



Université Claude Bernard



Lyon 1

THÈSE de DOCTORAT DE L'UNIVERSITÉ DE LYON
Opérée au sein de
l'Université Claude Bernard Lyon 1

École Doctorale ED52
École Doctorale de Physique et Astrophysique

Spécialité de doctorat : Physique
Discipline : Cosmologie Observationnelle

Soutenue publiquement le jj/mm/aaaa, par :

Nora NICOLAS

**Propriétés intrinsèques des supernovae de type Ia
et leurs conséquences sur les paramètres cosmologiques**

Devant le jury composé de :

M./Mme. XXX XXX	Président-e
M./Mme. XXX XXX	Rapporteur-e
M./Mme. XXX XXX	Rapporteur
M./Mme. XXX XXX	Examinateur-ice
M./Mme. XXX XXX	Directeur de thèse
M./Mme. XXX XXX	Co-Directeur de thèse
M./Mme. XXX XXX	Invitæ

Remerciements

Résumé

Abstract

Introduction générale

Table des matières

I Contexte cosmologique	1
I.1 Bases de relativité générale	2
I.1.1 Concepts initiaux	2
I.1.2 Métrique et équations de conservation	2
I.1.3 Définition de la constante cosmologique	2
I.2 Introduction du modèle standard de la cosmologie	2
I.2.1 Univers plat, homogène et isotrope	2
I.2.2 Métrique de Friedmann-Lemaître-Robertson-Walker	2
I.2.3 Le modèle Λ CDM	2
I.3 Mesure cosmologiques	2
I.3.1 Âge de l'Univers	2
I.3.2 Distance de luminosité	2
I.3.3 Intérêt des supernovae de type Ia	2
II Supernovae de type Ia	3
II.1 Fin de vie des étoiles	4
II.1.1 Classification	4
II.1.2 Physique de l'explosion	4
II.2 Propriétés	4
II.2.1 Courbe de lumière	4
II.2.2 Spectroscopie	4
II.3 Standardisation	4
II.3.1 Corrélations	4
II.3.2 Modèle SALT2.4	4
II.4 Cosmologie avec les SNe Ia	4
II.4.1 Diagramme de Hubble	4
II.4.2 Détermination des paramètres cosmologiques	4
II.4.3 Biais actuels	4
III Variabilités environnementales des SNe Ia	5
III.1 Présentation d'environnements galactiques	6
III.1.1 Morphologie	6
III.1.2 Couleur	6
III.1.3 Masse	6
III.1.4 Taux de formation stellaire	6
III.2 Corrélation avec la masse	6
III.2.1 Corrélation en étirement	6
III.2.2 Marche de magnitude basée sur la masse	6
III.2.3 Implication en cosmologie moderne	6
III.3 Notion d'âge	6
III.3.1 Distribution du temps de retard	6

III.3.2 Taux de formation stellaire spécifique spectroscopique et âge	6
III.3.3 Marche de magnitude basée sur l'âge	7
IV Présentation des sondages	9
IV.1 The Nearby Supernova factory	11
IV.1.1 Introduction	11
IV.1.2 Détection des supernovae	11
IV.1.3 Suivi spectro-photométrique	11
IV.1.4 Description des données conservées	12
IV.2 Sloan Digital Sky Survey	13
IV.2.1 Introduction	13
IV.2.2 Détection des supernovae	14
IV.2.3 Suivi spectro-photométrique	14
IV.2.4 Données conservées	15
IV.3 Panoramic Survey Telescope and Rapid Response System	16
IV.3.1 Introduction	16
IV.3.2 Détection des supernovae	16
IV.3.3 Suivi spectro-photométrique	17
IV.3.4 Données conservées	17
IV.4 Supernova Legacy Survey	18
IV.4.1 Introduction	18
IV.4.2 Détection des supernovae	19
IV.4.3 Suivi spectro-photométrique	19
IV.4.4 Données conservées	20
IV.5 HUBBLE Space Telescope	20
IV.5.1 Introduction	21
IV.5.2 Détection des supernovae	21
IV.5.3 Suivi spectro-photométrique	22
IV.5.4 Données conservées	22
IV.6 Autres sondages : CfA1-4 et CSP	24
IV.7 Complément : Zwicky Transient Facility	24
IV.7.1 Introduction	24
IV.7.2 Détection des supernovae	25
IV.7.3 Suivi spectro-photométrique	25
IV.7.4 Données conservées	26
IV.8 Résumé et comparaison	26
V Création d'un échantillon complet	31
V.1 Notion de complétude	32
V.1.1 Stratégies d'observations	32
V.1.2 Biais de MALMQUIST et solution	32
V.2 Échantillon d'étude	33
V.2.1 Confection	33
V.2.1.1 Approche statistique	33
V.2.1.2 Approche analytique	36
V.2.2 Présentation	39
V.2.3 Confirmation d'hypothèse	40

V.3 Application à ZTF	44
Redshift limite	44
Présentation	45
VI Évolution avec le redshift	49
VI.1 Modélisation de l'étirement	50
VI.1.1 Paramétrisations	51
VI.1.2 Implémentation	52
VI.2 Résultats	54
VI.2.1 Comparaison aux données	54
VI.2.2 Tests supplémentaires	57
VI.2.3 Discussion	61
VI.3 Inclusion des données de ZTF	62
VI.3.1 Prédiction	62
VI.3.2 Implémentation	63
VI.3.3 Résultats	64
VI.4 Conclusion	68
VII Impact sur la cosmologie : simulations	71
VII.1 SNANA : overview	72
VII.1.1 Inputs	72
VII.1.2 Tools	72
VII.2 La masse comme traceur	72
VII.2.1 Modélisation	72
VII.2.2 Utilisation	72
VII.3 Implémentation	72
VII.3.1 Corrélations testées	72
VII.3.2 Résultats	72
VIII Résultats et discussion	73
VIII.1 XXX	74
VIII.1.1 XXX	74
VIII.1.2 XXX	74
VIII.2 XXX	74
VIII.2.1 XXX	74
VIII.2.2 XXX	74
Conclusions	75

Table des figures

IV.1 Transmissions des filtres de La Silla utilisés par SNF	12
IV.2 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de SNf	13
IV.3 Caractéristiques du sondage SDSS.	14
IV.4 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de SDSS	16
IV.5 Caractéristiques du sondage PS1.	17
IV.6 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de PS1	19
IV.7 Caractéristiques du sondage SNLS.	20
IV.8 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de SNLS	21
IV.9 Transmissions des filtres de ACS utilisés par HST.	22
IV.10 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de HST	23
IV.11 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de LOWZ	24
IV.12 Caractéristiques du sondage ZTF.	25
IV.13 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de ZTF	26
IV.14 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de tous les sondages utilisés dans cette étude	27
V.1 Exemple d'ajustement statistique pour deux tirages aléatoires d'histogrammes de SNLS.	34
V.2 Évolution médiane du redshift limite des sondages SDSS, PS1 et SNLS par approche statistique	35
V.3 Distribution et limite des paramètres de courbe de lumière d'étirement (x_1) et de couleur (c) des sondages SDSS, PS1 et SNLS combinés du catalogue Pantheon	37
V.4 Comparaison des efficacités spectroscopiques des différents sondages.	38
V.5 Biais de MALMQUIST moyen en fonction du redshift pour le sondage SNLS	38
V.6 Biais de MALMQUIST moyen en fonction du redshift pour le sondage PS1 .	39
V.7 Biais de MALMQUIST moyen en fonction du redshift pour le sondage SDSS	39
V.8 Histogrammes des sondages coupés pour notre étude	41
V.9 Présentation des données d'étirement en fonction du redshift pour l'échantillon complet	42
V.10 Histogrammes de test de similarité de KOLMOGOROV-SMIRNOV entre les sondages SDSS et PS1 d'une part, PS1 et SNLS d'autre par, en étirement et en couleur	43
V.11 Présentation des données d'étirement en fonction du redshift pour ZTF .	45
V.12 Présentation des données d'étirement en fonction du redshift pour l'échantillon de base combiné aux données de ZTF	46
VI.1 Étirement en fonction du LsSFR des SNe Ia de SNfactory et modèles d'étirement de base ajustés	50
VI.2 Évolution de l'étirement moyen des SNe Ia en fonction du redshift issu de la prédiction de notre modèle de base selon l'échantillon utilisé	53

VI.3	ΔAIC entre le modèle de base et les autres modèles	55
VI.4	Modèles implémentés et testés dans l'étude de l'évolution de l'étirement avec le redshift	59
VI.5	ΔAIC entre le modèle de base et les autres modèles sans utiliser le LsSFR	60
VI.6	ΔAIC pour un échantillon superconservatif de 244 SNe Ia	60
VI.7	ΔAIC pour des échantillons de taille conservative tirés aléatoirement de l'échantillon fiduciel	60
VI.8	Comparaison des modélisations de BBC et de notre modèle de référence sur l'histogramme des étirements de PS1	62
VI.9	Accord entre les modèles N21+ZTF et HD+ZTF et l'histogramme des étirements de ZTF	63
VI.10	Évolution de l'étirement moyen des SNe Ia en fonction du redshift issu de la prédiction de notre modèle de base selon l'échantillon utilisé	65
VI.11	ΔAIC entre le modèle de base et les autres modèles	65
VI.12	Comparaison de la capacité des modèles N21 et N21+ZTF à représenter les données des sondages	67

Liste des tableaux

IV.1 Critères de sélection des SNe Ia suivies par SNfactory.	13
IV.2 Critères de sélection des SNe Ia suivies par PS1.	18
IV.3 Nombre de SNe Ia de notre échantillon HST selon la source	23
IV.4 Comparaison des caractéristiques des sondages utilisés.	28
V.1 Valeur des paramètres cosmologiques utilisés pour la détermination statistique du redshift limite des sondages SDSS, SNLS et PS1.	35
V.2 Composition en SNe Ia de notre échantillon.	40
V.3 Composition en SNe Ia pour notre échantillon ZTF.	44
VI.1 Valeurs des paramètres du modèle d'étirement de base selon l'échantillon	51
VI.2 Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données par rapport au modèle de base	54
VI.3 Paramètres de meilleur ajustement pour notre modélisation asymétrique par échantillon de la distribution d'étirement sous-jacente	57
VI.4 Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données par rapport au modèle de référence sans utiliser le LsSFR	58
VI.5 Valeurs des paramètres du modèle d'étirement de base selon l'échantillon avec les données de ZTF	64
VI.6 Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données par rapport au modèle de base avec les données de ZTF	66
VI.7 Capacité des modèles N21 et N21+ZTF à représenter les données	68

Contexte cosmologique

« *Time is an illusion, a construct made out of human memory* »

Blake CROUCH, *Revelations*

Bien que la cosmologie ne s'en tienne pas aux concepts récents tels qu'on les connaît et les vulgarise, c'est avec les travaux d'EINSTEIN au début du XX^e siècle que notre compréhension du monde cosmique prend son essor.

Sommaire

I.1 Bases de relativité générale	2
I.1.1 Concepts initiaux	2
I.1.2 Métrique et équations de conservation	2
I.1.3 Définition de la constante cosmologique	2
I.2 Introduction du modèle standard de la cosmologie	2
I.2.1 Univers plat, homogène et isotrope	2
I.2.2 Métrique de Friedmann-Lemaître-Robertson-Walker	2
I.2.3 Le modèle Λ CDM	2
I.3 Mesure cosmologiques	2
I.3.1 Âge de l'Univers	2
I.3.2 Distance de luminosité	2
I.3.3 Intérêt des supernovae de type Ia	2

I.1 Bases de relativité générale

I.1.1 Concepts initiaux

I.1.2 Métrique et équations de conservation

I.1.3 Définition de la constante cosmologique

I.2 Introduction du modèle standard de la cosmologie

I.2.1 Univers plat, homogène et isotrope

Univers plat

I.2.2 Métrique de Friedmann-Lemaître-Robertson-Walker

I.2.3 Le modèle Λ CDM

I.3 Mesure cosmologiques

I.3.1 Âge de l'Univers

I.3.2 Distance de luminosité

I.3.3 Intérêt des supernovae de type Ia

Supernovae de type Ia

« Il faut porter en soi un chaos pour pouvoir mettre au monde une étoile dansante. »

NIETZSCHE, *Ainsi parlait Zarathoustra*

Sommaire

II.1 Fin de vie des étoiles	4
II.1.1 Classification	4
II.1.2 Physique de l'explosion	4
II.2 Propriétés	4
II.2.1 Courbe de lumière	4
II.2.2 Spectroscopie	4
II.3 Standardisation	4
II.3.1 Corrélations	4
II.3.2 Modèle SALT2.4	4
II.4 Cosmologie avec les SNe Ia	4
II.4.1 Diagramme de Hubble	4
II.4.2 Détermination des paramètres cosmologiques	4
II.4.3 Biais actuels	4

II.1 Fin de vie des étoiles

II.1.1 Classification

II.1.2 Physique de l'explosion

II.2 Propriétés

II.2.1 Courbe de lumière

t_0

c

x_0

x_1

II.2.2 Spectroscopie

II.3 Standardisation

II.3.1 Corrélations

II.3.2 Modèle SALT2.4

II.4 Cosmologie avec les SNe Ia

II.4.1 Diagramme de Hubble

II.4.2 Détermination des paramètres cosmologiques

II.4.3 Biais actuels

Pour ces raisons, on étudie l'évolution des SNe Ia

Variabilités environnementales des SNe Ia

« Citation »

AUTAIRE, *Livre*

Standardisation pas suffisante. Mesure de H_0 contestée, calibrations différentes, réduction systématique par environnement.

