# Изучение многочастичных распадов $\Lambda_b^0$ на Большом адронном коллайдере

 $\Gamma$ усейнов Aбдул-Kерим Демирович $^1$ 

МГУ им. М. В. Ломоносова, физический факультет, кафедра общей ядерной физики

#### 1 Введение

Изучение тяжелых барионов и их многочастичных распадов важно для проверки Стандартной модели и поисков новой физики, поскольку в многопетлевых диаграммах Фейнмана возрастает влияние возможных новых частиц.  $\Lambda_b^0$  — самый легкий прелестный барион, его распады с переходом барионного числа протону интересны еще и для изучения адронизации кварков. При изучении распадов по спектру инвариантных масс важную роль играет модель соответствующих вкладов в спектр. В зависимости от нее, конечный результат может иметь разную систематическую погрешность, быть более или менее стабильным по отношению к статистическим погрешностям экспериментальных данных.

В работе рассматриваются многочастичные распады  $\Lambda_b^0 \to D^+ p \pi^- \pi^-$  и  $\Lambda_b^0 \to D^{*+} p \pi^- \pi^-$ , одна из диаграмм Фейнмана для которых изображена на рисунке 1. Основная цель – измерение вероятностей названных каналов распада  $\Lambda_b^0$ . Для этого продукты распадов регистрируются в следующих модах:  $D^+ \to K^- \pi^+ \pi^+$ ,  $D^{*+} \to D^+ \pi^0$  или  $D^+ \gamma$ . Нейтральные частицы не восстанавливаются, оба распада  $\Lambda_b^0$  изучаются по спектру инвариантных масс  $D^+ p \pi^- \pi^-$ . Для смягчения влияния различных неопределенностей из-за геометрии детектора и эффективностей регистрации частиц и получения более точного результата искомые вероятности распадов вычисляются в отношении к уже изученной вероятности канала  $\Lambda_b^0 \to \Lambda_c^+ \pi^+ \pi^- \pi^-$  [1, 2].  $\Lambda_c^+$  регистрируется в моде  $\Lambda_c^+ \to p K^- \pi^+$ . При таком выборе и изучаемый, и нормировочный распады имеют один и тот же набор конечных частиц. Это несколько усложняет

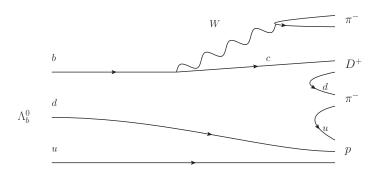


Рис. 1. Диаграмма Фейнмана, дающая вклад в распад  $\Lambda_b^0 \to D^+ p \pi^- \pi^-$ .

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>Kerim.Guseinov@cern.ch

обработку и заставляет учитывать перекрестные вклады, но существенно подавляет систематические погрешности.

В итоге изучаются отношения

$$R = \frac{\mathcal{B}(\Lambda_b^0 \to D^+ p \pi^- \pi^-)}{\mathcal{B}(\Lambda_b^0 \to \Lambda_c^+ \pi^+ \pi^- \pi^-)} \times \frac{\mathcal{B}(D^+ \to K^- \pi^+ \pi^+)}{\mathcal{B}(\Lambda_c^+ \to p K^- \pi^+)},$$

$$R^* = rac{\mathcal{B}(\Lambda_b^0 o D^{*+} p \pi^- \pi^-)}{\mathcal{B}(\Lambda_b^0 o D^+ p \pi^- \pi^-)} imes \mathcal{B}(D^{*+} o D^+ \pi^0 \$$
или  $D^+ \gamma).$ 

Далее распад  $\Lambda_b^0 \to D^+ p \pi^- \pi^-$  будет называться основным сигналом,  $\Lambda_b^0 \to D^{*+} p \pi^- \pi^-$  резонансным сигналом, а  $\Lambda_b^0 \to \Lambda_c^+ \pi^+ \pi^- \pi^-$  – нормировочным сигналом.

