

## Chapitre 6

---

# Mesure de $\sin(2\beta)$

---

 L'OBJECTIF DE CE CHAPITRE est de présenter la sensibilité de l'expérience LHCb à la mesure de  $\sin(2\beta)$  en utilisant les méthodes et résultats présentés dans les chapitres précédents. Cette mesure est effectuée en étudiant les asymétries CP dépendantes du temps dans les désintégrations du canal de mesure  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K_S^0$  :

$$\mathcal{A}_{\text{CP}}(t) = \frac{\Gamma(\bar{B}_d^0(t) \rightarrow J/\psi K_S^0) - \Gamma(B_d^0(t) \rightarrow J/\psi K_S^0)}{\Gamma(\bar{B}_d^0(t) \rightarrow J/\psi K_S^0) + \Gamma(B_d^0(t) \rightarrow J/\psi K_S^0)} = \sin(\Delta m_d t) \sin(2\beta), \quad (6.1)$$

présentées dans le chapitre 1, où  $\Delta m_d$  est la fréquence du mélange  $B_d^0 - \bar{B}_d^0$ . La valeur moyenne mondiale actuelle [62] de  $\sin(2\beta)$  est :

$$\sin(2\beta) = 0,673 \pm 0,023.$$

Une mesure précise de  $\sin(2\beta)$  est intéressante car elle contraint fortement les paramètres  $\bar{\rho}$  et  $\bar{\eta}$  de la matrice CKM.

Pour pouvoir effectuer la mesure, la connaissance de la saveur initiale du méson  $B_d^0$  est fondamentale. Cette détermination a été expliquée dans le chapitre 3. L'asymétrie mesurée est diluée par la fraction de mauvais étiquetage :

$$\mathcal{A}_{\text{CP}}^{\text{mes}}(t) = (1 - 2\omega) \sin(2\beta) \sin(\Delta m_d t),$$

où la mesure de la fraction de mauvais étiquetage  $\omega$  a été présentée dans le chapitre précédent.

La sélection des événements utilisés dans cette analyse suit la procédure du chapitre 4, plus particulièrement la sélection des événements  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K_S^0$  détaillée dans [55].

Dans ce chapitre, le modèle utilisé est tout d'abord présenté. Comme dans le chapitre précédent, il est divisé en deux parties : le signal et le bruit de fond. Ensuite, l'ajustement de ce modèle est effectué sur un échantillon de signal issu de

la simulation complète, puis un ensemble d'exercices Monte-Carlo est utilisé afin de déterminer la sensibilité à  $\sin(2\beta)$  de LHCb. Enfin, une étude des principales sources d'erreurs systématiques est présentée.

## 6.1 Modélisation

Le modèle utilise la masse invariante  $\mu\mu K_S^0$  comme variable discriminante entre le signal et le bruit de fond. Il utilise de plus le temps propre reconstruit des mésons  $B_d^0$  ainsi que le résultat de l'algorithme d'étiquetage pour avoir accès au paramètre  $\sin(2\beta)$ .

### 6.1.1 Signal

La masse invariante  $\mu\mu K_S^0$  du signal est modélisée par la somme de deux gaussiennes centrées sur la même moyenne pour prendre en compte la résolution du détecteur. Cette paramétrisation est extraite d'un lot de signal passant la sélection de  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K_S^0$  révélant que la forme la plus adaptée à la modélisation des données est une double gaussienne. La densité de probabilité correspondante est alors :

$$\text{PDF}_S(m; \mu, \sigma_{G1}, \sigma_{G2}, f_{G1}) = f_{G1} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{m-\mu}{\sigma_{G1}} \right)^2} + (1 - f_{G1}) e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{m-\mu}{\sigma_{G2}} \right)^2}.$$

Le temps propre du signal est décrit par :

$$\text{PDF}_S(t, q; \tau_{B_d^0}, \omega, \Delta m_d, \sin(2\beta), R) = \left( \frac{1}{2\tau_{B_d^0}} e^{-\frac{t}{\tau_{B_d^0}}} [1 + q(1 - 2\omega) \sin(2\beta) \sin(\Delta m_d t)] \right) \otimes R(t; \mu_t, \sigma_{t1}, \sigma_{t2}, f_{\text{res } G1}),$$

où  $\tau_{B_d^0}$  est le temps propre moyen des mésons  $B_d^0$ ,  $q$  est la saveur du méson  $B_d^0$  initial déterminée par l'algorithme d'étiquetage.  $q = 1$  pour les mésons étiquetés  $B_d^0$ , et  $q = -1$  pour les mésons étiquetés  $\bar{B}_d^0$ . La fraction de mauvais étiquetage  $\omega$  est mesurée précédemment dans le canal  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K^*$ . Elle est donc fixée pour cette analyse, et la valeur dépend de la méthode d'étiquetage utilisée. La fréquence des oscillations  $\Delta m_d = 0,507 \text{ ps}^{-1}$  est aussi fixée, car tout d'abord c'est un paramètre très bien connu expérimentalement [13], et qu'il est possible de le mesurer en suivant la méthode du chapitre 5. La fonction de résolution temporelle  $R$  celle de l'équation 5.1. Cette fonction  $R$  permet de prendre en compte la résolution en temps du détecteur. Ses paramètres sont fixés dans l'ajustement. Ils peuvent être extraits de l'ajustement, mais dans la mesure où  $\Delta m_d$  est faible, leur influence est faible.

La densité de probabilité totale décrivant le signal est alors :

$$\begin{aligned} \text{PDF}_{\mathcal{S}}(m, t, q; \mu, \sigma_{G1}, \sigma_{G2}, f_{G1}, \tau_{B_d^0}, \omega, \Delta m_d, \sin(2\beta), R) &= \text{PDF}_{\mathcal{S}}(m; \mu, \sigma_{G1}, \sigma_{G2}, f_{G1}) \\ &\times \text{PDF}_{\mathcal{S}}(t, q; \tau_{B_d^0}, \omega, \Delta m_d, \sin(2\beta), R). \end{aligned} \quad (6.2)$$

Les valeurs de ses paramètres utilisées pour la génération sont extraites de l'ajustement du modèle sur un échantillon de signal pur.

### 6.1.2 Bruit de fond

Le bruit de fond se compose de deux parties : le *prompt* et le bruit à grand temps propre. La description du premier est similaire à celle du chapitre précédent, c'est-à-dire que sa distribution de masse invariante suit une exponentielle décroissante :

$$\text{PDF}_{\text{prompt}}(m; \text{slope}_{\text{prompt}}) = e^{m \times \text{slope}_{\text{prompt}}}$$

et son temps propre est la somme de deux gaussiennes ayant la même valeur moyenne :

$$\text{PDF}_{\text{prompt}}(t; \mu_{\text{pr}}, \sigma_{\text{Pr G1}}, \sigma_{\text{Pr G2}}, f_{\text{Pr G1}}) = f_{\text{Pr G1}} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{t - \mu_{\text{pr}}}{\sigma_{\text{Pr G1}}} \right)^2} + (1 - f_{\text{Pr G1}}) e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{t - \mu_{\text{pr}}}{\sigma_{\text{Pr G2}}} \right)^2}$$

La moyenne des deux gaussiennes est fixée à 0. La densité de probabilité totale pour les *prompts* est alors :

$$\begin{aligned} \text{PDF}_{\text{prompt}}(m, t; \text{slope}_{\text{prompt}}, \mu_{\text{pr}}, \sigma_{\text{Pr G1}}, \sigma_{\text{Pr G2}}, f_{\text{Pr G1}}) &= \text{PDF}_{\text{prompt}}(m; \text{slope}_{\text{prompt}}) \\ &\times \text{PDF}_{\text{prompt}}(t; \mu_{\text{pr}} = 0, \sigma_{\text{Pr G1}}, \sigma_{\text{Pr G2}}, f_{\text{Pr G1}}) \end{aligned} \quad (6.3)$$

Les valeurs d'entrée des paramètres des événements *prompts* sont extraits des distributions de la Figure 6.1.

Le deuxième type de bruit considéré est celui à grand temps propre LL (*Long Lived*). Comme dans le chapitre précédent, il y a deux composantes. La masse invariante est décrite par des exponentielles décroissantes :

$$\begin{aligned} \text{PDF}_{\text{LL1}}(m; \text{slope}_{\text{LL1}}) &= e^{m \times \text{slope}_{\text{LL1}}}, \\ \text{PDF}_{\text{LL2}}(m; \text{slope}_{\text{LL2}}) &= e^{m \times \text{slope}_{\text{LL2}}}, \end{aligned}$$

et les temps propres sont décrits par deux exponentielles convoluées par la même fonction de résolution :

$$\begin{aligned} \text{PDF}_{\text{LL1}}(t; \tau_{\text{LL1}}, R_{\text{LL}}) &= \frac{1}{\tau_{\text{LL1}}} e^{-\frac{t}{\tau_{\text{LL1}}}} \otimes R_{\text{LL}}(t; \mu_{\text{pr}}, \sigma_{\text{Pr G1}}, \sigma_{\text{Pr G2}}, f_{\text{Pr G1}}), \\ \text{PDF}_{\text{LL2}}(t; \tau_{\text{LL2}}, R_{\text{LL}}) &= \frac{1}{\tau_{\text{LL2}}} e^{-\frac{t}{\tau_{\text{LL2}}}} \otimes R_{\text{LL}}(t; \mu_{\text{pr}}, \sigma_{\text{Pr G1}}, \sigma_{\text{Pr G2}}, f_{\text{Pr G1}}), \end{aligned}$$

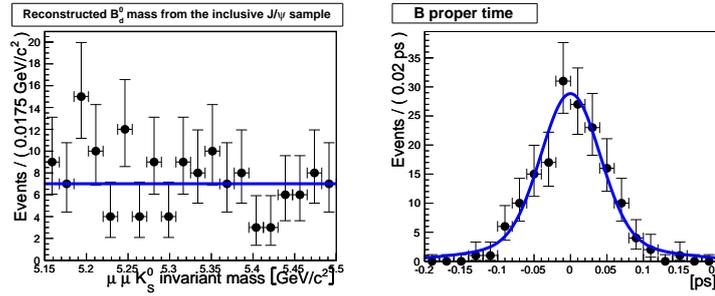


FIG. 6.1: Gauche : distribution de masse invariante  $\mu\mu K_S^0$  des événements de l'échantillon  $J/\psi$  inclusif passant la sélection  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K_S^0$ , le premier niveau de déclenchement, et étiquetés du côté opposé. La distribution est ajustée par une exponentielle décroissante. Droite : distribution du temps propre des mêmes événements. Elle est ajustée par la somme de deux gaussiennes dont la largeur moyenne est 64 fs.