Définition galaxie,
Morphologie, masse, SFR

Sommaire

III.1 Présentation d'environnements galactiques	6
III.1.1 Morphologie	6
III.1.2 Couleur	6
III.1.3 Masse	6
III.1.4 Taux de formation stellaire	6
III.2 Corrélation avec la masse	6
III.2.1 Corrélation en étirement	6
III.2.2 Marche de magnitude basée sur la masse	6
III.2.3 Implication en cosmologie moderne	6
III.3 Notion d'âge	6
III.3.1 Distribution du temps de retard	6
III.3.2 Taux de formation stellaire spécifique spectroscopique et âge . .	6
III.3.3 Marche de magnitude basée sur l'âge	7

III.1 Présentation d'environnements galactiques

III.1.1 Morphologie

III.1.2 Couleur

III.1.3 Masse

III.1.4 Taux de formation stellaire

III.2 Corrélation avec la masse

III.2.1 Corrélation en étirement

III.2.2 Marche de magnitude basée sur la masse

III.2.3 Implication en cosmologie moderne

III.3 Notion d'âge

III.3.1 Distribution du temps de retard

III.3.2 Taux de formation stellaire spécifique spectroscopique et âge

La spécificité de SNIFS est de permettre des mesures spectroscopiques de l'environnement immédiat des SNe, développée dans RIGAULT et al. (2013) et résumée dans RIGAULT et al. (2020). Ce procédé commence par modéliser le spectre du ciel qui est soustrait aux cubes avant d'extraire le spectre de l'environnement dans un rayon de 1 kpc projeté autour de la position des SNe Ia. Ces données permettent de détecter l'émission de raies H α , l'un des indicateurs traditionnellement les plus utilisés pour mesurer le taux de formation stellaire (*stellar formation rate*, SFR ; cf. KENNICUTT (1998)), en l'occurrence dans l'environnement local (à moins de 1 kpc). Il repose sur le fait que les étoiles massives ($\gtrsim 20 M_{\odot}$) génèrent des photons ultra-violets (donc à haute énergie) capables d'ioniser les gaz d'hydrogène de leur environnement (CALZETTI 2013) en grande quantité. Ces atomes excités vont ensuite se recombiner, produisant diverses raies d'émission dont certaines dans la série de BALMER. C'est ce principe qui fournit les raies H α , dont la longueur d'onde dans le vide est $\lambda_{H\alpha} = 656,5 \text{ nm}$. L'étude de cette raie permet l'estimation de la formation stellaire du fait que les étoiles massives ont une courte durée de vie, à l'échelle de millions d'années, et que leur capacité à générer de tels photons décroît très rapidement : le flux généré décroît de deux ordres de grandeurs en approximativement 10 Mans. La présence d'hydrogène ionisé est donc un indicateur direct de la présence de « jeunes » étoiles, c'est-à-dire de moins de 100 Mans, et du taux de formation stellaire *via* la correspondance donnée dans CALZETTI (2013) :

$$\text{SFR(H}\alpha\text{)} [\text{M}_{\odot} \text{ an}^{-1}] = 5,45 \times 10^{-42} L(\text{H}\alpha) [\text{erg s}^{-1}] \quad (\text{III.1})$$

avec $L(\text{H}\alpha)$ la luminosité des raies d'émission, obtenue par un ajustement spectral.

En supposant la quantité de vieilles étoiles proportionnelle à la masse stellaire M_* de la galaxie hôte (MANNUCCI et al. 2005; SCANNAPIECO et BILDSTEN 2005), il est possible de tracer la fraction de jeunes étoiles *via* l'utilisation du taux de formation stellaire *spécifique*, sSFR, tel que :

$$\text{sSFR} = \frac{\text{SFR}}{M_*} \quad (\text{III.2})$$

On l'appelle alors « local », et on le dénote LsSFR, quand ce ratio calculé dans un environnement projeté de 1 kpc autour de l'astre en question. Cette approche locale a pour but de déterminer plus précisément l'âge qu'avec des caractéristiques globales (morphologie, masse stellaire totale...). Une étude complète de la capacité de ce traceur à déterminer l'âge d'une SNe Ia a été effectuée dans BRIDAY (2021); BRIDAY et al. (2022).

Il est attendu que la formation stellaire soit plus élevée à haut redshift, au début de l'histoire de l'Univers, alors que les étoiles vieilles, suivant la masse de leur galaxie hôte, soit plus élevée à bas redshift. Ainsi, le sSFR est un ordre de magnitude plus élevé à $z = 1,5$ qu'à $z = 0$ (voir MADAU et DICKINSON 2014, pour une étude complète). En pratique, les mesures de TASCA et al. (2015) trouvent un dépendance en redshift :

$$\text{sSFR} \propto (1 + z)^{2,8 \pm 0,2} \quad (\text{III.3})$$

Les travaux de RIGAULT et al. (2020) combinent alors la fraction de jeunes étoiles ($\delta(z)$) et de vieilles étoiles ($\psi(z)$, telle que $\delta(z) + \psi(z) = 1$) ainsi que l'équation III.3 pour déduire :

$$\text{LsSFR}(z) \triangleq \frac{\delta(z)}{\psi(z)} = K \times (1 + z)^\phi \quad (\text{III.4})$$

$$\text{et ainsi } \delta(z) = (K^{-1} \times (1 + z)^{-\phi} + 1)^{-1} \quad (\text{III.5})$$

$$\psi(z) = (K \times (1 + z)^{+\phi} + 1)^{-1} \quad (\text{III.6})$$

avec $K = 0,87$ en fixant $\delta(0,05) = \psi(0,05) = 0,5$ et $\phi = 2,8$.

III.3.3 Marche de magnitude basée sur l'âge

Présentation des sondages

« Simplicity is the final achievement. After one has played notes and more notes, it is simplicity that emerges as the crowning reward of art. »

CHOPIN

Comme nous en avons discuté initialement (voir Chapitre I), l'amélioration des mesures de paramètres cosmologiques par le diagramme de HUBBLE nécessite une meilleure précision dans la connaissance astrophysique des SNe Ia, afin de notamment permettre la réduction des incertitude systématiques. À cet effet, une évolution des propriétés intrinsèques des SNe Ia inconnue fausserait ces résultats.

Nous avons vu Chapitre III que l'environnement des supernovae avait un impact non négligeable sur leurs caractéristiques mesurées, et notamment leur appartenance à la sous-population « jeune » ou « vieille ». Dans la perspective de mesurer une évolution de la luminosité intrinsèque des SNe Ia, notre recherche se base sur le modèle d'évolution de l'âge moyen des SNe Ia et étudie les variations de leur étirement en fonction de l'âge (voir Chapitre VI).

Nous présentons dans ce chapitre les sondages dont nous utilisons les données ou qui apparaissent dans cette thèse. Les cinq premiers constituent notre échantillon de base, alors que les deux derniers ont une présence limitée dans notre étude. Un comparatif des caractéristiques des sondages est présenté Tableauau IV.4.

Sommaire

IV.1 The Nearby Supernova factory	11
IV.1.1 Introduction	11
IV.1.2 Détection des supernovae	11
IV.1.3 Suivi spectro-photométrique	11
IV.1.4 Description des données conservées	12
IV.2 Sloan Digital Sky Survey	13
IV.2.1 Introduction	13
IV.2.2 Détection des supernovae	14
IV.2.3 Suivi spectro-photométrique	14
IV.2.4 Données conservées	15
IV.3 Panoramic Survey Telescope and Rapid Response System	16
IV.3.1 Introduction	16
IV.3.2 Détection des supernovae	16
IV.3.3 Suivi spectro-photométrique	17
IV.3.4 Données conservées	17

IV.4 Supernova Legacy Survey	18
IV.4.1 Introduction	18
IV.4.2 Détection des supernovae	19
IV.4.3 Suivi spectro-photométrique	19
IV.4.4 Données conservées	20
IV.5 Hubble Space Telescope	20
IV.5.1 Introduction	21
IV.5.2 Détection des supernovae	21
IV.5.3 Suivi spectro-photométrique	22
IV.5.4 Données conservées	22
IV.6 Autres sondages : CfA1-4 et CSP	24
IV.7 Complément : Zwicky Transient Facility	24
IV.7.1 Introduction	24
IV.7.2 Détection des supernovae	25
IV.7.3 Suivi spectro-photométrique	25
IV.7.4 Données conservées	26
IV.8 Résumé et comparaison	26

IV.1 The Nearby Supernova factory

IV.1.1 Introduction

La collaboration *The Nearby Supernova factory* (SNfactory, ALDERING et al. 2002) est créée peu de temps après la découverte de l’expansion accélérée de l’Univers (RIESS et al. 1998; PERLMUTTER et al. 1999) avec pour but un suivi spectro-photométrique d’une précision d’environ 1% de SNe Ia proches. L’objectif est de peupler la partie basse du diagramme de HUBBLE ($0,03 < z < 0,08$), qui ne contenait alors qu’une vingtaine de SNe Ia (HAMUY et al. 1996), permettant une meilleure détermination de la constante de HUBBLE H_0 ². La faible distance du sondage permet d’éviter d’appliquer des corrections photométriques dues au redshift (corrections K , voir Section ?). La mission tente également d’étudier précisément les propriétés des SNe Ia grâce au traceur LsSFR (Section ?) afin de mieux comprendre leur diversité, mettre en évidence différentes populations de supernovae et améliorer leur standardisation grâce à une meilleure compréhension de leurs variabilités et ainsi réduire les erreurs systématiques dans les mesures de paramètres cosmologiques.

IV.1.2 Détection des supernovae

Le programme a été sujet à plusieurs évolutions au cours de son fonctionnement, notamment pour la découverte de nouveaux candidats. Ce sont d’autres télescopes qui alertent la communauté. En premier lieu, jusqu’à fin 2008, le télescope de 1,2 m du mont Palomar en Californie (RABINOWITZ et al. 2003) scannait 500 deg^2 du ciel chaque soir avec la caméra QUEST de 112 capteurs CCD. À partir de 2010, les candidats de SNe proviennent d’une coopération avec *Palomar Transient Factory* (PTF, LAW et al. 2009) et de données publiques. La caméra QUEST fut ensuite déplacée à La Silla au Chili (LSQ, HADJIYSKA et al. 2012) pour reprendre, mi-2012, l’activité de recherche de SNe pour SNfactory. Les candidats potentiels sont à chaque fois programmés pour observation spectroscopique afin de les identifier en tant que SNe Ia et décider de leur suivi selon des critères de qualité (nombre de points de mesure, proche et avant du maximum, non-contamination pas la luminosité de la Lune notamment). Les transmissions des filtres B et V de La Silla sont tracées Figure IV.1.

IV.1.3 Suivi spectro-photométrique

Le typage spectroscopique, quand il n’a pas déjà été réalisé par d’autres collaboration ayant donné l’alerte, est assuré par le *SuperNovae Integral Field Spectrograph* (SNIFS, LANTZ et al. 2004) du télescope de l’Université d’Hawaii de 2,2 m au sommet du Mauna Kea, mis en service en 2004. Il s’avère plus efficace qu’un typage photométrique qui nécessite plusieurs observations dans différents filtres de couleur, bien que ces dernières soient plus simple à mettre en place.

