公布给外界. Watts和 Zimmerman[6]提出公司之所以延迟公布坏消息, 是因为管理者希望藉此向股东传递一个沉默的信号, 让股东有较充裕的时间在市场未知坏消息之前卖出公司的股票,而较早的公布好消息则是由于管理者不希望这个好消息被其他的信息来源占先. 然而, 上述这些研究所给出的解释都是描述性和猜测性的, 而非从理论上进行正式的论证. 并且他们所针对的都是公司盈余公布时间选择的问题, 因此他们所提出的原因解释似乎难以推广到更一般的个体现象. 而在个体行为决策的研究方面, 就作者所知, 还未有文献试图对这一现象做出解释. 与本文比较相关的文献,

① 收稿日期: 2008-01-22; 修订日期: 2009-02-01.
基金项目: 国家自然科学基金青年基金资助项目(70801051); 国家自然科学基金资助项目(70572089); 教育部人文社会科学研究青年基金项目(08JC630068).
作者简介: 周嘉南(1979—), 女, 四川眉山人, 博士, 副教授. Email: zjncf76@yahoo.com.cn

例如 Thaler[7]、Benartzi和 Thaler[8]、Langer和 Weber[9]等认为如果个体的效用函数为 Kaneman和 Tversky[10]在展望理论中所描述的价值函数形式,那么个体在面临多个损失或多个收益时,为了得到最大的效用,他将希望将损失合并在一起而将收益逐一分开(segregate gains, integrate losses).另外,还有一些文献从实物期权(real options)的角度研究了决策的时机选择问题,例如,安瑛晖 h和张维[11],李洪江等[12],刘金山等[13]等.尽管这些研究并没有涉及信息的性质与信息及时性之间的关系,但是它们为本文提供了重要的思路,即如果个体可以将好消息看作收益,而将坏消息视为损失,那么"好消息提前、坏消息延后"会不会也是个体为了最大化其自身效用所作出的最优选择?

由此,本文在假定个体的效用函数服从展望理论提出的非对称 S型函数,即个体具有损失厌恶的特征的前提下,讨论损失厌恶有没有可能促使个体提前公布好消息而延后公布坏消息?本文之所以试图从个体的损失厌恶特征来解释这一现象,不仅是因为损失厌恶已被证实是个体决策中所体现出来的一种普遍存在的特征,而且因为在现实中个体总是处于充满不确定性的环境之中,因此在做决策时个体就会很自然的考虑风险的因素,此时损失厌恶的行为特征将不可避免的影响到他的风险决策.从直觉上,当个体目前有一个确定性的好消息时,为了避免今后有可能出现的损失给他造成的负面影响,他会立即公布这一好消息;而反之如果个体目前有一个确定性的坏消息,出于对损失的厌恶他就有动机延迟披露这个坏消息以等待后续有可能出现的好消息给他带来的正的效应.

自从 Kaneman和 Tversky[10]在展望理论中明确描述了损失厌恶这一重要特性以来,学术界对损失厌恶的研究兴趣和热情就从未有所消减.围绕损失厌恶所展开的研究工作主要可见于以下两个领域.其一是心理学和生理学领域,侧重于研究损失厌恶产生的心理根源和电生理学基础,如 Kerme等[14]通过实验论证了损失厌恶来源于人们在事前过高的预期了可能发生的损失对个体的影响程度,因此损失厌恶仅出现于人们预期的损失而非实际体验到的损失;而 Weller等[15]则通过电生理实验发现人脑在处理潜在的损失和收益时,所使用的神经系统是有所区分的.其二是决策科学领域,这类文献主要讨论如何定义损失厌恶(如 Schmidt和 Zank[16])、损失厌恶和风险厌恶之间的关系(如 Köbberling和 Wakker[17])、损失厌恶程度的测度(如 Abdellaoui等[18])等.如果说前一类文献是关于损失厌恶基础性的研究,那么后一类文献则属于损失厌恶的应用性研究.损失厌恶作为个体决策时具有的一种普遍存在的特征,被广泛的用于解释禀赋效应("endowment effect" Thaler[19])、现状偏差("status quo bias" Samuelson和 Zeckhauser[20])、愿意支付的价格和愿意接受的价格之间的差异("discrepancy between WTA and WTP" Kahneman等[21])以及金融市场中的证券定价(Barberis和 Huang[22,23]; Barberis等[24])和个体投资者表现出的处置效应("disposition effect" Odean[25]、Barberis和 Xiong[26]).而本文试图利用这种个体的行为特征,即损失厌恶来解释另一个有趣的现象,即"好消息提前,坏消息延后".

本文针对一类具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数,利用随机占优的方法,研究个体最优选择的规则,其基本结论是损失厌恶可以很好地解释"好消息提前"的行为模式,但并不能如同最初所设想的那样,同时解释"坏消息延后"的行为模式.因此,单纯的损失厌恶并不能完整解释"好消息提前,坏消息延后"这一现象.本文随之也讨论了这一结论产生的根源以及"坏消息延后"行为模式背后可能存在的其他原因.

值得说明的是,本文的结论可以进一步推广为更一般的决策情形:当个体拥有一个已经实现了的收益(确定的好消息),此时他可以选择是否参与下面一个赌博,这个赌博有可能带给他更高的收益,但也有可能带给他损失.损失厌恶会促使"好消息提前"的结论意味着即使该赌博的期望值在一定程度上高于个体已经拥有的收益的值,由于个体厌恶有可能发生的损失,他将不参加这个赌博.而如果个体目前拥有的是一个已经实现的损失(确定的坏消息),他可以通过参加赌博来获得收益,但也可能遭受更多的损失,根据损失厌恶并不能导致"坏消息延后"的结论,则意味着在大多数情况下个体仍然不会选择参加这个赌博.

本文的贡献体现于以下 3个方面:一是提供了新的思路,即从损失厌恶的角度解释个体"好消息提前"的行为模式,发现当人们处于不确定

的环境中时,对未来有可能产生坏消息的厌恶会促使个体总是将现有的好消息及时公布出去,以最大化外界对他的评价,从而从个体行为的角度对这种普遍存在的现象提供了更为一般化的解释. 二是采用了展望随机占优的方法,该方法的优点是不需要假定特殊的效用函数形式,所得的结论对一般的具有损失厌恶的效用函数均适用. 三是藉本文的框架从理论上论证了损失厌恶在个体风险决策中所起的作用,即无论个体的初始状态是收益还是损失,损失厌恶总是促使个体厌恶风险并且安于现状②. 该结论将有助于更好地解释和预测个体的风险决策行为.

本文的结构安排如下:第 2节对问题框架进行描述并提出研究假设;第 3节在简要介绍随机占优方法的基础上,阐述本文主要的研究方法. 第 4节针对一般的 S型效用函数,利用随机占优的方法讨论个体最优决策. 第 5节针对一类具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数,利用随机占优的方法,研究了个体最优选择的规则,并通过与一般的 S型效用函数进行对比,得到了本文的基本结论. 第 6节主要是进一步深入分析和讨论了本文的结论,并探索性的给出了“坏消息延后”背后所隐藏的原因.

1　问题的描述以及研究假设的提出

假定外界对某个体③的评价依赖于与个体价值相关的信息披露. 个体首先观察到来自某个信息来源的信号,再决定是否将该信号传递给外界. 这里假定有两个信息来源,分别记为 η_A 和 η_B. 在初始时刻 $t=0$,信息来源 η_A 将发送一个信号 A, A 有两种可能的取值, $A>0$ 或者 $A<0$,信号 A 的具体取值可立即被个体观察到. 如果个体将该信号披露给外界,则正的信号 $(A>0)$ 将被外界解读为好消息,而好消息将使得外界对个体的评价提高,反之负的信号 $(A<0)$ 则会被理解为坏消息,而这将促使外界降低对个体的评价. 此外,个体预期到随着时间的推移,在将来时刻 $t=1$,信息来源 η_B 将发送一个信号 B. 在时刻 $t=0$,个体虽然无法确知信号 B 的具体取值将会是多少,但假定信号 B 的分布函数 F_B 是个体可以正确预期的. 依据上述的情境描述,个体将有两种信号披露的方式,一是在时刻 $t=0$ 将信号 A 传递给外界,二是拖延到时刻 $t=1$ 将信号 B 传递给外界④. 个体需要在 $t=0$ 时做出决策,选择他所认为最优的披露方式.