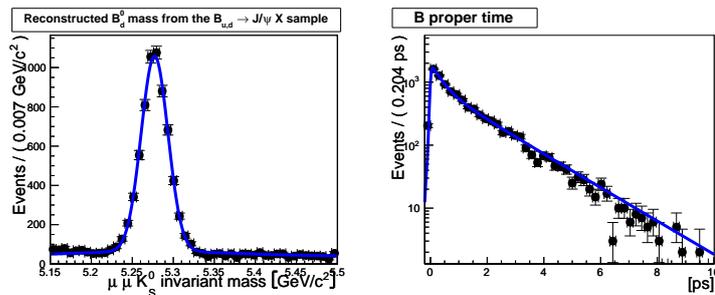


FIG. 6.2: Gauche : distribution de masse invariante  $\mu\mu K_S^0$  des événements de l'échantillon  $B_{u,d} \rightarrow J/\psi X$  passant la sélection  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K_S^0$ . La distribution est ajustée par la somme d'une exponentielle décroissante et d'une gaussienne pour le signal. Droite : distribution du temps propre des mêmes événements. Elle est ajustée par la somme de trois exponentielles décroissantes, convoluées par une gaussienne pour modéliser la résolution en temps.

où la fonction de résolution  $R_{LL}$  utilise comme paramètres ceux de la distribution temporelle du bruit de fond *prompt*.

Les densités de probabilité totales pour les bruits de fond à grand temps propre sont alors :

$$\begin{aligned} \text{PDF}_{LL1}(m, t; \text{slope}_{LL1}, \tau_{LL1}, R_{LL}) &= \text{PDF}_{LL1}(m; \text{slope}_{LL1}) \times \text{PDF}_{LL1}(t; \tau_{LL1}, R_{LL}), \\ \text{PDF}_{LL2}(m, t; \text{slope}_{LL2}, \tau_{LL2}, R_{LL}) &= \text{PDF}_{LL2}(m; \text{slope}_{LL2}) \times \text{PDF}_{LL2}(t; \tau_{LL2}, R_{LL}). \end{aligned} \quad (6.4)$$

Les valeurs d'entrée des paramètres de ces bruits de fond sont extraites des distributions de la Figure 6.2.

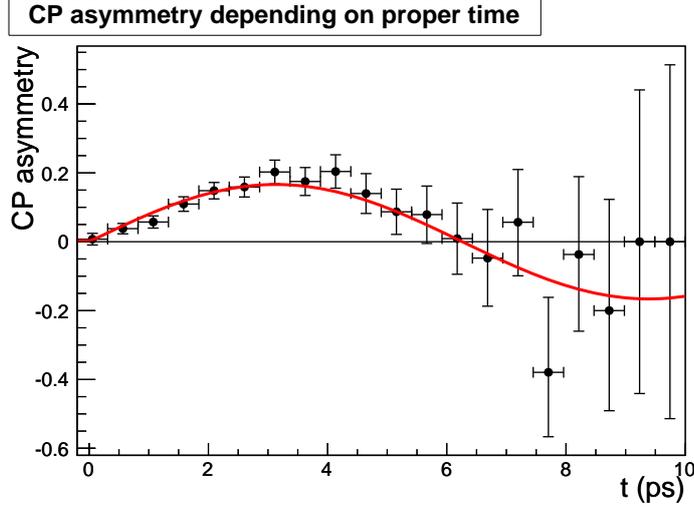


FIG. 6.3: Asymétrie CP en fonction du temps propre et fonction ajustée pour une lot d'événement de signal  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K_S^0$  correspondant à  $0,52 \text{ fb}^{-1}$ .

### 6.1.3 Combinaison

Les différentes composantes 6.2, 6.3, et 6.4 sont ajoutées pour donner la densité de probabilité totale :

$$\text{PDF}_{\text{tot.}}(m, t, q) = N_S \text{PDF}_S(m, t, q) + N_{\text{prompt}} \text{PDF}_{\text{prompt}}(m, t) \\ + N_{\text{LL1}} \text{PDF}_{\text{LL1}}(m, t) + N_{\text{LL2}} \text{PDF}_{\text{LL2}}(m, t),$$

où  $N_S$ ,  $N_{\text{prompt}}$ ,  $N_{\text{LL1}}$  et  $N_{\text{LL2}}$  sont respectivement les nombres d'événements de signal, de *prompt*, et de bruits à grand temps propre, dans une fenêtre de masse de  $60 \text{ MeV}/c^2$  autour de la masse nominale des mésons  $B_d^0$ . Le nombre total d'événements à générer est déterminé à partir de ces nombres et des densités de probabilités.

## 6.2 Ajustement sur les données de la simulation complète

Un premier ajustement est effectué sur le lot d'événements Monte-Carlo de signal limitant la densité de probabilité à celle du signal. Ce lot a été généré avec de la violation de CP suivant l'asymétrie du Modèle Standard 6.1. La valeur  $\sin(2\beta) = 0,7$  a été utilisée. Les événements étiquetés sont ajustés sans prendre en compte leurs différences d'étiquetage, c'est-à-dire que la valeur moyenne de la fraction de mauvais étiquetage  $\omega = 0,381$  (Table 4.22) a été utilisée. L'asymétrie CP en fonction du temps propre et la fonction ajustée sont données dans la Figure 6.3. L'échantillon utilisé correspond à  $0,5 \text{ fb}^{-1}$ . La valeur ajustée de  $\sin(2\beta) = 0,698 \pm 0,051$  est compatible avec la valeur d'entrée. En utilisant une extrapolation en  $1/\sqrt{N}$ , où  $N$  est le

nombre d'événements, la sensibilité statistique pour  $2 \text{ fb}^{-1}$  pour un échantillon de signal uniquement est

$$\sigma(\sin(2\beta)) = 0,051 / \sqrt{2/0,5} = 0,025.$$

La séparation en catégories d'étiquetage telle que décrite dans la section 3.2.3 permet de prendre en compte les différences de qualité d'étiquetage. L'ajustement se fait de manière simultanée sur les cinq catégories, en utilisant les fractions de mauvais étiquetage de la Table 4.22. La distribution de l'asymétrie CP dépendante du temps résultante est identique à la précédente, mais la sensibilité à  $\sin(2\beta)$  est alors  $\sigma(\sin(2\beta)) = 0,042$  pour  $0,5 \text{ fb}^{-1}$ . Cette diminution de l'erreur est conforme à celle attendue en vertu de la relation 3.3 où l'efficacité effective augmente de 2,95% à 4,14% (Table 4.22). Comme précédemment, l'extrapolation de l'erreur statistique donne :

$$\sigma(\sin(2\beta)) = 0,021$$

pour  $2 \text{ fb}^{-1}$  de données.

### 6.3 Simulations simplifiées

Contrairement au chapitre précédent, il n'est pas possible de valider le modèle de bruit de fond choisi sur un lot de données issues de la simulation complète. En effet, les données contenant du bruit de fond sont générées sans violation de la symétrie CP. De ce fait, les exercices Monte-Carlo se basent sur une connaissance imparfaite des contributions des bruits.

Les valeurs d'entrée des paramètres sont extraites de l'échantillon de  $J/\psi$  inclusif pour les *prompts* et de l'échantillon  $B_{u,d} \rightarrow J/\psi X$  pour le bruit de fond à grand temps propre.

La statistique utilisée pour la génération correspond à  $2 \text{ fb}^{-1}$ . Le nombre d'événements de signal généré correspondant à la sélection finale [55], incluant les deux niveaux de déclenchement. Les nombres d'événements de bruit de fond *prompt* et à grand temps propre sont calculés en fonction du nombre d'événements de signal, en utilisant les rapports bruit sur signal extraits des différents échantillons [55]. La fraction de mauvais étiquetage utilisée est celle résultant de la catégorisation des événements en fonction de leurs propriétés d'étiquetage, détaillée dans la section 3.2.3. La valeur est donnée dans la Table 4.22,  $\omega = 0,359$ . Les valeurs utilisées des paramètres sont données dans la Table 6.1.

La Table 6.1 donne le résultat de l'ajustement d'un exercice Monte-Carlo. Les paramètres mesurés sont compatibles avec leur valeur d'entrée. Les distributions de masse invariante, temps propre, et asymétrie CP dépendante du temps sont données respectivement dans les Figures 6.4, 6.5 et 6.6.

Paramètre	valeur d'entrée	valeur ajustée	corr. glob.
$N_S$	75881	$75593 \pm 381$	0,54
$N_{\text{prompt}}$	113050	$113490 \pm 287$	0,62
$N_{\text{LL1}}$	12166	$12240 \pm 292$	0,92
$N_{\text{LL2}}$	28386	$28093 \pm 297$	0,84
$\mu$ (MeV/c <sup>2</sup> )	5277	$5276,9 \pm 0,1$	0,12
$\sigma_{G1}$ (MeV/c <sup>2</sup> )	14	$13,9 \pm 0,6$	0,99
$\sigma_{G2}$ (MeV/c <sup>2</sup> )	22	$21,6 \pm 1,1$	0,99
$f_{G1}$	0,57	$0,55 \pm 0,09$	0,99
$\text{slope}_{\text{prompt}}$ ([MeV/c <sup>2</sup> ] <sup>-1</sup> )	$-1,0 \times 10^{-3}$	$(-1,01 \pm 0,02) \times 10^{-3}$	0,46
$\text{slope}_{\text{LL1}}$ ([MeV/c <sup>2</sup> ] <sup>-1</sup> )	$-1,6 \times 10^{-3}$	$(-1,65 \pm 0,11) \times 10^{-3}$	0,65
$\text{slope}_{\text{LL2}}$ ([MeV/c <sup>2</sup> ] <sup>-1</sup> )	$-1,6 \times 10^{-3}$	$(-1,65 \pm 0,07) \times 10^{-3}$	0,63
$\tau_{\text{LL1}}$ (ps)	1,581	$1,566 \pm 0,02$	0,82
$\tau_{\text{LL2}}$ (ps)	0,357	$0,358 \pm 0,005$	0,81
$\sigma_{\text{Pr G1}}$	0,040	$0,040 \pm 0,0002$	0,82
$\sigma_{\text{Pr G2}}$	0,110	$0,114 \pm 0,0016$	0,88
$f_{\text{Pr G1}}$	0,75	$0,754 \pm 0,004$	0,90
$\tau_{\text{B}_d^0}$ (ps)	1,536	$1,530 \pm 0,007$	0,33
$\sin(2\beta)$	0,7	$0,726 \pm 0,023$	0,06

TAB. 6.1: Résultat de l'ajustement d'un exercice Monte-Carlo. Tous les paramètres sont en accord avec leur valeurs d'entrée. Le coefficient de corrélation globale donne la dépendance d'un paramètre par rapport aux autres. Plus il est élevé, plus le paramètre dépend au moins d'un autre. La dépendance de 6% de  $\sin(2\beta)$  montre que ce paramètre est peu sensible aux autres.