Ce spectrographe dit « à champ intégral » récolte des « cubes », des données en 3 dimensions, deux spatiales représentant un point dans le ciel plus une dimension de longueur d’onde ; chaque point de ce relevé se nomme *spaxel*, pour « spatial picture element », et ensemble forment une grille de 15×15 pour un champ de vue total de $6''\!4 \times 6''\!4$ dans deux longueurs d’ondes : une voie bleue (B) de 3200 à 5200 Å et une voie

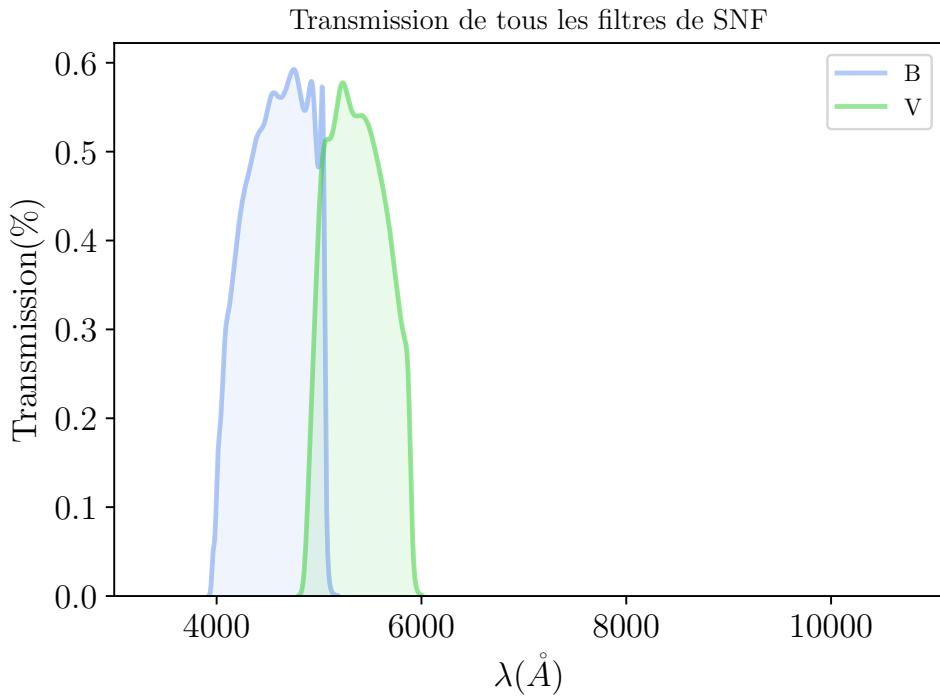


FIGURE IV.1 – Transmissions des filtres de La Silla utilisés par SNF.

rouge (R) de 5100 à 10 000 Å.

En plus de cette voie, SNIFS possède une voie photométrique utilisant 5 filtres $ugriz$ pour suivre l'absorption atmosphérique, et une voie de guidage avec un filtre V pour aider le télescope à la focalisation. Le champ de ces caméras est de $4'5 \times 9'$.

IV.1.4 Description des données conservées

De 2004 à 2013, SNfactory a classifié 1364 objets dont plus de 1000 supernovae, observé 645 SNe Ia au moins une fois et en a suivi plus de 271 SNe Ia, avec au moins 5 points de mesure ([COPIN 2013](#)).

Sur celles-ci, 198 ont des mesures satisfaisant les contraintes nécessaires à l'établissement de leur courbe de lumière et sont associées à une galaxie hôte permettant de déterminer leur redshift ; pour efficacement déterminer les propriétés locales de leur environnement, seules les SNe entre $z = 0,02$ et $z = 0,08$ sont conservées, amenant l'échantillon à 160 objets.

Les données pour lesquelles les images des galaxies hôtes dans les bandes photométriques g et i sont contaminées par la luminosité des SNe sont également rejetées ; ces bandes s'avèrent en effet nécessaires à la détermination de la masse stellaire de la galaxie. Cette coupe réduit l'échantillon à 147 objets.

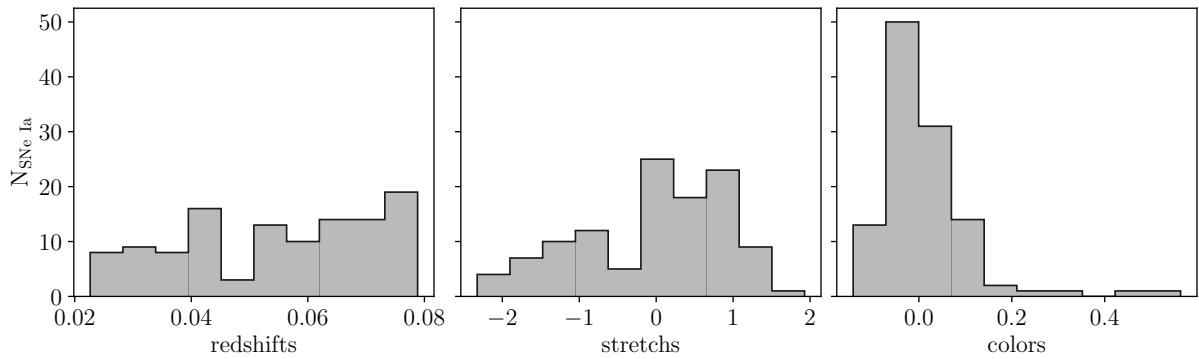
Les SNe considérées comme trop « anormales » sont exclues car supposées non représentatives de la population générale que l'on souhaite étudier. Elles sont au nombre de 6.

Finalement, parmi ces 141, ne sont conservées que celles provenant directement des collaborations internes, c'est-à-dire celles de SNf, PTF et LSQ. L'échantillon final est alors de 114 données. L'ensemble de ces critères de sélection est résumé Tableau IV.1.

TABLE IV.1 – Critères de sélection des SNe Ia suivies par SNfactory.

Critères de sélection	Nb de SNe Ia
Suivies	271
Courbe de lumière + hôte	198
$0,02 < z < 0,08$	160
Hôte g et i non contaminées	147
SNe Ia « normales »	141
SNf LSQ ou PTF seulement	114

Grâce au suivi spectroscopique de tous les candidats à $r \lesssim 19,5$ mag et ces limitations en redshift, ces données sont considérées comme étant limitées en volume, c'est-à-dire un tirage aléatoire des populations sous-jacentes de SNe Ia. On présente Figure IV.2 les distributions de redshift, étirement et couleur de ces 114 SNe Ia.

**FIGURE IV.2** – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), d'étirement (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 114 données de SNfactory.

IV.2 Sloan Digital Sky Survey

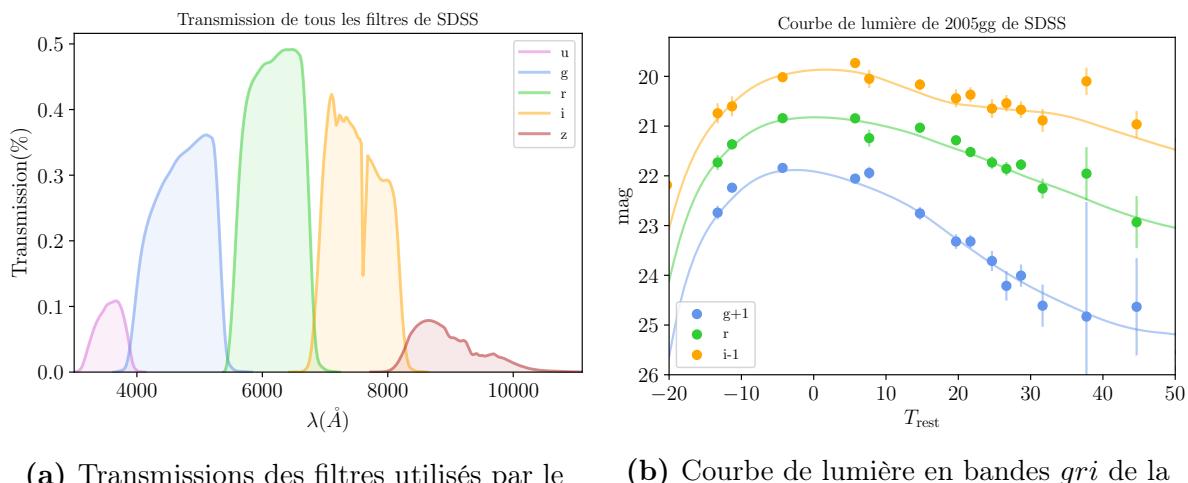
IV.2.1 Introduction

Le *Sloan Digital Sky Survey* (SDSS, [FRIEMAN et al. 2008](#); [SAKO et al. 2008, 2018](#)) est un sondage astronomique majeur qui a débuté en 2000 et est encore actif aujourd’hui. Le programme se divise en cinq phases d’observation de différents objets astrophysiques, de simples étoiles aux grandes structures de l’Univers. La partie supernova du sondage est une des trois composantes de la seconde phase et s’étend de 2005 à 2008 ; ce sera la seule que nous détaillerons ici. Son objectif principal est de répondre au manque de données astrophysiques à redshifts intermédiaires par rapport aux sondages de l’époque : l’intervalle de redshifts sondés est entre $0,05 \lesssim z \lesssim 0,45$, partie encore peu peuplée en 2005. À cela s’ajoute la volonté de réduire les limitations systématiques des autres programmes afin d’améliorer les contraintes sur les propriétés de l’énergie sombre, par l’utilisation de sa combinaison unique de couverture céleste, précision photométrique et grande sensibilité.

Ceci est rendu possible grâce à la première phase du sondage qui a apporté un large base de données d'images de références, de catalogue d'objets et de calibration photométrique.

IV.2.2 Détection des supernovae

La stratégie d'observation de SDSS se concentre sur 300 deg^2 du ciel faiblement affectée par l'extinction galactique, nommée Bande 82, en y répétant l'acquisition. Elle est réalisé grâce au télescope optique dédié de 2,5 m (GUNN et al. 2006) à Apache Point au Nouveau Mexique, couplé à une caméra CCD (GUNN et al. 1998) à 5 filtres optiques (*ugriz*, FUKUGITA et al. 1996) qui tournent avec une cadence relativement haute, environ une acquisition toutes les 4 à 5 nuits. Les transmissions de ces filtres sont tracées Figure IV.3a. Le procédé d'acquisition est similaire à celui de SNf, étant tous les deux des sondages à recherche glissante : différentes images du ciel sont comparées pour détecter les phénomènes transitoires et créer des courbes de lumière. Cette stratégie a permis à SDSS de détecter la majeure partie de ses SNe bien avant leur maximum d'émission (pour $z \lesssim 0,3$) avec des courbes bien échantillonnées en plusieurs bandes photométriques (cf. Figure IV.3b).



(a) Transmissions des filtres utilisés par le sondage SDSS.

(b) Courbe de lumière en bandes *gri* de la SN Ia confirmée 2005gg, à $z = 0,230$.

FIGURE IV.3 – Caractéristiques du sondage SDSS.

Pour discriminer entre bruit de fond et réelle variation astronomique, une inspection visuelle par un humain était systématiquement nécessaire jusqu'en 2006, via une interface web comportant les images dans les filtres *gri* et d'autres informations pertinentes. Des 5 filtres utilisés, ce sont donc ces trois-là qui forment les meilleures mesures. Après cette date, la détection est en partie laissée au logiciel *autoscanner*. Sur les trois saisons d'observation, ce sont 10258 nouveaux objets transitoires qui ont été découverts.

IV.2.3 Suivi spectro-photométrique

Le typage de SDSS utilise de nombreux différents télescopes : le HET de 9,2 m (HILL et al. 1998), le ARC¹ de 3,5 m, Subaru de 8,2 m (KASHIKAWA et al. 2000), le WHT² de

1. <http://www.apo.nmsu.edu/arc35m/Instruments/DIS/#B>
2. http://www.ing.iac.es/PR/wht_info/whtisis.html

4,2 m, le MDM¹ de 2,4 m, le Keck de 10 m (OKE et al. 1995), le TNG² de 3,5 m, le NTT de 3,6 m (DEKKER et al. 1986), le NOT³ de 2,5 m, les télescopes de *Magellan*⁴ de 6,5 m et le SALT de 11 m (BURGH et al. 2003) ; plusieurs de ces télescopes pouvaient être prévus pour observation la même nuit, rendant au total le temps alloué à la spectroscopie supérieur au temps alloué à l'acquisition optique, permettant l'acquisition de tous les candidats à $z \lesssim 0,15$.

Cependant, le nombre de candidat par nuit excède largement les capacités de suivi spectroscopique, obligeant les opérateurs à faire une sélection des cibles à analyser. Ainsi, un typage photométrique a également été réalisé en comparant les courbes de lumière dans les bandes *gri* avec des librairies de différents modèles pour en estimer les paramètres (redshift, date du maximum de flux, magnitude apparente, contamination galactique...) et permettre de prioriser les cibles à suivre spectroscopiquement. Notamment, les SNe Ia les plus prioritaires sont celles qui sont bien séparées du centre galactique ($\gtrsim 1''$), avec un contraste de luminosité SN/galaxie raisonnable (critère visuel), et dont la galaxie hôte est relativement rouge. Le sondage requiert généralement deux détections avant le suivi spectroscopique, mais par manque de candidats à bas redshift ce critère a pu être réduit contrairement aux données à $z \gtrsim 0,2$ où les candidats ne manquent pas. L'algorithme choisi par SDSS se rapproche fortement de celui du sondage SNLS, cf Section IV.4.

