Прикладная эконометрика, 2019, т. 56, с. 74–98.
Applied Econometrics, 2019, v. 56, pp. 74–98.
DOI: 10.24411/1993-7601-2019-10018

С. И. Долгих[1]

Влияние субъективных представлений об удаче на принятие решений в условиях риска: анализ телевизионного шоу

В работе поднимается проблема оценивания влияния субъективных представлений об удаче на поведение индивидов. На основе данных о поведении участников нидерландской и американской версий телевизионного шоу «Deal or No Deal» предлагается модель принятия решений в условиях риска с субъективными вероятностями. Оценивание параметров этой модели позволяет проверить гипотезу о том, что на принимаемые индивидами решения оказывают влияния представления о собственной удачливости. Оценка параметров модели осуществляется при помощи нелинейной бинарной регрессии с гетероскедастичной случайной ошибкой. Результаты проведенного анализа показали, что, во-первых, имеются статистические свидетельства в пользу того, что индивиды руководствуются субъективными представлениями об удаче при принятии решений. Во-вторых, отсутствие учета этих представлений приводит к существенному смещению оценок параметров функции полезности индивида, отвечающих за восприятие риска. В-третьих, согласно полученным оценкам, удачные (неудачные) события приводят к тому, что индивид начинает считать себя более (менее) удачливым, что свидетельствует в пользу гипотезы о существовании эффекта счастливой полосы. Устойчивость обозначенных результатов была проверена при помощи оценивания модели с различными предположениями о распределении случайной ошибки и разбиении выборки в зависимости от пола и уровня образования участников телешоу.

Ключевые слова: принятие решений; теория ожидаемой полезности; удача; эффект счастливой полосы; эффект заблуждения игрока.

JEL classification: C25; D81.

1. Введение

В данной работе исследуется влияние индивидуальных представлений об удаче на принятие решений в условиях риска. В ряде психологических исследований (Darke, Freedman, 1997a, b; Wohl, Enzle, 2002; Thompson, Prendergast, 2013) были выявлены свидетельства в пользу того, что индивиды при принятии решений могут ориентироваться не только на объективную информацию, но и на субъективные факторы, в том числе на везение и веру в удачу. Можно предположить, что индивидуальные представления об удаче,

[1] **Долгих София Игоревна** — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва; dolgihsofiya@yandex.ua.

если таковые имеются, способны искажать представление индивида о вероятностном распределении возможных исходов.

Так, например, по правилам классической рулетки игрок получает выигрыш, если поставит на «правильное число», причем, в силу законов физики и теории вероятностей, рационально будет положить, что все возможные исходы являются равновероятными. Однако индивид, предполагающий, что ему сопутствует удача, может, например, ставить на некоторое «счастливое» число, веря, что оно должно выпасть с большей вероятностью, чем остальные. Таким образом, удача, хоть и не влияет на реальные вероятности исходов, сказывается на субъективных представлениях о соответствующем вероятностном распределении, тем самым оказывая влияние на принимаемые индивидом решения.

Считающий себя удачливым индивид будет оценивать субъективную вероятность наступления «хорошего» исхода как достаточно большую, в то время как индивид, оценивающий свою удачливость как низкую, будет считать такой исход маловероятным. В результате соответствующих различий в оценке вероятностей исходов «удачливый» индивид может принимать, при прочих равных условиях, более рискованные решения. Вследствие этого возникает проблема идентификации параметров функции полезности (Heldmann, 2009): индивид ведет себя как склонный к риску (risk loving), однако это обусловлено не параметрами его функции полезности, а переоценкой субъективных вероятностей исходов в соответствии с индивидуальными представлениями об удаче. При этом параметры склонности к риску будут оценены некорректно: индивид может быть ошибочно принят за склонного к риску, в то время как на самом деле он избегает риска (risk averse), но принимает рискованные решения, поскольку имеет собственное (субъективное) представление о распределении вероятностей исходов.

Также следует учитывать возможность переоценки уровня удачи индивидом в зависимости от наступавших ранее исходов. Согласно вероятностному подходу (Rescher, 1995), удачным событием можно назвать событие достаточной важности, происходящее с достаточно маленькой вероятностью. Таким образом, если произойдет реализация «хорошего» исхода, вероятность наступления которого индивид оценивал как небольшую, его вера в удачу увеличится, и он будет считать себя более удачливым.

В данном исследовании осуществляется сравнение оценок параметров склонности к риску с учетом удачи и без нее на основе анализа поведения участников нидерландской и американской версий телевизионной программы «Deal or No Deal». Такой подход использовался в многочисленных исследованиях, преимущественно для оценки индивидуальной склонности к риску. В частности, анализировались такие шоу, как «Card Sharks» (Gertner, 1993), «Final Jeopardy!» (Metrick, 1995), «Illinois Instant Riches» (Hersch, McDougall, 1997), «Lingo» (Beetsma, Schotman, 2001), «Hoosier Millionaire» (Fullenkamp et al., 2003), «Who Wants To Be A Millionaire» (Hartley et al., 2013).

Программа «Deal or No Deal» также рассматривалась в различных эмпирических работах. Исследования проводились для разных стран. В частности, изучались итальянская (Blavatskyy, Pogrebna, 2006; Bombardini, Trebbi, 2012), британская (Andersen et al., 2006), австралийская (Brooks et al., 2009; De Roos, Sarafidis, 2010) и мексиканская (Deck et al., 2008) версии этого телевизионного шоу. В работе используются находящиеся в открытом доступе данные, собранные авторами исследования (Post et al., 2008), в котором рассматривались Нидерланды, Германия и Соединенные Штаты.

De Roos, Sarafidis (2010) выделяют следующие причины, по которым шоу «Deal or No Deal» является привлекательным для исследователей:

- максимальные выигрыши в игре достаточно большие, и дисперсия выигрышей значительная: игрок может выиграть как несколько центов, так и несколько миллионов долларов;
- для участия в игре не требуется никаких специальных знаний и навыков, правила игры просты и понятны, выбор участников зависит только от их личной склонности к риску;
- не происходит никакого стратегического взаимодействия, выигрыши игроков зависят исключительно от их решений.

В (Post et al., 2008) отмечается, что дизайн шоу больше похож на дизайн экономического эксперимента, чем телевизионного шоу.

В данной работе проверяется гипотеза о том, что различия в поведении игроков обусловлены не только разной степенью склонности к риску, но и разными оценками вероятностей возможных исходов в зависимости от субъективных представлений об удаче. На основе данных по нидерландской и американской версиям шоу в работе оцениваются параметры склонности к риску игроков и анализируются изменения соответствующих оценок при добавлении в модель представлений об удаче и ее переоценке в зависимости от происходящих в игре событий.

2. Обзор литературы

В ряде ранних исследований считалось, что везение является чем-то случайным и неконтролируемым (Rotter, 1966; Weiner et al., 1987). Данные теории предполагают рациональный подход к представлениям об удаче: счастливые, удачные события являются независимыми друг от друга, и степень везения в будущем не может быть предсказана на основании везения сейчас.

Согласно более современному подходу удача может восприниматься индивидами как некое качество, присущее им самим: люди могут считать себя в большей или меньшей степени счастливчиками, например, говоря о своих удачных и неудачных днях (Darke, Freedman, 1997a, b). В этом смысле удача может выступать фактором, который в восприятии человека является подконтрольным ему. Так, эксперименты (Langer, 1975) показали, что индивиды имеют разную степень уверенности и разную веру относительно того, какие результаты продемонстрировали лично они, даже в тех случаях, когда эти результаты являются случайными и не зависят от усилий самих индивидов. Это может быть связанно с эффектом «иллюзии контроля»: хорошо показав себя в некоторых заданиях, участники начинают верить, что могут контролировать даже не связанный с этими заданиями случайный результат.

Авторы (Wohl, Enzle, 2002) показывают, что индивиды могут действовать так, как если бы могли влиять на случайные события через личную удачу, совершая действия, не имеющие причинно-следственных связей с этими событиями.

В психологических экспериментах (Darke, Freedman, 1997a) исследуется поведение после неких удачных событий. Авторы показали, что действия участников зависят от индивидуальной веры в природу везения. Если участники считают удачу качеством, присущим им самим, они верят, что будут испытывать ее и дальше, и готовы рисковать в будущем. Если же удача считается чем-то случайным, игроки становятся менее уверенными и не ожидают, что в будущем им будет так же везти.

Восприятие удачи как подконтрольного фактора может служить объяснением возникновения эффекта счастливой полосы (lucky streak, hot hand fallacy) и эффекта заблуждения игрока (gambler's fallacy). Эффект счастливой полосы заключается в том, что если в недавнем прошлом у индивида произошло благоприятное событие, то он начинает считать, что в дальнейшем благоприятные события будут происходить с большей вероятностью. Данное явление было обнаружено в ряде эмпирических исследований. В частности, в (Gilovich et al., 1985; Camerer, 1989) было выявлено, что на баскетболистов, демонстрирующих в последнее время очень хорошие результаты, делаются относительно более высокие ставки. Согласно (Guryan, Kearney, 2008), магазины, в которых были проданы выигрышные лотерейные билеты, продают после этого еще больше билетов, т. к. покупатели ожидают, что и последующие билеты из этого магазина должны стать выигрышными.

Эффекту заблуждения игрока подвержены индивиды, для которых характерно ожидание того, что, скорее всего, произойдет событие, не происходившее в ближайшем прошлом, а события, которые случились недавно, больше происходить не будут. Например, в (Clotfelder, Cook, 1993; Terrell, 1994) исследовались данные по лотереям. Было отмечено, что на номера, которые недавно выиграли, резко снижаются ставки — игроки считают, что эти же номера еще раз не выиграют. В (Croson, Sundali, 2005) было также показано, что игроки в казино склонны верить, что в ближайшее время должно выпасть «черное», если до этого долгое время выпадало только «красное».

В некоторых случаях оба эффекта могут наблюдаться одновременно. В (Galbo-Jorgensen et al., 2016) рассматриваются данные датской лотереи. Номера, которые недавно стали выигрышными, характеризуются резким снижением ставок на них, что согласуется с эффектом заблуждения игрока. Однако на номера, выигрывавшие длительный период времени, число ставок увеличивается, что говорит об эффекте счастливой полосы.