#### 2 Модель

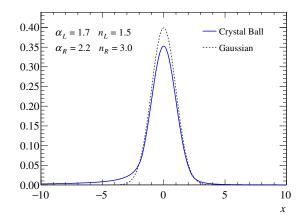
Рассмотрим спектр инвариантных масс  $D^+p\pi^-\pi^-$  в интересующем нас диапазоне, вблизи  $M(\Lambda_b^0)\sim 5620~{\rm MpB}/c^2$  [3]. В нем присутствуют вклады четырех распадов:  $\Lambda_b^0\to D^+p\pi^-\pi^-$ ,  $\Lambda_b^0\to D^{*+}p\pi^-\pi^-$  ( $D^{*+}\to D^+\pi^0/\gamma$ ),  $\Lambda_b^0\to D^+\pi^0p\pi^-\pi^-$  и комбинаторный фон. Последний можно аппроксимировать, например, полиномом третьей степени.

Так как в основном сигнале все частицы заряженные и успешно восстанавливаются, его вклад в спектр масс достаточно узкий, и мы можем выбрать шаблонную аппроксимирующую функцию. Поскольку хвосты отклика детектора не описываются функцией Гаусса, а также частицы в детекторе теряют энергию, что также не подчиняется распределению Гаусса, необходимо учесть несовпадение формы вклада основного сигнала с гауссианом. Для этого была выбрана следующая функция:

$$S_{D^{+}} = N \cdot \begin{cases} \exp\left(-\frac{(m-m_0)^2}{2\sigma_m^2}\right), & -\alpha_L < \frac{m-m_0}{\sigma_m} < \alpha_R, \\ A_L \cdot \left(B_L - \frac{m-m_0}{\sigma_m}\right)^{-n_L}, & \frac{m-m_0}{\sigma_m} \le -\alpha_L, \\ A_R \cdot \left(B_R + \frac{m-m_0}{\sigma_m}\right)^{-n_R}, & \frac{m-m_0}{\sigma_m} \ge \alpha_R, \end{cases}$$
(1)

в которой  $m=m(D^+p\pi^-\pi^-);\ \alpha_L,\ \alpha_R,\ n_L,\ n_R,\ m_0,\ \sigma_m$  — параметры анпроксимации, каждый из которых больше нуля, а  $n_L,\ n_R>1.$  Коэффициенты  $A_L,\ A_R,\ B_L,\ B_R,\ N$  находятся из условий нормировки  $S_{D^+}$  на единицу и непрерывности  $S_{D^+}(m)$  и ее производной. Функция такого вида была впервые рассмотрена участником коллаборации Crystal Ball [4] и называется Crystal Ball функцией. Ее сравнение с традиционным распределением Гаусса от переменной  $x=\frac{m-m_0}{\sigma_m}$  для иллюстративного набора параметров показано на рисунке 2.

Для распадов с образованием дополнительных нейтральных частиц на форму вклада сильно влияет кинематика. В связи с этим, каждый распад моделируется методом Монте-Карло, и определяются вклады в спектр инвариантных масс  $m(D^+p\pi^-\pi^-)$ . Результаты моделирования представлены на рисунке 3. После это-



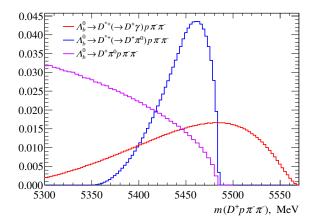


Рис. 2. Сравнение выбранной модели основного сигнала с функцией Гаусса.

Рис. 3. Монте-Карло моделирование распределений инвариантной массы  $D^+p\pi^-\pi^-$  распадов с нейтральными частицами.

го нужно учесть отклик детектора, свернув полученные распределения с гауссианом с нулевым средним и конечной шириной. Кроме того, вероятности распадов  $D^{*+} \to D^+\pi^0$  и  $D^{*+} \to D^+\gamma$  равны  $30.7 \pm 0.5\%$  и  $1.6 \pm 0.4\%$  соответственно [3], поэтому при попытках независимо определить величины их вкладов из экспериментального спектра будут возникать большие ошибки, аппроксимация не окажется устойчивой. Чтобы этого избежать, необходимо использовать сумму этих вкладов с коэффициентами, соответствующими названным вероятностям.