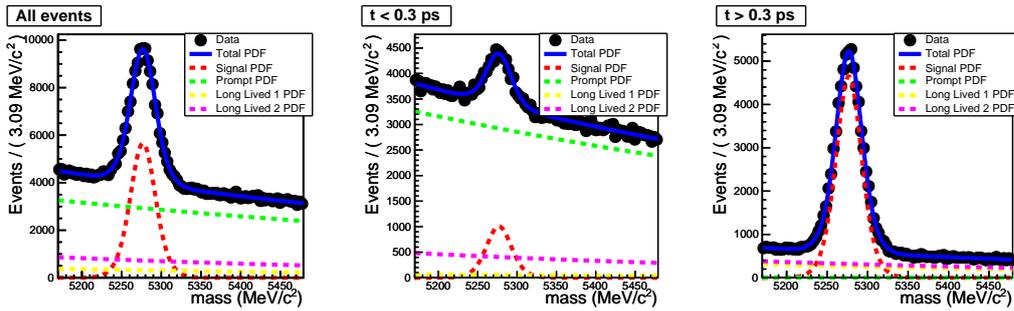


FIG. 6.4: Distribution de masse invariante  $\mu\mu K_S^0$  générée et ajustée avec le modèle complet. La distribution de gauche donne l'ensemble des événements, celle du centre représente les événements dont le temps propre est plus faible que 0,3 ps, et la distribution de droite ceux dont le temps propre est plus grand que 0,3 ps. Cette séparation met en valeur la composante du signal. Ce sont les événements à grand temps propre qui sont les plus sensibles aux propriétés du signal.

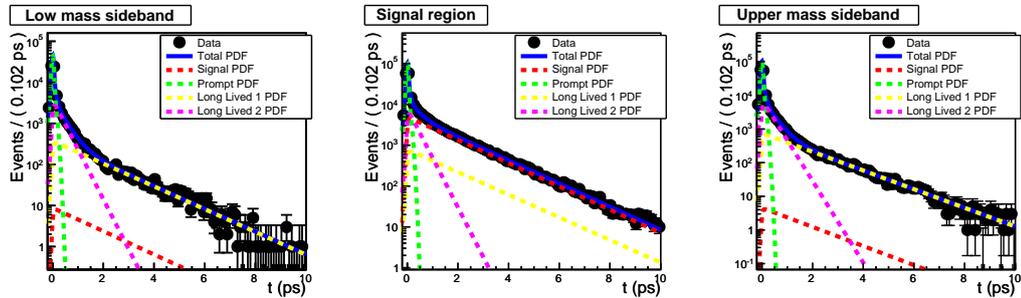


FIG. 6.5: Distribution du temps propre pour les événements générés et ajustés par le modèle complet. La distribution de gauche représente les événements dont la masse invariante est plus faible que  $5217 \text{ MeV}/c^2$ . Celle du centre représente les événements ayant une masse invariante située à  $\pm 60 \text{ MeV}/c^2$  autour de la masse nominale du méson  $B_d^0$ . Enfin la distribution de droite représente les événements ayant une masse invariante plus grande que  $5337 \text{ MeV}/c^2$ .

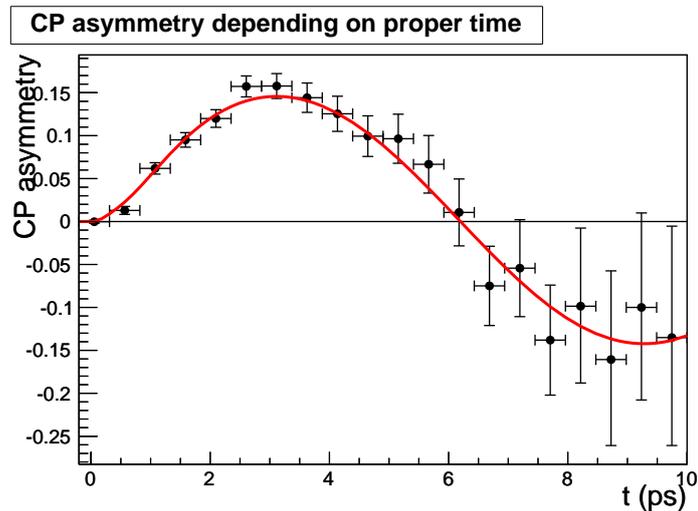


FIG. 6.6: Distribution de l'asymétrie CP dépendante du temps générée et ajustée avec le modèle complet.

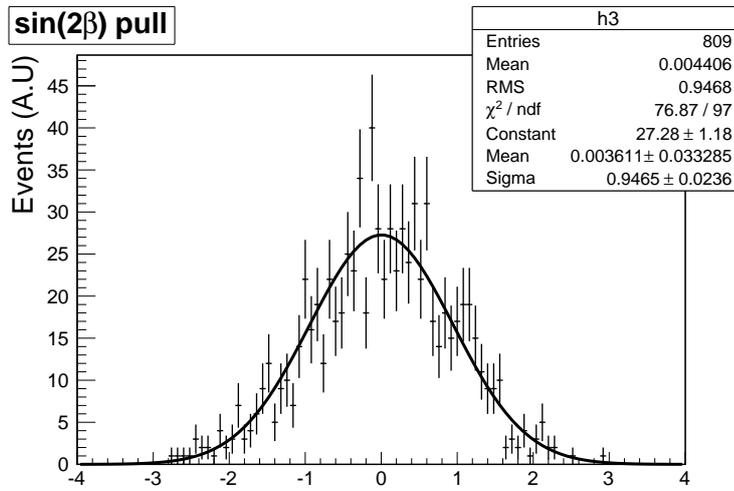


FIG. 6.7: Distribution du pull de  $\sin(2\beta)$  pour les 809 exercices Monte-Carlo utilisant le modèle complet. La distribution suit une gaussienne normale centrée sur 0. La largeur de la gaussienne est à  $2,3\sigma$  de 1.

La stabilité du modèle est testée et la sensibilité à  $\sin(2\beta)$  est obtenue en réalisant un ensemble d'exercices Monte-Carlo. 809 exercices ont été effectués. La distribution 6.7 représente le pull de  $\sin(2\beta)$ . Elle suit bien le comportement d'une gaussienne normale centrée sur 0. La Figure 6.8 représente la distribution des valeurs de  $\sin(2\beta)$  ajustées d'après le modèle complet. La largeur de la gaussienne ajustée donne la sensibilité à  $\sin(2\beta)$  :

$$\sigma(\sin(2\beta)) = 0,0218 \pm 0,0005$$

pour  $2 \text{ fb}^{-1}$  de données.

Nous avons évalué l'impact d'une absence de bruit de fond ainsi que d'une augmentation de celui-ci d'un facteur 3. Ce n'est pas une source d'erreur systématique puisque le nombre d'événements de bruit de fond est laissé libre dans l'ajustement. Par contre, il a une influence sur la sensibilité à  $\sin(2\beta)$ .

Dans le cas où il n'y a pas de bruit de fond, en utilisant la même statistique pour le signal, et les mêmes paramètres, avec la valeur combinée de la fraction de mauvais étiquetage  $\omega = 0,359$ , un ensemble d'exercices Monte-Carlo donne les résultats des Figures 6.9 et 6.10. La sensibilité est la largeur de la gaussienne ajustée sur les valeurs de  $\sin(2\beta)$ . Elle est :

$$\sigma(\sin(2\beta))_{B/S=0} = 0,0210 \pm 0,0005.$$

Elle est donc compatible avec la sensibilité obtenue avec le modèle nominal.

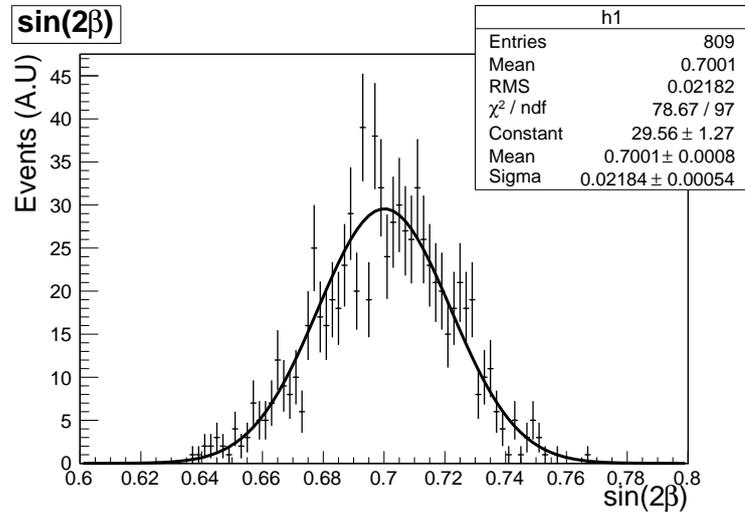


FIG. 6.8: Distribution des valeurs mesurées de  $\sin(2\beta)$  pour l'ensemble des 809 exercices Monte-Carlo. Elle est ajustée par une gaussienne, dont la largeur donne la sensibilité à  $\sin(2\beta)$ ,  $\sigma(\sin(2\beta)) = 0,0218 \pm 0,0005$ .