Теоретическое объяснение одновременному сосуществованию противоположных эффектов, приведенное в (Rabin, Vayanos, 2010), осуществляется через «закон малых чисел» (Kahneman, Tversky, 1971), говорящий о том, что малые выборки считаются (ошибочно) репрезентативными. Также в этой работе показывается, что индивиды, подверженные заблуждению игрока в краткосрочном периоде, как правило, подвержены эффекту счастливой полосы в долгосрочном.

В терминах удачи данные эффекты можно интерпретировать следующим образом. Заблуждение игрока характеризуется верой в наступление счастливых исходов после полосы неудач (и наоборот, верой в окончание везения после череды удачных событий). Счастливая полоса означает, что наиболее вероятными должны считаться удачные события, если им предшествовала полоса везения (а после неудач должна, соответственно, следовать несчастливая полоса).

3. Правила игры

Описание предложенной модели в последующих разделах тесно связано с особенностями проведения используемого в анализе телевизионного шоу. В связи с этим, перед переходом непосредственно к модели в данном разделе предлагается описание правил игры.

Перед началом игрового процесса 26 заранее известных игроку различных сумм денег случайным образом распределяются по 26 чемоданам. Чемоданы закрыты, т. е. неизвестно, какая сумма содержится в конкретном чемодане. Игрок выбирает один из чемоданов, не открывая его. После этого начинается основная часть игры: игрок один за другим открывает некоторое число любых чемоданов, за исключением того, который он выбрал в начале. Суммы, находящиеся в открытых чемоданах, становятся известны и выбывают из игры.

После открытия шести чемоданов игрок получает некоторое предложение банка: гарантированную сумму денег. Если игрок соглашается на предложение, игра заканчивается. В случае отказа он открывает еще несколько чемоданов из оставшихся, после чего снова получает предложение банка, на которое может согласиться или отказаться и продолжить открывать чемоданы.

В рассматриваемых в данной работе версиях игры десять раундов: игрок открывает различные комбинации чемоданов десять раз. Банк делает предложение в первых девяти раундах. Первое предложение происходит после шести открытых чемоданов, второе, третье, четвертое и пятое, соответственно, после пяти, четырех, трех и двух, а в последних четырех раундах предложение звучит после каждого открытого чемодана. Если игрок отказывается от всех предложений банка, его выигрышем будет сумма, находящаяся в выбранном им перед началом игры чемодане.

4. Описание модели

4.1. Модификация классической теории ожидаемой полезности

Теория ожидаемой полезности (von Neumann, Morgenstern, 1944) рассматривает процесс принятия решений в условиях риска. Согласно данной теории, при принятии решений рациональный индивид ориентируется на величину ожидаемой полезности (т. е. математического ожидания) от выбора альтернативы. Индивид в условиях риска предпочтет альтернативу *A* альтернативе *B* в том случае, если ожидаемая полезность альтернативы *A* будет выше ожидаемой полезности альтернативы B, т. е. $\mathrm{E}\big(u(A)\big) > \mathrm{E}\big(u(B)\big)$. При этом $\mathrm{E}\big(u(A)\big) = \sum_{i=1}^{K} p_i u(z_i)$, где $u(z_1),...,u(z_K)$ — значения функции полезности от всех потенциальных исходов (выигрышей) $z_1,...,z_K$, которые могут быть реализованы при выборе альтернативы *A*; при этом каждому исходу z_i соответствует вероятность p_i, с которой он реализуется.

Подходы к определению вероятностей можно условно разделить на объективные и субъективные. Объективный подход заключается в определении вероятности на основе информации по реальной частоте наступления того или иного события (von Mises, 1964; Reichenbach, 1949) или на логических аргументах в пользу определенных исходов (Keynes, 1921; Jeffreys, 1948).

В то же время объективные вероятности исходов могут быть подвержены искажениям в восприятии индивидов. Такие искажения могут быть связаны, например, с ошибочным пониманием закона больших чисел (Samuelson, 1963), с представлением о том, что малые выборки и отдельные наблюдения могут быть репрезентативными относительно большой генеральной совокупности («закон малых чисел» (Kahneman, Tversky, 1971)), а также с иными психологическими особенностями индивидов.

В рамках субъективного подхода (Ramsey, 1931; Savage, 1954) индивиды при принятии решений ориентируются на субъективные вероятности, которые определяются как мера уверенности индивида в наступление данного события. Математически это означает преобразование вероятностного распределения исходов в соответствии с некоторыми индивидуальными представлениями. Такое преобразование, как правило, предполагает, что функция субъективных вероятностей зависит от объективных вероятностей (Shoemaker, 1982), т. е. вместо p_i используется значение $f_i\left(p_1,\ldots,p_K\right)$.

В данной работе предлагается модификация теории ожидаемой полезности в традиции субъективного подхода к определению вероятностей. При этом вводятся альтернативные предположения относительно механизма формирования субъективных вероятностей: предполагается, что они определяются представлениями индивидов о собственном везении.

Можно ожидать, что чем более удачливым (неудачливым) считает себя индивид, тем более (менее) вероятными он будет считать благоприятные исходы, и тем меньшие (бóльшие) вероятности он будет присваивать неблагоприятным исходам. Выпишем формально определение представлений об удаче в соответствии с данными предположениями.

Обозначим через $\lambda \in R$ субъективный уровень удачи индивида. Чем больше значение λ, тем более удачливым считает себя индивид. Вследствие веры в удачу он полагает, что распределение случайной величины его выигрыша ζ_λ (зависящее от уровня λ) обладает свойством стохастического доминирования. А именно, ζ_{λ_1} *стохастически доминирует* ζ_{λ_2}, если $\lambda_1 > \lambda_2$, т. е. предполагаемая (субъективная) вероятность получить выигрыш не хуже определенного не убывает по мере того, как индивид считает себя более удачливым: $F_{\lambda_1}(x) \le F_{\lambda_2}(x)$, $\forall x \in R$, где $F_\lambda(x)$ — функция распределения случайной величины ζ_λ.

Таким образом, в отличие от предшествовавших подходов, функция субъективных вероятностей будет зависеть не от объективных вероятностей, а от представлений индивида об удаче и от возможных исходов, т. е. ожидаемая полезность от альтернативы Z имеет вид

$$\mathrm{E}\left(u(Z)\right)=\sum_{i=1}^{K} f_i\left(z_1,\ldots,z_K,\lambda\right)u\left(z_i\right),\text{ где } f_i\left(z_1,\ldots,z_K,\lambda\right) \text{ — субъективная вероятность исхода } z_i.$$

Если индивид заранее не определился со своим субъективным уровнем удачи, то он может рассматривать его как случайную величину Λ. При этом, в зависимости от происходящих событий и соответствующих выигрышей индивид может, в соответствии с формулой Байеса, переоценивать свое распределение удачи. Однако при таком подходе оценивание параметров распределения Λ оказывается крайне затруднительным, т. к. при непрерывном распределении Λ следует брать интеграл от функции ожидаемой полезности, что значительно осложняет нахождение глобального максимума функции правдоподобия. Нереалистичным также может быть и допущение о том, что индивид может осуществлять столь сложные расчеты в условиях ограниченности вычислительных возможностей. Поэтому в рамках данной работы предлагается эвристический подход, в соответствии с которым в момент времени t индивид переоценивает свою удачу в зависимости от вероятности получить исход не хуже данного:

$$[\lambda_t \mid \zeta_{\lambda_{t-1}}^{\{t-1\}}=x,\lambda_{t-1}]=\lambda_{t-1}+\gamma_1\left(F_{\lambda_{t-1}}^{\{t-1\}}(x)-\frac{1}{2}\right)+\gamma_2\left(F_{\lambda_{t-1}}^{\{t-1\}}(x)-\frac{1}{2}\right)^2\cdot\mathrm{sign}\left(F_{\lambda_{t-1}}^{\{t-1\}}(x)-\frac{1}{2}\right),\quad (1)$$

где $\zeta_{\lambda_{t-1}}^{\{t-1\}}$ — случайная величина, отражающая исход (выигрыш) в момент времени $t-1$, а x — ее реализация. Через $F_{\lambda_{t-1}}^{\{t-1\}}(x)$ обозначено значение функции распределения $\zeta_{\lambda_{t-1}}^{\{t-1\}}$ в точке x.

Предположим, что $\gamma_2 = 0$. Тогда, в соответствии с (1), если имеет место эффект счастливой полосы, то чем сильнее выигрыш индивида отклоняется в большую (меньшую) сторону от медианного в момент времени $t-1$, тем более удачливым (неудачливым) он будет считать себя в момент времени *t*, т.е. λ_t возрастает по *x*, а значит, $\gamma_1 > 0$. Для индивида, подверженного эффекту заблуждения игрока, $\gamma_1 < 0$. Наконец, если эти эффекты отсутствуют, то $\gamma_1 = 0$.

Параметр γ_2 вводится для того, чтобы учесть возможную нелинейность влияния предшествующих результатов на переоценку индивидом субъективного уровня удачи. Также, возможно, что в зависимости от величины выигрыша эффект счастливой полосы может сменяться эффектом заблуждения игрока: в последнем случае параметры γ_2 и γ_1 будут иметь противоположные знаки, и знак производной будет меняться по мере роста x.

Ниже в данном разделе рассматриваются остальные элементы предложенной модификации модели на примере анализа соответствующего телевизионного шоу. В 4.2 приводятся используемые в дальнейшем обозначения. В 4.3 и 4.6 представляются используемая функция полезности $u(z_i)$ и функция субъективных вероятностей $f_i(z_1,\dots,z_K,\lambda)$ соответственно. В 4.4, 4.5, 4.7 описываются элементы процесса принятия решений с учетом специфики используемых данных.

4.2. Основные обозначения

Введем следующие обозначения для неслучайных величин и множеств.

R — номер предпоследнего раунда. В начале каждого раунда *r* игрок открывает m_r чемоданов, и к концу этого раунда (в начале раунда $r+1$) неоткрытыми остаются n_r чемоданов, после чего игрок либо принимает предложение банка (поступают до раунда *R* включительно), тем самым заканчивая игру, либо переходит в следующий раунд $r+1$.

X — множество различных сумм денег $X = \{x_1,\dots,x_n\}$, лежащих в чемоданах $1,\dots,n$ на начало первого раунда игры. При этом чемоданы перенумерованы так, что $x_1 < \dots < x_n$.

$X^{(r)}$ — множество (из n_r элементов) сумм, лежащих в неоткрытых чемоданах к концу раунда *r* (началу раунда $r+1$).