En combinant les trois saisons d'observation, la phase II de SDSS a spectroscopiquement confirmé 499 SNe Ia (SAKO et al. 2018).

IV.2.4 Données conservées

Après l'acquisition des données, une sélection supplémentaire s'applique pour ne retenir que les données dites « cosmologiques », c'est-à-dire qui correspondent aux exigences de qualité pour être insérées dans le diagramme de HUBBLE. Pour SDSS, en appelant T_{rest} le temps en jours par rapport au maximum d'émission en bande *B*, les critères sur les courbes de lumière avancés dans KESSLER et al. (2009a) sont les suivants :

- 1) Au moins 1 mesure avant $T_{\text{rest}} < 0$ jour ;
- 2) Au moins 1 mesure après $T_{\text{rest}} > 10$ jours ;
- 3) Au moins 5 mesures entre $-15 < T_{\text{rest}} < 60$ jours ;
- 4) Au moins 1 mesure avec un rapport signal sur bruit > 5 en bande *g*, *r* et *i* ;
- 5) $\mathcal{P}_{\text{fit}} > 0,001$, où \mathcal{P}_{fit} est la probabilité d'optimisation par degré de liberté donné par le programme MLCS2K2, similaire à SALT2.4 (cf. Section ??).

Dans l'analyse finale de SCOLNIC et al. (2018), les données photométriques qui sont considérées aberrantes ($> 4\sigma$) sont retirées. Le nombre total de données conservées est alors de 335. La Figure IV.4 en présente les histogrammes en redshift, étirement et couleur.

1. <http://www.astronomy.ohio-state.edu/MDM/CCDS/>
 2. <http://www.tng.iac.es/instruments/lrs/>
 3. <http://www.not.iac.es/instruments/alfosc/>
 4. <http://www.lco.cl/magellan-telescopes/>

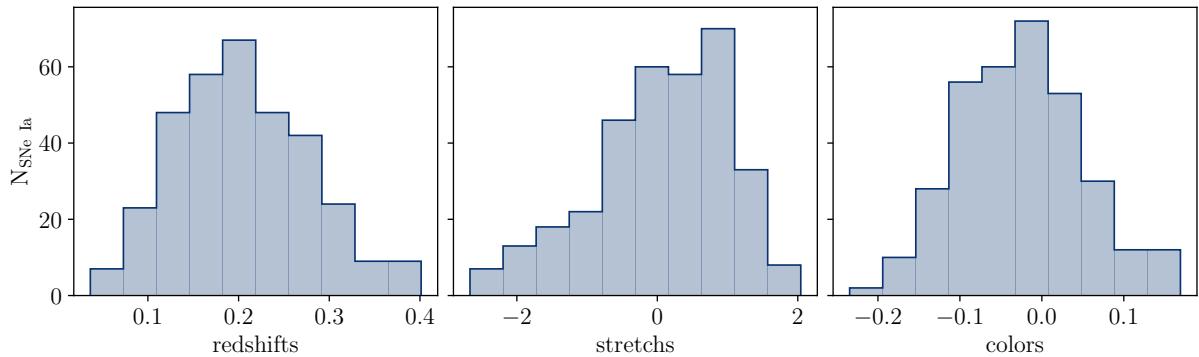


FIGURE IV.4 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), d'étiirement (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 335 données de SDSS.

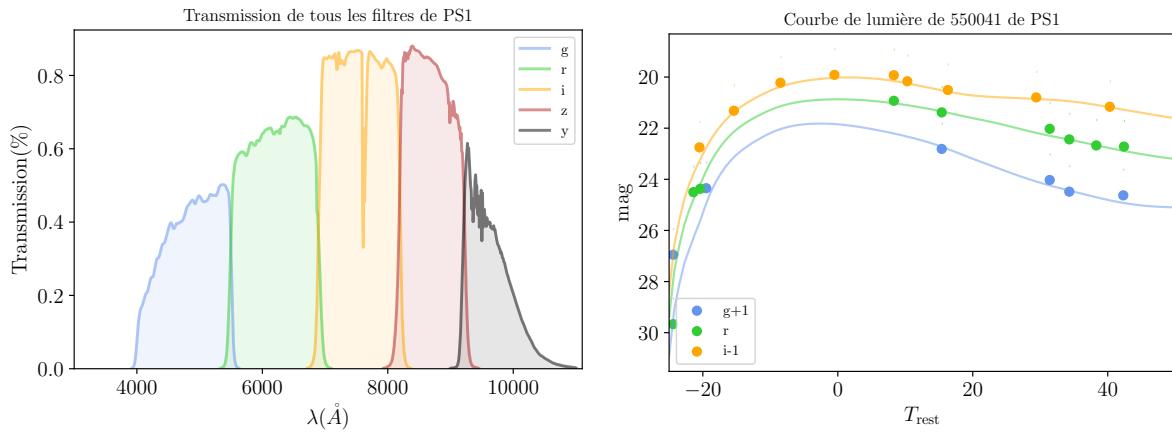
IV.3 Panoramic Survey Telescope and Rapid Response System

IV.3.1 Introduction

Le *Panoramic Survey Telescope and Rapid Response System* (Pan-STARRS, CHAMBERS et al. 2016; SCOLNICK et al. 2018) est un site d'imagerie et de traitement de données astronomiques à grand champ, dont le premier télescope, PS1 (se confondant par la suite avec le nom du sondage) est situé au sommet du mont Haleakala sur l'île Maui de la chaîne d'îles hawaïenne. Son relevé a commencé en 2009 pour se terminer en 2014. Son intervalle de redshifts sondés s'étant de $0,02 < z < 0,65$, et ses objectifs scientifiques sont nombreux. Cela inclut la photométrie de précision d'étoiles dans la Voie Lactée, le sondage du système solaire avec recherche d'astres dangereux dans les environs de la Terre, l'étude des phénomènes transitoires et la volonté de poser de nouvelles contraintes sur l'énergie et la matière sombres. Ces deux derniers objectifs sont ceux qui nous importent.

IV.3.2 Détection des supernovae

Les relevés de PS1 sont réalisés grâce au sous-programme *Medium Deep Survey* (MDS) se concentrant sur 10 champs déjà bien étudiés de 7 deg^2 chacun, pour une surface totale de 70 deg^2 et comptabilisant 25% du temps de PS1. Sa cadence est de 7 jours par filtre sur une période de 6 à 8 mois avec une profondeur de champ en bande g de 23,1 mag. Son télescope (HODAPP et al. 2004) est composé d'un miroir primaire de 1,8 m et d'un secondaire de 0,9 m, couplés à la *Gigapixel Camera #1* (GPC1, KAISER et al. 2010; TONRY et al. 2006) observant une zone du ciel de $3^\circ 3$ de diamètre. Les observations s'effectuent par l'utilisation combinées de 5 filtres $grizy_{\text{P1}}$. Ils sont globalement similaires à ceux de SDSS (voir Section IV.2) à l'exception de la bande g_{P1} qui est 20 nm plus étendu du côté rouge du spectre et la bande z_{P1} qui a une coupe plus nette à 922 nm. Les transmissions des filtres sont tracées Figure IV.5a, et un exemple de courbe de lumière est présenté Figure IV.5b.



(a) Transmissions des filtres *grizy* de la caméra utilisée par PS1.

(b) Courbe de lumière en bandes *gri* de la SN Ia confirmée 550041, à $z = 0,26$.

FIGURE IV.5 – Caractéristiques du sondage PS1.

IV.3.3 Suivi spectro-photométrique

Comme SDSS, PS1 utilise de nombreux différents instruments pour le suivi spectroscopique : le *Blue Channel Spectrograph* (SCHMIDT et al. 1989) et le *Hectospec* (FABRICANT et al. 2005) sur le télescope MMT de 6,5 m, les spectrographes de *Gemini Multi-Object Spectrographs* (GMOS, HOOK et al. 2004), le *Low Dispersion Survey Spectrograph-3* (LDSS3¹) et le *Magellan Echelle* (MagE, MARSHALL et al. 2008) sur le télescope *Magellan Clay* de 6,5 m, le *Inamori-Magella Areal Camera and Spectrograph* (IMACS, DRESSLER et al. 2011) sur le télescope *Magellan Baade* de 6,5 m, le spectrographe ISIS sur le WHT² de 4,2 m, et le DEIMOS (FABER et al. 2003) sur le Keck de 10 m (OKE et al. 1995).

Les critères les plus importants pour la sélection de candidats à observer spectroscopiquement sont la position et la luminosité : *Magellan* et *Gemini* ne peuvent pointer que 5 des 10 champs du MDS, et certains appareils ne peuvent acquérir des données qu'à $r_{\text{P1}} \lesssim 21,5$ mag. La quantité de données observées par PS1 a souffert d'un manque d'accès aux télescopes, de mauvais temps et de maintenance, réduisant l'efficacité de suivi. L'évolution de ce paramètre en fonction de la magnitude est donnée Figure V.4. En résumé, la limite de détection pour identifier les phénomènes transitoires produit des courbes de lumière de qualité pour les SNe Ia de $m < 24$, alors que l'échantillon spectroscopique est principalement constitué d'objets de $m < 22$. Au total, ce sont 365 SNe Ia confirmées qui constituent l'échantillon de PS1.

IV.3.4 Données conservées

Comme pour SDSS, pour une analyse cosmologique de qualité chaque SN Ia se doit d'avoir une courbe de lumière bien échantillonnée pour correctement contraindre les paramètres d'optimisation, mais également que ses propriétés permettent de limiter les biais systématiques dans la distance finale. Ainsi, SCOLNIC et al. (2018) utilisent les coupes suivantes :

1. <http://www.lco.cl/telescopes-information/magellan/instruments-1/ldss-3-1>
2. http://www.ing.iac.es/PR/wht_info/whtisis.html

TABLE IV.2 – Critères de sélection des SNe Ia suivies par PS1.

Critères de sélection	Nb de SNe Ia
Confirmées	365
Courbe de lumière	332
$\sigma_{x_1} < 1$	303
$\sigma_{\text{pkmj}} < 2$	303
$-0,3 < c < 0,3$	293
$-3 < x_1 < 3$	288
$E(B - V)_{\text{MW}} < 0,20$	288
$T_{\text{max}} > 5$	282
<hr/>	
Coupe par BBC	279

Notes. Le nombre de SNe est tiré de l’analyse de Pantheon.

- 1) Optimisation donnant $\chi^2/\text{NDOF} < 3,0$ (avec NDOF le nombre de degrés de liberté), réduisant le sondage à 332 données ;
- 2) Erreur sur x_1 ($\sigma_{x_1} < 1,0$), laissant 303 SNe Ia ;
- 3) Erreur sur le pic de magnitude ($\sigma_{\text{pkmj}} < 2,0$), ne causant aucune coupe ;
- 4) Paramètre de couleur c tel que $-0,3 < c < 0,3$, rejetant 10 SNe Ia pour 293 restantes ;
- 5) Paramètre d’étirement x_1 tel que $-3 < x_1 < 3$, que 5 SNe Ia ne vérifient pas ;
- 6) Extinction de la Voie Lactée $E(B - V)_{\text{MW}} < 0,20$ mag, ne s’appliquant pas aux données de PS1 grâce à la faible extinction des champs du MDS ;
- 7) Au moins une mesure à $T_{\text{rest}} > 5$ jours, excluant 6 SNe Ia pour un total de 282 SNe Ia.

Une ultime coupe de l’analyse cosmologique par *BEAMS with Bias Correction* (BBC, [KESSLER et SCOLNICK 2017](#)) réduit cet échantillon à 279 données. La méthode BBC impose que les propriétés d’une SN se retrouvent dans les 99.999% d’un échantillon simulé de 500 000 SNe du même sondage ; en l’occurrence les 3 SNe Ia ne passant pas cette restriction ont pour paramètres $(x_1, c) : (-2,915, 0,083), (-1,702, 0,271)$, et $(-0,893, 0,298)$. Ce procédé sera discuté Chapitre VII. Le Tableau IV.2 résume cette sélection, et la Figure IV.6 présente les histogrammes en redshifts, étirement et couleur de ces 279 données.