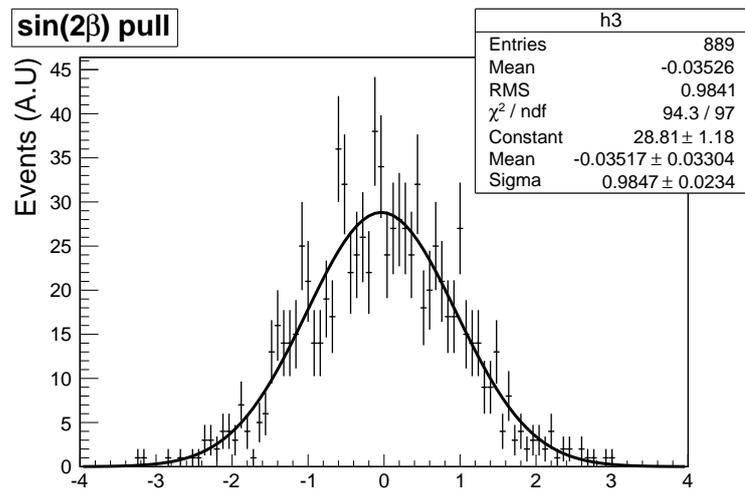


FIG. 6.9: Distribution du pull de  $\sin(2\beta)$  pour les exercices Monte-Carlo utilisant un rapport bruit sur signal nul. Il n'y a pas de biais, et l'erreur est estimée correctement.

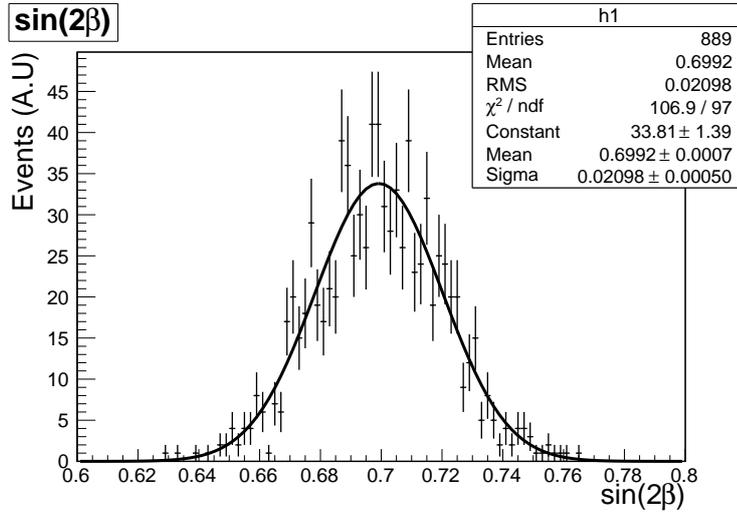


FIG. 6.10: Distribution des valeurs mesurées de  $\sin(2\beta)$  pour l'ensemble des exercices Monte-Carlo utilisant un rapport bruit sur signal nul. Elle est ajustée par une gaussienne, dont la largeur est  $\sigma(\sin(2\beta))_{B/S=0} = 0,0210 \pm 0,0005$ .

L'ajustement de 511 exercices utilisant 3 fois plus de bruit de fond<sup>1</sup> donne les résultats des figures 6.11 et 6.12. La sensibilité est la largeur de la gaussienne ajustée sur les valeurs de  $\sin(2\beta)$ . Elle est :

$$\sigma(\sin(2\beta))_{B/S \times 3} = 0,0262 \pm 0,0008.$$

Cet exercice montre que la présence de bruit de fond a tendance à diminuer la sensibilité à  $\sin(2\beta)$ . C'est un résultat attendu puisqu'elle est inversement proportionnelle à la fraction de signal disponible. Donc si la fraction de signal diminue, l'erreur sur  $\sin(2\beta)$  augmente. Par contre, la valeur de  $\sin(2\beta)$  n'est pas biaisée parce que le bruit de fond a un impact sur l'asymétrie CP uniquement aux petits temps propre, voir par exemple l'asymétrie montrée dans la Figure 6.6.

## 6.4 Étude des erreurs systématiques

Dès lors que les outils nécessaires pour créer les exercices Monte-Carlo sont disponibles et fonctionnels, les études de sources d'erreurs systématiques peuvent être effectuées.

La première source d'erreur systématique étudiée correspond à la valeur de la fraction de mauvais étiquetage utilisée. Il y a deux possibilités :

<sup>1</sup>Tous les bruits de fond sont utilisés, *prompt* et *Long lived*.

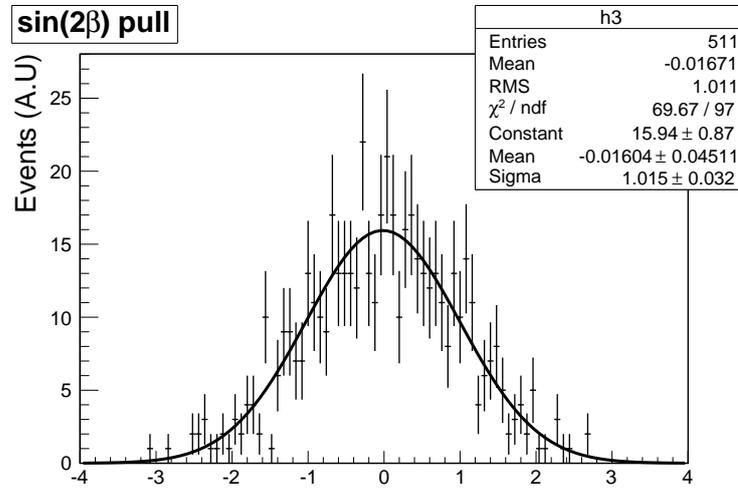


FIG. 6.11: Distribution du pull de  $\sin(2\beta)$  pour les 511 exercices Monte-Carlo utilisant un rapport bruit sur signal multiplié par 3. Il n'y a pas de biais, et l'erreur est estimée correctement.

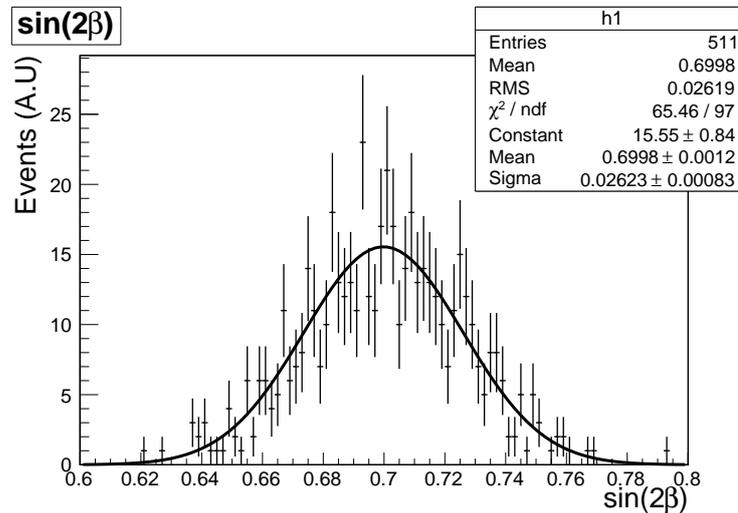


FIG. 6.12: Distribution des valeurs mesurées de  $\sin(2\beta)$  pour l'ensemble des 511 exercices Monte-Carlo utilisant un rapport bruit sur signal multiplié par 3. Elle est ajustée par une gaussienne, dont la largeur est  $\sigma(\sin(2\beta))_{B/S \times 3} = 0,026 \pm 0,001$ .

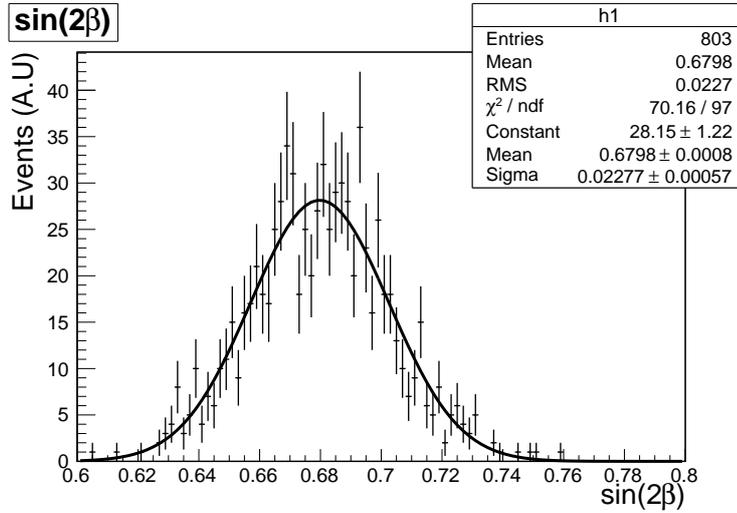


FIG. 6.13: Distribution de la valeur ajustée de  $\sin(2\beta)$  pour les exercices Monte-Carlo utilisant une valeur de la fraction de mauvais étiquetage améliorée. La distribution est ajustée par une gaussienne. La valeur centrale est biaisée par rapport à la valeur d'entrée,  $\sin(2\beta) = 0,7$ .

1. les canaux de contrôle et de signal sont fondamentalement compatibles, mais l'erreur statistique de la fraction de mauvais étiquetage mesuré induit une erreur systématique sur  $\sin(2\beta)$  ;
2. les fractions de mauvais étiquetage sont réellement différentes entre les deux canaux, et l'utilisation de celle du canal de contrôle dans le canal de mesure induit un biais sur  $\sin(2\beta)$ .

Les deux sources ne sont pas de même nature mais ont les mêmes effets.

L'erreur statistique annuelle sur la fraction de mauvais étiquetage mesurée dans  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K^{*0}$  devrait être  $\sigma(\omega)/\omega = 0,3\%$ , comme montré dans le chapitre 5. Pour prendre en compte les deux effets ci-dessus, ainsi que d'éventuelles erreurs systématiques dans la mesure de  $\omega$ , nous étudions la variation de  $\sin(2\beta)$  pour des variations relatives de  $\omega$  de  $\pm 1\%$ . La valeur de la fraction de mauvais étiquetage utilisée pour la génération est la valeur combinée,  $\omega = 0,359$ .