假定个体的最优选择建立在最大化他自身期望效用的基础之上. 个体的效用取决于外界对他作出的价值评价 V,而 V 又依赖于外界从个体处接收的信号 A 或信号 B,因此可将个体的效用函数记为 $U(V(A))$ 和 $U(V(B))$. 假定 V 是信号值的线性增函数,为了简化符号的表达,不妨令 $V(A)=A$ 和 $V(B)=B$,从而可将效用函数简化记为 $\{U(x),\ x\in(A,\ B)\}$⑤. 本文中,假定个体的效用函数服从展望理论 (Kahneman和 Tversky[10]) 所描述的 S型价值函数形式,如图 1所示.

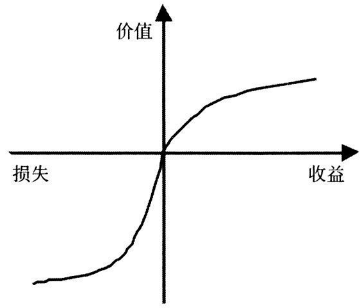

图 1　S型的价值函数

Fig. 1 The S-shaped value function

这类 S型价值函数有 3个特征: 1) 个体有初始的价值参照点,产出高于价值参照点即为“收益”,而低于价值参照点则为“损失”. 本文令初始

② Thaler和 Johnson[27]发现个体的风险决策将受到事前产出的影响. 如果个体事前已拥有收益,那么他将变得风险追求,表现为接收有风险的赌博;而如果个体事前遭受损失,则他会变得风险厌恶,表现为拒绝有风险的赌博,但是如果这个赌博提供给他盈亏平衡的机会,则个体又会接受该赌博. 与他们不同的是,本文的重点在于考察损失厌恶在风险决策中的作用,结论是个体事前的状态并不能改变损失厌恶对个体风险决策的影响.

③ 这里的个体可以看作个人,也可以看作是一个组织,例如公司、学校、政府等.

④ 本文假定不存在个体歪曲披露信号的可能.

⑤ 由于本文重点在于考察个体损失厌恶特征的作用,因此为了简便起见,假定贴现因子为 0,从而避免讨论贴现因子的大小变化对决策的影响. 基于此可以直接比较 $U(A)$ 和 $U(B)$ 的大小.

参照点为 0, 从而 $x > 0$意味着收益而 $x < 0$意味着损失. 2) 对高于参照点的收益, 个体表现出风险规避的态度, 即当 $x > 0$时, 有 $U'(x) \geqslant 0$, $U''(x) \leqslant 0$, 而对低于参照点的“损失”, 个体则表现出风险追求的态度, 即当 $x < 0$时, 有 $U'(x) \geqslant 0$, $U''(x) \geqslant 0$. 3) 个体具有损失厌恶 (loss aversion) 的倾向, 即损失给个体带来的负效用的绝对值大于同等程度的收益给个体带来的正效用. 在本文中, 假定个体的参照点为其自身的现状, 好消息所引发的外界正的评价 $(A, B > 0)$ 将被个体视为收益, 而坏消息 $(A, B < 0)$ 所引发的外界负的评价则将被个体视为损失. 本文利用下式给出文中个体损失厌恶的定义形式

对于所有的 $x > 0$, 有

$$U'(-x) = kU'(x) \tag{1}$$

其中 $k > 1$表明损失一方曲线的斜率总是大于相同程度收益一方的斜率⑥. 这里利用 k来衡量损失厌恶的具体程度, k越大意味着个体厌恶损失的程度越高.

个体在 $t = 0$就要作出决定, 是立刻向外界报告信号 A还是等到 $t = 1$到来后向外界报告信号 B. 根据之前的情境描述, 在时刻 0, B是一个随机变量, 个体对 B形成了预期, 他知道 B的分布函数 F_B 但并不知道 B在将来时刻 $t = 1$时具体的取值. 因此该个体面临一个风险决策问题, 即他需要在确定性信号 A给他带来的效用 $U(A)$和不确定性信号 B给他带来的期望效用 $\mathrm{E}U(B)$之间进行比较. 如果 $U(A) > \mathrm{E}U(B)$, 个体的最优选择将是立刻向外界披露信号 A, 反之个体则会最优的选择等到 $t = 1$到来后向外界报告信号 B.

至此本文的研究问题框架已经清晰地呈现出来: 当个体的效用函数服从具有损失厌恶特征的 S型函数并且其同时拥有一个确定性信息 A和另一个不确定的信息 B时, 本文将寻找个体偏好确定性信息或者偏好不确定信息的临界条件, 藉此讨论个体是否会存在某些固定的行为模式. 具体地说, 本文的研究问题是, 如果个体观察到信号 A是一个确定的好消息, 而信号 B究竟是好消息还是坏消息尚且不能确定, 那么在多数情况下个体是会选择在 $t = 0$时向外界披露信号 A还是会选择延迟到 $t = 1$时向外界披露信号 B; 反之, 如果个体观察到信号 A是一个确定的坏消息, 而信号 B可能是好消息也可能是坏消息, 那么在多数情况下个体是倾向在 $t = 0$时向外界披露信号 A还是倾向延迟到 $t = 1$时向外界披露信号 B?

从直觉上讲, 当 $t = 0$时信号 A是一个确定的好消息, 而信号 B是一个不确定的信息时, 那么就存在着信号 B是一个坏消息从而给个体带来损失的可能性, 此时损失厌恶的个体对信号 B的偏好会大幅度的降低, 也就是说即使在 $t = 0$时个体对 B的期望值 $\mathrm{E}(B)$高于 A, $\mathrm{E}U(B) > U(A)$也不一定就成立, 此时个体不会选择延迟到 $t = 1$时披露信号 B, 而是选择立刻披露信号 A. 而反过来说, 当 $t = 0$时信号 A是一个确定的坏消息, 而信号 B是一个不确定的信息时, 那么就存在着信号 B是一个好消息从而给个体带来收益的这种可能性, 此时损失厌恶的个体对信号 B的偏好将会有所增加, 即可能会出现 $\mathrm{E}(B) < A$而 $\mathrm{E}U(B) > U(A)$的情况. 这意味着即使个体对信号 B的期望值低于信号 A的值, 个体仍然有可能会选择延迟到 $t = 1$时披露信号 B而非立刻披露信号 A. 根据上述直觉上的分析, 本文提以下两个研究假设.

假设 1 当个体在 $t = 0$时同时拥有一个确定性信息 A和另一个不确定的信息 B时, 如果他观察到信号 A是一个确定的好消息时, 多数情况下个体将倾向于立刻披露信息 A.

假设 2 当个体在 $t = 0$时同时拥有一个确定性信息 A和另一个不确定的信息 B时, 如果他观察到信号 A是一个确定的坏消息时, 多数情况下个体将倾向于延迟到信号 B出现时披露信息 B.