Полная функция распределения представляет собой сумму четырех перечисленных компонент с коэффициентами, выражающими числа событий в каждом канале. Для определения всех параметров модели ищется максимум функции правдоподобия. Поскольку величины экспериментальных сигналов сравнительно небольшие, при их аппроксимации параметры степенных хвостов функции  $S_{D^+}$  фиксируются на значениях, полученных из данных Монте-Карло моделирования.

Спектр инвариантных масс  $\Lambda_c^+\pi^+\pi^-\pi^-$  имеет аналогичную структуру, создаваемую распадами  $\Lambda_b^0 \to \Lambda_c^+\pi^+\pi^-\pi^-$ ,  $\Lambda_b^0 \to \Sigma_c^+\pi^+\pi^-\pi^-$  ( $\Sigma_c^+ \to \Lambda_c^+\pi^0$ ),  $\Lambda_b^0 \to \Lambda_c^+\pi^0\pi^+\pi^-\pi^-$ . Аппроксимирующая функция строится так же, как и для спектра  $m(D^+p\pi^-\pi^-)$ .

#### 3 Систематические погрешности модели

Выбор модели может оказывать различное влияние на результат аппроксимации. При достаточно удачном выборе, учитывающем физические особенности распадов и вместе с ними распределений по инвариантным массам, зависимость результата от параметров, на которые полагается модель, будет слабой. Вносимую моделью погрешность можно оценить, варьируя такие параметры модели в соответствующих им пределах.

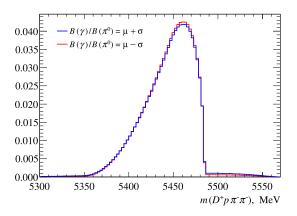


Рис. 4. Изменение модели резонансного сигнала при вариации коэффициентов суммирования вкладов  $D^{*+} \to D^+ \pi^0$  и  $D^{*+} \to D^+ \gamma$ .

Для вклада основного сигнала варьируются величины параметров хвостов Crystal Ball функции в пределах погрешностей, полученных при аппроксимации данных Монте-Карло. Для комбинаторного фона изменяется вид функции: рассматривается полином второй степени, произведение полинома и убывающей экспоненты. Для резонансного сигнала, как уже обсуждалось, необходимо пользоваться моделью, представляющей из себя сумму вкладов с распадами  $D^{*+} \to D^+ \pi^0$  и  $D^{*+} \to D^+ \gamma$ . Однако вероятности этих распадов известны с конечной точностью, поэтому коэффициенты при их вкладах не определены строго. При изменении отношения коэффициентов в пределах его погрешности будет меняться модель резонансного сигнала. Как видно из рисунка 4, это изменение мало, и связанная с ним систематическая погрешность невелика.

Так как модель нормировочного канала практически целиком повторяет модель изучаемого, вносимые ей систематические погрешности аналогичны.

### 4 Стабильность аппроксимации

Алгоритм минимизации для каждого параметра модели находит центральное значение и погрешность. В некоторых случаях, чаще со сложными моделями, найденные алгоритмом значения могут отличаться от истинных результатов. Для проверки истинности найденных результатов и стабильности аппроксимации вблизи полученных значений параметров необходимо проводить дополнительный анализ.

Поскольку экспериментальные данные – случайные числа, а искомые параметры модели – их функции, то значения параметров тоже являются случайными. Это значит, что исследовать любые их свойства следует статистическими методами. То есть требуется многократно проводить одну и ту же процедуру аппроксимации одной и той же модели, но с разными аппроксимируемыми данными, отличающимися друг от друга в пределах статистических погрешностей. Для получения таких наборов данных можно воспользоваться генераторами псевдослучайных чисел, генери-

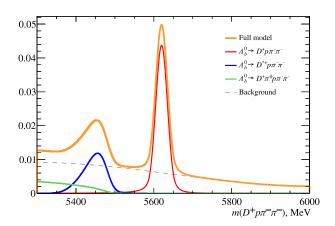


Рис. 5. Форма модели для составленного набора значений параметров.