$\mathcal{Y}^{(r)}$ — система множеств, состоящая из множеств сумм в чемоданах, которые могут быть открыты в раунде *r*, при условии, что в раунде $r-1$ остались суммы $X^{(r-1)}$.

$\overline{X}^{(r)} = \dfrac{1}{n_r}\mathrm{sum}\left(X^{(r)}\right)$ — оставшийся средний выигрыш в раунде *r*, где $\mathrm{sum}(A)$ — сумма элементов множества A.

Введем следующие обозначения для случайных величин и векторов.

$X_0^{\{r\}}$ — случайный вектор (размерности n_r) расположенных в порядке возрастания сумм в чемоданах, которые останутся к концу раунда r, при условии, что в раунде $r-1$ остались неоткрытыми чемоданы с суммами $X^{(r-1)}$.

$Y_0^{\{r\}}$ — случайный вектор (размерности m_r) расположенных в порядке открытия индивидом сумм в чемоданах, открытых в раунде *r*, при условии, что в раунде $r-1$ остались неоткрытыми чемоданы с суммами $X^{(r-1)}$.

$X_\lambda^{\{r\}}$ — случайный вектор (размерности n_r), который принимает те же значения, что и $X_0^{\{r\}}$, но не с объективными, а с субъективными вероятностями, зависящими от λ.

$Y_\lambda^{\{r\}}$ — случайный вектор размерности m_r, который принимает те же значение, что и $Y_0^{\{r\}}$, но не с объективными, а с субъективными вероятностями, зависящими от λ.

$S(v)$ — множество, состоящее из элементов вектора v.

$\overline{X}_{\lambda}^{\{r\}} = \frac{1}{n_r}\text{sum}\left(S\left(X_{\lambda}^{\{r\}}\right)\right)$ — случайная величина, отражающая средний ожидаемый выигрыш, который, как предполагает игрок с уровнем удачи λ, сыгравший $r-1$ раундов, останется у него к концу раунда r. Назовем эту случайную величину ожидаемым выигрышем в раунде r.

4.3. Функция полезности

Поведение индивидов описывается при помощи функции полезности с постоянной относительной склонностью к риску (CRRA). Функция полезности данного типа использовалась De Roos, Sarafidis (2010), которые анализировали данные по австралийской версии шоу:

$$u(x) = \begin{cases} \frac{(x+w)^{1-\theta}}{1-\theta}, & \text{если } \theta \neq 1, \\ \ln(x), & \text{если } \theta = 1, \end{cases}$$

где w означает уровень начального богатства индивида, а параметр θ отвечает за его склонность к риску: чем больше значение этого параметра, тем сильнее индивид избегает риска.

Отметим, что для данной функции склонность к риску определяется единственным параметром, что в значительной степени упрощает его эконометрическую оценку, позволяя избежать перепараметризации модели и облегчить поиск глобального максимума функции правдоподобия. Полученные оценки степени склонности к риску, в соответствии с целью работы, используются для сравнения между различными моделями.

4.4. Поведение банка

Для моделирования оценки индивидом предложения банка используется метод, предложенный в (Post et al., 2008). Согласно данной модели, отношение абсолютного значения предложения к оставшемуся ожидаемому выигрышу зависит от отношения в предыдущем раунде следующим образом:

$$\frac{B_r\left(\overline{X}^{(r)}\right)}{\overline{X}^{(r)}} = \frac{b_{r-1}}{\overline{X}^{(r-1)}} + \left(1 - \frac{b_{r-1}}{\overline{X}^{(r-1)}}\right)\rho^{R-(r-1)},$$

где b_{r-1} — предложение, которое банк сделал игроку в $(r-1)$-м раунде, $B_r\left(\overline{X}^{(r)}\right)$ — предложение, которое игрок ожидает получить от банка в раунде r, а параметр $\rho > 0$ отражает скорость роста предложения банка: с каждым раундом предлагаемые суммы возрастают в относительном значении.

Предсказание будет происходить начиная со второго раунда, поскольку в первом раунде игрок не предсказывает предложение банка — оно известно в момент принятия первого решения о согласии или отказе от предложения банка. В последнем раунде $B_{R+1}\left(\overline{X}^{(R+1)}\right) = \overline{X}^{(R+1)}$, т. к. участник уже рассчитывает не на банк, а на оставшиеся в чемоданах суммы, одну из которых он может получить в качестве финального приза.

При помощи нелинейного метода наименьших квадратов для каждой страны находятся оценки $\hat{\rho}$ соответствующего параметра. Таким образом, оценка предполагаемого индивидом предложения банка для каждой страны определяется следующим образом:

$$\hat{B}_r\left(\bar{X}^{(r)}\right)=\left(\frac{b_{r-1}}{\bar{X}^{(r-1)}}+\left(1-\frac{b_{r-1}}{\bar{X}^{(r-1)}}\right)\hat{\rho}^{R-(r-1)}\right)\bar{X}^{(r)}. \tag{2}$$

В силу использования аналогичного метода оценки параметра ρ оказались такими же, как и в (Post et al., 2008) — 0.832 и 0.777 для Нидерландов и США соответственно.

4.5. Поведение игроков

Согласно модели в (Post et al., 2008), решение о принятии предложения банка зависит от ожидаемого предложения в следующем раунде. Предполагается, что игроки заглядывают только на один раунд вперед и рассматривают упрощенную версию игры, не решая полную оптимизационную задачу методом обратной индукции, начиная с последнего раунда. Это согласуется и с соответствующими экспериментами (Binmore et al., 2002; Johnson et al., 2002), показавшими, что при решении сложных задач участники смотрят всего на один или два шага вперед, игнорируя последующие возможные варианты.

Для описания поведения участников шоу используются понятия «полезность от остановки игры» (stop value) и «полезность от продолжения игры» (continuation value). «Полезность от остановки игры» в раунде r означает полезность, которую игрок получает от предложения банка в этом раунде:

$$sv_r = u\left(b_r\right),$$

где b_r — это предложение банка в раунде r.

В работе (Post et al., 2008) анализ начинается со второго раунда, решения в первом раунде не учитываются, т. к. являются очевидными. Игроки всегда отказываются от первого предложения банка. Это, вероятно, связано с тем, что руководители шоу не заинтересованы в его быстрой остановке, и предлагаемые банком суммы в начале игры всегда относительно небольшие. В настоящей работе анализ начинается с третьего раунда, а не со второго. Это связано с тем, что, во-первых, ни в одной из стран ни один игрок не согласился на предложение банка, сделанное в первых двух раундах, что может быть вызвано не только маленькими предложениями банка в этих раундах, но и желанием игрока не заканчивать игру слишком рано. Во-вторых, применяемые в данной работе формулы расчета вероятностей открыть определенную последовательность чемоданов требуют осуществления большого числа вычислительных операций, которое увеличивается в зависимости от числа открываемых и оставшихся в раунде чемоданов. Поэтому учет первого и второго раундов, в которых открывается много чемоданов, привел бы к многократному увеличению вычислительной сложности функции правдоподобия, тем самым осложнив воспроизведение результатов исследования.

«Полезность от продолжения игры» в раунде r — это ожидаемая полезность, которую игрок получит в раунде r от продолжения игры, другими словами, ожидаемая полезность от предполагаемого игроком предложения банка в следующем раунде:

$$cv_r = \mathrm{E}\left(u\left(B_{r+1}\left(\overline{X}_{\lambda_{r+1}}^{\{r+1\}}\right)\right)\middle| X_{\lambda_r}^{\{r\}} = X^{(r)}\right).$$

Игрок соглашается на предложение банка, если его полезность от остановки будет выше, чем от продолжения игры (т. е. $sv_r \geq cv_r$), и решает играть дальше в противном случае (т. е. $sv_r < cv_r$).

4.6. Субъективная оценка распределения выигрышей

В данной работе предполагается, что первичными для индивида являются представления о вероятностях открыть тот или иной чемодан. И чем более удачливым считает себя индивид, тем меньшей (при прочих равных условиях) он предполагает вероятность открыть чемодан, в котором лежит сумма, превышающая определенное значение[2]. Тогда ожидаемая полезность от возможных предложений банка рассчитывается индивидом на базе этих представлений.

Уровень удачи игрока λ_r, на который он будет ориентироваться в раунде r, рассчитывается в соответствии с (1) следующим образом:

$$\lambda_r\left(B_{r-1}\left(\overline{X}^{(r-1)}\right)\right) = \lambda_{r-1} + \gamma_1\left(F_{\lambda_{r-1}}^{\{r-1\}}\left(\overline{X}^{(r-1)}\right) - \frac{1}{2}\right) +$$
$$+ \gamma_2\left(F_{\lambda_{r-1}}^{\{r-1\}}\left(\overline{X}^{(r-1)}\right) - \frac{1}{2}\right)^2 \cdot \mathrm{sign}\left(F_{\lambda_{r-1}}^{\{r-1\}}\left(\overline{X}^{(r-1)}\right) - \frac{1}{2}\right),$$

где $F_{\lambda_{r-1}}^{\{r-1\}}(x)$ есть функция распределения величины $\overline{X}_{\lambda_{r-1}}^{\{r-1\}}$, а замены $B_{r-1}\left(\overline{X}^{(r-1)}\right)$ на $\overline{X}^{(r-1)}$ и $B_{r-1}\left(\overline{X}_{\lambda_{r-1}}^{\{r-1\}}\right)$ на $\overline{X}_{\lambda_{r-1}}^{\{r-1\}}$ оправданы тем, что функция $B_{r-1}(\cdot)$ является строго возрастающей при любом r. Таким образом, чем больше предложение банка (оставшийся средний выигрыш), тем, как полагает игрок, удачней был сыгран раунд. Возможна также альтернатива данному подходу, когда уровень удачи пересчитывается после каждого открытого чемодана. Однако игрок может ориентироваться именно на предложение банка, как на критерий успешности раунда, т. к. оно является реализацией гарантированного выигрыша (достаточно принять предложение банка, чтобы его получить).

Допустим, что в раунде r игрок собирается открыть *один* чемодан из $X^{(r-1)}$. Обозначим через X_{λ_r} случайную величину — сумму, которую игрок увидит в этом чемодане. Поскольку игрок имеет представления о своем уровне удачи, то распределение X_{λ_r} зависит от параметра λ_r, отражающего субъективные представления об уровне удачи в раунде r.

---

[2] Напомним, что открытые суммы выбывают из игры, поэтому игроку не выгодно открывать чемоданы, в которых лежит много денег.