IV.4 Supernova Legacy Survey

IV.4.1 Introduction

Le *SuperNova Legacy Survey* (SNLS, [ASTIER et al. 2006](#); [SULLIVAN et al. 2011](#)) est un programme astronomique s’étendant sur 5 ans entre 2003 et début 2009, dont le but

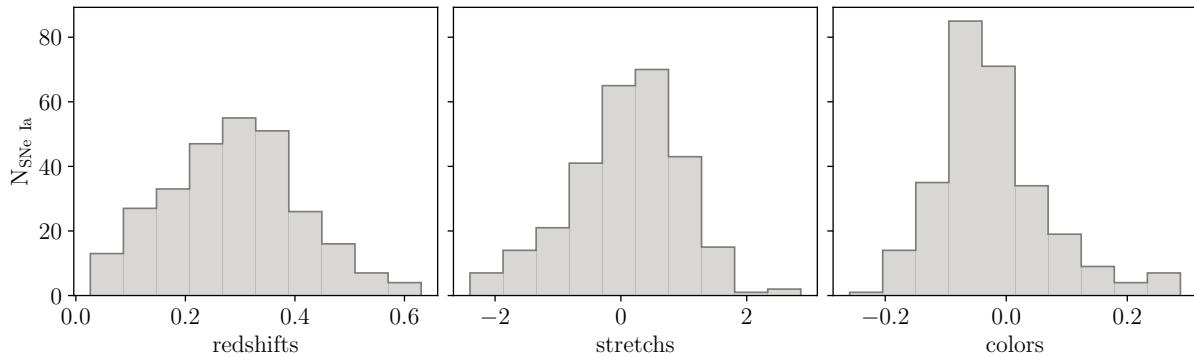


FIGURE IV.6 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), d'étirement (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 279 données de PS1.

principal est de mesurer l’expansion de l’Univers à l’aide de SNe Ia *via* la mesure du paramètre d’état de l’énergie sombre w à 5% de précision statistique et 10% en incluant les effets systématiques. Il a été conçu dans le but d’améliorer significativement les sondages passés grâce à sa recherche glissante d’une part, mais également grâce à l’exploitation du service d’observation à la fois pour la photométrie et la spectroscopie, réduisant l’impact du mauvais temps. L’utilisation d’un seul instrument d’imagerie pour observer les mêmes champs réduit les incertitudes systématiques photométriques ; l’observation de service optimise à la fois le rendement du temps d’observation spectroscopique et l’échantillonnage de la courbe de lumière.

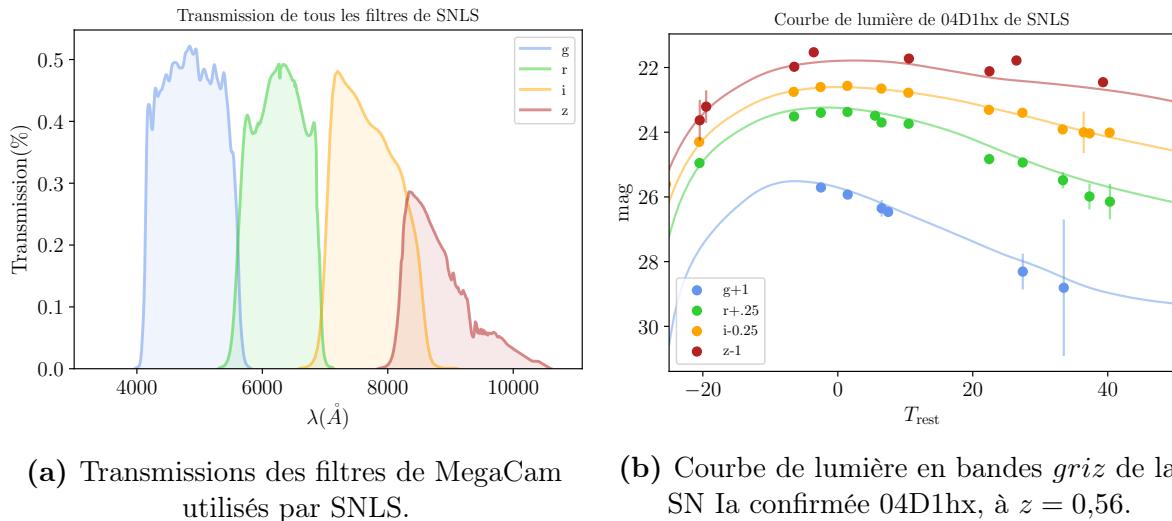
IV.4.2 Détection des supernovae

SNLS utilise la caméra MegaCam ([BOULADE et al. 2003](#)), associée au télescope Canada-France-Hawaï¹, en se concentrant sur la partie profonde du CFHTLS² représentant 4 deg² du ciel réparti sur 4 champs de 1 deg² chacun et à faible extinction galactique. L’acquisition se fait en 4 bandes $g'r'i'z'$ avec une cadence de 7 jours et une profondeur de 25,0 mag en bande r ³ (et 25,5 mag en bande g). Le système de filtre de SNLS est similaire à celui de SDSS (cf. Section IV.2), mais la spécificité de SNLS est de pouvoir correctement mesurer la couleur de toutes les SNe Ia sur la majeure partie de l’intervalle de redshifts sondés grâce à ses 4 filtres permettant d’intégrer les corrections K aux mesures (contre la restriction aux bandes gri de SDSS). Les transmissions des filtres sont tracées Figure IV.7a, et un exemple de courbe de lumière est donné Figure IV.7b

IV.4.3 Suivi spectro-photométrique

Par la profondeur de son acquisition, SNLS utilise des télescopes dont les miroirs ont un diamètre entre 8 et 10 m : le Keck ([OKE et al. 1995; ELLIS et al. 2008](#)), le Very Large Telescope (VLT, [BALLAND et al. 2009](#)) et les télescopes Gemini ([HOOK et al. 2004](#)) pour le typage et la détermination du redshift. Toutes les données de SNLS doivent être confirmées spectroscopiquement. La partie photométrique du sondage délivrant plus de candidats qu’il

1. <https://www.cfht.hawaii.edu/>
 2. <https://www.cfht.hawaii.edu/Science/CFHTLS/>
 3. <https://www.cfht.hawaii.edu/Science/CFHTLS/cfhtlsfinalreleaseexecsummary.html>



(a) Transmissions des filtres de MegaCam utilisés par SNLS.

(b) Courbe de lumière en bandes *griz* de la SN Ia confirmée 04D1hx, à $z = 0,56$.

FIGURE IV.7 – Caractéristiques du sondage SNLS.

n'est possible d'observer spectroscopiquement, un classement des phénomènes transitoires a dû être effectuer. Ce classement est déterminé en vue d'optimiser le rendement en SNe Ia, et utilise à la fois un outil de sélection photométrique réalisant un ajustement de courbe de lumières en temps réel pour éviter la contamination avec d'autres types de SNe Ia, mais utilise également une base de données de tous les phénomènes transitoires observés pour écarter les étoiles variables qui varient sur de longs temps (plus d'une année). Les candidats les moins lumineux, $i > 24,5$ mag (probablement à $z > 1$) et ceux dont la luminosité n'est que faiblement supérieure à celle de leur galaxie hôte (complexifiant l'identification) ne sont pas observés : avec cette méthode, environ 70% des candidats observés se sont avérés être des SNe Ia. Sur la totalité de l'existence de ce sondage, ce sont 242 supernovae qui ont été suivies et confirmées. L'efficacité spectroscopique du sondage est tracée Figure V.4.

IV.4.4 Données conservées

Toujours suivant SCOLNICK et al. (2018), les données conservées répondent aux coupes mentionnées Section IV.3, les mêmes que pour PS1. L'échantillon final se compose alors de 236 SNe Ia. Une présentation graphique des données en redshift, étirement et couleur de ces données est présentée Figure IV.8.

IV.5 HUBBLE Space Telescope

Plusieurs sondages permettant l'acquisition de données de SNe Ia ont été effectués avec le télescope spatial HUBBLE (HST¹) : le *Great Observatories Origins Deep Survey* (GOODS, GIAVALISCO et al. 2004; STROLGER et al. 2004; RIESS et al. 2007), le *Supernova Cosmology Project* (SCP, SUZUKI et al. 2012), et les sondages *Cosmic Assembly Near-infrared Deep Extragalactic Legacy Survey* (CANDELS, RODNEY et al. 2014) et *Cluster Lensing And Supernova Survey with Hubble* (CLASH, GRAUR et al. 2014). Tous ces

1. https://www.nasa.gov/mission_pages/hubble/story/index.html

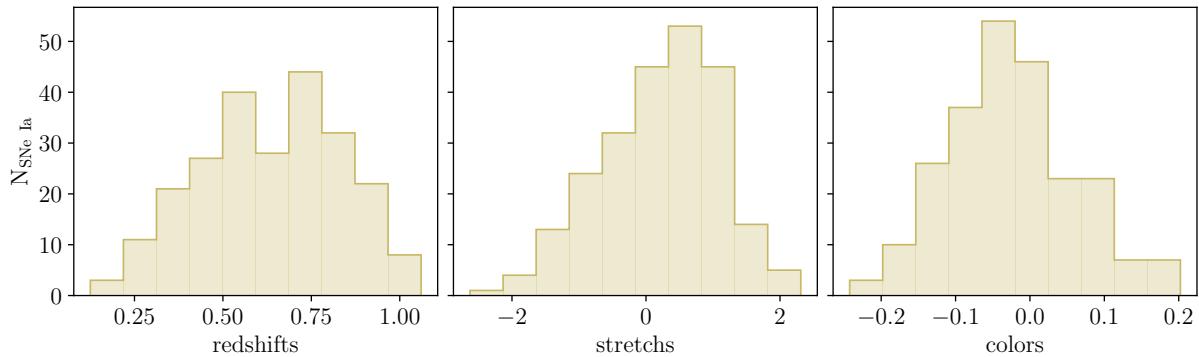


FIGURE IV.8 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), d'étirement (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 236 données de SNLS.

sondages recueillent des données à $z > 1$ qui se révèlent d'une grande importance par leur poids dans le diagramme de HUBBLE pour tester l'évolution des propriétés des SNe. Ils sont combinés par la suite sous le nom « HST » ; ainsi, par souci d'efficacité, nous ne détaillons ici que les résultats issus de GOODS qui constituent la plus grande part des données à haut redshift de notre échantillon.

IV.5.1 Introduction

Le sondage Hubble *Higher z Supernova Search* (HHZSS, STROLGER et al. 2004), sous-programme de GOODS, est un des premiers sondages de recherche de SNe depuis l'espace. Son but principal est d'étudier la présence de biais astrophysiques rendant les SNe Ia intrinsèquement moins lumineuses avec la distance, imitant une preuve de l'existence de l'énergie sombre. Ce programme vise à relever des données au-delà de $z = 1$, entre $1 < z < 2$. Dans cette plage, les SNe Ia devraient exploser à une époque de décélération cosmique, devenant ainsi relativement plus brillantes qu'à des décalages vers le rouge plus faibles. On s'attend à ce que cela se distingue clairement des simples effets de mesure astrophysiques, permettant une meilleure connaissance des SNe Ia. Étudier de manière approfondie et fiable ces SNe Ia et réaliser les observations de suivi nécessaires pour une telle étude nécessite des observations plus profondes que ce qui peut être réalisé avec des télescopes terrestres. Les observations de ce sondage s'étendent sur une plage 8 mois.

IV.5.2 Détection des supernovae

Ce programme utilise la *Advanced Camera for Surveys*¹ (ACS). GOODS combine des observations multibandes extrêmement profondes de l'ultraviolet à l'optique (dans le référentiel au repos) par le biais des filtres F435W, F606W, F775W et F850LP, avec une magnitude limite pour F850LP ≈ 26 . Deux champs ont été observés pour une surface totale d'acquisition de 300 arcmin², chacun à haute latitude écliptique pour permettre aux opérations au sol d'observer depuis les deux hémisphères. Sa cadence est d'environ 45 jours, suffisante pour détecter les SNe Ia vers le maximum d'émission pour $z \approx 1$ et avant le maximum pour $z > 1,3$ (dû à l'étalement de la courbe de lumière du fait de l'expansion ;

1. <https://www.nasa.gov/content/hubble-space-telescope-advanced-camera-for-surveys>

dans le référentiel au repos le temps de montée typique est de ≈ 20 jours), mais permet également de s'assurer qu'une SN dépassant le seuil de détection ne repasse pas en-dessous avant seconde observation. Les transmissions des filtres utilisés par le sondage sont tracées Figure IV.9.

