

Тема 1. Введение

1. Теория фон Неймана-Моргенштерна

Простой лотереей называется любой *конечный* набор упорядоченных пар чисел вида $[x_1, p_1; \dots; x_n, p_n]$, где x_i – денежные выигрыши, а p_i – вероятности получения каждого из них, $\sum p_i = 1$. Введем следующие аксиомы на множестве P всех простых лотерей:

- **A1 Слабая упорядоченность** строгого предпочтения (\succ или \prec)

А) **Асимметрия** $p \succ q \Rightarrow \neg(q \succ p)$, $p, q \in P$;

Б) **Негативная транзитивность** $\neg(p \succ q) \& \neg(q \succ r) \Rightarrow \neg(p \succ r)$, или $p \succ r \Rightarrow p \succ q \vee q \succ r$, $\forall p, q, r \in P$ (эквивалентная форма – из $p \succ r \Rightarrow p \succ q \vee q \succ r$ следует $\neg(p \succ q \vee q \succ r) \equiv \neg(p \succ q) \& \neg(q \succ r) \Rightarrow \neg(p \succ r)$).

А) означает **иррефлексивность** $\neg(p \succ p)$ for all $p \in P$ (достаточно взять $q = p$)

Б) слабее **транзитивности** $(p \succ q) \& (q \succ r) \Rightarrow (p \succ r)$, т.е. подразумевает ее: все транзитивные отношения негативно транзитивны, но обратное неверно:

transitivity	negative transitivity
$z \quad y \quad x$	$y \quad z \quad x$
$z \quad y \quad x$	$z \quad y \quad x$
	$z \quad x \quad y$

В силу свойства А1.Б) определим $p \sim q$ как $\neg(p \succ q) \& \neg(q \succ p)$. С учетом этого определения, А1.А) означает также **полноту** предпочтений: для любых двух простых лотерей имеем $p \succ q \vee q \succ p \vee p \sim q$. Отсюда же можно определить **нестрогое предпочтение** $p \succsim q$ как $p \succ q \vee p \sim q$, которое также можно взять за базовое отношение. Из этого последнего, в свою очередь, можно определить строгое предпочтение (как $p \succ q \equiv p \succsim q \& \neg(q \succ p)$) и безразличие (как $p \sim q \equiv p \succsim q \& q \succsim p$). Тогда из определения \succ и полноты \succsim ($q \succ p \vee p \succ q$ для всех $p, q \in P$) будет следовать асимметрия \succ , а из транзитивности нестрогого предпочтения – негативная транзитивность строгого (в первой форме). Таким образом, за аксиому А1 можно взять асимметрию и негативную транзитивность отношения \succ , или полноту и транзитивность отношения \succsim .

- **A2 Независимость**

$\forall p, q, r \in P \forall \alpha \in [0, 1] p \succ q \Rightarrow \alpha p + (1 - \alpha)r \succ \alpha q + (1 - \alpha)r$

Сильное свойство, требующее инвариантности предпочтений при любых линейных (вероятностных) комбинациях лотерей. Экспериментальные опровержения этой аксиомы известны давно (см. ниже), и большинство современных теорий выбора в условиях риска построены прежде всего на ослаблении А2.

- **A3 Непрерывность**

$\forall p \succ q$ и $q \succ r \in P$, $\exists \alpha, \beta \in (0, 1)$ т.ч. $\alpha p + (1 - \alpha)r \succ q$ и $q \succ \beta p + (1 - \beta)r$. В несколько иной формулировке, это условие звучит так: для всех $p \succ q$ и $q \succ r \in P$, существуют такие открытые множества чисел α и $\beta \in (0, 1)$, что $\alpha p + (1 - \alpha)r \succ q$ и $q \succ \beta p + (1 - \beta)r$.