La première série d'exercices Monte-Carlo utilise une fraction de mauvais étiquetage diminuée de 1% relatif :  $\omega = 0.355$ . La distribution des valeurs de sortie de  $\sin(2\beta)$  ainsi que de son pull sont données dans les Figures 6.13 et 6.14. La valeur de  $\sin(2\beta)$  est biaisée de 3%, soit  $-0,9\sigma$ .

La deuxième série d'exercices Monte-Carlo utilise une fraction de mauvais étiquetage augmentée de 1% relatif :  $\omega = 0,363$ . La distribution des valeurs de sortie de  $\sin(2\beta)$  ainsi que de son pull sont données dans les Figures 6.15 et 6.16. Tout comme le premier lot, la valeur de  $\sin(2\beta)$  est biaisée de 3%, mais dans l'autre sens,

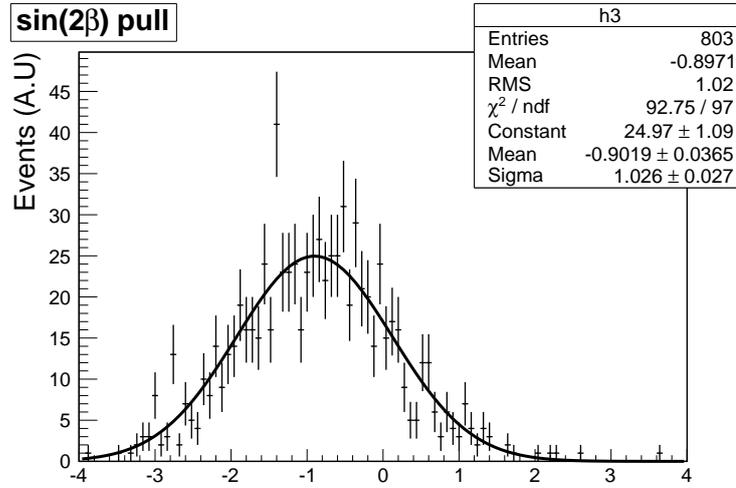


FIG. 6.14: Distribution du pull de  $\sin(2\beta)$  pour les exercices Monte-Carlo utilisant une valeur de la fraction de mauvais étiquetage améliorée. La distribution est ajustée par une gaussienne dont la largeur est compatible avec 1, c'est-à-dire que l'erreur de  $\sin(2\beta)$  est correctement évaluée. La moyenne, par contre, est biaisée de  $-0.90\sigma$ .

c'est-à-dire que le biais est positif :  $0,87\sigma$ . Comme dans le cas précédent, ce biais ne rend pas  $\sin(2\beta)$  mesuré incompatible statistiquement à la valeur nominale.

De ces deux lots d'exercice, nous pouvons déterminer l'erreur systématique due à une erreur relative sur  $\omega$  de 1% :

$$\sigma(\sin(2\beta))_{\text{syst}} = 0.020.$$

Cette erreur est comparable à l'erreur statistique pour  $2 \text{ fb}^{-1}$ ,  $\sigma(\sin(2\beta))_{\text{stat}} = 0,0218$ . Elle doit diminuer avec le temps puisque l'erreur statistique sur la fraction de mauvais étiquetage diminue avec l'augmentation du nombre d'événements disponibles. L'erreur systématique due à un biais entre la fraction de mauvais étiquetage du canal de contrôle et celle du canal de mesure peut être estimée puisque  $\sin(2\beta)$  est un paramètre déjà mesuré. Dans le cas où la fraction de mauvais étiquetage ne serait pas compatible entre le canal de contrôle et le canal de mesure, la comparaison entre deux canaux de contrôle peut aussi donner un ordre de grandeur de la différence. Une étude spécifique doit être effectuée pour valider cette approche.

Une deuxième source d'erreur systématique non traitée ici, mais liée à l'étiquetage, est la différence de fraction de mauvais étiquetage entre les mésons  $B_d^0$  et  $\bar{B}_d^0$ . De telles différences proviennent d'asymétries de production et/ou de détection. La différence observée dans les données issues de la simulation complète n'est pas significative à cause de la faible statistique disponible. Cependant, comme annoncé dans le chapitre 5, les deux fractions de mauvais étiquetage seront mesurées

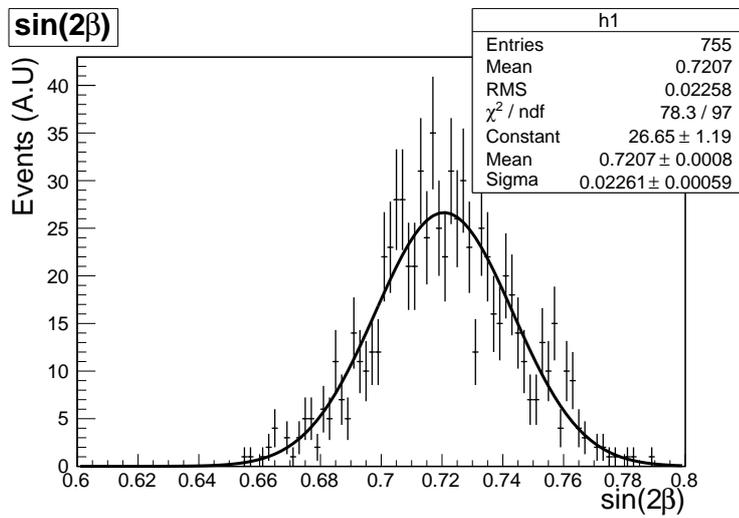


FIG. 6.15: Distribution de la valeur ajustée de  $\sin(2\beta)$  pour les exercices Monte-Carlo utilisant une valeur de la fraction de mauvais étiquetage dégradée. La distribution est ajustée par une gaussienne. La valeur centrale est biaisée par rapport à la valeur d'entrée,  $\sin(2\beta) = 0,7$ .

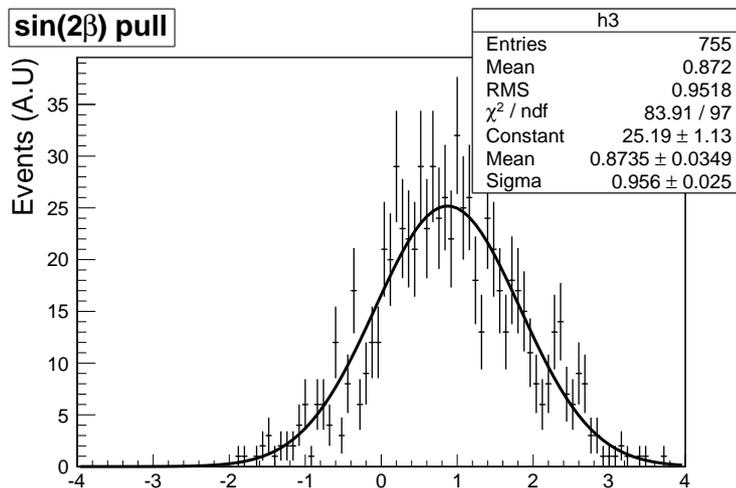


FIG. 6.16: Distribution du pull de  $\sin(2\beta)$  pour les exercices Monte-Carlo utilisant une valeur de la fraction de mauvais étiquetage dégradée. La distribution est ajustée par une gaussienne dont la largeur est compatible avec 1, c'est-à-dire que l'erreur de  $\sin(2\beta)$  est correctement évaluée. La moyenne, par contre, est biaisée de  $0.87\sigma$ .

$\omega$	$\sin(2\beta)$	biais( $\sigma$ )
0,355	$0,680 \pm 0,023$	-0,9
0,359	$0,699 \pm 0,021$	0
0,363	$0,721 \pm 0,023$	0,87

TAB. 6.2: Résumé des biais de  $\sin(2\beta)$  en fonction des valeurs de la fraction de mauvais étiquetage utilisés pendant l'ajustement.

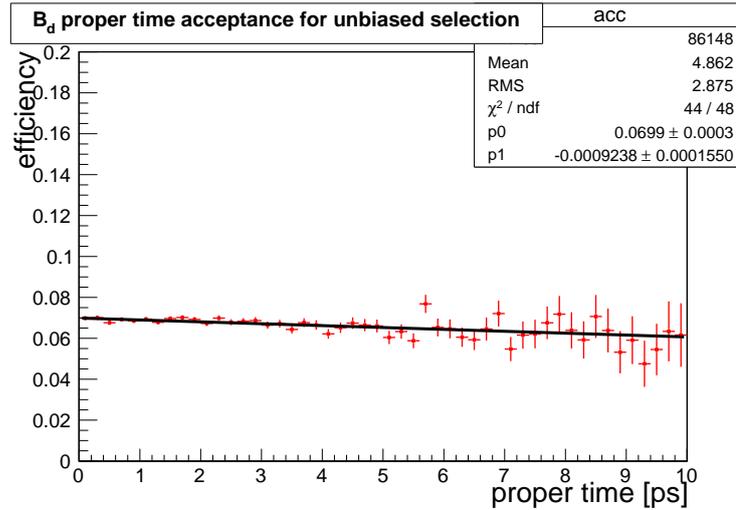


FIG. 6.17: Fonction d'acceptance du temps propre pour les événements de signal passant la sélection  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K_S^0$  ne biaisant pas le temps propre. La distribution est ajustée par une droite dont la pente est très faible, bien que non compatible avec 0.

séparément dans les données, et prises en compte dans l'ajustement final.

La Table 6.2 résume les biais de  $\sin(2\beta)$  en fonction des valeurs de la fraction de mauvais étiquetage utilisées. L'erreur systématique induite par une erreur sur la fraction de mauvais étiquetage n'est pas plus grande que l'erreur statistique. Cela implique que pour que la mesure de  $\sin(2\beta)$  ne soit pas dominée par les erreurs systématiques, il est nécessaire de connaître à mieux que 1% relatif la fraction de mauvais étiquetage.

D'autres sources d'erreurs systématiques proviennent du temps propre. Tout d'abord, dans le modèle utilisé, nous ne considérons pas de fonction d'acceptance pour le temps propre des mésons  $B_d^0$ . Ceci est justifié par le fait que nous utilisons une sélection ne biaisant pas le temps propre [55]. L'acceptance pour les événements de signal passant la sélection est donnée dans la Figure 6.17. La pente est 1‰, c'est-à-dire presque nulle.