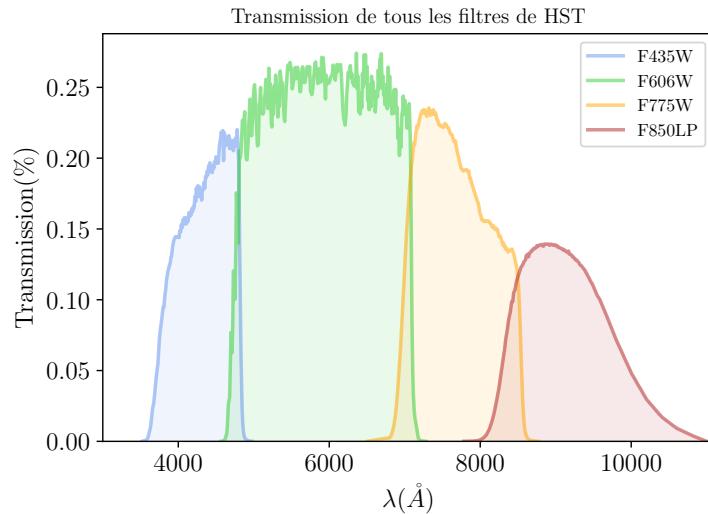


FIGURE IV.9 – Transmissions des filtres de ACS utilisés par HST.

IV.5.3 Suivi spectro-photométrique

Le HST, grâce à sa présence dans l'espace notamment, permet de produire des spectres avec un rapport signal sur bruit significativement supérieur à ce qu'il est possible d'atteindre par rapport à un instrument au sol. Il est cependant limité par sa faible résolution spectrale et le recouvrement de multiples ordres spectraux d'autres sources proches : ainsi, seules les SNe avec un séparation angulaire notable avec leur hôte et d'autres sources lumineuses ont été observées. Une méthode secondaire d'identification des SNe Ia par photométrie a été utilisée pour optimiser la confirmation spectroscopique. [RIESS et al. \(2007\)](#) détaillent les données ayant la plus haute qualité, qualifiées de « dorées » : celles dont la classification est certaine (rapport signal sur bruit $\gtrsim 20$) et dont la photométrie est suffisante pour amener à une estimation de distance robuste, facilement caractérisée par les erreurs de mesure. On relève 42 données de [STROLGER et al. \(2004\)](#) et 21 de [RIESS et al. \(2007\)](#).

IV.5.4 Données conservées

À ces distances, le typage peut s'avérer difficile mais la classification des données « dorées » est suffisamment robuste pour les inclure dans l'analyse cosmologique de ([SCOLNIE et al. 2018](#)) ; ces données ne sont donc pas sujettes à d'autres coupes. En combinant SCP, GOODS, CLASH et CANDELS, ce sont 26 données qui constituent l'échantillon HST ; le détail des données par sondage est indiqué Tableau IV.3, et la distribution des paramètres en redshift, étirement et couleur est montrée Figure IV.10.

TABLE IV.3 – Nombre de SNe Ia composant notre échantillon HST selon les sondages à haut redshifts.

Sondage	Nb de SNe Ia	z moyen
SCP	3	1,092
GOODS	15	1,120
CLASH	2	1.555
CANDELS	6	1,732
Total	26	1,278

Notes. Le nombre de SNe est tiré de l’analyse de Pantheon.

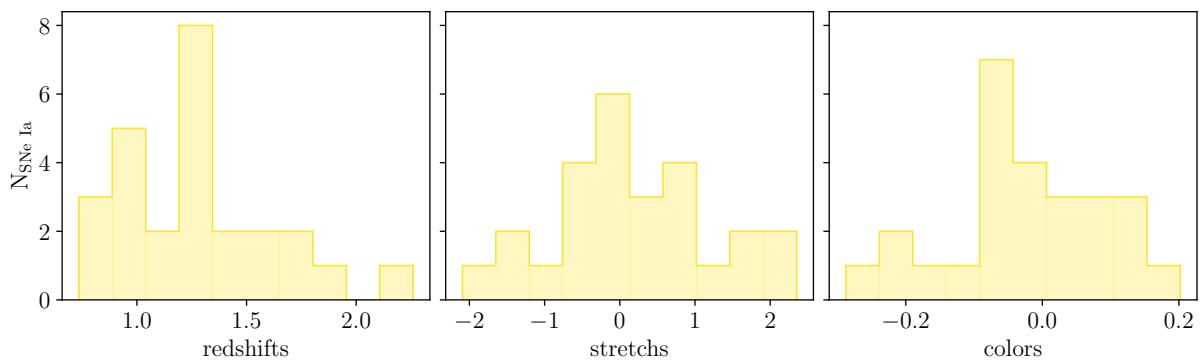


FIGURE IV.10 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), d’étirement (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 26 données de HST.

IV.6 Autres sondages : CfA1-4 et CSP

Enfin, bien que ces sondages n'apparaissent pas dans la première partie de cette étude, nous utilisons d'autres données à bas redshifts que celles issues de SNfactory. Comme pour la section précédente, ces données proviennent d'une combinaison de sondages : celles des 4 relevés du *Center for Astrophysics* de Harvard, nommés CfA1 à 4 (RIESS et al. 1999; JHA et al. 2006; HICKEN et al. 2009a,b, 2012) et des 2 publications du *Carnegie Supernova Project* (CSP, CONTRERAS et al. 2010; FOLATELLI et al. 2010; STRITZINGER et al. 2011). Ils ne feront pas l'objet de plus de détail avant le chapitre pertinent (Chapitre VII), étant donné que ce sont tous les sondages à recherche ciblée que l'on écarte de notre échantillon. Cette combinaison de sondage, résultant en 172 SNe Ia après les coupes de SCOLNIE et al. (2018), est appelée *LOWZ*, leur données s'étalant entre $0,01 < z < 0,07$. Une présentation de leurs distributions de paramètres en redshift, étirement et couleur est cependant donnée Figure IV.11.

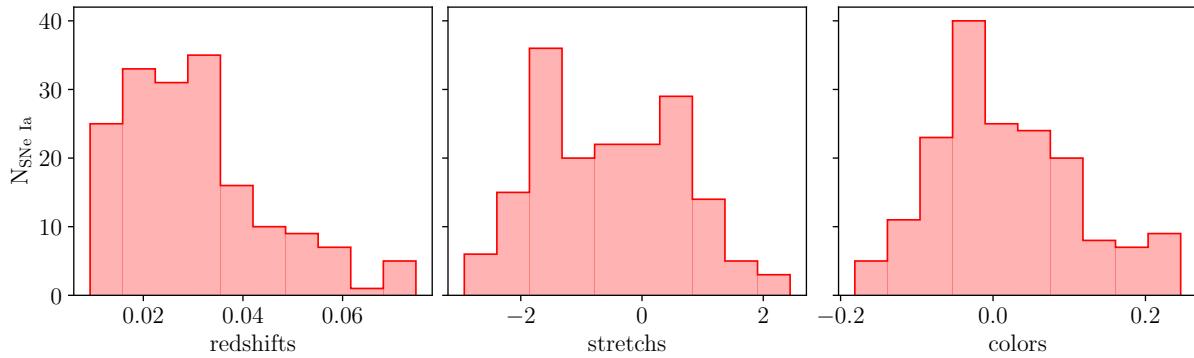


FIGURE IV.11 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), d'étirement (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 172 données de LOWZ.

IV.7 Complément : Zwicky Transient Facility

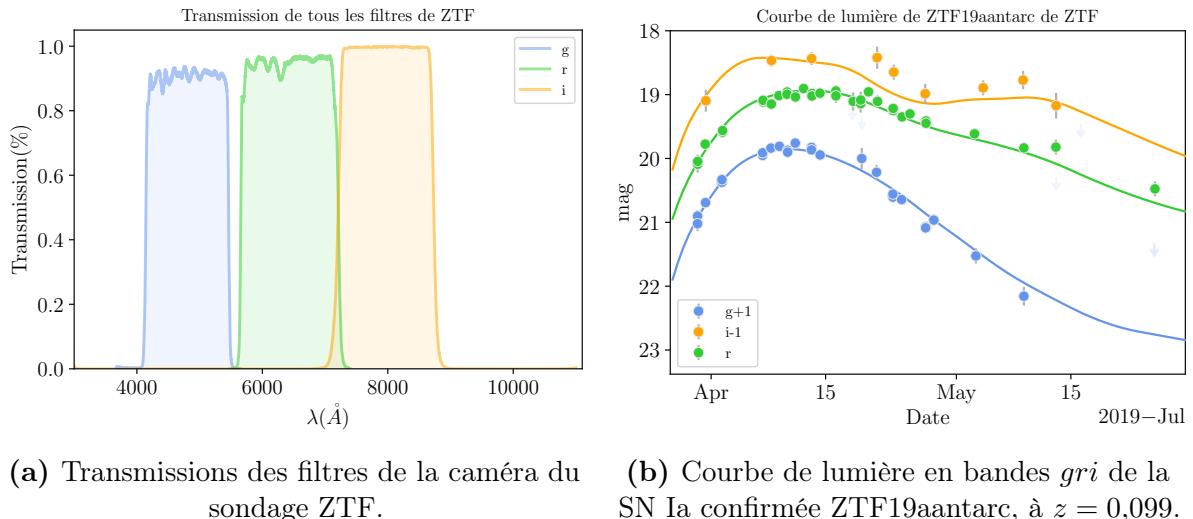
IV.7.1 Introduction

Le sondage de la *Zwicky Transient Facility* (ZTF, BELLM et al. 2019; DEKANY et al. 2020) est un relevé cosmologique à grand champ qui a commencé ses opérations en 2018. Comme d'autres sondages, plusieurs programmes composent ce relevé ; pour notre étude, c'est le *Bright Transient Survey* (BTS) qui nous intéresse. Il se place comme le nouveau sondage de référence à bas redshift, permettant de remplacer les données ciblées des sondages CfA et CSP et la multitude d'instruments de SNf par un seul échantillon homogène à recherche glissante.

Aux prémisses de cette thèse, ces données n'étaient pas encore publiées, la première phase ayant terminé en novembre 2020, et aujourd'hui ce sont les résultats de la seconde phase qui sont en cours de production. C'est pourquoi son implémentation n'est que limitée dans notre étude, et sert à discuter des améliorations à la partie principale de notre travail, voir Section VI.3.

IV.7.2 Détection des supernovae

Le sondage utilise la caméra ZTF montée sur le télescope P48 Schmidt, à l'Observatoire du Mont Palomar (comme SNf à l'époque, voir Section IV.1.2), et se concentre sur la partie nord du ciel. Son champ de vision est de 47 deg^2 , le plus grand de tous les sondages jusque-là, intègre 3 filtres *gri* nommés ztf :g, ztf :r et ztf :i et a une cadence moyenne de 3 jours tous champs et filtres confondus. Ses caractéristiques uniques lui permettent de d'observer la totalité du ciel visible plus d'une fois par nuit en moyenne avec une magnitude limite typique de 20,5 mag, impliquant un rendu en SNe extrêmement élevé avec environ 1×10^5 alertes de candidat par nuit. En moyenne, les données récoltées ont environ 10 points de mesure avant le maximum d'émission dont la médiane se situe à -13 jours, là où d'autres sondages manquent de données. Ceci permet une caractérisation très efficace de l'étirement des SNe Ia qui repose notamment sur l'échantillonnage pré-explosion. Les transmissions des filtres et un exemple de courbe de lumière sont présentés Figures IV.12a et IV.12b.



(a) Transmissions des filtres de la caméra du sondage ZTF.

(b) Courbe de lumière en bandes *gri* de la SN Ia confirmée ZTF19aantarc, à $z = 0,099$.

FIGURE IV.12 – Caractéristiques du sondage ZTF.

IV.7.3 Suivi spectro-photométrique

À la différence des autres sondages, ZTF a un accès complet au spectrographe à champ intégral *SED machine* (SEDm, voir [BLAGORODNOVA et al. 2018; RIGAULT et al. 2019](#)) intégré au télescope P60, également au Mont Palomar. Par rapport au SNIFS (Section IV.1.3, le champ de vue passe de $6''\!/\!4 \times 6''\!/\!4$ à $28'' \times 28''$ et la caméra de guidage se voit dotée de 4 filtres *ugri*. Son objectif est d'acquérir tout candidat transitoire de magnitude inférieure à 18,5 mag. L'automatisation de ce système permet une grande efficacité de détection et de suivi. Le sondage travaille également avec le télescope P200 de 5 m et le Keck de 10 m, et se verra prochainement accompagné d'une seconde SEDm sur un télescope de 2,5 m à Kitt Pick. Ainsi, des 1×10^5 alertes par nuit, ce sont typiquement 7 qui sont des SNe Ia. On compte à peu près 3700 SNe Ia spectroscopiquement confirmées dans les données de la seconde publication.