用更为直观和简单的语言描述假设 1和 2, 即为通常所说的“好消息提前, 坏消息延后”. 本文的主旨就在于从理论上检验个体损失厌恶的行为特征是否会使人们的行为具有提前公布好消息, 推迟公布坏消息的固定模式. 因为之前假定了个体的效用函数为一类具有损失厌恶特征的 S型函数, 而没有给出某个具体的效用函数表达式, 同时

⑥ 更一般的损失厌恶的表现形式为对于所有的 $x > 0$, $U'(-x) \geqslant U'(x)$, 可参见 Bowman等[28]. 损失厌恶最初由 kaheman和 Tversky[10]所定义: 对于所有的 x, 如果都有 $-U(-x) \geqslant U(x)$, 则为损失厌恶. 容易证明当 U处处可微时, 这两个条件是等价的.

信号B本身在 $t=0$时刻也是随机变量, 因此本文将采用随机占优 (stochastic dominance) 的方法对信号A和信号B分别给个体带来的期望效用进行比较. 随机占优方法的优越性体现在它不需要限定效用函数的具体表达式, 只要效用函数满足某些共同特征, 就可以运用此方法在随机变量之间进行优劣比较. 在进行分析之前, 本文先简要介绍一下随机占优的概念, 并引出本文所采用的方法.

2 随机占优的概念以及本文研究方法

随机占优的方法在个人决策, 金融、经济模型中都得到了广泛的应用 (Levy[29]). 根据效用函数特征的不同, 随机占优又可分为一阶随机占优 (first degree stochastic dominance, FSD), 二阶随机占优 (second degree stochastic dominance, SSD)⑦, 展望随机占优 (prospect stochastic dominance, PSD). 由于本文所设定的效用函数为展望理论中所描述的价值函数形式, 因此在回顾展望随机占优的定义的基础上, 给出本文的研究方法.

2.1 展望随机占优

展望随机占优的方法由 Levy[29, 30] 提出, 它针对的是基于 Kahneman和 Tversky[10] 所提出的展望价值函数的一般 S型函数形式. 该类 S型函数形式的基本特征是个体有一个价值参照点. 高于参照点的产出被视作收益, 并且个体在收益一方表现为风险厌恶 (并非严格风险厌恶); 而低于参照点的产出被视作损失, 并且个体在损失一方表现为风险追求 (并非严格风险追求). 值得注意的是, 这类 S型函数不一定具有损失厌恶的特征, 即它包括了具有损失厌恶特征的 S型函数, 但并不仅限于此. 下面是展望随机占优的定义.

设F和G为两个随机变量, $F(x)$和 $G(x)$分别为F和G的分布函数,

$$U_s=\left\{u\left|\begin{array}{l}\text{对所有的 } x\neq 0 \text{ 有 } u'(x)\geqslant 0,\\ \text{当 } x<0 \text{ 时, } u''(x)\geqslant 0,\\ \text{当 } x>0 \text{ 时, } u''(x)\leqslant 0\end{array}\right.\right\}$$

如果对所有的$u\in U_s$, 有 $\mathrm{E}u_F\geqslant \mathrm{E}u_G$, 并且至少有一个不等式成立, 则称 F 展望随机占优 G, 记成$F\overset{\mathrm{PSD}}{\succ}G$.

从上述 PSD的定义可以看出, 如果对所有的 S型价值函数, F 的期望价值都比 G 的期望价值大, 就说 F展望随机占优 G.

2.2 本文采用的研究方法

由于本文关注的是损失厌恶特征对个体的偏好所产生的影响, 而 Levy[29, 30] 所提出的针对一般 S型函数的展望随机占优条件无法体现出个体损失厌恶的特征, 因此特别的, 需要寻求针对具有损失厌恶特征的 S型效用函数的随机占优条件. 尽管 Baucells和 Heukamp[31] 推导出了具有损失厌恶特征的 S型效用函数的随机占优的充要条件, 但是他们所设定的效用函数并没有对损失厌恶程度作出限定, 这意味着函数类型将包含损失厌恶的程度无穷大 $(k\rightarrow+\infty)$ 的极端情况, 即只要产出低于参照点, 个体的效用马上变为负无穷大. 然而这并不符合现实中的情形, 已经有许多文献通过实验方法对个体的损失厌恶程度进行了度量, 例如 Tversky和 Kahneman[32, 33] 测度得到风险厌恶系数为 2.25⑧. 因此如前面式 (1) 所示, 本文将衡量损失厌恶程度的系数设定为有限的数 $k>1$, 因为有限的损失厌恶程度能更准确的描述现实中个体的特征, 从而有利于本文对其偏好的讨论.

面对所定义的具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数, 本文将运用随机占优的思想比较信号A和B分别给个体带来的期望效用的大小. 在 $t=0$时, 信号B的取值是个随机变量, 它的分布函数为之前所定义的 $F_B(x)$; 而尽管信号A的取值已经确定, 但仍然可以写出它的分布函数 $F_A(x)$ 如下式所示

$$F_A(x)=\begin{cases}0 & x<A\\ 1 & x\geqslant A\end{cases}\tag{2}$$

接下来假定 $x\in[B^-, B^+]$且$A\in[B^-, B^+]$, 就此对信号B可能的取值范围作出了限定, 并排

⑦ 关于一阶和二阶随机占优的定义可参见 Levy[30].

⑧ 继 Tversky和 Kahneman[33] 之后, 许多文献对个体损失厌恶程度进行了度量, 这些研究由于对损失厌恶测度方法的不同从而得到了不同大小的风险厌恶系数. 但无论如何, 这些文献都证实了个体风险厌恶的程度是有限的. Abdellaoui等[18] 专门对此进行了总结.

除了个体预期相对信号 A, 信号 B 总是更好或者更差的消息的可能性⑨. 同时, 假定 B 在期望值 B^* 左右对称分布, 即 $F_B(B^*) = 1 - F_B(B^*) = 1/2$

根据 Hanoch 和 Levy[34] 以及 Baucells 和 Heukamp[31], 若将信号 A 和信号 B 给个体带来的期望效用之差记为 $\Delta(EU)$, 则有下式成立

$$\Delta(EU) = \int_{B^-}^{B^+} [F_B(x) - F_A(x)] U'(x) \mathrm{d}x \tag{3}$$

本文将以式 (3) 作为起点, 对之前提出的假设 1和 2作检验. 例如, 当试图得到在什么情况下, 信号 A 给个体带来的期望效用将超过信号 B 给个体带来的期望效用时, 只需要证明在满足什么条件时式 (3) 右边的式子将大于 0, 二者是等价的.

下面, 本文首先针对一般的 S型效用函数对假设 1和假设 2进行讨论, 并将得到的结论作为比较的基准, 再过渡到在具有损失厌恶特征的 S型效用函数前提下对假设 1和 2的检验, 试图通过对比分析, 更有针对性的考察损失厌恶在个体选择中起到的作用.

3 基准模型 ——一般 S型效用函数

本节讨论当个体的效用函数满足一般的 S型效用函数形式时, 在什么条件下, 个体将选择在 $t = 0$ 时立刻披露信号 A 或者延迟至 $t = 1$ 时披露信号 B, 由此检验之前所提出的假设 1和假设 2在个体不具备损失厌恶特征的情形下是否成立.

首先, 讨论若信号 A 是一个好消息 $(A > 0)$, 而 B 的预期值也是一个好消息 $(B^* > 0)$ 时个体选择立即报告信号 A 的临界条件⑩, 该临界条件由下面的定理 1给出.