Стандартная аксиома, также небесспорная с содержательной точки зрения. Понятно, что $\$1 \succ \$0.01 \succ$ смертной казни, но верно ли, что существует $\alpha < 1$ т.ч. $\alpha \$1 + (1 - \alpha)$ смертная казнь $\succ \$0.01$? «Теоретически» этот пример опровергает А3, однако «практически» кто из нас не перебежал хотя бы раз улицу перед близко идущим транспортом, подвергая свою жизнь опасности смерти с ненулевой вероятностью во имя несопоставимо малого выигрыша?

А1-А3 гарантируют существование функции полезности Неймана-Моргенштерна, которая является основной парадигмой теории экономического выбора в условиях риска, и в частности теории игр.

Кроме того, поскольку теория выбора в условиях риска наделяется дескриптивной функцией («даже если в действительности люди не считают матожиданий каких-либо функций, они ведут себя так как если бы они их максимизировали») – эти аксиомы играют также роль постулатов рационального поведения в том смысле, что любой рациональный человек должен их соблюдать.

Теорема (Нейман-Моргенштерн, 1944; Йенсен, 1967; Фишберн, 1970 [1974]):

Пусть выполнены условия А1-А3 на множестве всех простых лотерей. Тогда на множестве *исходов* существует такая функция полезности $u(x)$, что предпочтения индивидов на множестве *лотерей* представимы в виде математического ожидания этой функции, $U(p)=\sum p(x)u(x)$, и это представление обладает следующими свойствами:

1. Сохранение порядка $p \succ q \Leftrightarrow U(p)=\sum p(x)u(x) > \sum q(x)u(x)=U(q)$ for all $p, q \in P$.
2. Линейность по вероятностям $\forall p, q, r \in P$ $u[\alpha p + (1-\alpha)q] \sim \alpha u(p) + (1-\alpha)u(q)$
3. Определенность с точн. до афинной трансформации $V(p)=a+bU(p)$, $\forall a, b > 0$

Сохранение порядка гарантирует представление предпочтений при помощи действительной функции $U(\cdot)$, что позволяет трактовать ее как функцию полезности. Линейность по вероятностям на всех *простых* лотереях обеспечивает представление любой такой функции как математическое ожидание полезностей составляющих ее лотерей (интерпретируя достоверный исход как лотерею $[x, 1]$). Именно это свойство обеспечивает представление предпочтений в виде ожидаемой полезности. Наконец, определенность с точностью до афинной (выпуклой и вогнутой одновременно) трансформации характеризует эту полезность как *кардинальную для класса функций* – частичный возврат к кардиналистским представлениям о полезности после ординалистской революции Хикса-Аллена в середине 1930-х.

Доказательство: Проведем доказательство в три этапа. На первом мы докажем ряд предварительных лемм:

- (1). $p \succ q, \forall \alpha \in (0, 1) \Rightarrow p \succ \alpha p + (1-\alpha)q \succ q$
- (2). $p \succ q, \forall \beta, \alpha \in (0, 1): \beta > \alpha \Rightarrow \beta p + (1-\beta)q \succ \alpha p + (1-\alpha)q$
- (3). $p \succ q \succ r, p \succ r \Rightarrow \exists$ единственное $\lambda: q \sim \lambda p + (1-\lambda)r$

Докажем эти леммы.