В соответствии со сделанными допущениями зададим закон распределения X_{λ_r} следующим образом:

$$P\left(X_{\lambda_r}=x\right)=\begin{cases} x^{-\lambda_r}\Big/\sum\limits_{i=1}^{n_{r-1}} x_i^{-\lambda_r}, & \text{если } x\in X^{(r-1)},\\ 0, & \text{если } x\notin X^{(r-1)}.\end{cases}$$

Отметим, что если параметр удачи $\lambda_r=0$, то все чемоданы открываются с равной вероятностью.

В соответствии с приведенным ранее определением нетрудно показать, что для данного закона распределения выполняется условие стохастического доминирования, и распределение выигрышей для более удачливого индивида стохастически доминирует соответствующее распределение для менее удачливого игрока.

Найдем вероятность того, что множество сумм, которые будут открыты в раунде $r+1$, будет равняться $S(v)$, где v — некоторый вектор. Пользуясь формулами полной вероятности и вероятности пересечения последовательности событий, можно показать, что для $S(v)\in\mathcal{Y}^{(r+1)}$ выполняется:

$$\mathrm{P}\left(S\left(Y_{\lambda_r}^{\{r+1\}}\right)=S(v)\middle|X^{(r)}\right)=\sum_{\substack{(k_1,\ldots,k_{m_{r+1}}):\\ \{x_{k_1},\ldots,x_{k_{m_{r+1}}}\}\in S(v)}}\mathrm{P}\left(Y_{\lambda_r}^{\{r+1\}}=\left(x_{k_1},\ldots,x_{k_{m_{r+1}}}\right)\middle|X^{(r)}\right)=$$

$$=\sum_{\substack{(k_1,\ldots,k_{m_{r+1}}):\\ \{x_{k_1},\ldots,x_{k_{m_{r+1}}}\}\in S(v)}}\frac{x_{k_1}^{-\lambda_r}}{\sum\limits_{i:x_i\in X^{(r)}}x_i^{-\lambda_r}}\cdot\frac{x_{k_2}^{-\lambda_r}}{\sum\limits_{i:x_i\in X^{(r)}\setminus\{x_{k_1}\}}x_i^{-\lambda_r}}\cdot\ldots\cdot\frac{x_{k_{m_{r+1}}}^{-\lambda_r}}{\sum\limits_{i:x_i\in X^{(r)}\setminus\{x_{k_1},x_{k_2},\ldots,x_{k_{m_{r+1}-1}}\}}x_i^{-\lambda_r}}.$$

Отсюда следует, что

$$\mathrm{P}\left(\overline{X}_{\lambda_{r+1}}^{\{r+1\}}=x\middle|X^{(r)}\right)=\mathrm{P}\left(\frac{1}{n_{r+1}}\mathrm{sum}\left(S\left(X_{\lambda_{r+1}}^{\{r+1\}}\right)\right)=x\middle|X^{(r)}\right)=\mathrm{P}\left(\frac{\mathrm{sum}\left(S\left(X_{\lambda_r}^{(r)}\right)\right)-\mathrm{sum}\left(S\left(Y_{\lambda_{r+1}}^{\{r+1\}}\right)\right)}{n_{r+1}}=x\middle|X^{(r)}\right)=$$

$$=\mathrm{P}\left(\mathrm{sum}\left(S\left(Y_{\lambda_{r+1}}^{\{r+1\}}\right)\right)=\mathrm{sum}\left(S\left(X_{\lambda_r}^{(r)}\right)\right)-n_{r+1}x\middle|X^{(r)}\right)=\sum_{\substack{V\in\mathcal{Y}^{(r+1)}:\\ \mathrm{sum}(V)=\mathrm{sum}\left(S\left(X^{(r)}\right)\right)-n_{r+1}x}}\mathrm{P}\left(S\left(Y_{\lambda_r}^{\{r+1\}}\right)=V\middle|X^{(r)}\right).$$

В качестве выигрышей в рамках данного шоу выступают предложения банка: при принятии решения о согласии на предложение банка игрок ориентируется на возможные предложения банка в следующем раунде.

В соответствии с (2) получаем, что случайная величина, отражающая ожидаемое игроком предложение банка в раунде $r+1$ для игрока, сыгравшего раунд r, выглядит следующим образом:

$$B_{r+1}\left(\overline{X}_{\lambda_{r+1}}^{\{r+1\}}\right)=\left(\frac{b_r}{\overline{X}^{(r)}}+\left(1-\frac{b_r}{\overline{X}^{(r)}}\right)\rho^{R-(r-1)}\right)\overline{X}_{\lambda_{r+1}}^{\{r+1\}}.$$

В силу строгого возрастания функции $B_r(\cdot)$ и того, что случайная величина $\bar{X}_{\lambda_r}^{\{r\}}$ является дискретной, очевидно, что

$$\mathrm{P}\left(B_{r+1}\left(\bar{X}_{\lambda_{r+1}}^{\{r+1\}}\right)=B_{r+1}(x)\middle|X^{(r)}\right)=\mathrm{P}\left(\bar{X}_{\lambda_{r+1}}^{\{r+1\}}=x\middle|X^{(r)}\right)=\sum_{\substack{V\in\mathcal{Y}^{(r+1)}:\\ \mathrm{sum}(V)=\mathrm{sum}\left(S\left(X^{(r)}\right)\right)-n_{r+1}x}}\mathrm{P}\left(S\left(Y_{\lambda_r}^{\{r+1\}}\right)=V\middle|X^{(r)}\right).$$

Отметим, что для данного закона распределения также выполняется условие стохастического доминирования.

4.7. Эконометрическое моделирование принятия решений

Рассмотрим модель принятия участником решения о согласии с предложением банка, основанную на предложенной в (Post et al., 2008) и отличающуюся от нее использованием параметров удачи.

Обозначим через $G=\{1,\ldots,N\}$ — множество игроков. Каждый раунд r игрок i принимает решение $d_{ir}\in\{0,1\}$: $d_{ir}=1$, если игрок соглашается на предложение банка, и $d_{ir}=0$ — если отказывается и продолжает игру. Модель можно представить следующим образом:

$$d_{ir}^{*}=sv_{ir}-cv_{ir}+\varepsilon_{ir}\,,$$

$$d_{ir}=\begin{cases}1,\ \text{если}\ d_{ir}^{*}\geq 0,\\ 0,\ \text{если}\ d_{ir}^{*}<0,\end{cases}$$

$$\varepsilon_{ir}\sim\mathcal{N}\left(0,\sigma^2\delta_{ir}^2\right),$$

$$\delta_{ir}^2=\mathrm{Var}\left(u\left(b_{ir}\right)-u\left(B_{r+1}\left(\bar{X}_{\lambda_{r+1}}^{i,\{r+1\}}\right)\right)\middle|X_{\lambda_r}^{i,\{r\}}=X_i^{(r)}\right)=\mathrm{Var}\left(u\left(B_{r+1}\left(\bar{X}_{\lambda_{r+1}}^{i,\{r+1\}}\right)\right)\middle|X_{\lambda_r}^{i,\{r\}}=X_i^{(r)}\right),$$

где $X_{\lambda_r}^{i,\{r\}}$, $\bar{X}_{\lambda_{r+1}}^{i,\{r+1\}}$ и $X_{\lambda_r}^{i,\{r\}}$ представляют собой аналоги $X_{\lambda_r}^{\{r\}}$, $\bar{X}_{\lambda_{r+1}}^{\{r+1\}}$ и $X_{\lambda_r}^{\{r\}}$ соответственно для i-го игрока.

Обратим внимание, что на принятие индивидом решения о продолжении игры влияет нормально распределенная случайная ошибка ε_{ir}. Это связано с тем, что при подсчете разности между sv_{ir} и cv_{ir} в силу ограниченности вычислительных возможностей игроки могут совершать ошибки. Причем, чем больше дисперсия полезности δ_{ir}^2, которую можно получить, приняв очередное предложение банка (в раунде $r+1$), тем сильнее отклоняются от среднего учитываемые при расчетах значения. Это увеличивает сложность вычислительной задачи: при большой дисперсии индивиду придется вычислять свою полезность для сильно отличающихся друг от друга возможных исходов следующего раунда, что может приводить к большим вычислительным погрешностям, повышая дисперсию случайной ошибки. Поэтому предполагается, что случайная ошибка ε_{ir} гетероскедастична, и ее дисперсия пропорциональна дисперсии полезности от предложения банка в следующем раунде. При этом считается, что все индивиды обладают одинаковыми вычислительными возможностями, которые не меняются по ходу игры, в связи с чем вводится предположение о независимости случайных ошибок для всех раундов, а также о том, что условное распределение этих ошибок зависит лишь от оставшихся в чемоданах сумм, но не от характеристик самих индивидов.

Параметры данной модели не могут быть идентифицированы посредством классической пробит или логит регрессии, т. к. аргумент функции распределения оказывается нелинейным по параметрам. Поэтому оценивается нелинейная пробит модель с гетероскедастичной случайной ошибкой. Вероятность того, что индивид i примет предложение банка в раунде r, рассчитывается как

$$\mathrm{P}\left(d_{ir}=1 \mid X_{\lambda_r}^{i,\{r\}}=X_i^{(r)}\right)=\mathrm{P}\left(d_{ir}^{*}>0 \mid X_{\lambda_r}^{i,\{r\}}=X_i^{(r)}\right)=\mathrm{P}\left(sv_{ir}-cv_{ir}+\varepsilon_{ir}>0 \mid X_{\lambda_r}^{i,\{r\}}=X_i^{(r)}\right)=$$
$$=\mathrm{P}\left(cv_{ir}-sv_{ir}<\varepsilon_{ir} \mid X_{\lambda_r}^{i,\{r\}}=X_i^{(r)}\right)=1-\Phi\left(\frac{cv_{ir}-sv_{ir}}{\sigma\delta_{ir}}\right),$$

где $\Phi(\cdot)$ — это кумулятивная функция стандартного нормального распределения. Аналогичным образом рассчитываем вероятность того, что индивид продолжит игру $\mathrm{P}\left(d_{ir}=0\right)$.

Обозначим через λ начальный (в третьем раунде, поскольку, в силу указанных в разделе 4.5 причин, предыдущие раунды не учитываются) уровень удачи индивида ($\lambda_{i3}=\lambda,\ \forall i \in G$), который предполагается одинаковым для всех участников. Введем обозначение R_i для последнего из сыгранных i-м игроком раундов, не считая финального ($R_i<R+1$).