定理 1 假定个体的效用函数满足一般的 S型效用函数形式, 当 A, $B^* > 0$ 时, 个体最优地选择立即报告信号 A 的充分条件是个体预期 $A > \int_0^{B^+} x \mathrm{d}F_B(x)$. (定理 1的证明见附录)

上述定理给出了个体以在 $t = 0$ 时刻披露信号 A 为最优选择的充分条件, 而该条件又可进一步写成下面的式 (4)

$$\begin{cases} \text{当 } B^- > 0 \text{ 时}, & A > B^* \\ \text{当 } B^- < 0 \text{ 时}, & A > \int_0^{B^+} x \mathrm{d}F_B(x) \end{cases} \tag{4}$$

从上式可以看出: 如果个体在 $t = 0$ 时刻预期到即使信号 B 取其最小值 $B = B^-$, 信号 B 也仍然是一个好消息 $(B^- > 0)$, 此时只要 $A > B^*$, 即确定的信号 A 高于不确定的信号 B 的期望值, 则个体将立即报告信号 A, 这是非常直观的结论; 而如果个体在 $t = 0$ 时刻预期 B 有可能是一个坏消息 $(B^- < 0)$, 个体立即报告信号 A 的临界条件为 A 必须大于 $B \in [0, B^+]$ 的期望值, 这是个相对 $A > B^*$ 来说更强的条件. 乍看之下该条件似乎有悖常识, 但其实正是由于之前所假定的一般 S型效用函数类型引致了该临界条件, 原因是这种效用函数群涵盖了损失部分的曲线与 x 轴的负半轴完全重合的非常特殊的情形, 在这种情形下, 损失给个体带来的效用将始终为 0, 从而个体在比较 A 与 B 的优劣时将只会考虑 A 是否会超过 $B > 0$ 时的期望值. 该临界条件也体现了当效用函数非常一般化时, 使用随机占优的方法将得到较强的条件这一规则⑪.

在由定理 1得到了个体立即报告信号 A 的充分条件后, 接下来讨论假设 1是否成立, 即如果个体观察到信号 A 是个确定的好消息时, 是否多数情况下个体将倾向于立刻披露信息 A? 为便于说明这个问题, 不妨假定在事前 ($t = 0$ 之前), 即信号 A 尚未实现之时, A 也是个随机变量, 此时个体认为信号 A 和 B 具有相同的分布, 都服从均值为

⑨ 如果 $A < B^-$, 则信号 B 无论取什么值将一定是比信号 A 更好的消息, 此时 $EU(B) > U(A)$ 总是成立, 个体最优的选择无疑是延迟到 $t = 1$ 时向外界披露信号 B; 而如果 $A > B^+$, 则相对信号 A 而言, 信号 B 始终是较差的消息, 此时 $EU(B) < U(A)$ 总是成立, 个体将最优的选择在 $t = 0$ 时立即披露信号 A. 这两种情况下个体的选择都无需再进行讨论.

⑩ 这里不去讨论 A 是个好消息而 B 的预期值是个坏消息 $(B^* < 0 < A)$ 的情形. 因为很容易证明在这种情况下个体总是立即披露信号 A. 而这种情形并不是本文考虑的重点.

⑪ 例如, 一阶随机占优所针对的函数形式相对二阶随机占优的函数形式而言更加一般化, 因此一阶随机占优的充要条件相比二阶随机占优的充要条件来说, 是个更强的条件.

B^* 的对称分布, 因此就有 $P(A \geqslant B^*) = 1/2$ 这意味着在 $t=0$时刻A实现时使定理 1中的临界条件成立的概率将不会超过 1/2, 由此可以作出结论, 当个体的效用函数满足一般的 S型效用函数形式时, 即并不特定的具备损失厌恶的特征时, 假设 1并不成立, 大多数情况下个体并不会立刻披露好消息 A.

接下来, 讨论若信号 A 传递了个坏消息 $(A<0)$, 而B的预期值也是个坏消息 $(B^*<0)$时个体选择延迟到 $t=1$时刻披露信号 B的临界条件⑫, 该临界条件由下面的定理 2给出.

定理 **2**　假定个体的效用函数满足一般的 S型效用函数形式, 当A, $B^*<0$时, 个体最优地选择延迟到 $t=1$时刻披露信号 B 的充分条件是个体预期 $A<\int_{B}^{0}x\,\mathrm{d}F_B(x)$. (定理 2的证明见附录)

上述定理给出了个体以在 $t=0$时刻披露信号 A 为最优选择的充分条件, 而该条件又可进一步写成下面的式(5)

$$\begin{cases}\text{当 } B^+<0\text{时}, & A<B^* \\ \text{当 } B^+>0\text{时}, & A<\int_{B}^{0}x\,\mathrm{d}F_B(x)\end{cases}\tag{5}$$

与式(4)的分类情形类似, 式(5)的第 1部分表明如果个体在 $t=0$时刻预期到信号 B 始终是个坏消息 $(B^+<0)$, 那么A和 B都意味着损失, 只是前者确定而后者不确定. 此时只要不确定的信号 B 的期望值高于确定信号 A, 个体将最优地选择延迟到 $t=1$时刻披露信号 B, 这一条件是非常直观的. 而式(5)的第 2部分描述的是信号B有可能是损失, 也有可能是收益 $(B^+>0)$ 的情形, 在此情形下所推出的 B 优于 A 的临界条件是个相对 $A<B^*$ 而言更强的条件. 类似于式(4)的第 2部分, 之所以会出现这样的结果也是因为受到了一般 S型效用函数假定的限制. 由于这一类函数群中包括了收益部分的曲线与 x 轴的正半轴完全重合的非常特殊的情形, 即任何程度的收益给个体带来的效用都为 0, 此时个体在比较A与 B的优劣时将抛开$B>0$的部分, 而只会考虑A与$B<0$时的期望值孰高孰低.

在由定理 2得到了个体延迟至 $t=1$时刻披露信号 B 的充分条件后, 接着讨论假设 2是否成立, 即如果个体观察到信号 A 是个确定的坏消息时, 是否多数情况下个体将倾向于延迟到信号 B 出现时披露信息 B. 从定理 2的临界条件来看, 回答是否定的. 原因在于如果仍然将 $t=0$时刻之前的信号 A 的可能取值看作是个均值为 B^* 且对称分布的随机变量, 则在 $t=1$时刻信号A实现的值满足临界条件的概率将不超过 1/2 因此可以得到结论, 当个体的效用函数满足一般的 S型效用函数形式时, 即并不特定的具备损失厌恶的特征时, 假设 2并不成立, 在个体面临一个确定性的坏消息时, 大多数情况下个体并不会延迟到 $t=1$时刻披露信号 B.

至此, 本文发现当个体没有损失厌恶的特征时, “好消息提前, 坏消息延后”的假设并没有得到理论上的支持. 接下来转向本文的重点, 即考察当个体的效用函数为具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数时, 假设 1和 2是否得以成立.

4　有限损失厌恶特征的 S型效用函数

在本节中关注的是当个体的效用函数满足具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数形式时, 在什么条件下, 个体将选择在 $t=0$时立刻披露信号 A 或者延迟至 $t=1$时披露信号 B, 并与一般的 S型效用函数的决策临界条件进行对比, 由此在其他条件一定的前提下, 讨论损失厌恶在个体最优选择中所起的作用.

首先讨论当信号A是个好消息时 $(A>0)$ 个体的最优选择. 值得说明的是, 下面本文仅关注 $B^*>0$⑬, 即个体预期信号 B 的期望值为正的情形, 而不再讨论 $B^*<0$的情形, 因为后者很容易被证明当信号 B 是个预期的坏消息时, 具有损失

⑫　这里不去讨论 A 是个坏消息而 B的预期值是个好消息 $(B^*>0>A)$ 的情形. 因为很容易得到在这种情况下个体总是会等到 $t=1$时刻披露 B. 而这种情形并不是本文关心的问题.

⑬　在这种情形下, 也只讨论$B^-<0<B^+$的情况, 即尽管B的期望值是个好消息, 但仍然存在当 B实现时是个坏消息从而被个体视为损失的可能性 之所以做这样的限定, 是因为本节的目的就是要考察损失的预期会给个体的选择带来的影响, 因此在这里排除了 $B^->0$即没有预期损失的情况.