Il est nécessaire de vérifier l'impact de cette acceptance non plate. Pour cela un ensemble d'exercices Monte-Carlo est effectué en générant les événements en

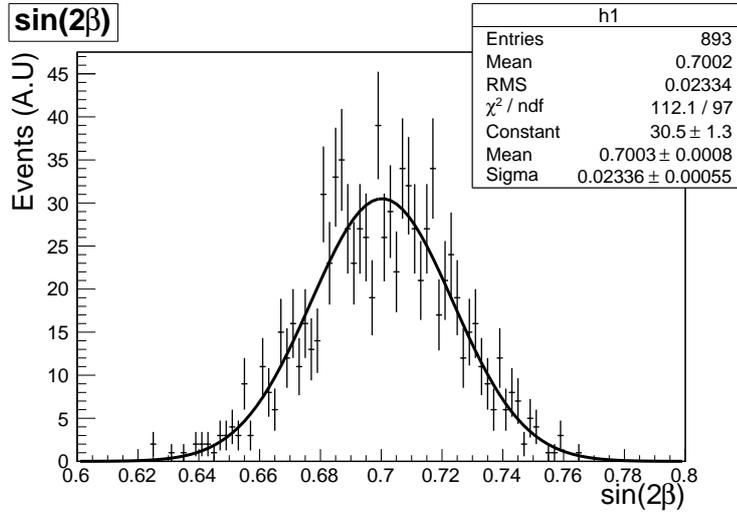


FIG. 6.18: Distribution des valeurs de  $\sin(2\beta)$  pour des événements ayant une fonction d'acceptance temporelle à la génération, mais pas dans l'ajustement. Elle est ajustée par une gaussienne dont la moyenne est compatible avec la valeur d'entrée,  $\sin(2\beta) = 0,7$ . La largeur de cette gaussienne donne la sensibilité,  $\sigma(\sin(2\beta)) = 0,0234 \pm 0,0006$ .

prenant en compte l'acceptance, et en les ajustant en l'ignorant. Les résultats pour  $\sin(2\beta)$  sont donnés dans la Figure 6.18 et le pull est donné dans la Figure 6.19. Il n'y a pas de biais, et la sensibilité reste compatible avec la valeur nominale. Ce résultat est attendu compte tenu du fait que la fonction d'acceptance utilisée affecte de la même manière les mésons  $B_d^0$  et  $\bar{B}_d^0$ . Ainsi elle ne doit pas changer l'amplitude de l'asymétrie CP. Par contre, le temps propre ajusté doit être biaisé, comme on peut le voir sur la Figure 6.20, qui donne sa distribution du pull.

Les asymétries de détections ont un impact sur les fonctions d'acceptance, les rendant potentiellement différentes pour les mésons étiquetés  $B_d^0$  et ceux étiquetés  $\bar{B}_d^0$ . Cette information n'est pas démontrable avec les données issues de la simulation complète à cause de la faible statistique disponible.

D'autres sources d'erreurs systématiques sont possibles, mais n'ont pas été étudiées. Par exemple, dans le modèle de bruit de fond, nous avons ignoré le fait qu'une des composantes présente de la violation de la symétrie CP. Une telle composante peut biaiser la valeur de  $\sin(2\beta)$ .

## 6.5 Conclusion

Ce chapitre donne une procédure pour mesurer le paramètre de violation de CP  $\sin(2\beta)$ . Elle repose sur l'ajustement simultané de la masse invariante  $\mu\mu K_S^0$  et du temps propre des mésons  $B_d^0$  reconstruits. La densité de probabilité du temps propre

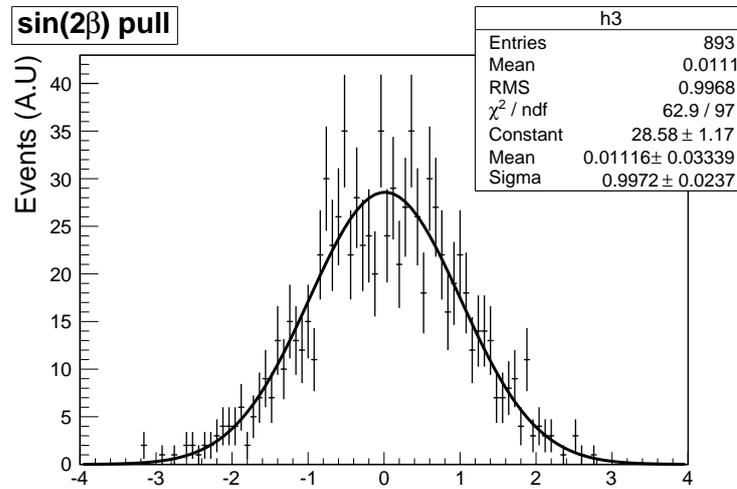


FIG. 6.19: Distribution des pulls de  $\sin(2\beta)$  pour des événements générés avec une fonction d'acceptance temporelle à la génération, mais ajustés sans en tenir compte. Elle est ajustée par une gaussienne dont la moyenne est compatible avec 0. La largeur de cette gaussienne est compatible avec 1.

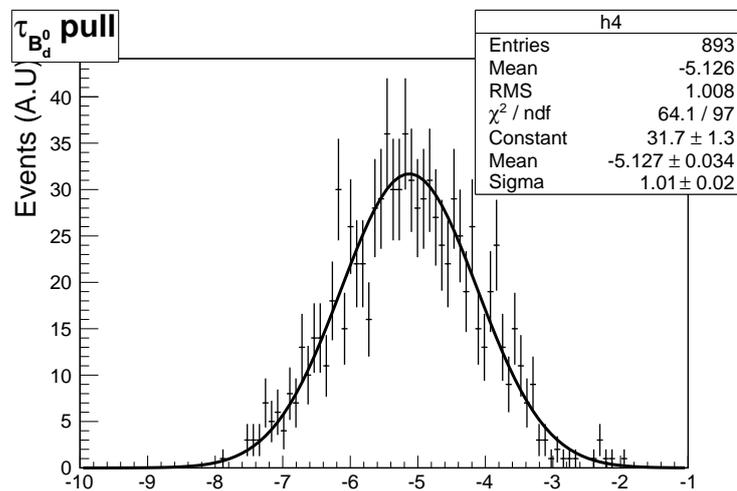


FIG. 6.20: Distribution des pulls de  $\tau_{B_d^0}$  pour des événements générés avec une fonction d'acceptance temporelle non plate, mais ajustés sans en tenir compte. Elle est ajustée par une gaussienne dont la moyenne n'est pas compatible avec 0. La largeur de cette gaussienne est compatible avec 1.

du signal dépend de  $\sin(2\beta)$ . La masse invariante est utilisée pour séparer la composante de signal de celle de bruit. Le bruit de fond contient trois composantes : des événements de type *prompt*, et deux composantes à grand temps propre. La sensibilité à  $\sin(2\beta)$  pour  $2 \text{ fb}^{-1}$  avec le modèle utilisé est déterminée à l'aide d'exercices Monte-Carlo. Les propriétés des différentes contributions sont déterminées à partir de lots d'événements issus de la simulation complète. La sensibilité statistique obtenue pour une année nominale de prise de donnée,  $2 \text{ fb}^{-1}$ , est :

$$\sigma(\sin(2\beta)) = 0,0218 \pm 0,0005.$$

Cette sensibilité est à comparer avec la précision statistique issue de la combinaison de l'ensemble des valeurs des différentes expériences [62] :

$$\sigma(\sin(2\beta)) = 0,020.$$

La sensibilité statistique à  $\sin(2\beta)$  mesuré dans LHCb est comparable à la moyenne mondiale, obtenue par l'ensemble des expériences actuelles.

Nous avons étudié la variation de la sensibilité en fonction de l'augmentation du niveau de bruit. S'il y a trois fois plus de bruit, alors la sensibilité est :

$$\sigma(\sin(2\beta))_{B/S \times 3} = 0,0262 \pm 0,0008.$$

La dégradation est de 20% relatif par rapport à la valeur nominale.

Pour les études de sources d'erreurs systématiques, nous avons généré des événements utilisant les paramètres nominaux, puis les avons ajustés en changeant certains paramètres. La variation de la fraction de mauvais étiquetage est celle qui a le plus gros impact sur  $\sin(2\beta)$ . En effet, avec une variation relative de  $\pm 1\%$ , nous obtenons une erreur systématique comparables à l'erreur statistique :

$$\sigma(\sin(2\beta))_{\omega \pm 1\% \text{relat.}} = 0,020.$$

Le deuxième effet étudié est le cas de la présence d'une fonction d'acceptance temporelle non plate dans les données, mais non modélisée. Celle-ci ne change pas la sensibilité à  $\sin(2\beta)$ , mais biaise le temps propre mesuré.

Ces études permettent de conclure que :

$$\sin(2\beta) = 0,7 \pm 0,0218(\text{stat}) \pm 0,020(\text{syst} : \omega)$$

pour une année nominale de prise de donnée à LHCb, en considérant une très mauvaise connaissance de la fraction de mauvais étiquetage par rapport à celle extraite au chapitre précédent. Cela a deux conséquences : la première est qu'il est nécessaire de mesurer la fraction de mauvais étiquetage à mieux que 1% relatif pour ne pas être dominé par les erreurs systématiques, et la seconde que la valeur mesurée de la fraction de mauvais étiquetage est suffisamment précise pour ne pas induire de biais systématique sur la mesure de  $\sin(2\beta)$  ou de  $\phi_s^{J/\psi\phi}$ .



---

## Conclusion

---

 L'EXPÉRIENCE LHCb est spécialisée dans l'étude de la violation de la symétrie CP et dans la recherche de désintégrations rares dans le secteur de la beauté. Elle accumulera ses premières données fin 2009 début 2010. Les mesures de précision qui y seront effectuées nécessitent de nombreux outils parmi lesquels figure l'étiquetage de la saveur des mésons beaux à l'instant de leur production. Pour obtenir une sensibilité qui permettra de révéler l'existence de nouvelle physique, il est nécessaire que tous les outils utilisés soient étalonnés précisément en utilisant les données elles mêmes.