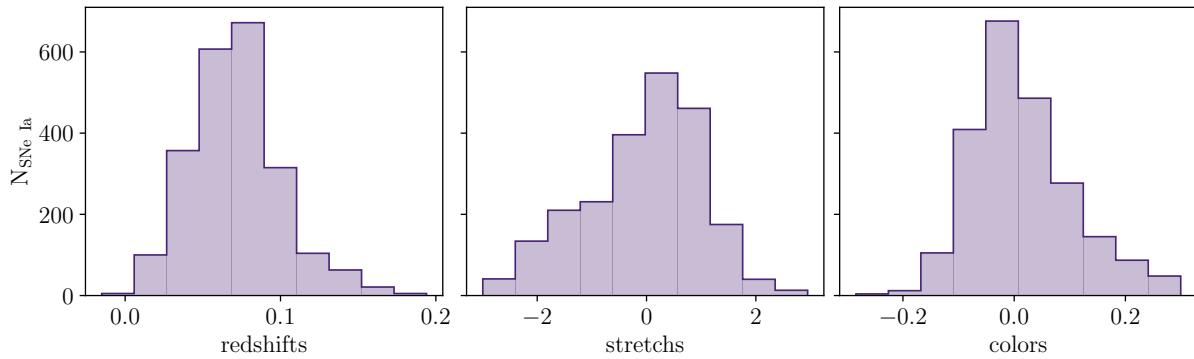


FIGURE IV.13 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), d'étirement (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 2246 données de ZTF.

IV.7.4 Données conservées

Comme pour le reste des sondages, ZTF inclus des sélection supplémentaire sur les données pour qu'elles soient de qualité « cosmologique ». Leurs critères sont les suivants :

- 1) Les données doivent provenir d'une image sans label indiquant une mauvaise qualité ;
- 2) Seuls les points photométriques détectés à 5σ sont considérés ;
- 3) Au moins 7 mesures entre $-15 < T_{\text{rest}} < 30$ jours ;
- 4) Au moins 2 bandes avant et après le maximum d'émission parmi tous ces points.

En plus de ces critères de qualité, l'échantillon retenu dans notre analyse suit les sélections suivantes :

- 5) $-0,3 < c < 0,3$ et $\sigma_c < 0,3$;
- 6) $-3 < x_1 < 3$ et $\sigma_{x_1} < 1$.

Ceux-ci assurent l'utilisation conjointe avec les autres sondages. Ainsi réduit, ce sont 2246 SNe Ia qui composent notre ensemble de données ZTF. La distribution des paramètres de ces données en redshift, étirement et couleur est montrée Figure IV.13.

IV.8 Résumé et comparaison

Pour permettre une meilleure visualisation des diverses caractéristiques des sondages traités dans cette thèse, nous donnons un graphique combiné des distributions de tous les sondages Figure IV.14, et présentons Tableau IV.4 une comparaison des éléments que nous considérons comme principaux dans ces sondages.

Au travers des sections précédentes, nous avons pu avoir un aperçu de la complexité que représentent les relevés cosmologiques. La variété des intervalles de redshifts et donc des caractéristiques des sondages impose des instruments variés, des stratégies spécifiques, mais également des calibrations différentes. Travailler avec de nombreux pipelines d'analyse rend la combinaison de sondages fastidieuse. C'est cet aspect que les prochains grands

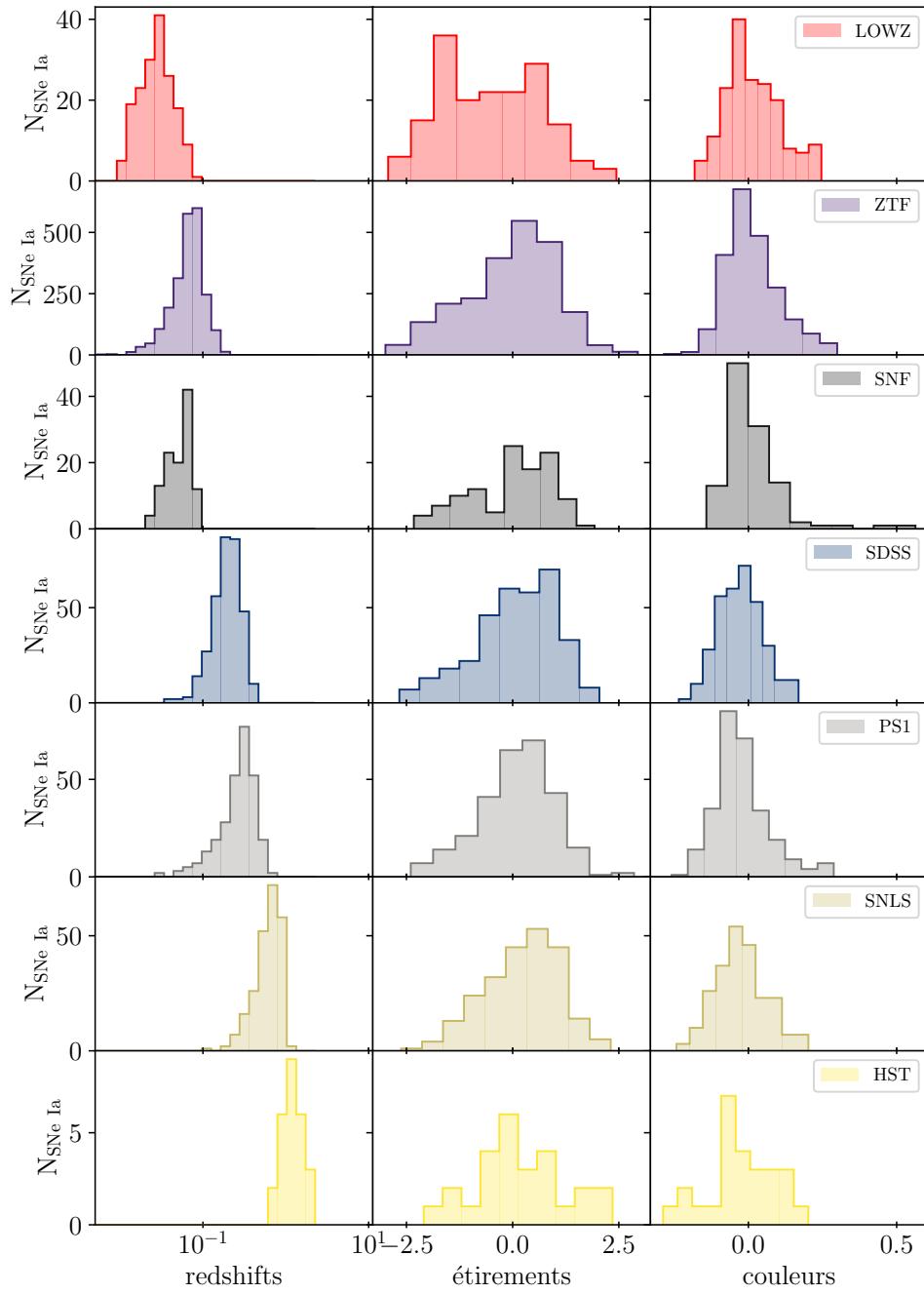


FIGURE IV.14 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), d’êtrement (au milieu) et de couleur (à droite) pour tous les sondages utilisés dans cette étude. Le redshift est tracé en échelle logarithmique, nécessaire pour représenter des données à la fois riches à $z \lesssim 0,05$ et jusqu’à $z \approx 2$.

relevés cosmologiques tentent d’améliorer : le sondage *Vera Rubin Observatory, via le Large Synoptic Survey Telescope* (LSST, IVEZIĆ et al. 2019), a pour objectif de couvrir un intervalle de redshifts extrêmement grand, et le sondage de la *Zwicky Transient Facility* répond aux difficultés particulières de la partie à faible redshift de la cosmologie, notamment l’ancrage de la valeur de H_0 . À lui seul, il est d’ores et déjà pratiquement deux fois plus grand que tous les autres sondages réunis et représente le futur de la cosmologie basée sur

les SNe Ia.

TABLE IV.4 – Comparaison des caractéristiques des sondages utilisés.

Sondage	Surface (deg ²)	Cadence (jours)	Filtres	Profondeur (mag)	Intervalle z	N_{SN}
SNf	500	1	BV	$r \lesssim 19,5$	$0,02 < z < 0,08$	114
LOWZ ¹	–	–	<i>UBVRI</i>	–	$0,01 < z < 0,07$	172
ZTF	Ciel nord	3	ztf: <i>gri</i>	$r \lesssim 20,4$	$0,00 < z < 0,19$	2246
SDSS	300	4	<i>ugriz</i>	$r \lesssim 22,5$	$0,04 < z < 0,40$	335
PS1	70	7	<i>grizy_{P1}</i>	$r \lesssim 23,1$	$0,03 < z < 0,63$	279
SNLS	4	7	<i>g'r'i'z'</i>	$r \lesssim 25,0$	$0,13 < z < 1,06$	236
HST ²	0,08	45	<i>griz</i> ³	F850LP $\lesssim 26$	$0,74 < z < 2,26$	26
Total						3408 ⁴

Notes. Le nombre de SNe est tiré de l’analyse de Pantheon.

¹ Caractéristiques non pertinentes en temps que sondages ciblés.

² Caractéristiques pour GOODS, intervalle et nombre de SNe Ia pour tous les sondages HST.

³ Relativement équivalent, cf. Figure IV.9.

⁴ 990 sans LOWZ ou ZTF, ce qui constitue la base de notre échantillon.

Figures

IV.1 Transmissions des filtres de La Silla utilisés par SNF.	12
IV.2 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de SNf	13
IV.3 Caractéristiques du sondage SDSS.	14
IV.4 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de SDSS	16
IV.5 Caractéristiques du sondage PS1.	17
IV.6 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de PS1	19
IV.7 Caractéristiques du sondage SNLS.	20
IV.8 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de SNLS	21
IV.9 Transmissions des filtres de ACS utilisés par HST.	22
IV.10 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de HST	23
IV.11 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de LOWZ	24
IV.12 Caractéristiques du sondage ZTF.	25
IV.13 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de ZTF	26
IV.14 Distributions des paramètres de redshift, étirement et couleur de tous les sondages utilisés dans cette étude	27

Tableaux

IV.1 Critères de sélection des SNe Ia suivies par SNfactory.	13
IV.2 Critères de sélection des SNe Ia suivies par PS1.	18
IV.3 Nombre de SNe Ia de notre échantillon HST selon la source	23
IV.4 Comparaison des caractéristiques des sondages utilisés.	28

Création d'un échantillon complet

« Simplicity is the final achievement. After one has played notes and more notes, it is simplicity that emerges as the crowning reward of art. »

CHOPIN

Comme nous en avons discuté initialement (voir Chapitre I), l'amélioration des mesures de paramètres cosmologiques par le diagramme de HUBBLE nécessite une meilleure précision dans la connaissance astrophysique des SNe Ia, afin de notamment permettre la réduction des incertitude systématiques. À cet effet, une évolution des propriétés intrinsèques des SNe Ia inconnue fausserait ces résultats.

Nous avons vu Chapitre II que l'environnement des supernovae avait un impact non négligeable sur leurs caractéristiques mesurées, et notamment leur appartenance à la sous-population « jeune » ou « vieille ». Dans la perspective de mesurer une évolution de la luminosité intrinsèque des SNe Ia, notre recherche se base sur le modèle d'évolution de l'âge moyen des SNe Ia et étudie les variations de leur étirement en fonction de l'âge (voir Chapitre VI).

Nous présentons dans ce chapitre l'échantillon sur lequel nous effectuons ces mesures. Nous discutons dans un premier temps des qualités qu'un tel échantillon doit présenter Section V.1, avant de présenter les sondages qui en font partie Section ?? et l'échantillon en lui-même Section V.2.

Sommaire

V.1 Notion de complétude	32
V.1.1 Stratégies d'observations	32
V.1.2 Biais de MALMQUIST et solution	32
V.2 Échantillon d'étude	33
V.2.1 Confection	33
V.2.2 Présentation	39
V.2.3 Confirmation d'hypothèse	40
V.3 Application à ZTF	44
Redshift limite	44
Présentation	45

V.1 Notion de complétude

Cette thèse repose sur l'étude statistique des propriétés des SNe Ia, et donc en premier lieu sur l'échantillon de données sur lesquelles développer notre raisonnement. Pour qu'il soit intéressant il doit être suffisamment grand, mais également représentatif de la population des SNe Ia, c'est-à-dire au plus proche d'être un tirage aléatoire de tout ce qu'il peut exister comme SNe Ia dans la nature. On parle alors d'échantillon complet. Ce concept est donc largement dépendant de la manière dont les données sont relevées.