厌恶特征的 S型效用函数的个体将总是选择立即披露信号A. 定理 3给出了当预期信号B是个好消息时, 损失厌恶的个体选择立即报告信号 A 的临界条件.

定理 3　假定个体的效用函数满足具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数形式, 当 $A > 0$且 $B^* > 0$时, 则个体最优地选择立即披露信号A的充分条件是个体预期$A > B^* - C$, 其中 $C = (1-k)\int_{\underline{B}}^{0} x\,\mathrm{d}F_B(x) > 0$. (定理 3的证明见附录)

在由上述定理得到了个体立即报告信号A的充分条件后, 接着讨论假设 1是否成立, 即如果个体观察到信号A是个确定的好消息时, 是否多数情况下个体将选择立刻披露信息A? 通过对比定理 1所给出的个体立即披露信号 A 的临界条件, 容易发现定理 3的条件更为宽松. 因为如果仍然假定在 $t = 0$之前, A的分布函数P服从均值为B^*的对称分布, 则$A > B^* - C$的临界条件意味着将有超过 1/2的可能性使得在时刻 0个体的最优选择是立即报告 A. 至此可以作出结论: 当个体的效用函数满足具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数形式时, 研究假设 1成立, 即损失厌恶的个体在面临一个确定的好消息和等待另一个有风险的好消息时, 大多数情况下个体将会选择立刻披露好消息 A. 因此, 损失厌恶将可以解释人们为什么总是会提前公布好消息, 其原因在于不确定的消息所隐含的可能发生的损失将大大减少厌恶损失的个体的期望效用. 至此本文从理论上证明了"好消息提前"这种行为模式下损失厌恶所起到的作用.

在证实了研究假设 1后, 本文继续对定理 3的临界条件进行更深入的讨论. 可以看出, 在决定个体的最优选择时, C是一个至关重要的变量, 因为当给定A和B^*, 决定个体立即披露信号A的可能性就是 C的大小. C越大, 则个体越有可能选择立即报告A, 而C的取值取决于信号 B的分布以及个体的特征. 一方面信号B为坏消息时B的期望值, 即$\int_{\underline{B}}^{0} x\,\mathrm{d}F_B(x) > 0$将影响 C 的大小, 若坏消息出现的可能性增加, 则C也将随之增大; 二是个体厌恶损失的程度 k也将影响 C的大小, k越大, 则 C越大. 通过分析, 从定理 3的临界条件$A > B^* - C$可以得到如下两个推论, 一是即使在时刻 0个体预期信号B的期望值大于信号A的值, 也即信号B是相对于 A来说, 预期是个更好的消息, 但只要 B有出现坏消息的可能性, 则由于对损失的厌恶, 个体也有可能放弃等待而选择立即报告信号A; 二是随着个体损失厌恶的程度越高 (k越大), 上述临界条件越容易成立, 意味着越厌恶损失的个体将越倾向于立即披露信号A.

下面, 本文转而讨论若信号 A 传递了一个坏消息 ($A < 0$) 时个体的最优选择. 下面的定理 4.1和 4.2给出了个体选择延迟到 $t = 1$时刻披露信号B的临界条件.

定理 4.1　假定个体的效用函数满足具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数形式, 当$A < 0$且 $B^* < 0$时, 则个体最优地选择披露信号 B 的充分条件是个体预期 $A > B^* - D$, 其中 $D = (1-\frac{1}{k})\int_{0}^{B} x\,\mathrm{d}F_B(x) > 0$

定理 4.2　假定个体的效用函数满足具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数形式, 当$A < 0$且 $B^* > 0$时, 若 $k < \dfrac{\int_{0}^{\overline{B}} [1-F_B(x)]\,\mathrm{d}x}{\int_{\underline{B}}^{0} F_B(x)\,\mathrm{d}x}$, 则个体将总是最优地选择披露信号$B$. (定理 4.1和 4.2的证明见附录)

定理 4.1和 4.2所讨论的情境不同, 在定理 4.1中个体面临的是一个确定的坏消息A和另一个预期的坏消息B(但B在 $t = 1$时刻也可能最终成为一个好消息), 而在定理 4.2中个体面临的是一个确定的坏消息A和一个预期的好消息B(但B在 $t = 1$时刻也可能最终成为一个坏消息). 分别讨论这两种情境是有意义的, 因为这将有助于更好的认识损失厌恶在决定个体选择中的作用.

首先根据定理 4.1讨论第 1种情形. 如果个体预期B是相对于A的一个更差的消息, 即$B^* < A < 0$, 很显然个体延迟至 $t = 1$时刻披露信号 B 的临界条件$A > B^* - D$始终不成立, 这意味着个体将永远不会选择在时刻 $t = 1$时披露信号 B, 而是会立

即披露信号A. 而即使个体预期B是相对于A的一个程度更轻的坏消息, 即 $A < B^* < 0$, 大多数情况下个体也将选择立即披露信号A而非延迟披露信号B, 原因是如果在事前继续让A的分布函数服从均值为B^*的对称分布, 则$A > B^* - D$的临界条件意味着将有不到 1/2的可能性, 使得个体的最优选择是在 $t = 1$时刻披露信息B, 这反过来意味着个体更有可能选择立即披露信号A. 这与本文之前所提出的研究假设 2恰恰相反. 同时随着个体损失厌恶程度的增加 (k增大), 个体选择延迟至 $t = 1$时刻披露信号B的可能性会愈小. 因此从定理 4 1可以发现, 若个体在 $t = 0$时刻面临的是一个确定的坏消息A和另一个预期的坏消息B, 即使个体预测B的期望值相对A而言是个更好一些的消息, 个体也不会选择延迟到 $t = 1$时刻披露信号B.

接着, 本文对个体面临的是一个确定的坏消息A和一个预期的好消息B的第 2种情形进行讨论. 定理 4 2中, 个体总是最优地选择延迟到 $t = 1$时刻披露信号B的充分条件实质上是为个体的损失厌恶程度设定了上限, 这也暗示着即使B的预期值是个好消息 ($B^* > 0$), 个体也未必就一定会选择等待披露信号B, 原因在于 $t = 1$时刻B所实现的值也可能是个相对A来说更坏的消息, 从而信号B带给损失厌恶的个体的期望效用将因此而大打折扣.

综合定理 4 1和 4 2的分析, 本文得到的结论是, 当个体的效用函数满足具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数形式且面临一个确定的坏消息时, 研究假设 2并没有得到有力的支持. 更为重要的是, 本文发现, 当个体在一个确定性的坏消息A和另一个有风险的消息B之间进行选择时, 损失厌恶并不会促使个体选择等待有风险的信息的实现. 与之前的直觉推测相反, 损失厌恶总是让个体倾向于立即披露确定的坏消息A.

至此, 本文利用随机占优的方法讨论了当个体的效用函数满足一类具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数形式时个体的最优选择. 归纳由定理 3与定理 4 1和 4 2所分别推出的结论, 可以发现, 尽管损失厌恶可以很好地解释个体 “好消息提前” 的行为, 但单纯的损失厌恶特征并不能解释“坏消息延后” 的现象, 其原因在于不确定的消息所隐含的可能发生的损失将大大减少厌恶损失的个体的期望效用. 在下一节中, 将对本文的这一结论进行更多的讨论.

5 对上述结论的理解和进一步的讨论

本节将主要围绕以下两个问题展开论述, 一是阐明本文结论产生的根源以及该结论的延展性, 并在此基础上对损失厌恶和风险态度之间的关系展开讨论; 二是试图提供另外的思路去解释 “坏消息延后” 这一现象. 之后总结全文.