Введем обозначения $X_i^{(r)}$, $\mathcal{Y}_i^{(r)}$, b_{ir}, $\bar{X}_i^{(r-1)}$ и $\bar{X}_{\lambda_{ir}}^{i,\{r\}}$, которые являются аналогами $X^{(r)}$, $\mathcal{Y}^{(r)}$, b_r, $\bar{X}^{(r-1)}$ и $\bar{X}_{\lambda_r}^{\{r\}}$, относящимися к i-му игроку. Обозначим через $\mathcal{X}_i^{(r)}$ множество всех возможных оставшихся средних выигрышей (носитель $\bar{X}_{\lambda_{ir}}^{i,\{r\}}$), которые мог получить игрок i в раунде $r+1$.

Используя введенные обозначения, выпишем логарифм функции правдоподобия[3]:

$$\ln\left(L\left(\sigma,\theta,\lambda,\gamma_1,\gamma_2\right)\right)=\sum_{i=1}^{N}\sum_{r=3}^{R_i}\ln\left(\psi_{ir}\left(\sigma,\theta,\lambda,\gamma_1,\gamma_2\right)\right),$$

$$\psi_{ir}\left(\sigma,\theta,\lambda,\gamma_1,\gamma_2\right)=\begin{cases}1-\Phi\left(\dfrac{cv_{ir}-sv_{ir}}{\sigma\delta_{ir}}\right), & \text{если } d_{ir}=1,\\[2ex] \Phi\left(\dfrac{cv_{ir}-sv_{ir}}{\sigma\delta_{ir}}\right), & \text{если } d_{ir}=0,\end{cases}$$

где cv_{ir} и δ_{ir} зависят от набора $\left(\theta,\lambda_{ir}(\lambda;\bar{X}_i^{(r-1)}),\gamma_1,\gamma_2;X_i^{(r)},\bar{X}_i^{(r-1)},b_{ir},\mathcal{Y}_i^{(r)},\mathcal{X}_i^{(r)}\right)$,

$$sv_{ir}=\frac{\left(b_{ir}+\hat{w}_i\right)^{1-\theta}}{1-\theta},$$

$$\lambda_{ir}\left(\lambda;\bar{X}_i^{(r-1)}\right)=\lambda_{i(r-1)}+\gamma_1\left(F_{\lambda_{i(r-1)}}^{i,\{r-1\}}\left(\bar{X}_i^{(r-1)}\right)-\frac{1}{2}\right)+\gamma_2\left(F_{\lambda_{i(r-1)}}^{i,\{r-1\}}\left(\bar{X}_i^{(r-1)}\right)-\frac{1}{2}\right)^2\cdot\operatorname{sign}\left(F_{\lambda_{i(r-1)}}^{i,\{r-1\}}\left(\bar{X}_i^{(r-1)}\right)-\frac{1}{2}\right),$$

[3] Оценка параметров функции правдоподобия проводится при помощи программных средств языка R, код может быть предоставлен по запросу.

$$F_{\lambda_{i(r-1)}}^{i,\{r-1\}}\left(\bar{X}_i^{(r-1)}\right) = \sum_{\substack{z \in \bar{\mathcal{X}}_i^{(r+1)}: \\ z \le \bar{X}_i^{(r-1)}}} \; \sum_{\substack{V \in \mathcal{Y}_i^{(r+1)}: \\ \mathrm{sum}(V) = \mathrm{sum}\left(S\left(X_i^{(r)}\right)\right) - n_{r+1} z}} \; \sum_{\substack{(k_1,\ldots,k_{m_{r+1}}): \\ \{x_{k_1},\ldots,x_{k_{m_{r+1}}}\} \in V}} \frac{x_{k_1}^{-\lambda_{ir}}}{\sum\limits_{i: x_i \in X_i^{(r)}} x_i^{-\lambda_{ir}}} \cdot \ldots \cdot \frac{x_{k_{m_{r+1}}}^{-\lambda_{ir}}}{\sum\limits_{i: x_i \in X_i^{(r)} \setminus \{x_{k_1}, x_{k_2}, \ldots, x_{k_{m_{r+1}-1}}\}} x_i^{-\lambda_{ir}}},$$

$$u_{ir+1}(\theta,\hat{\rho},\hat{w}_i,z) = \left(\left(\frac{b_{ir}}{\bar{X}_i^{(r)}} + \left(1 - \frac{b_{ir}}{\bar{X}_i^{(r)}}\right)\hat{\rho}^{R-(r-1)}\right)z + \hat{w}_i\right)^{1-\theta} \Big/ (1-\theta), \; z \in R,$$

$$cv_{ir} = \sum_{z \in \bar{\mathcal{X}}_i^{(r+1)}} u_{ir+1}(\theta,\hat{\rho},\hat{w}_i,z) \times \sum_{\substack{V \in \mathcal{Y}_i^{(r+1)}: \\ \mathrm{sum}(V) = \mathrm{sum}\left(S\left(X_i^{(r)}\right)\right) - n_{r+1} z}} \; \sum_{\substack{(k_1,\ldots,k_{m_{r+1}}): \\ \{x_{k_1},\ldots,x_{k_{m_{r+1}}}\} \in V}} \frac{x_{k_1}^{-\lambda_{ir}}}{\sum\limits_{i: x_i \in X_i^{(r)}} x_i^{-\lambda_{ir}}} \cdot \ldots \cdot \frac{x_{k_{m_{r+1}}}^{-\lambda_{ir}}}{\sum\limits_{i: x_i \in X_i^{(r)} \setminus \{x_{k_1}, x_{k_2}, \ldots, x_{k_{m_{r+1}-1}}\}} x_i^{-\lambda_{ir}}},$$

$$\delta_{ir}^2 = \sum_{z \in \bar{\mathcal{X}}_i^{(r+1)}} \left(u_{ir+1}(\theta,\hat{\rho},\hat{w}_i,z) - cv_{ir}\right)^2 \times \sum_{\substack{V \in \mathcal{Y}_i^{(r+1)}: \\ \mathrm{sum}(V) = \mathrm{sum}\left(S\left(X_i^{(r)}\right)\right) - n_{r+1} z}} \; \sum_{\substack{(k_1,\ldots,k_{m_{r+1}}): \\ \{x_{k_1},\ldots,x_{k_{m_{r+1}}}\} \in V}} \frac{x_{k_1}^{-\lambda_{ir}}}{\sum\limits_{i: x_i \in X_i^{(r)}} x_i^{-\lambda_{ir}}} \cdot \ldots \cdot \frac{x_{k_{m_{r+1}}}^{-\lambda_{ir}}}{\sum\limits_{i: x_i \in X_i^{(r)} \setminus \{x_{k_1}, x_{k_2}, \ldots, x_{k_{m_{r+1}-1}}\}} x_i^{-\lambda_{ir}}}.$$

Отметим, что максимизация функции правдоподобия происходит при использовании оценок предполагаемого индивидом предложения банка $\hat{\rho}$ (раздел 4.4) и начального богатства индивидов $\hat{w}_i$ (раздел 6.1).

Оцениваемая функция правдоподобия не обязательно является вогнутой. С целью нахождения ее глобального максимума, в силу малого числа оцениваемых параметров, на первом шаге осуществлялся перебор возможных значений этих параметров в следующих диапазонах:

$$\sigma \in \{0.01,\ldots,1.06\}, \text{ с шагом } 0.05,$$

$$\theta \in \{-10,\ldots,10\}, \text{ с шагом } 0.1,$$

$$\lambda \in \{-1,\ldots,1\}, \text{ с шагом } 0.01.$$

Ограничения диапазонов поиска оптимальных значений параметров связаны с тем, что выход хотя бы одного из параметров модели за этот диапазон для каждой страны приводил к большим (по абсолютному значению) отрицательным значениям логарифма функции правдоподобия, и расчеты оказывались невозможными средствами использовавшейся в данной работе программной среды R. Это может быть связано с тем, что выходящие за обозначенные пределы значения параметров нереалистичны, поскольку характеризуют слишком рискованных (либо избегающих риска), очень точно (или неточно) подсчитывающих ожидаемую полезность и придающих чрезвычайно большое значение вере в собственную удачу (или невезение) индивидов.

Полученная на первом шаге точка бралась в качестве начальной при использовании других оптимизационных методов: Нелдера–Мида, Бройдена–Флетчера–Гольдфарба–Шанно и Ньютона. Отметим, что все три обозначенные алгоритма, использовавшиеся на втором шаге, давали практически одинаковый результат: различия в максимизирующих функцию правдоподобия параметрах оказывались меньше 0.01%. Поэтому в работе представлены только оценки, полученные при помощи метода Нелдера–Мида на втором шаге.

В силу крайне медленного расчета значения функции правдоподобия в точке, для моделей, в которых учитывались параметры γ_1 и γ_2, метод перебора к поиску оптимальных значений этих параметров не применялся, а их начальные точки на втором шаге оптимизации равнялись нулю.

5. База данных

В работе используются данные версий шоу, выходивших в Нидерландах и США, собранные и используемыми в своем исследовании авторами (Post et al., 2008)[4]. Наблюдения по Германии, также собранные в (Post et al., 2008), не используются в настоящей работе в силу некоторых отличий в правилах по сравнению с нидерландской и американской версиями, да и сами правила в германской версии шоу существенно менялись со временем. Кроме того, полученные в (Post et al., 2008) результаты говорят о том, что модель ожидаемой полезности недостаточно хорошо описывает поведения игроков (немецкой версии шоу) по сравнению с наивной моделью, поэтому выводы относительно склонности к риску, представляющие ключевой интерес в данной работе, могут быть недостоверными.

Нидерландская версия шоу «Miljoenenjacht» вышла 22 декабря 2002 г. и выпускается до сих пор. Последний эпизод, используемый в выборке, датируется 1 января 2007 г. Всего в анализ включен 51 эпизод. Американское шоу «Deal or No Deal» выходило с 19 декабря 2005 г. по 28 мая 2010 г. В выборку включены 53 эпизода, выходившие с 22 декабря 2005 г. по 29 мая 2006 г.

По всем играм для каждого участника в каждом раунде собраны данные о величине предложения банка, суммах в выбывших и оставшихся чемоданах в каждом раунде, среднем ожидаемом выигрыше в оставшихся неоткрытых чемоданах. Используется также информация об окончательной сумме выигрыша и о раунде, в котором игрок закончил игру.