руя значения случайной величины, распределенной согласно модели.

Для исследования свойств алгоритма минимизации в условиях, похожих на реальные, был составлен набор значений параметров модели, основанный на [1] и [3]. На основе этой модели генерировались спектры инвариантных масс  $D^+p\pi^-\pi^-$ , а затем аппроксимировались ей же. Для каждого параметра  $p_i$  результат аппроксимации  $p_i^{\rm fit}$  записывался в форме нормированного на найденную погрешность  $\sigma_i^{\rm fit}$  отклонения от исходного значения  $p_i^{\rm orig}$ , с которым генерировался спектр:

$$x_i = \frac{p_i^{\text{fit}} - p_i^{\text{orig}}}{\sigma_i^{\text{fit}}}.$$

Набиралось статистически значимое количество результатов аппроксимации, а затем изучались полученные распределения  $x_i$ . В идеальном случае, когда алгоритм правильно находит и центральные значения, и погрешности, эти распределения должны представлять собой гауссианы с нулевым средним  $\mu_i$  и единичной дисперсией  $\sigma_i^2$ . Если же среднее или дисперсия отличаются от идеальных значений, определяемый алгоритмом результат необходимо поправлять: сместить центральное значение и изменить ошибку. Если изначальный результат для параметра  $p_i$  был  $p_i^{\rm init}$  и  $\sigma_i^{\rm init}$ , то

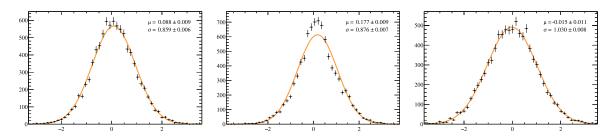


Рис. 6. Полученные при изучении свойств алгоритма минимизации распределения числа событий в сигнальном канале (слева), в резонансном канале (в центре) и массы (справа).

откорректированный результат определяется по формулам

$$p_i^{\text{corr}} = p_i^{\text{init}} + \mu_i \, \sigma_i \, \sigma_i^{\text{init}}, \qquad \sigma_i^{\text{corr}} = \sigma_i \, \sigma_i^{\text{init}}.$$

Для составленной модели были изучены свойства стандартного алгоритма минимизации Minuit2 программного пакета ROOT. Распределения чисел событий в разных каналах, как наиболее важных результатов, а также массы  $\Lambda_b^0$ , как наиболее точного результата, показаны на рисунке 6.

#### 5 Заключение

Рассмотрены вклады в спектр инвариантных масс  $D^+p\pi^-\pi^-$  вблизи массы  $\Lambda_b^0$ -бариона, для каждого из них построена модель. Изучены свойства выбранных моделей и эффективность их использования с алгоритмом минимизации Minuit2. Установлено, что результаты аппроксимации этой моделью устойчивы, и модель не вносит большой систематической погрешности, а также, что поведение модели при использовании Minuit2 не идеально, но в достаточной мере точно и предсказуемо.

## Список литературы

- [1] R. Aaij et al. (LHCb collaboration), Measurements of the branching fractions for  $B_{(s)} \to D_{(s)}\pi\pi\pi$  and  $\Lambda_b^0 \to \Lambda_c^+\pi\pi\pi$ , Phys. Rev. **D84**, 092001 (2011), Erratum ibid. **D85** (2012) 039904, arXiv:1109.6831.
- [2] T. Aaltonen et al. (CDF), Measurement of the branching fraction  $\mathcal{B}(\Lambda_b^0 \to \Lambda_c^+ \pi^- \pi^+ \pi^-)$  at CDF, Phys. Rev. **D85**, 032003 (2012), arXiv:1112.3334.
- [3] M. Tanabashi *et al.* (Particle Data Group), *Review of particle physics*, Phys. Rev. **D98**, 030001 (2018).
- [4] T. Skwarnicki, A study of the radiative CASCADE transitions between the Upsilon-Prime and Upsilon resonances, PhD thesis, Cracow, INP, 1986.