5 1 本文结论产生的根源以及该结论的延展性

由于本文的主旨是从理论上研究个体的损失厌恶特征是否能够解释 “好消息提前, 坏消息延后” 这一现象, 因此只是给出了描述损失厌恶的特定形式, 即损失一方曲线的斜率总是大于相同程度收益一方的斜率, 而没有对个体的风险态度进行更多的描绘. 本文没有给出具体的效用函数形式, 而是使用了一类具有有限损失厌恶特征的 S型函数. 因此, 在这一类函数族中包括了这样一种特殊的情形, 即无论在收益还是损失区域, 个体都是风险中性的, 只是相同程度的损失和收益相比, 损失给个体的带来的痛苦程度比收益给其带来的快乐程度更高, 可以用下图表示这种特殊的形式.

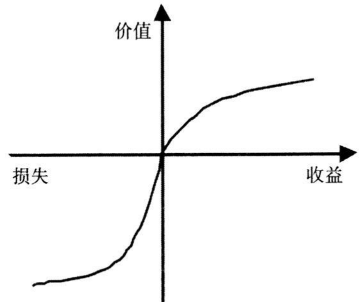

图 2 一种特殊的 S型效用函数形式

Fig 2 A special S-shaped value function

在函数族中特别的提出这种形式的函数是有意义的, 因为它意味着损失厌恶可以从风险态度

中分离出来作为一个单纯的因素进行考察, 并排除了个体的风险态度可能造成的干扰. 容易看出该效用函数本身就是个凹函数, 也就是说如果个体的效用函数服从这样的形式, 那么从整体来看他将是风险厌恶的. 在这种情况下, 损失厌恶将总是导致相对于有风险的信息, 个体更加偏好确定性的消息, 无论这个确定的消息是好消息或是坏消息. 这就是本文之所以得到损失厌恶只能解释"好消息提前"而不能解释"坏消息"延后这一基本结论的根源所在.

这一结论可以进一步拓展为更为一般的个体决策规则, 即如果从理论上把损失厌恶和风险态度分离开来, 那么当个体面临期望值相等的一个无风险产出和另一个有风险产出时, 单纯的损失厌恶将总是导致人们在二者中选择无风险产出. 然而这个结论不由得让人们思考以下问题, 即在现实决策中, 个体的损失厌恶和风险态度之间是否存在因果或者相互依存的关系, 且二者是否能够真正分离开来? Kaheman和 Tversky[10] 的实验结果说明, 正是损失厌恶诱使个体在确定的损失和有可能损失的赌博二个方案中选择后者, 即出于对预期损失的厌恶个体变得风险追求. 然而 Thaler和 Johnson[27] 却在实验中发现, 当个体在事前已经实现了一个损失, 那么他在面临无风险方案和风险赌博时将变得更加风险厌恶. 因此, 迄今为止损失厌恶与风险态度之间究竟存在怎样的关系似乎还没有办法作出定论. 此外, 之前也有许多文献使用损失厌恶来解释所谓的禀赋效应, 即在没有风险的环境下个体仍然存在损失厌恶 (如 Tversky和 Kaheman[32]). 因此损失厌恶是否可以从风险态度中剥离出来仍然值得今后进一步的研究.

5.2 "坏消息延后"的可能解释

本文最初的意图是想考察损失厌恶对个体提前公布好消息而延迟披露坏消息行为模式的影响, 然而却发现单纯的损失厌恶并不会让个体选择等待有风险的信息的实现, 即使他现在面临确定性的坏消息. 也就是说, 损失厌恶可以解释个体"好消息提前"的倾向, 却不能解释"坏消息延后"的倾向. 那么又有什么可能的原因在背后推动这一现象呢? 这里给出了以下两点想法.

根据 Kaheman和 Tversky[10] 的展望理论, 个体在损失的区域表现出风险追求, 因此这种风险追求的态度将促使个体更加偏好不确定性. 而 Thaler和 Johnson[27] 也发现, 如果个体之前已经承担了一个损失, 当他面临有机会让他实现盈亏平衡的赌博时, 他会倾向于选择这个赌博. 因此认为有可能正是个体的风险追求或者"盈亏平衡追求"促使个体等待有风险的信息而不是接收确定性的坏消息, 从而导致"坏消息延后"现象的发生.

另一种可能的解释是当个体发现他面临确定性的损失时, 他会变得收益追求 (gain seeking), 这是与损失厌恶恰好相反的状态, 意味着收益带给个体的快乐程度会超过同等程度的损失带给他的痛苦程度. 心理学研究认为正是因为人们高估了与损失关联的种种痛苦的程度引致了损失厌恶 (Kermer等[14]), 在某种环境下收益追求也有可能发生, 即人们会高估与收益相联系的种种喜悦的程度. 已有一些文献从不同的角度发现收益追求的存在, 例如 Harinck等[35] 的实验表明小额的收益带给个体的快乐程度超过了等额的损失带给个体的痛苦程度; 而 Schmidt和 Traub[36]、Brooks和 Zank[37] 在实验中也发现一些实验对象表现出收益追求的特性; 在市场学和营销学领域中也有一些文献发现相对损失, 个体对收益更加敏感, 收益的影响超过了损失的影响, 如 Greenleaf[38]、Sivakumar和 Raj[39]、Hankuk和 Aggarwal[40] 等. 回到本文的研究问题, 如果个体真的具有收益追求的特性, 那么有风险的信息所蕴含的可能的收益将会显著增加个体的期望效用, 使得个体在确定性的坏消息和有风险的好消息之间偏好后者, 从而形成"坏消息延后"的现象.

综上所述, 通过本文的研究, 发现因为不确定的消息所隐含的可能发生的损失将大大减少厌恶损失的个体的期望效用, 从而使得有风险的信息在很多时候劣于确定性的信息. 损失厌恶可以很好的解释个体"好消息提前"的行为, 但单纯的损失厌恶特征并不能解释"坏消息延后"的现象. 本

文的实证涵义在于根据本文的结论, 不能简单的使用损失厌恶来解释“坏消息延后”这一普遍被观察到的实证现象, 而作为一种特殊的应用, 在试图利用损失厌恶去解释股票市场上的处置效应时也需要更为谨慎的论证.

参 考 文 献:

[1] Givoly D, Palmon D. Timeliness of annual earnings announcements: Some empirical evidence[J]. Accounting Review, 1982, 57(3): 486—508.

[2] Begley J, Fischer P E. Is there information in an earnings announcement delay? [J]. Review of Accounting Studies, 1998, (3): 347—363.

[3] Chen G, Cheng L T W, Gao N. Information content and timing of earnings announcements[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2003, 32: 65—92.

[4] Huang D S, Zhou J N. Prospect Theory and The Timeliness of Earnings Announcements: Empirical Evidence from Listed Chinese Firms[R]. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=890576, 2006.

[5] Dye R A, Sridhar S S. Industry-wide disclosure dynamics[J]. Journal of Accounting Research, 1995, 33(1): 157—174.

[6] Watts R L, Zimmerman J L. Positive accounting theory: A ten year perspective[J]. Accounting Review, 1990, 65(1): 131—156.

[7] Thaler R H. Mental accounting and consumer choice[J]. Marketing Science, 1985, (4): 199—214.

[8] Benartzi S, Thaler R H. Myopic loss aversion and the equity premium puzzle[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, (110): 73—92.

[9] Langer T, Weber M. Prospect theory, mental accounting, and differences in aggregated and segregated evaluation of lottery portfolios[J]. Management Science, 2001, 47(5): 716—733.

[10] Kahneman D, Tversky A. Prospect theory: An analysis of decision under risk[J]. Econometrica, 1979, (47): 263—291.