6. Результаты оценивания параметров

6.1. Оценка начального богатства

Для каждого индивида на основании информации о его возрасте, поле, образовании и дате принятия участия в телешоу был оценен, при помощи линейной регрессии методом наименьших квадратов, уровень его начального богатства. Для этого на микроданных из США[5] и Нидерландов[6], по выборке совершеннолетних индивидов были оценены модели логарифма

4 См. соответствующие материалы на странице https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.98.1.38.

5 Использовались данные U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Consumer Expenditure Survey, Interview Survey, 2006. В качестве зависимой переменной выступал показатель дохода, рассчитывавшийся как сумма зарплаты и доходов от фермерского хозяйства и других видов бизнеса. Модель строилась на 29336 наблюдениях, коэффициент детерминации составил приблизительно 0.24.

6 Использовались данные DNB Household Survey, 2002–2007. В качестве зависимой переменной выступал показатель общего чистого годового дохода, включающий все доходы индивида (например, материальную поддержку семьи) за вычетом налогов на протяжении года. Модель была построена на 8729 наблюдениях, коэффициент детерминации составил 0.34.

ежегодного дохода индивидов в зависимости от возраста, квадрата возраста, пола, образования, эффектов взаимодействия между этими переменными и фиктивной переменной года участия в телешоу[7]. Исходя из полученных оценок были предсказаны ежегодные доходы каждого из участников шоу. В таблице 1 приведены результаты оценивания начального богатства данным методом.

Таблица 1. Описательные статистики оценок среднегодового дохода участников шоу для Нидерландов и США (в евро)

Страна	Минимум	Первый квартиль	Медиана	Третий квартиль	Максимум	Среднее	Стандартное отклонение
Нидерланды	4512	19249	25192	33983	71663	26123	12293
США	4929	17778	21103	37661	63251	27930	16330

Следует отметить, что на итоговые результаты не оказали существенного влияния иные способы оценивания уровня начального богатства, как, в частности, оценка начального богатства индивида как дохода за вычетом налогов, суммарного дохода за несколько лет, среднего дохода по всем индивидам в выборке, обладающими такими же наблюдаемыми характеристиками, что и данный индивид. Последующий анализ показал, что оценки модели поведения игроков крайне устойчивы к изменению способа оценивания уровня начального богатства.

6.2. Результаты оценивания параметров основной модели

Для каждой страны были оценены четыре вложенные спецификации модели: M_1, M_2, M_3, и M_4 (табл. 2). Спецификация M_4 не накладывает никаких ограничений на параметры модели. Спецификация M_3 отличается от M_4 тем, что в ней переоценка удачи осуществляется линейно, в связи с чем $\gamma_2 = 0$. В спецификации M_1 не учитываются субъективные представления об удаче индивида, т.к. наложены следующие ограничения на параметры: $\lambda = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$. При спецификации M_2 предполагается, что представления индивида о своем уровне удачи не изменяются в зависимости от хода игры, поэтому $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$.

В обеих странах параметр θ оказался значим и положителен, что согласуется с результатами предыдущих исследований о том, что индивиды избегают риска (Post et al., 2008; De Roos, Sarafidis, 2010). И в США, и в Нидерландах оказался значимым параметр λ. Его положительный знак говорит о том, что индивиды считают себя удачливыми, завышая вероятности больших выигрышей и занижая вероятности малых.

В соответствии с выдвинутыми ранее предположениями в моделях M_2, M_3, и M_4, где учитываются представления индивида об удаче, степень нерасположенности к риску существенно выше и изменяется более чем на два стандартных отклонения. Так, в США в модели M_1

[7] Выбор независимых переменных обусловлен тем, что об участниках шоу известно лишь их образование, возраст, пол и год участия в телешоу. Выбор функциональной формы связан с тем, что в обеих странах добавление больших степеней для возраста или эффектов взаимодействия рассматриваемых переменных с годом (включая раздельное оценивание модели для каждого года) не приводило к существенному росту ни коэффициента детерминации, ни AIC, ни прогнозной силы модели (на тестовой выборке по критерию RMSE).

Таблица 2. Оценки параметров моделей поведения игроков при различных допущениях о механизме принятия решений

	Нидерланды				США			
	M_1	M_2	M_3	M_4	M_1	M_2	M_3	M_4
θ	1.429***	3.654***	4.435***	3.701***	0.457***	1.220***	1.207***	1.432***
	(0.197)	(1.167)	(1.059)	(0.841)	(0.137)	(0.272)	(0.268)	(0.278)
σ	0.443***	0.229**	0.172**	0.219***	0.288***	0.293***	0.290***	0.321***
	(0.080)	(0.111)	(0.083)	(0.089)	(0.036)	(0.040)	(0.040)	(0.046)
λ		0.170**	0.280*	0.218***		0.071***	0.067***	0.161***
		(0.077)	(0.159)	(0.079)		(0.025)	(0.024)	(0.037)
γ_1			0.055	0.736***			–0.010	0.397***
			(0.078)	(0.274)			(0.020)	(0.169)
γ_2				–1.544***				–0.893**
				(0.575)				(0.358)
MLL	–0.4835	–0.4471	–0.4462	–0.4303	–0.3186	–0.2936	–0.2932	–0.2793
Hits,%	77	77	77	77	86	89	89	86
Naïve	69	69	69	69	84	84	84	84
AIC	163.61	151.76	153.46	150.29	192.63	179.83	181.58	175.31
No.	163				296			

Примечание. Уровни значимости: * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$, *** — $p < 0.01$.
В скобках отражены стандартные ошибки оценок параметров. Также представлены средние значения логарифмической функции правдоподобия (MLL), проценты правильно предсказанных решений (Hits), наивного прогноза (Naïve) и число наблюдений (No.).

без учета субъективных представлений об удаче оценка параметра нерасположенности к риску равна $\hat{\theta} = 0.457$, в то время как в модели M_2 оценка данного параметра почти в 2.7 раза выше и составила $\hat{\theta} = 1.220$. Это может говорить о том, что люди демонстрируют более рискованное поведение не потому, что действительно готовы рисковать, а потому, что имеют завышенные ожидания по поводу вероятности выиграть большие суммы. Также полученный результат свидетельствует в пользу того, что оценивание параметров избегания риска без учета субъективных вероятностей может приводить к существенному смещению в оценках параметров функции полезности.

Во всех построенных моделях предсказательная сила превышает силу наивной модели. Так, в Нидерландах наивная модель дает 69% верных предсказаний, в то время как оцененные модели верно предсказывают решение индивида в 77% случаев. В США модели M_2 и M_3, учитывающие субъективные представления об удаче, дали на 3 процентных пункта больше верных предсказаний, чем модель M_1.

В обеих странах коэффициенты γ_1 и γ_2 оказались значимы в модели M_4. При этом коэффициент γ_1 оказался положительным, а γ_2 — отрицательным, вследствие чего при наиболее благоприятных, но при этом маловероятных исходах эффект счастливой полосы может сменяться эффектом заблуждения игрока. Впрочем, наличие последнего эффекта может быть подставлено под сомнение, поскольку для обеих стран нулевая гипотеза о том, что $0.5\gamma_1 + 0.25\gamma_2 = 0$ (рассматривается случай с наиболее благоприятным исходом), не отвергается на любом разумном уровне значимости.

Поэтому полученный результат свидетельствует в пользу возможности существования эффекта счастливой полосы. При этом и в США, и в Нидерландах в модели M_3 коэффициент γ_1 оказался незначимым, что, возможно, говорит о том, что механизм перерасчета удачи не является линейным по функции распределения ожидаемых выигрышей.

Согласно информационному критерию AIC, для обеих стран наилучшей оказалась модель M_4, учитывающая субъективные представления об удаче и принимающая во внимание нелинейный механизм их изменения со временем. Тем не менее, при сравнении моделей M_2 и M_4, построенных на данных по Нидерландам, p-значение теста отношения правдоподобия составляет 0.065, что не позволяет на 5%-ном уровне значимости отвергнуть гипотезу о справедливости ограничений в модели M_2. В США предсказательная сила модели M_4 меньше, чем модели M_2. Поэтому для проверки устойчивости результатов в дальнейшем используется модель M_2, что позволяет убедиться в устойчивости смещения оценок нерасположенности к риску при условии игнорирования параметра λ, отвечающего за перерасчет индивидом вероятностей в соответствии с субъективными представлениями индивида об удаче.

Согласно результатам (Eckel, Grossman, 2008), нерасположенность к риску может различаться между индивидами в зависимости от их характеристик. Поэтому модели M_1 и M_2 были оценены отдельно для мужчин (модель Ma) и женщин (модель Fe), а также для людей с высшим образованием (H) и без него (L) — см. табл. 3.

В скобках отражены стандартные ошибки оценок параметров. Также представлены средние значения логарифмической функции правдоподобия (MLL), проценты правильно предсказанных решений (Hits) и наивного прогноза (Naïve), число наблюдений (No.).

Результаты оценивания модели по данным США говорят о том, что избегание риска у женщин значительно больше, чем у мужчин, что согласуется с исследованием (Eckel, Grossman, 2008). При этом для последних параметр λ оказался незначимым. Однако следует учитывать, что построенная по выборке мужчин модель включает приблизительно в два раза меньше наблюдений, чем модель, построенная по всем игрокам из США. Поэтому незначимость параметра λ могла быть вызвана мультиколлинеарностью, в пользу чего говорит и существенное различие в параметре θ и значениях информационного критерия AIC (в пользу спецификации M_2) между двумя моделями. В Нидерландах в моделях, оцененных по выборкам из женщин и людей без высшего образования, параметр λ оказался незначимым. Однако обе эти модели были оценены по крайне малому числу наблюдений (47 и 68 соответственно), в связи с чем предположение об асимптотических свойствах оценок ММП поставлено под сомнение. При этом в моделях M_2 для Нидерландов (США), оцененных по выборкам из мужчин (женщин) и людям с высшим образованием (без высшего образования) параметр λ значим, а оценки параметра избегания риска θ существенно выше, чем в моделях M_1, что свидетельствует в пользу устойчивости полученного ранее результата.

В обеих странах в модели M_2, а также в США в модели M_1 оценка дисперсии случайной ошибки заметно больше для людей без высшего образования. Это, возможно, связано с тем, что люди с высшим образованием сталкиваются с меньшими погрешностями при расчете ожидаемой полезности от остановки и продолжения игры. Поэтому, возможно, во избежание смещения оценок метода максимального правдоподобия вследствие гетероскедастичности следует раздельно оценивать модели для людей с высшим образованием и без него.