- (1). $p = \alpha p + (1-\alpha)p \succ \alpha p + (1-\alpha)q \succ \alpha q + (1-\alpha)q = q$ (оба предпочтения следуют из А2, примененной последовательно к разным слагаемым)
- (2). определим $\gamma = (\beta - \alpha) / (1 - \alpha)$ – заметим, что из определений β и α всегда будет $\gamma \in [0, 1]$. Заметим, что $\beta p + (1-\beta)q$ можно переписать в виде $[(1-\alpha)\beta p + (1-\alpha)(1-\beta)q] / (1-\alpha) = [(\beta - \alpha + \alpha)\beta p + (1-\alpha - \beta + \alpha\beta)q] / (1-\alpha) = [(\beta - \alpha)p + (1-\beta + \alpha - \alpha\beta)q] / (1-\alpha) = [(\beta - \alpha) / (1-\alpha)]p + [(1-\alpha - \beta + \alpha) / (1-\alpha)]\alpha p + [(1-\alpha - \beta + \alpha) / (1-\alpha)]q - [(1-\alpha - \beta + \alpha) / (1-\alpha)]\alpha q = \gamma p + (1-\gamma)[\alpha p + (1-\alpha)q]$, где $(1-\alpha - \beta + \alpha) / (1-\alpha) = 1 - \gamma$. Обозначим теперь $\alpha p + (1-\alpha)q = r = s$. В силу (1), $p \succ \alpha p + (1-\alpha)q \equiv s$. Взяв γ в качестве веса, можно записать $\gamma p + (1-\gamma)s \succ \gamma s + (1-\gamma)r$ по А2 (т.к. $r = s$), что эквивалентно $\gamma p + (1-\gamma)[\alpha p + (1-\alpha)q] \succ [\alpha p + (1-\alpha)q] \Leftrightarrow \beta p + (1-\beta)q \succ \alpha p + (1-\alpha)q$, т.к. $\gamma + \alpha - \alpha\gamma = \beta$.
- (3). Если $p \sim q$ или $q \sim r$, то годится $\lambda = 1$ и $\lambda = 0$, соотв. Если $p \succ q \succ r$, то определим $\lambda \equiv \sup \{ \alpha \in (0, 1) : q \succ \alpha p + (1-\alpha)r \}$, где указанное множество непусто, т.к. приложимо к $\alpha = 0$. Для всех $\alpha \in (\lambda, 1]$ имеем $\alpha p + (1-\alpha)r \succ q$ по определению, а для всех $\alpha \in [0, \lambda)$ - $q \succ \alpha p + (1-\alpha)r$ в силу (2), причем множества всех таких α в обоих случаях открыты в силу непрерывности А3. Остается показать, что таким образом определенное λ обеспечивает безразличие между $\lambda p + (1-\lambda)r$ и q . Пусть это не так, и $\lambda p + (1-\lambda)r \succ q \succ r$ (т.е. q лежит между лотереей с λ и худшей лотереей r). Тогда в силу А3 найдется такое $\alpha \in (0, 1)$, что $\alpha[\lambda p + (1-\lambda)r] + (1-\alpha)r \succ q \Leftrightarrow \alpha\lambda p + (1-\lambda\alpha)r \succ q$ – но это последнее утверждение несовместимо с определением λ , ибо $\lambda > \alpha\lambda$, а для всех чисел меньших чем λ лотерея q должна была быть лучше чем $\alpha p + (1-\alpha)r$. Полученное противоречие доказывает, что $q \sim \lambda p + (1-\lambda)r$. Заменяя \succ на \prec и повторяя рассуждение,

исключаем и $q \prec \lambda p + (1-\lambda)r$, так что остается безразличие. Единственность следует из (2): для любого иного λ' будем иметь \succ .