[11] 安瑛晖, 张 维. 期权博弈理论的方法模型分析与发展[J]. 管理科学学报, 2001, 4(1): 39—44.
An Ying-hui, Zhang Wei. Analysis and development of the method and model of option-game theory[J]. Journal of Management Sciences in China, 2001, 4(1): 39—44. (in Chinese)

[12] 李洪江, 曲晓飞, 冯敬海. 阶段性投资最优比例问题的实物期权方法[J]. 管理科学学报, 2003, 6(1): 20—26.
Li Hong-jiang, Qu Xiao-fei, Feng Jing-hai. Definition of optimal proportion of phased investment: Real option approach[J]. Journal of Management Sciences in China, 2003, 6(1): 20—26. (in Chinese)

[13] 刘金山, 胡适耕, 李楚霖. 企业的进入与研究开发策略[J]. 管理科学学报, 2003, 6(5): 53—57.
Liu Jin-shan, Hu Shi-geng, Li Chu-lin. Strategy of firm's entry, research and development[J]. Journal of Management Sciences in China, 2003, 6(5): 53—57. (in Chinese)

[14] Kermer D A, Driver-Linn E, Wilson T D, *et al.* Loss aversion is an affective forecasting error[J]. Psychological Science, 2006, 17(8): 649—653.

[15] Weller J A, Levin I P, Shiv B, *et al.* Neural correlates of adaptive decision making for risky gains and losses[J]. Psychological Science, 2007, 18(11): 958—964.

[16] Schmidt U, Zank H. What is loss aversion? [J]. Journal of Risk and Uncertainty, 2005, 30(2): 157—167.

[17] Köbberling V, Wakker P P. An index of loss aversion[J]. Journal of Economic Theory, 2005, 122: 119—131.

[18] Abdellaoui M, Bleichrodt H, Paraschiv C. Loss aversion under prospect theory: A parameter-free measurement[J]. Management Science, 2007, 53(10): 1659—1674.

[19] Thaler R. Toward a positive theory of consumer choice[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 1980, 1(1): 39—60.

[20] Samuelson W F, Zeckhauser R J. Status quo bias in decision making[J]. Journal of Risk and Uncertainty, 1988, (1):

7—59.

[21] Kahneman D, Knetsch J L, Thaler R H. Experimental tests of the endowment effect and the coase theorem[J]. Journal of Political Economy, 1990, (98): 1325—1348.

[22] Barberis N, Huang M. Mental accounting loss aversion, and individual stock returns[J]. Journal of Finance, 2001, (56): 1247—1292.

[23] Barberis N, Huang M. The Loss Aversion / Narrow Framing Approach to The Equity Premium Puzzle. Handbook of Investments: Equity Premium[C]. edited by Rajnish Mehra, Elsevier, 2008.

[24] Barberis N, Huang M, Santos T. Prospect theory and asset prices[J]. Quarterly Journal of Economics, 2001, (116): 1—53.

[25] Odean T. Are investors reluctant to realize their losses[J]. Journal of Finance, 1998, 53: 1775—1798.

[26] Barberis N, Xiong W. What Drives The Disposition Effect? An Analysis of A Long-Standing Preference-Based Explanation [R]. NBER Working Paper No. W12397 Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=921563, 2006.

[27] Thaler R H, Johnson E J. Gambling with the house money and trying to break even: The effects of prior outcomes on risky choice[J]. Management Science, 1990, 36(6): 643—660.

[28] Bowman D, Minehart M, Rabin M. Loss aversion in a consumption-saving model[J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 1999, 38(2): 155—178.

[29] Levy H. Stochastic dominance and expected utility: Survey and analysis[J]. Management Science, 1992, 38: 555—593.

[30] Levy H. Stochastic Dominance: Investment Decision Making under Uncertainty[M]. Kluwer Academic Publishers, 1998.

[31] Baucells M, Heukamp F H. Stochastic dominance and cumulative prospect theory[J]. Management Science, 2006, 52(9): 1409—1423.

[32] Tversky A, Kahneman D. Loss aversion in riskless choice: A reference-dependant model[J]. Quarterly Journal of Economics, 1991, 106(4): 1039—1061.

[33] Tversky A, Kahneman D. Advances in prospect theory-cumulative representation of uncertainty[J]. Journal of Risk and Uncertainty, 1992, 17(5): 297—323.

[34] Hanoch G, Levy H. The efficiency analysis of choices involving risk[J]. Review of Economic Studies, 1969, 36: 335—346.

[35] Harinck F, Dijk E V, Beest I V, *et al*. When gains loom larger than losses[J]. Psychological Science, 2007, 18(12): 1099—1105.

[36] Schmidt U, Traub S. An experimental test of loss aversion[J]. Journal of Risk and Uncertainty, 2002, 27(3): 233—249.

[37] Brooks P, Zank H. Loss averse behavior[J]. Journal of Risk and Uncertainty, 2005, 30(3): 301—325.

[38] Greenieaf E A. The impact of reference price effects on the profitability of price promotion[J]. Marketing Science, 1995, 14: 82—104.

[39] Sivakumar K, Raj S P. Quality tier competition: How price change influences brand choice and category choice[J]. Journal of Marketing, 1997, 61: 71—84.

[40] Hankuk T C, Aggarwal P. When gains exceed losses: Attribute trade-offs and prospect theory[J]. Advanced in Consumer Research, 2003, 30: 118—124.

Good news early, bad news late: The impact of loss aversion

ZHOU Jia-nan, HUANG Deng-shi

School of Economics and Management, Southwest Jiaotong University, Chengdu 600031, China

Abstract Loss aversion, an important characteristic in individual decision making, is used in this paper to try to explain why some people with good news have motivation to announce it early, while the other with bad news tends to delay the announcement. Because the possible loss embedded in the risky information will dramatically decrease the expected utility of a loss averter, we find that loss aversion provides strong explanation for "good news early" as we have expected, but it fails to predict "bad news late". We explore the underlying reasons of the impact of loss aversion and provide other possible reasons which may result in "bad news late".

Key words loss aversion; good news; bad news

附录

1. 定理 1的证明

要证明 $A \succ B$, 需要证明

$$\Delta EU = \int_{B^-}^{B^+} [F_B(x) - F_A(x)] U'(x) \mathrm{d}x > 0 \quad (A.1)$$

而由于 $A > 0$, 上式又可展开写为

$$\int_{B^-}^{0} F_B(x) U'(x) \mathrm{d}x + \int_{0}^{A} F_B(x) U'(x) \mathrm{d}x + \int_{A}^{B^+} [F_B(x) - 1] U'(x) \mathrm{d}x > 0 \quad (A.2)$$

本文假设的是一般的 S型效用函数, 从而当$x > 0$时, 有 $U'(x) \geqslant 0$, $U''(x) \leqslant 0$; 而当 $x < 0$时, 有 $U'(x) \geqslant 0$, $U''(x) \geqslant 0$ 但并没有限定损失区域的边际效用和收益区域的边际效用二者之间的大小关系, 因此该不等式成立的充分条件是

$$\int_{0}^{A} F_B(x) \mathrm{d}x > \int_{A}^{B^+} [1 - F_B(x)] \mathrm{d}x \quad (A.3)$$

利用分部积分, 可以将上式转化为

$$xF_B(x) \Big|_0^A - \int_0^A x \mathrm{d}F_B(x) > [1 - F_B(x)] x \Big|_A^{B+} + \int_A^{B^+} x \mathrm{d}F_B(x)$$

$$\Rightarrow AF_B(A) - \int_0^A x \mathrm{d}F_B(x) > -[1 - F_B(x)] x + \int_A^{B^+} x \mathrm{d}F_B(x)$$

$$\Rightarrow A > \int_0^{B^+} x \mathrm{d}F_B(x) \quad (A.4)$$

由此, 定理 1得证.