Следует отметить, что результаты оценивания оказались устойчивыми к изменению предположения о нормальном распределении случайной ошибки. Так, оценивание модели M_2

Таблица 3. Оценки параметров моделей поведения игроков для различных групп индивидов по Нидерландам и США

	Модель M_1				Модель M_2			
	H_1	L_1	Ma_1	Fe_1	H_2	L_2	Ma_2	Fe_2
				Нидерланды				
θ	1.140***	1.657***	1.522***	1.364***	5.897***	2.778***	4.657***	1.553***
	(0.320)	(0.254)	(0.282)	(0.222)	(0.805)	(0.711)	(0.754)	(0.576)
σ	0.480***	0.412***	0.521***	0.266***	0.069**	0.287***	0.168***	0.261***
	(0.119)	(0.109)	(0.115)	(0.082)	(0.032)	(0.104)	(0.063)	(0.084)
λ					0.272***	0.109	0.246***	0.016
					(0.050)	(0.073)	(0.069)	(0.044)
MLL	–0.4845	–0.4686	–0.5149	–0.3750	–0.4183	–0.4397	–0.4424	–0.3736
Hits,%	77	72	73	83	80	72	76	85
Naïve	70	68	69	70	70	68	69	70
No.	95	68	116	47	95	68	116	47
				США				
θ	0.462***	0.418*	0.281	0.545***	0.956***	1.388***	0.951**	1.562***
	(0.150)	(0.223)	(0.316)	(0.137)	(0.310)	(0.444)	(0.578)	(0.357)
σ	0.215***	0.338***	0.354***	0.239***	0.221***	0.342***	0.377***	0.211***
	(0.042)	(0.060)	(0.068)	(0.039)	(0.046)	(0.069)	(0.080)	(0.037)
λ					0.040*	0.106**	0.051	0.101***
					(0.023)	(0.052)	(0.038)	(0.039)
MLL	–0.2712	–0.3526	–0.3373	–0.2974	–0.2564	–0.3191	–0.3277	–0.2451
Hits,%	88	85	83	87	88	89	85	92
Naïve	84	84	83	85	84	84	83	85
No.	146	150	126	170	146	150	126	170

Примечание. Уровни значимости: * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$, *** — $p < 0.01$.

для ситуаций, когда случайные ошибки имеют распределения Лапласа, Стьюдента или логистическое, не привело к существенному изменению результатов: значения параметров λ и θ оставались практически такими же.

Таким образом, независимо от структуры выборки и предположений о распределении случайной ошибки, полученные результаты свидетельствуют, что без учета субъективных представлений об удаче (параметр λ) оценка склонности индивида к риску (параметр θ) подвержена существенному смещению.

7. Заключение

В данной работе на основе анализа результатов психологических исследований, изучавших субъективные представления индивидов об удаче, предложена модификация теории принятия решений в условиях риска. Предполагается, что эти представления влияют на оценку индивидами распределения возможных исходов, а тем самым и на принимаемые ими решения. Предложенный подход опирается на гипотезу о существовании субъективных вероятностей и предлагает альтернативный подход к их определению: через веру в удачу как параметр распределения возможных исходов.

С целью оценки способности предложенной теории объяснять поведение индивидов были проанализированы данные поведения участников нидерландской и американской версий телевизионного шоу «Deal or No Deal». В качестве базовой модели использовалась нелинейная пробит модель с гетероскедастичной ошибкой, предложенная в (Post et al., 2008). Базовая модель была расширена за счет введения дополнительных параметров, отвечающих за представление индивида о своем уровне удачи, его влияния на вероятности различных исходов и переоценку в зависимости от результатов предыдущих раундов игры.

Результаты эмпирического анализа свидетельствуют о влиянии индивидуальных представлений об удаче на принятие решений. В каждой из рассматриваемых стран оказался статистически значимым параметр, отвечающий за переоценку вероятности наступления исходов в зависимости от веры индивида в свою удачу. Одной из возможных интерпретаций данного результата является вера в удачу: в зависимости от уровня веры индивида в свою удачу будут меняться представления относительно будущего ожидаемого выигрыша.

Также для обеих стран получены результаты, свидетельствующие, что индивиды склонны переоценивать уровень своей удачи в зависимости от текущих и предыдущих исходов. При этом, возможно, данная переоценка имеет нелинейный характер. Для индивидов, получающих небольшие и средние выигрыши, наблюдается эффект счастливой полосы: при наступлении относительно благоприятных (неблагоприятных) исходов индивиды считают себя более (менее) удачливыми и оценивают вероятности благоприятных исходов в будущем как более (менее) высокие. При самых больших выигрышах эффект счастливой полосы, возможно, сменяется эффектом заблуждения игрока: индивиды, которым повезло слишком сильно, ожидают снижения уровня везения в будущем.

С целью проверки предположения о различиях в распределении случайной ошибки и разных уровнях склонности к риску и представлений об удаче были отдельно оценены модели для различных групп индивидов — для участников с высшим образованием и без него, а также для мужчин и женщин. Полученные оценки коэффициентов различаются между группами, что, возможно, означает необходимость раздельного оценивания модели для каждой из групп. Однако оценки параметров, отвечающих за переоценку вероятностей в соответствии с представлениями об удаче, остаются значимыми на большинстве подвыборок.

При введении распределения вероятностей в зависимости от удачи модель получилась более качественной по критерию AIC. Также, согласно LR тесту, введение ограничений на параметры, отвечающие за субъективный уровень удачи, приводит к несостоятельности оценок.

Одним из основных результатом исследования является обнаружение значительных различий в оценках коэффициентов склонности к риску. Наличие различий в оценках является устойчивым, сохраняясь и при отдельном оценивании моделей для мужчин и женщин, и для индивидов с высшим образованием и при его отсутствии. Без учета удачи склонность индивидов к риску существенно переоценивается, что позволяет говорить о необходимости более детального изучения механизмов принятия решений с точки зрения субъективных вероятностей во избежание существенных смещений оценок склонности к риску.

Список литературы

Andersen S., Harrison G., Lau M., Rutström E. (2006). Dynamic choice behavior in a natural experiment. *Working paper 06–10.* University of Central Florida.

Beetsma R., Schotman C. (2001). Measuring risk attitudes in a natural experiment: Data from the television game show Lingo. *Economic Journal*, 111, 821–848.

Binmore K., McCarthy J., Ponti J., Samuelson L., Shaked A. (2002). A backward induction experiment. *Journal of Economic Theory*, 104, 48–88.

Blavatskyy P., Pogrebna G. (2006). Loss aversion? Not with half-a-million on the table. *Working paper* No. 274. University of Zurich.

Bombardini M., Trebbi F. (2012). Risk aversion and expected utility theory: An experiment with large and small stakes. *Journal of the European Economic Association*, 10 (6), 1348–1399.

Brooks R., Faff R., Mulino D., Scheelings R. (2009). Deal or No Deal, that is the question: The impact of increasing stakes and framing effects on decision-making under risk. *International Review of Finance*, 9 (1-2), 27–50.

Camerer C. (1989). Does the basketball market believe in the hot hand? *American Economic Review*, 79, 1257–1261.

Clotfelder C., Cook P. (1993). The «gambler's fallacy» in lottery play. *Management Science*, 63, 1977–2011.

Croson R., Sundali J. (2005). The gambler's fallacy and the hot hand: Empirical data from casinos. *Journal of Risk and Uncertainty*, 30, 195–209.

Darke P., Freedman J. (1997a). The belief in good luck scale. *Journal of Research in Personality*, 31, 486–511.

Darke P., Freedman J. (1997b). Lucky events and belief in luck: Paradoxical effects on confidence and risk-taking. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23, 378–388.

De Luca G. (2008). SNP and SML estimation of univariate and bivariate binary-choice models. *Stata Journal*, 8, 190–220.

De Roos N., Sarafidis Y. (2010). Decision making under risk in Deal or No Deal. *Journal of Applied Econometrics*, 25 (6), 987–1027.

Deck C., Lee J., Reyes J. (2008). Risk attitudes in large stake gambles: Evidence from a game show. *Applied Economics*, 40 (1), 41–52.

Eckel C., Grossman P. (2008). Men, women and risk aversion: Experimental evidence. In: B. C. Plott, V. Smith (eds.). *Handbook of experimental economics results*, vol. 1, 1061–1073. Amsterdam: North-Holland.

Fullenkamp C., Terino R., Battalio R. (2003). Assessing individual risk attitudes using field data from lottery games. *Review of Economics and Statistics*, 85, 218–225.

Galbo-Jorgensen C., Suetens S., Tyran J.-R. (2016). Predicting lotto numbers: A natural experiment on the gambler's fallacy and the hot hand fallacy. *Journal of the European Economic Association*, 14 (3), 584–607.

Gertner R. (1993). Game shows and economic behavior: Risk-taking on card sharks. *Quarterly Journal of Economics*, 108, 507–521.

Gilovich T., Tversky A., Vallone R. (1985). The hot hand in basketball: On the misperception of random sequences. *Cognitive Psychology*, 17 (3), 295–314.

Guryan J., Kearney M. (2008). Gambling at lucky stores: Empirical evidence from state. *American Economic Review*, 98, 458–473.

Hartley R., Lanet G., Walker I. (2013). Who really wants to be a millionaire? Estimates of risk aversion from gameshow data. *Journal of Applied Econometrics*, 29 (6), 861–879.

Heldmann M., Bodo V., Heinze H., Münte T. F. (2009). Different methods to define utility functions yield similar results but engage different neural processes. *Frontiers in Behavioral Neuroscience*, 9.

Hersch P., McDougall G. (1997). Decision making under uncertainty when the stakes are high: Evidence from a lottery game show. *Southern Economic Journal*, 64, 75–84.

Jeffreys H. (1948). *Theory of probability*. Oxford: Clarendon Press.

Johnson E. J., Camerer C., Sen S., Raymon T. (2002). Detecting failures of backward induction: Monitoring information search in sequential bargaining. *Journal of Economic Theory*, 104 (1), 16–47.

Kahneman D., Tversky A. (1971). Belief in the law of small numbers. *Psychological Bulletin*, 76, 105–110.

Keynes J. (1921). *A treatise on probability*. London: Macmillan.