Dans cette thèse, nous nous sommes intéressés à la mesure de  $\sin(2\beta)$  dans les désintégrations  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K_S^0$  pour l'étalonnage de l'étiquetage de la saveur des mésons beaux à l'instant de leur production. En effet,  $\sin(2\beta)$  est une quantité bien mesurée par les expériences BaBar et Belle [1, 2].

Dans une première partie, nous avons décrit l'algorithme utilisé dans l'expérience LHCb pour déterminer la saveur des mésons beaux à l'instant de leur production, ainsi qu'une procédure pour l'optimisation de celui-ci, avec une estimation des performances de l'algorithme en utilisant des données issues de la simulation détaillée de l'expérience.

La deuxième partie du travail a consisté à développer une sélection d'un canal de contrôle en suivant des critères d'homogénéité avec d'autres canaux de contrôle et de mesure, pour minimiser les différences des performances de l'étiquetage entre les différents canaux. Le canal étudié,  $B^+ \rightarrow J/\psi K^+$ , a un rendement annuel de 1,25 millions d'événements, avec un rapport bruit sur signal de 3,16. Le bruit de fond dominant est celui où les trois particules de l'état final sont issues du vertex primaire. Ses performances d'étiquetage opposé sont statistiquement compatibles avec celles des canaux  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K^{*0}$ ,  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K_S^0$  et  $B_s^0 \rightarrow J/\psi \phi$ .

Dans la troisième partie, nous avons développé la procédure de mesure de la fraction de mauvais étiquetage opposé dans le canal  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K^{*0}$ , donnant une

erreur relative annuelle de :

$$\frac{\sigma(\omega)}{\omega} = 0,3\%.$$

Les études des erreurs systématiques seront effectuées sur les données réelles, car elles dépendent de la modélisation du bruit de fond. De plus, l'extraction de la fréquence des oscillations  $B_d^0 - \bar{B}_d^0$ ,  $\Delta m_d$ , présente une erreur statistique annuelle comparable à la moyenne mondiale,  $\sigma(\Delta m_d) = 0,005 \text{ ps}^{-1}$ . Cette mesure permet une vérification de la qualité des données.

Enfin, dans le dernier chapitre, nous avons expliqué la mesure de  $\sin(2\beta)$  dans le canal  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K_S^0$ . Une étude des sources de bruits de fond a permis de construire une description mathématique de cette désintégration utilisée pour des simulations simplifiées. Ces dernières ont permis de déterminer la sensibilité de LHCb à  $\sin(2\beta)$  pour une année nominale de prise de données est :

$$\sigma(\sin(2\beta)) = 0.0218(\text{stat}) \pm 0.020(\text{syst} : \omega)$$

où l'erreur systématique étudiée est due à une méconnaissance de la fraction de mauvais étiquetage de l'ordre de 1%. L'erreur statistique attendue est comparable à celle de la moyenne mondiale, 0.021. De ce fait, avec une année nominale de prise de données, l'expérience LHCb est sensible à une erreur sur le contrôle de la fraction de mauvais étiquetage, permettant de mettre en place les procédures de corrections nécessaires. De plus, comme l'erreur statistique obtenue en un an est comparable à la moyenne mondiale, l'expérience LHCb est compétitive pour améliorer la précision à  $\sin(2\beta)$ .

Lorsque les données réelles arriveront, il sera nécessaire de comprendre les différents ingrédients entrant dans l'algorithme d'étiquetage, c'est-à-dire la reconstruction des traces et des vertex, et l'identification des particules. De plus, une analyse des bruits de fond sera nécessaire pour construire un modèle mathématique cohérent. Enfin, il faudra accumuler suffisamment de statistique pour contrôler tous les aspects de l'algorithme d'étiquetage et effectuer cette analyse.

---

# Bibliographie

---

- [1] BaBar Collaboration : B. AUBERT ET AL. Observation of CP violation in the  $B^0$  meson system. *Phys. Rev. Lett.*, 87 (2001) 91801 .
- [2] Belle Collaboration : K. ABE ET AL. Observation of large CP violation in the neutral  $B$  meson system. *Phys. Rev. Lett.*, 87 (2001) 91802 .
- [3] G. C. BRANCO, L. LAVOURA, et J. P. SILVA. *CP violation*. International series of monographs on physics. Oxford university press (1999).
- [4] M. BEYER ET AL. CP violation in particle, nuclear and astrophysics. Proceedings, Summer School, Prerow, Germany, October 1-8, 2000. (2000).
- [5] T. D. LEE et C. N. YANG. *Physical Review*, 104 (1956).
- [6] J. H. CHRISTENSON ET AL. *Phys. Rev. Lett.*, 13 (1964).
- [7] A. APOSTOLAKIS ET AL. *Phys. Lett. B*, 458 (1999) 545 .
- [8] G. LUEDERS. *Kgl. Danske Videnskab. Selskab Mat. Fys. Medd.*, 28 (1954) 5 .
- [9] W. PAULI. *Niels Bohr and the development of physics*. Pergamon (1955).
- [10] R. JOST. *Helvetica Physica Acta*, 30 (1957) 409 .
- [11] R. JOST. *Helvetica Physica Acta*, 36 (1963) 77 .
- [12] R. F. STREATER et A.S. WIGHTMAN. *CPT, spin, statistics and all that*. Benjamin (1964).
- [13] C. AMSLER ET AL. Review of particle physics. *Phys. Lett.*, B 667 (2008).
- [14] V. F. WEISSKOPF et E. P. WIGNER. *Zeitschrift fur Physics*, 65 (1930).
- [15] M. KOBAYASHI et T. MASKAWA. CP-violation in the renormalizable theory of weak interactions. *Prog. Theor. Phys.*, 49 (1973) : 652–657.

- [16] C. JARLSKOG. Commutator of the Quark Mass Matrices in the Standard Electroweak Model and a Measure of Maximal  $CP$  Nonconservation. *Phys. Rev. Lett.*, 55 (1985) 1039 .
- [17] C. JARLSKOG. A basis independent formulation of the connection between quark mass matrices,  $CP$  violation and experiment. *Zeitschrift fur Physics*, C66 (1985) : 491.
- [18] L. WOLFENSTEIN. *Phys. Rev. Lett.*, 51 (1983).
- [19] J. CHARLES ET AL.  $CP$  violation and the CKM matrix : assessing the impact of the asymmetric B factories. *Eur. Phys. J.*, C41 (2005) 1 : 1–131.
- [20] C.G. BRANCO et L. LAVOURA. Wolfenstein-type parametrization of the quark mixing matrix. *Phys. Rev. D.*, 38 (1988) : 2295.
- [21] CDF Collaboration : T. AALTONEN ET AL. Observation of  $B_s$ - $B_s^*$  oscillations. *Phys. Rev. Lett.*, 97 (2006) 242003 .
- [22] CDF Collaboration : T. AALTONEN ET AL. First Flavor-Tagged Determination of Bounds on Mixing-Induced  $CP$  Violation in  $B_s^0 \rightarrow J/\psi\phi$  Decays. *Phys.Rev.Lett.*, 100 (2007) 161802 .
- [23] D0 Collaboration : V. M ABAZOV ET AL. Lifetime Difference and  $CP$ -Violating Phase in the  $B_s^0$  System. *Phys. Rev. Lett.*, 98 (2007) 121801 .
- [24] LHCb Collaboration : A. A. Alves JR. ET AL. The LHCb detector at the LHC. *Journal of Instrumentation*, 3 (2008) 08 : S08 005.
- [25] L. EVANS et P. BRYANT. LHC machine. *Journal of Instrumentation*, 3 (2008) 08 : S08 001.
- [26] T. SJOSTRAND, L. LONNBLAD, S. MRENNNA, et P. SKANDS. Pythia 6.3 physics and manual. (2003).
- [27] H. DIJKSTRA et N. TUNING. Some Remarks on Systematic Effects of the Trigger and Event Generator Studies. *LHCb note*, CERN-LHCB-2003-157 (2003).
- [28] G. FLUGGE. Future Research in High Energy Physics. *1993 European School of High Energy Physics*, (1993).
- [29] LHCb Collaboration : S. AMATO ET AL. LHCb Magnet. *Technical Design Report*, LHCC-2000-007 (2000).
- [30] LHCb Collaboration : S. AMATO ET AL. LHCb Vertex Locator. *Technical Design Report*, LHCC-2001-011 (2001).
- [31] LHCb Collaboration : S. AMATO ET AL. LHCb Inner Tracker. *Technical Design Report*, LHCC-2002-029 (2002).

- [32] LHCb Collaboration : S. AMATO ET AL. LHCb Outer Tracker. *Technical Design Report*, LHCC-2001-024 (2001).
- [33] LHCb Collaboration : S. AMATO ET AL. LHCb reoptimized detector design and performance. *Technical Design Report LHCb*, LHCC 2003-030 (2003).
- [34] LHCb Collaboration : S. AMATO ET AL. LHCb Rich. *Technical Design Report*, LHCC-2000-037 (2000).
- [35] LHCb Collaboration : S. AMATO ET AL. LHCb Calorimeters. *Technical Design Report*, LHCC-2000-036 (2000).
- [36] LHCb Collaboration : S. AMATO ET AL. LHCb Muon System. *Technical Design Report*, LHCC-2001-010 (2001).
- [37] LHCb Collaboration : S. AMATO ET AL. LHCb Trigger System. *Technical Design Report*, LHCC-2003-031 (2003).
- [38] D. J. LANGE. The EvtGen particle decay simulation package. *Nucl. Instr. Meth., A* (2001) 462 .
- [39] E. BARBERIO et Z. WAS. PHOTOS : A Universal Monte Carlo for QED radiative corrections. Version 2.0. *Comput. Phys. Commun.*, 79 (1994) : 291–308.
- [40] M. R. WHALLEY, D. BOURILKOV, et R. C. GROUP. The Les Houches Accord PDFs (LHAPDF) and Lhaglué. (2005).
- [41] M. DOBBS et J. B. HANSEN. The HepMC C++ Monte Carlo event record for High Energy Physics. *Comput. Phys. Commun.*, 134 (2001) : 41–46.
- [42] S. AGOSTINELLI ET AL. GEANT4 - A simulation toolkit. *Nucl. Instr. Meth.*, 506 (2003) 3 .
- [43] M. CALVI, O. LEROY, et M. MUSY. Flavour Tagging Algorithms and Performances in LHCb. *LHCb note*, CERN-LHCb-2007-058 (2007).
- [44] M. CALVI, G. LANFRANCHI, O. LEROY, M. MUSY, S. POSS, et S. VECCHI. Calibration of Flavour Tagging with  $B^+ \rightarrow J/\psi K^+$  and  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K^*$  control channels. *LHCb note*, CERN-LHCb-2009-020 (2009).
- [45] Twiki de résumé des performances de l’algorithme d’étiquetage.  
Site web du groupe étiquetage : <https://twiki.cern.ch/twiki/bin/view/LHCb/V2FlavTag>
- [46] BaBar Collaboration : B. AUBERT ET AL. Measurement of the CP-Violating Asymmetry Amplitude  $\sin(2\beta)$ . *Phys. Rev. Lett.*, 89 (2002) 201802 .