2 定理 2的证明

要证明 $B \succ A$, 需要证明

$$\Delta EU = \int_{B^-}^{B^+} [F_A(x) - F_B(x)] U'(x) \mathrm{d}x > 0 \quad (A.5)$$

而由于 $A < 0$, 上式又可展开写为

$$\int_{B^-}^{A} [-F_B(x)] U'(x) \mathrm{d}x + \int_{A}^{0} [1 - F_B(x)] U'(x) \mathrm{d}x + \int_{0}^{B^+} [1 - F_B(x)] U'(x) \mathrm{d}x > 0 \quad (A.6)$$

本文假设的是一般的 S型效用函数, 从而当$x > 0$时, 有 $U'(x) \geqslant 0$, $U''(x) \leqslant 0$; 而当 $x < 0$时, 有 $U'(x) \geqslant 0$, $U''(x) \geqslant 0$ 但并没有限定损失区域的边际效用和收益区域的边际效用二者之间的大小关系, 因此该不等式成立的充分条件是

$$\int_{0}^{A} [1 - F_B(x)] \mathrm{d}x > \int_{B^-}^{A} F_B(x) \mathrm{d}x \quad (A.7)$$

同样利用分部积分, 可以将上式转化为

$$-[1 - F_B(A)] A + \int_0^A x \mathrm{d}F_B(x) > AF_B(A) - \int_{B^-}^{A} x \mathrm{d}F_B(x)$$

$$\Rightarrow A < \int_{B^-}^{0} x \mathrm{d}F_B(x) \quad (A.8)$$

由此, 定理 2得证.

3 定理 3的证明

要证明 $A \succ B$, 需要证明

$$\Delta EU = \int_{B^-}^{B^+} [F_B(x) - F_A(x)] U'(x) \mathrm{d}x > 0 \quad (A.9)$$

而由于 $A > 0$, 上式又可展开写为

$$\int_{B^-}^{0} F_B(x) U'(x) \mathrm{d}x + \int_{0}^{A} F_B(x) U'(x) \mathrm{d}x + \int_{A}^{B^+} [F_B(x) - 1] U'(x) \mathrm{d}x > 0 \quad (A.10)$$

这里, 本文假定的是具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数, 因此除了具备之前一般 S型效用函数的性质, 即当 $x > 0$时, 有 $U'(x) \geqslant 0$, $U''(x) \leqslant 0$; 而当 $x < 0$时, 有 $U'(x) \geqslant 0$, $U''(x) \geqslant 0$之外, 还定义了损失厌恶的表达式

对于所有的 $x > 0$, 有 $U'(-x) = kU'(x)$

因此不等式(A.10)可转化为下式

$$\int_{B^-}^{0} kF_B(x) U'(-x) \mathrm{d}x + \int_{0}^{A} F_B(x) U'(x) \mathrm{d}x + \int_{A}^{B^+} [F_B(x) - 1] U'(x) \mathrm{d}x > 0 \quad (A.11)$$

而又因为假定 B在期望值 B^* 左右对称分布, 且这里本文讨论的是 $B^* > 0$的情况, 因此有 $-B^- < B^+$, 根据该效用函数二阶导数的性质, 可写出使上面不等式成立的充分条件为

$$\int_{B^-}^{0} kF_B(x) \mathrm{d}x + \int_{0}^{A} F_B(x) \mathrm{d}x + \int_{A}^{B^+} [F_B(x) - 1] \mathrm{d}x > 0 \quad (A.12)$$

经过分部积分的运算,上式可推出 $A \succ B$ 的临界条件为

$$A > B^* - (1-k)\int_B^0 x\,\mathrm{d}F_B(x) \qquad (A.13)$$

令

$$C = (1-k)\int_B^0 f_B(x)x\,\mathrm{d}x$$

因为 $k > 1$,因此 C 是一个正数.该临界条件可以写为

$$A > B^* - C \qquad (A.14)$$

由此,定理 3得证.

4 定理 4.1和定理 4.2的证明

1) 定理 4.1的证明

要证明 $B \succ A$,需要证明

$$\Delta \mathrm{E}U = \int_{B^-}^{B^+}[F_A(x) - F_B(x)]U'(x)\,\mathrm{d}x > 0 \qquad (A.15)$$

而由于 $A < 0$,上式又可展开写为

$$\int_B^A[-F_B(x)]U'(x)\,\mathrm{d}x + \int_A^0[1-F_B(x)]U'(x)\,\mathrm{d}x + \int_0^B[1-F_B(x)]U'(x)\,\mathrm{d}x > 0 \qquad (A.16)$$

这里,假定的是具有有限损失厌恶特征的 S型效用函数,因此除了具备之前一般 S型效用函数的性质,即当 $x > 0$ 时,有 $U'(x) \geqslant 0$, $U''(x) \leqslant 0$;而当 $x < 0$时,有 $U'(x) \geqslant 0$, $U''(x) \geqslant 0$之外,还定义了损失厌恶的表达式

对于所有的 $x > 0$,有 $U'(-x) = kU'(x)$因此不等式 (A.16) 可转化为

$$\int_B^A[-F_B(x)]U'(x)\,\mathrm{d}x + \int_A^0[1-F_B(x)]U'(x)\,\mathrm{d}x + \frac{1}{k}\int_0^B[1-F_B(x)]U'(x)\,\mathrm{d}x > 0 \qquad (A.17)$$

而又因为假定 B 在期望值 B^* 左右对称分布,且这里本文讨论的是 $B^* < 0$的情况,因此有 $-B^- > B^+$,根据该效用函数二阶导数的性质,可写出使上面不等式成立的充分条件为

$$\int_B^A[-F_B(x)]\,\mathrm{d}x + \int_A^0[1-F_B(x)]\,\mathrm{d}x + \frac{1}{k}\int_0^B[1-F_B(x)]\,\mathrm{d}x > 0 \qquad (A.18)$$

经过分部积分的运算,上式可推出 $B \succ A$ 的临界条件为

$$A < B^* - \left(1-\frac{1}{k}\right)\int_0^B x\,\mathrm{d}F_B(x) \qquad (A.19)$$

令

$$D = \left(1-\frac{1}{k}\right)\int_0^B x\,\mathrm{d}F_B(x)$$

因为 $k > 1$,因此 D 是一个正数.该临界条件又可以改写为

$$A > B^* - D \qquad (A.20)$$

由此,定理 4.1得证.

2) 定理 4.2的证明

这里的情形区别于上一种情形就在于个体预期 B 是个坏消息而非好消息,即 $B^* < 0$,而其他条件都相同.由于假定 B 在期望值 B^* 左右对称分布,因此有 $-B^- < B^+$,根据该效用函数二阶导数的性质,可写出使不等式 (A.17) 成立的充分条件为

$$\int_B^A[-F_B(x)]\,\mathrm{d}x + \int_A^0[1-F_B(x)]\,\mathrm{d}x + \frac{1}{k}\int_0^{-B^-}[1-F_B(x)]\,\mathrm{d}x > 0 \qquad (A.21)$$

经过分部积分,最终可得 $B \succ A$ 的临界条件为

$$A < -\int_{B^-}^0 F_B(x)\,\mathrm{d}x + \frac{1}{k}\int_0^{-B^-}[1-F_B(x)]\,\mathrm{d}x \qquad (A.22)$$

因为 $A < 0$,只要该不等式的右边大于 0,则该不等式恒成立,而右边的式子大于 0意味着下式成立

$$k < \frac{\int_0^{-B^-}[1-F_B(x)]\,\mathrm{d}x}{\int_B^0 F_B(x)\,\mathrm{d}x} \qquad (A.23)$$

又因为 B 在期望值 B^* 左右对称分布且 $B^* < 0$,式 (A.23) 的右边将始终是大于 1的数,而 k 也是大于 1的数.因此,该条件是可以成立的.

由此,定理 4.2得证.