Langer E. (1975). The illusion of control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32, 311–328.

Metrick A. (1995). A natural experiment in Jeopardy! *American Economic Review*, 85, 240–253.

Post T., van den Assem M., Baltussen G., Thaler R. (2008). Deal or No Deal? Decision making under risk in a large-payoff game show. *American Economic Review*, 98 (1), 38–71.

Rabin M., Vayanos D. (2010). The gambler's and hot-hand fallacies: Theory and applications. *Review of Economic Studies*, 77, 730–778.

Ramsey F. (1931). *The foundations of mathematics*. New York: Harcourt Brace.

Reichenbach H. (1949). *The theory of probability*. Berkeley: University of California Press.

Rescher N. (1995). *Luck: The brilliant randomness of everyday life.* New York: Farrar Straus Giroux.

Rotter J. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monograph*, 80 (1), 1–28.

Samuelson P. (1963). Risk and uncertainty: A fallacy of large numbers. *Scientia*, 98, 108–113.

Savage L. (1954). *The foundations of statistics*. New York: Wiley.

Shoemaker P. (1982). The expected utility model: Its variants, purposes, evidence and limitations. *Journal of Economic Literature*, 20 (1), 529–563.

Skala D. (2008). Overconfidence in psychology and finance — an interdisciplinary literature review. *Bank i Kredyt*, 4, 33–50.

Terrell D. (1994). A test of the gambler's fallacy: Evidence from pari-mutuel games. *Journal of Risk and Uncertainty*, 8, 309–317.

Thompson E., Prendergast G. (2013). Belief in luck and luckiness: Conceptual clarification and new measure validation. *Personality and Individual Differences*, 54, 501–506.

Von Mises R. (1964). *Probability, statistics and truth. Mathematical theory of probability and statistics*. New York and London: Academic Press.

Von Neumann J., Morgenstern O. (1944). *Theory of games and economic behavior*. Princeton: Princeton University Press.

Weiner B., Frieze I., Kukla A., Reed L., Rest S., Rosenbaum R. (1987). Perceiving the causes of success and failure. In: Jones E., Kanouse D., Kelley H., Nisbett R., Valins S., Weiner B. (eds). *Attribution: Perceiving the causes of behavior*, 95–120. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.

Wohl M., Enzle M. (2002). The deployment of personal luck: Sympathetic magic and illusory control in games of pure chance. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 1388–1397.

Поступила в редакцию 01.03.2019;
принята в печать 12.11.2019.

Dolgikh S. I. The influence of subjective beliefs in luck on the decision-making under risk: TV show analysis. *Applied Econometrics*, 2019, v. 56, pp. 74–98.

DOI: 10.24411/1993-7601-2019-10018

Sofiia Dolgikh
National Research University Higher School of Economics (NRU HSE). Moscow, Russian Federation; dolgihsofiya@yandex.ua

The influence of subjective beliefs in luck on the decision-making under risk: TV show analysis

This paper investigates into the questions of subjective beliefs in luck evaluation and their influence on the individual behavior. Based on the TV show «Deal or Not a Deal» participants behavioral data decision making under risk model with subjective probabilities has been provided. Model parameters are estimated via nonlinear binary regression with heteroscedastic random error. The results are as follows. First, there is statistical evidence that individuals subjective believes in luck influence their decision making. Second, risk-aversion parameters estimates may be strongly biased when parameters responsible for luck evaluation are omitted. Third, hot hand fallacy effect has been revealed: according to model parameters estimates lucky (unlucky) events make people think themselves as luckier (unluckier) persons. These results robustness has been shown by the means of model parameters reevaluation under different random error distribution assumption and sample division according to gender and education level.

Keywords: decision-making; expected utility theory; prospect theory; luck; hot hand fallacy; gambler's fallacy.

JEL classification: C25; D81.

References

Andersen S., Harrison G., Lau M., Rutström E. (2006). Dynamic choice behavior in a natural experiment. *Working paper 06–10.* University of Central Florida.

Beetsma R., Schotman C. (2001). Measuring risk attitudes in a natural experiment: Data from the television game show Lingo. *Economic Journal*, 111, 821–848.

Binmore K., McCarthy J., Ponti J., Samuelson L., Shaked A. (2002). A backward induction experiment. *Journal of Economic Theory*, 104, 48–88.

Blavatskyy P., Pogrebna G. (2006). Loss aversion? Not with half-a-million on the table. *Working paper* No. 274. University of Zurich.

Bombardini M., Trebbi F. (2012). Risk aversion and expected utility theory: An experiment with large and small stakes. *Journal of the European Economic Association*, 10 (6), 1348–1399.

Brooks R., Faff R., Mulino D., Scheelings R. (2009). Deal or No Deal, that is the question: The impact of increasing stakes and framing effects on decision-making under risk. *International Review of Finance*, 9 (1-2), 27–50.

Camerer C. (1989). Does the basketball market believe in the hot hand? *American Economic Review*, 79, 1257–1261.

Clotfelder C., Cook P. (1993). The «gambler's fallacy» in lottery play. *Management Science*, 63, 1977–2011.

Croson R., Sundali J. (2005). The gambler's fallacy and the hot hand: Empirical data from casinos. *Journal of Risk and Uncertainty*, 30, 195–209.

Darke P., Freedman J. (1997a). The belief in good luck scale. *Journal of Research in Personality*, 31, 486–511.

Darke P., Freedman J. (1997b). Lucky events and belief in luck: Paradoxical effects on confidence and risk-taking. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23, 378–388.

De Luca G. (2008). SNP and SML estimation of univariate and bivariate binary-choice models. *Stata Journal*, 8, 190–220.

De Roos N., Sarafidis Y. (2010). Decision making under risk in Deal or No Deal. *Journal of Applied Econometrics*, 25 (6), 987–1027.

Deck C., Lee J., Reyes J. (2008). Risk attitudes in large stake gambles: Evidence from a game show. *Applied Economics*, 40 (1), 41–52.

Eckel C., Grossman P. (2008). Men, women and risk aversion: Experimental evidence. In: B. C. Plott, V. Smith (eds.). *Handbook of experimental economics results*, vol. 1, 1061–1073. Amsterdam: North-Holland.

Fullenkamp C., Terino R., Battalio R. (2003). Assessing individual risk attitudes using field data from lottery games. *Review of Economics and Statistics*, 85, 218–225.

Galbo-Jorgensen C., Suetens S., Tyran J.-R. (2016). Predicting lotto numbers: A natural experiment on the gambler's fallacy and the hot hand fallacy. *Journal of the European Economic Association*, 14 (3), 584–607.

Gertner R. (1993). Game shows and economic behavior: Risk-taking on card sharks. *Quarterly Journal of Economics*, 108, 507–521.

Gilovich T., Tversky A., Vallone R. (1985). The hot hand in basketball: On the misperception of random sequences. *Cognitive Psychology*, 17 (3), 295–314.

Guryan J., Kearney M. (2008). Gambling at lucky stores: Empirical evidence from state. *American Economic Review*, 98, 458–473.

Hartley R., Lanet G., Walker I. (2013). Who really wants to be a millionaire? Estimates of risk aversion from gameshow data. *Journal of Applied Econometrics*, 29 (6), 861–879.

Heldmann M., Bodo V., Heinze H., Münte T. F. (2009). Different methods to define utility functions yield similar results but engage different neural processes. *Frontiers in Behavioral Neuroscience*, 9.

Hersch P., McDougall G. (1997). Decision making under uncertainty when the stakes are high: Evidence from a lottery game show. *Southern Economic Journal*, 64, 75–84.

Jeffreys H. (1948). *Theory of probability*. Oxford: Clarendon Press.

Johnson E. J., Camerer C., Sen S., Raymon T. (2002). Detecting failures of backward induction: Monitoring information search in sequential bargaining. *Journal of Economic Theory*, 104 (1), 16–47.

Kahneman D., Tversky A. (1971). Belief in the law of small numbers. *Psychological Bulletin*, 76, 105–110.

Keynes J. (1921). *A treatise on probability*. London: Macmillan.

Langer E. (1975). The illusion of control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32, 311–328.

Metrick A. (1995). A natural experiment in Jeopardy! *American Economic Review*, 85, 240–253.

Post T., van den Assem M., Baltussen G., Thaler R. (2008). Deal or No Deal? Decision making under risk in a large-payoff game show. *American Economic Review*, 98 (1), 38–71.

Rabin M., Vayanos D. (2010). The gambler's and hot-hand fallacies: Theory and applications. *Review of Economic Studies*, 77, 730–778.

Ramsey F. (1931). *The foundations of mathematics*. New York: Harcourt Brace.

Reichenbach H. (1949). *The theory of probability*. Berkeley: University of California Press.

Rescher N. (1995). *Luck: The brilliant randomness of everyday life.* New York: Farrar Straus Giroux.

Rotter J. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monograph*, 80 (1), 1–28.

Samuelson P. (1963). Risk and uncertainty: A fallacy of large numbers. *Scientia*, 98, 108–113.

Savage L. (1954). *The foundations of statistics*. New York: Wiley.

Shoemaker P. (1982). The expected utility model: Its variants, purposes, evidence and limitations. *Journal of Economic Literature*, 20 (1), 529–563.

Skala D. (2008). Overconfidence in psychology and finance — an interdisciplinary literature review. *Bank i Kredyt*, 4, 33–50.

Terrell D. (1994). A test of the gambler's fallacy: Evidence from pari-mutuel games. *Journal of Risk and Uncertainty*, 8, 309–317.

Thompson E., Prendergast G. (2013). Belief in luck and luckiness: Conceptual clarification and new measure validation. *Personality and Individual Differences*, 54, 501–506.

Von Mises R. (1964). *Probability, statistics and truth. Mathematical theory of probability and statistics*. New York and London: Academic Press.

Von Neumann J., Morgenstern O. (1944). *Theory of games and economic behavior*. Princeton: Princeton University Press.

Weiner B., Frieze I., Kukla A., Reed L., Rest S., Rosenbaum R. (1987). Perceiving the causes of success and failure. In: Jones E., Kanouse D., Kelley H., Nisbett R., Valins S., Weiner B. (eds). *Attribution: Perceiving the causes of behavior*, 95–120. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.

Wohl M., Enzle M. (2002). The deployment of personal luck: Sympathetic magic and illusory control in games of pure chance. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 1388–1397.

Received 01.03.2019; accepted 12.11.2019.