- [47] Belle Collaboration : H. KAKUNO ET AL. Neutral B Flavor Tagging for the Measurement of Mixing-induced CP Violation at Belle. *Nucl. Instrum. Meth.*, A533 (2004) : 516–531.
- [48] D0 Collaboration : V. M ABAZOV ET AL. Measurement of the flavour oscillation frequency of the  $B_s^0$  mesons at D0. *D0 conference note*, 5474 (2007).
- [49] CDF Collaboration : A. ABULENCIA ET AL. Observation of  $B_s^0 - \bar{B}_s^0$ . *Phys. Rev. Lett.*, 97 (2006).
- [50] M. ZUR NEDDEN. Precise B-Decays Measurement Sensitive to BSM Physics at ATLAS. Dans *Europhysics Conference on High Energy Physics*. Anchester, England (2007) .
- [51] E. ASLANIDES, J. BABEL, J. COGAN, R. Le GAC, O. LEROY, S. POSS, et A. TSAREGORODTSEV. Selection of  $B^+ \rightarrow \bar{D}^0\pi^+$  and  $B^+ \rightarrow \bar{D}^0\mu^+\nu_\mu$  to control flavour tagging in LHCb. *LHCb note*, CERN-LHCb-2006-058 (2006).
- [52] O. LEROY, F. MUHEIM, S. POSS, et Y. XIE. Selection of the  $B_s^0 \rightarrow D_s^- \mu^+ \nu_\mu$  events in LHCb. *LHCb note*, CERN-LHCb-2007-029 (2007).
- [53] S. POSS. *Use of  $B_s^0 \rightarrow D_s^- \mu^+ \nu_\mu$  channel to control the flavour tagging in LHCb*. Rapport de master, Université de la Méditerranée (2006). CERN-THESIS-2007-010.
- [54] M. CALVI, B. KHANJI, G. LANFRANCHI, O. LEROY, et S. POSS. Lifetime Unbiased Selections of  $B_s^0 \rightarrow J/\psi\phi$  and related control channels :  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K^*$  and  $B^+ \rightarrow J/\psi K^+$ . *LHCb note*, CERN-LHCb-2009-025 (2009).
- [55] N. MANGIAFAVE, M. CALVI, et C. MATTEUZZI. *Measurement of  $\sin(2\beta)$  from  $B_d^0 \rightarrow J/\psi K_S^0$  with the LHCb detector*. Master thesis, Univ. degli Studi Milano Bicocca, Milan (2008). Presented on 15 May 2008.
- [56] S. AMATO ET AL. Measurement of the CP violating parameter  $\beta_s$  with  $B_s^0 \rightarrow J/\psi\phi$ . *LHCb note*, CERN-LHCB-ROADMAP-003 (2009).
- [57] J. M. AMORAAL. The  $J/\psi \rightarrow \mu\mu$  selection. *LHCb note*, CERN-LHCb-2007-052 (2007).
- [58] G. RAVEN. Selection of  $B_s^0 \rightarrow J/\psi\phi$  and  $B^+ \rightarrow J/\psi K^+$ . *LHCb note*, CERN-LHCb-2003-118 (2003).
- [59] G. J. FELDMAN et R. D. COUSINS. Unified approach to the classical statistical analysis of small signals. *Phys. Rev. D*, 57 (1998) 7 : 3873–3889.
- [60] H.G. MOSER et A. ROUSSARIE. Mathematical Methods for  $B^0 - \bar{B}^0$  Oscillation Analyses. *Nucl. Instrum. Meth. A*, 384 (1997) 491 .

- 
- [61] P. VANKOV et G. RAVEN. Proper-Time Resolution Modelling. *LHCb note*, CERN-LHCb-2007-055 (2007).
- [62] E. BARBERIO ET AL. Averages of b-hadron and c-hadron properties at the end of 2007. *arxiv :hep-ex/0808.1297*, (2008).



---

# Index

---

<b>A</b>	
Asymétrie	
CP dépendante du temps ..	16, 26
de mélange .....	15
<b>B</b>	
$\beta_s$ .....	28
<b>C</b>	
Canal	
de contrôle .....	76, 79, 81
de mesure .....	81, 127
<b>D</b>	
$\Delta\Gamma$ .....	8
$\Delta m$ .....	8
$\Delta m_d$ .....	28
$\Delta m_s$ .....	28
Diagrammes	
en boîte .....	23
pinguins .....	25
Dilution .....	58
<b>E</b>	
Efficacité d'étiquetage .....	57
Efficacité d'étiquetage effective .....	58
Estimateur	
électron .....	61
kaon .....	61
muon .....	61
SS kaon .....	65
SS pion .....	65
Estimateurs de l'étiquetage .....	59
Étalonnage de l'étiquetage .....	75
Étiquetage de la saveur .....	57
<b>F</b>	
Fraction de mauvais étiquetage .....	58
<b>I</b>	
Identification des particules .....	46
Interaction électrofaible .....	18
<b>J</b>	
Jarlskog, invariant de .....	20
<b>L</b>	
Lagrangien	
de Higgs .....	18
de Yukawa .....	19
$\lambda_f$ .....	11
LHC .....	33
LHCb .....	33, 35
<b>M</b>	
Matrice CKM .....	19
Mécanisme de Higgs .....	19
Méson beau neutre .....	12
Modèle Standard .....	17
<b>O</b>	
Opérateur	

$CPT$ .....	5
$CP$ .....	4
de conjugaison de charge $\mathcal{C}$ .....	3
de parité $\mathcal{P}$ .....	4
de reversement du temps $\mathcal{T}$ ....	4
<b>P</b>	
Phase	
faible .....	16
forte .....	16
<b>Q</b>	
$q/p$ .....	8
<b>S</b>	
Section efficace de production	
de paires $b\bar{b}$ .....	35
$\sin(2\beta)$ .....	1, 26, 28, 30, 39, 57, 58, 73, 127, 135, 137–139, 141, 142, 144, 145
Système de déclenchement .....	53
<b>T</b>	
Taux de désintégration .....	13, 15
Trajectographie .....	39
Triangle d'unitarité .....	21
<b>V</b>	
Violation de CP .....	5, 13
dans l'interférence mélange - dés- intégration .....	12
dans le mélange .....	12
directe .....	12
<b>W</b>	
Wolfenstein, paramétrage de .....	21



## **Étalonnage de l'algorithme d'étiquetage de la saveur par la mesure de $\sin(2\beta)$ dans LHCb**

L'objectif de la thèse est de proposer une procédure pour l'étalonnage de l'algorithme d'étiquetage de la saveur de l'expérience LHCb. Cet algorithme est fondamental pour de nombreuses mesures de paramètres de la violation de la symétrie CP. La mesure de référence est celle de  $\sin(2\beta)$  car ce paramètre est très bien connu. Dans la première partie de ce document, nous présentons le cadre théorique du travail, avec une présentation de l'origine des observables de violation de la symétrie CP dans le Modèle Standard de la physique des particules. La deuxième partie présente le détecteur LHCb, avec une revue de ses sous-détecteurs. La troisième partie montre l'algorithme d'étiquetage de la saveur, avec une présentation des estimateurs choisis, ainsi que la procédure d'optimisation utilisée. Cette partie donne enfin les performances attendues. Le chapitre suivant présente l'étude de la sélection d'un canal de contrôle utilisé pour l'optimisation de l'algorithme. La cinquième partie présente la procédure d'extraction de la fraction de mauvais étiquetage depuis un autre canal de contrôle. Cette fraction de mauvais étiquetage est un paramètre fondamental de l'algorithme. Enfin, le dernier chapitre montre comment cette fraction de mauvais étiquetage est utilisée dans la mesure de  $\sin(2\beta)$ , et quels sont les conséquences d'une erreur sur cette fraction. On montre qu'avec une année de prise de données, la sensibilité à  $\sin(2\beta)$  est suffisante pour contrôler l'algorithme.

Mots clés : étalonnage, étiquetage de la saveur, LHCb, fraction de mauvais étiquetage, violation de la symétrie CP,  $\sin(2\beta)$ , maximum de vraisemblance

## **Calibration of the flavour tagging algorithm of the LHCb experiment by the measurement of $\sin(2\beta)$ .**

The thesis objective is to develop a procedure for the calibration of LHCb's flavour tagging algorithm. This algorithm is fundamental for many CP violating parameters' measurements. The chosen reference measurement is  $\sin(2\beta)$  because it is very well known. In the first part of this document, we present the theoretical context of this work, with a presentation of the origin of the CP violating observables of the Standard Model of particle physics. Then we present the experimental apparatus, the LHCb detector, with a review of its sub-detectors. The third part describes the flavour tagging algorithm, with a presentation of the chosen taggers, and the selection optimization. It also gives the expected performance. The next chapter discusses the selection procedure for one of the control channels used in the algorithm's optimization. The fifth part presents the procedure for the extraction of the wrong tag fraction from an other control channel. This wrong tag fraction is a fundamental parameter of the flavour tagging algorithm. Finally, the last chapter shows how this wrong tag fraction is used in the measurement of  $\sin(2\beta)$ , and what are the consequences of an error on this fraction. We show that with one year of data taking, the sensitivity to  $\sin(2\beta)$  is sufficient to control the flavour tagging algorithm.

Keywords : Calibration, flavour tagging, wrong tag fraction, LHCb, CP violation,  $\sin(2\beta)$ , maximum likelihood