На втором этапе покажем, что А1-А3 гарантируют существование функции полезности, представимой в виде линейной комбинации полезностей исходов с вероятностными весами, т.е. в виде ожидаемого значения этой функции, который может служить индексом полезности лотерей. Поскольку леммы (1)-(3) справедливы для всех лотерей, они применимы и к максимальному выигрышу M и минимальному выигрышу m . Тогда в силу (3) для любой лотереи p существует единственное $u(p)$: $p \sim u(p)M + (1-u(p))m$ (где для M и m имеем соотв. $u(M) = 1$ и $u(m) = 0$). Для любых двух лотерей p, q справедливо одно из трех соотношений предпочтений (в силу полноты), так что из (2) будем иметь $u(p) > (<, =) u(q) \Leftrightarrow p \succ (<, \sim) q$. Это показывает, что определенный таким образом индекс $u(\cdot)$ сохраняет предпочтения, т.е. является индексом полезности. Для доказательства линейности по вероятностям рассмотрим лотерею $\lambda p + (1-\lambda)q \sim \lambda[u(p)M + (1-u(p))m] + (1-\lambda)[u(q)M + (1-u(q))m] = M[\lambda u(p) + (1-\lambda)u(q)] + m[\lambda(1-u(p)) + (1-\lambda)(1-u(q))] = M[\lambda u(p) + (1-\lambda)u(q)] + m[1-\lambda u(p) - (1-\lambda)u(q)]$. Определяя теперь полезности всех лотерей, получаем $u(\lambda p + (1-\lambda)q) = u(M)[\lambda u(p) + (1-\lambda)u(q)] + u(m)[1-\lambda u(p) - (1-\lambda)u(q)] = \lambda u(p) + (1-\lambda)u(q)$.

Докажем наконец, что функция полезности определена с точностью до аффинной трансформации, т.е. что $\sum u(x)q(x) > \sum u(x)s(x) \Leftrightarrow \sum v(x)q(x) > \sum v(x)s(x) \Leftrightarrow v(x) = u(x)a + b, a > 0$. Если представления по u и по v одинаковы, то $\sum u(x)q(x)$. Рассмотрим сперва ожидаемую полезность функции полезности v при том что она и функция u связаны линейно. Для любого p имеем $E[v(p)] = E[au(p) + b] = [\sum u(x)p(x)]a + b = \sum p(x)[u(x)a + b] = \sum v(x)p(x)$, так что оба представления полезности идентичны. Напротив, предположим что представления по u и по v однозначны. Без ограничения общности примем $p \succ q \succ r$ и определим $u(q) = \alpha u(p) + (1-\alpha)u(r)$, так что $q \sim \alpha p + (1-\alpha)r$. Из этого выражения получаем, что $\alpha = [u(q) - u(r)] / [u(p) - u(r)]$. Но поскольку по условию u и v представляет те же предпочтения, то имеем также и $v(q) = \alpha v(p) + (1-\alpha)v(r) = \alpha[v(p) - v(r)] + v(r)$. Подставив сюда полученное ранее выражение для α , получаем

$$v(q) = \frac{u(q) - u(r)}{u(p) - u(r)} (v(p) - v(r)) + v(r) = \frac{v(p) - v(r)}{u(p) - u(r)} u(q) + v(r) - u(r) \frac{v(p) - v(r)}{u(p) - u(r)} = au(q) + b$$

Теорема полностью доказана.

Теория Неймана-Моргенштерна была и остается фундаментальным инструментом не только теории игр, но и всей теории выбора в условиях риска. Тем не менее уже вскоре после ее появления (в начале 1950-х) были получены, и затем подтверждены многочисленные экспериментальные данные (так называемые «парадоксы рациональности»), которые опровергают аксиомы А1-А3, делая тем самым невозможным существование функции ожидаемой полезности в виде Неймана-Моргенштерна. Первым и до сих пор самым знаменитым контрпримером остаются парадоксы Алле (Allais, 1951)

Парадокс Алле (версия Kahneman and Tversky 1979).

Пара 1:

А: 250, 0.33; 240, 0.66; 0, 0.01 В: 240, 1.0

Пара 2:

С: 250, .33; 0, 0.67 D: 240, .34; 0, 0.66

88% выбирают В в первой паре, и 83% выбирают С во второй – но комбинации В-С и А-D нарушают А2, т.к. $u(240) > .33u(250) + .66u(240) + .01u(0)$ или $.34u(240) > .33u(250) + .01u(0)$, в противоречии с $C > D$, или $.33u(250) > .34u(240)$. Покажем, что это явление означает нарушение А2: Определим $\delta = z = [240, 1]$, $x = [0, 1]$ and $Y = [250, 33/34; 0, 1/34]$. В силу полноты предпочтений δ может быть лучше или хуже или равно Y ; по А2, таким же должно быть предпочтение в отношении $\lambda\delta$ и λY , дополненных одной и той же лотереей с вероятностью $(1-\lambda)$. При $\lambda = 0.34$ (и $1-\lambda = 0.66$), получаем

Пара 1:

$$\lambda Y + (1-\lambda)z = .34*(250*33/34 + 0*1/34) + .66*240 = 250*(33*34)/(34*100) + 0*(1*34)/(34*100) + 240*.66 = 250*.33 + 240*.66 + 0*.01 = A$$

$$\lambda\delta + (1-\lambda)z = .34*240 + .66*240 = 240*1 = B$$

Пара 2:

$$\lambda Y + (1-\lambda)x = .34*(250*33/34 + 0*1/34) + .66*0 = 250*(33*34)/(34*100) + 0*(.01+66) = 250*.33 + 0*.67 = C$$

$$\lambda\delta + (1-\lambda)x = .34*240 + .66*0 = D$$

Это явление называется эффектом общих последствий – добавление одного и того же z или x не безразлично (**common consequence effect, CC**).

Другой пример парадокса Алле – эффект общего отношения (вероятностей в двух лотереях) (**common ratio effect, CR**):

Пара 1:

E: [240, 1; 0, 0]

F: [250, 0.8; 0, 0.2]

Пара 2:

G: [240, 0.25; 0, 0.75]

H: [250, 0.2; 0, 0.8]

Положим $\lambda=0.25$, $p=E$, $q=F$, $r=0$, сразу заметим, что требование A2 означает, что $E \succ p > F = q$ если и только если $\lambda p + (1-\lambda)r < \lambda q + (1-\lambda)r$, или $.25*(240*1) + .75*0 < .25*(250*.8 + 0*.2) + .75*0$, or $240*.25 + 0*.75 < 250*.2 + 0*.8$ т.е. $G < H$, - но этого не наблюдается. Эти эффекты представлены на так называемом треугольнике Маршака--Машины CC - квадраты, CR - круги.

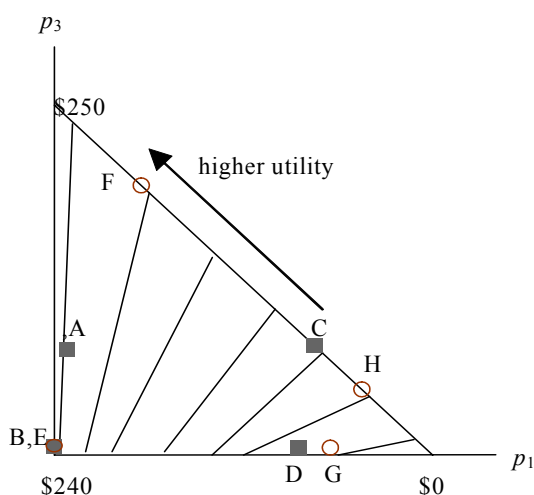


Рис.1 Парадокс Алле

Как нетрудно заметить, полезность НМ означает, что кривые безразличия (все лотереи, столь же желательные, что и $X=[a, p_3; b, p_2; c, p_1]$, $a > b > c$) на Рис.1 должны быть параллельны, ибо

$$U(X) = u(a)p_3 + u(b)(1-p_3-p_1) + u(c)p_1 \Rightarrow p_3 = [U(X) - u(b) + p_1(u(b) - u(c))] / [u(a) - u(b)]$$

Парадоксы Алле означают нарушение этой линейности – кривые безразличия должны иметь разный наклон.

Несмотря на эти и другие парадоксы, теория ожидаемой полезности (ОП) Неймана-

Моргенштерна лежит в основе практически всех экономических моделей выбора в условиях риска – факт сам по себе примечательный!