V.1.1 Stratégies d'observations

Les supernovae sont des phénomènes transitoires, c'est-à-dire des objets dont le flux lumineux varie dans le temps, mais elles sont également brèves et rares : elles durent typiquement quelques semaines et surviennent environ une fois par siècle et par galaxie. Leur observation requiert donc des stratégies particulières. Pour déterminer leurs courbes de lumière (II.2.1) il est nécessaire d'avoir un champ de mesure suffisamment profond pour ne pas se contenter que de leur luminosité au maximum. Différentes approches peuvent entrer en jeu : les recherches ciblées et les recherches non ciblées.

Les recherches ciblées consistent à se focaliser sur des amas de galaxies connus en vue d'augmenter la probabilité d'observer des supernovae ; il paraît en effet évident que plus la concentration en étoiles est forte, plus on s'attend à avoir une haute probabilité que certaines d'entre elles entament leur fin de vie et leur explosion en supernova. Cependant, une telle pratique implique une sélection des environnements des SNe et donc un biais sur la nature des données recueillies ; dans le cas des amas de galaxies, l'environnement favorisé sera celui contenant des progéniteurs vieux, dans des galaxies massives avec peu de formation stellaire. Afin d'étudier la potentielle évolution de la population des SNe, il faut réduire au maximum ces biais et favoriser la récolte d'un échantillon représentatif de toute la zoologie des SNe Ia.

Les recherches non-ciblées utilisent de grands champs de caméra pour sonder de larges portions du ciel. Originellement (SCP, PERLMUTTER et al. 1999), leur procédé était d'effectuer une détection photométrique avant d'opérer une identification spectroscopique, confirmant leur caractère de SN Ia ou non, pour finalement décider de programmer ou non un suivi photométrique permettant l'établissement de leur courbe de lumière. Une telle pratique limite les biais mais donne des courbes de lumières pauvres en points de mesure avant le maximum de luminosité, impactant l'ajustement des courbes. Ces méthodes ont évolué pour devenir des recherches *glissantes* (ASTIER et al. 2006). Elles consistent à balayer régulièrement le ciel en observant un même champ dans un même filtre de manière répétée tous les quelques jours, afin d'à la fois détecter et extraire les courbes de lumières des SNe Ia, même si leur identification est effectuée après leur maximum de luminosité.

V.1.2 Biais de Malmquist et solution

De tels sondages ne sont cependant pas exempts d'effets de sélection. En effet, même une recherche glissante s'effectue avec un appareil de mesure ayant une capacité limitée à

déetecter une source lumineuse : les objets de magnitude apparente plus élevée (luminosité plus faible) que ce seuil de détection ne seront pas inclus. Or, comme chaque astre voit sa luminosité décroître avec le carré de la distance qui le sépare de l'observation (I.3.2), cette limite implique que les astres de magnitude absolue plus élevée seront relevés à de plus grandes distances que les autres, laissant croire qu'à partir d'une certaine distance les objets sont intrinsèquement plus lumineux.

Dans le cadre des SNe Ia dont on suppose la magnitude absolue similaire, on pourrait en première approche négliger cet effet. Cependant, comme exposé en Section II.3.1, il a été déterminé que la magnitude absolue des supernovae de type Ia est corrélée avec leur étirement et leur couleur de telle sorte que les plus faibles soient celles de petit étirement et de couleur rouge. Ainsi, proche du seuil de détection, les SNe Ia ne sont pas sélectionnées de manière homogène, et l'échantillon recueilli sera une sous-population laissant penser qu'avec la distance, les SNe Ia ont en moyenne un plus haut étirement et sont de couleur bleue. De tels sondages sont dits à magnitude limitée.

Le cadre de notre étude nécessite un échantillon qu'on appelle « volume-limité », pour lequel on suppose que la population résulte bien d'un tirage aléatoire de ce qui existe dans la nature. Les sondages modernes reposant sur des recherches glissantes, il nous a donc fallu les réduire pour les utiliser.

V.2 Échantillon d'étude

Nous détaillons dans cette Section la procédure de construction de notre échantillon volume-limité comme expliqué partie V.1.2. Notre étude se base sur les données de la combinaison de sondages Pantheon (SCOLNIC et al. 2018), en remplaçant la combinaison ciblée LOWZ par les données SNfactory dont la sélection est maîtrisée et permettant une étude de sous-population grâce au LsSFR. Les données de HST étant complètes, la confection de notre échantillon se concentre sur les sondages SDSS, PS1 et SNLS ; leur nature non-ciblée et limitée en magnitude permet d'en construire une portion limitée en volume comme décrit Section V.1.

V.2.1 Confection

Nous détaillons ici deux des approches mises en place visant à déterminer la portion des sondages que l'on peut considérer limitées en volume.

V.2.1.1 Approche statistique

À partir des données publiées dans SCOLNIC et al. (2018)¹, il est possible de tracer l'histogramme des SNe Ia en fonction du redshift (cf. Sections précédentes, par exemple Figure IV.2, à gauche). En supposant une densité volumique de supernovae uniforme, chaque intervalle de redshift comprend un volume de plus en plus grand et on s'attend donc à observer toujours plus de SNe Ia avec la distance. On observe cependant une baisse de ce nombre à partir d'un certain redshift. La chute de nombre de SNe Ia provient de cette limitation du sondage à mesurer la luminosité. Notre première approche a été de

1. https://archive.stsci.edu/hlsp/ps1cosmo/scolnic/data_fitres

se baser sur une étude statistique pour essayer de récupérer la valeur estimée à partir de laquelle chaque sondage s'écarte d'un modèle volumétrique. Le protocole est le suivant :

- Les bornes minimales et maximales des données sont augmentées d'une faible valeur aléatoire (entre 0,06 et 0,12 à gauche et entre 1,10 et 1,15 à droite, pour SNLS) afin d'assurer une variation du centre des intervalles ;
- On choisit aléatoirement entre 5 et 20 intervalles pour tracer l'histogramme ;
- On initialise un modèle volumétrique $a \times (V(z_2) - V(z_1))$ avec a la densité volumique de SNe Ia, paramètre libre du modèle, auquel on passe comme donnée les bords des intervalles.
- Les valeurs du modèle sont comparées aux hauteurs des intervalles de l'histogramme, permettant l'ajustement du modèle par une loi de Poisson cumulée (voir par exemple AHMED 2015). Pour un intervalle donné de nombre moyen de données λ , la probabilité qu'il y en ait exactement k est, d'après la loi de Poisson :

$$p(k) = \mathcal{P}(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (\text{V.1})$$

La fonction de répartition, ou de distribution cumulative, est donnée par :

$$\mathcal{P}(X \leq x) = \sum_{k=0}^x p(k) = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^x \frac{\lambda^k}{k!} \quad (\text{V.2})$$

- On choisit aléatoirement un intervalle maximal après lequel l'ajustement s'arrête, avec un minimum de 3 intervalles (6 dans les cas des Figures de V.1), 10 fois pour chaque histogramme ;
- On sauve les positions et valeurs de probabilité des intervalles ajustés et créé une interpolation linéaire des résultats ;
- Ces 5 étapes sont répétées 1000 fois et on calcule la médiane et l'écart type des 10 000 interpolations calculées.

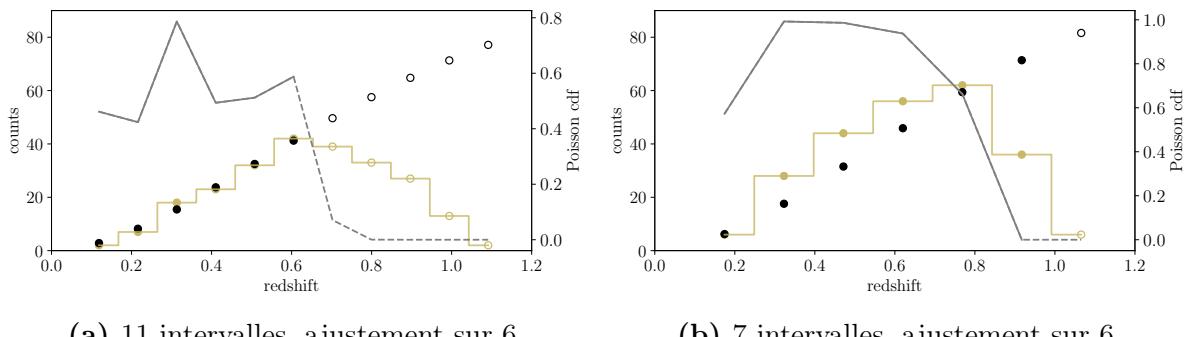


FIGURE V.1 – Exemple d'ajustement statistique pour deux tirages aléatoires d'histogrammes de SNLS.

Le modèle volumétrique retenu dans notre analyse est défini par :

$$V(z) = \frac{4\pi}{3} \times d_C^3(z) \quad (\text{V.3})$$

avec $d_C(z)$ la distance comobile

$$d_C(z) = \frac{c}{H_0} \int_0^z \frac{dz'}{E(z')} \quad \text{avec} \quad (\text{V.4})$$

$$E(z) \triangleq \frac{H(z)}{H_0} = [\Omega_R(1+z)^4 + \Omega_M(1+z)^3 + \Omega_k(1+z)^2 + \Omega_\Lambda]^{1/2} \quad (\text{V.5})$$

On a choisi la cosmologie issue de la collaboration Planck ([PLANCK COLLABORATION et al. 2020](#)), dont les valeurs sont indiqués Table [V.1](#).

TABLE V.1 – Valeur des paramètres cosmologiques utilisés pour la détermination statistique du redshift limite des sondages SDSS, SNLS et PS1.

H_0	Ω_R	Ω_M	Ω_k	Ω_Λ
$67,74 \text{ km Mpc}^{-1} \text{ s}^{-1}$	5.389×10^{-5}	0,3075	0	0,6910

Le résultat de ces calculs donne une estimation du redshift à partir duquel chacun des sondages n'a plus la capacité à recueillir toutes les SNe Ia, représentée Figure [V.2](#). En estimant z_{lim} comme étant la valeur à laquelle la médiane des distributions cumulées chute à 0,5 et les erreurs basse et haute à 0,525 et 0,475 respectivement, on obtient les valeurs de la Table [V.2](#).

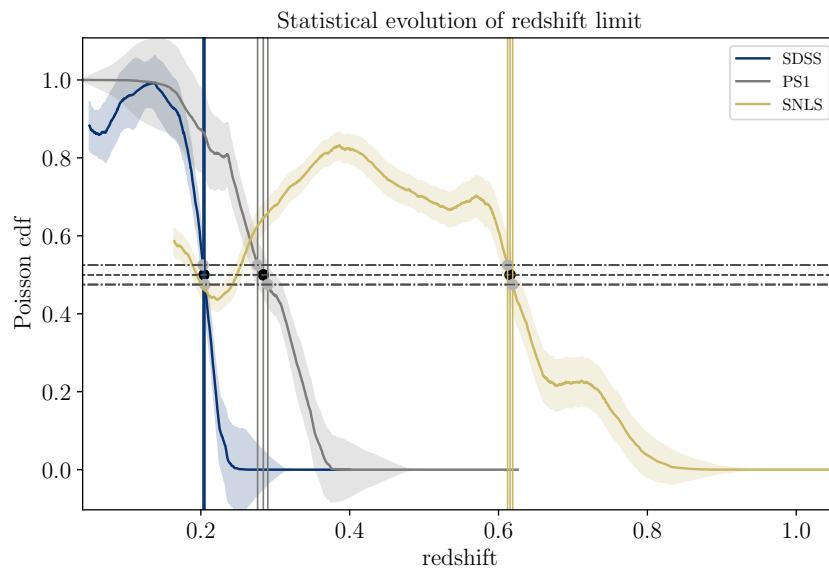


FIGURE V.2 – Résultat graphique de l'évolution médiane de l'étude statistique du redshift limite pour les sondages SDSS, PS1, et SNLS

Cette première approche présente une robustesse certaine dans l'établissement des évolutions statistiques en répétant le processus précédent. Cependant, le sens de variation

non constant du résultat de SNLS et de PS1 ne permettent pas de forte confiance dans la correspondance de ce protocole au but de cette étude ; de plus, le choix de la valeur de la fonction de répartition à laquelle on peut considérer le sondage complet n'est pas motivée mathématiquement ou physiquement de manière systématique. Cette conclusion nous a amenés à une approche combinant à la fois la réalité de la sélection astrophysique instrumentale et les équations de distribution de luminosité de SN Ia avec leurs paramètres x_1 , c et z .

V.2.1.2 Approche analytique

En supposant que ces sondages ont un typage spectroscopique et suivi photométrique suffisant, ils devraient avoir des effets de sélection de sous-population de SNe Ia négligeables en deçà d'un certain redshift permettant l'acquisition de toute la zoologie d'étirement et couleur. Les données de SNe Ia issues de l'ajustement par **SALT2.4** ne contiennent que des données avec un maximum de $x_1 = \pm 3$ et de $c = \pm 0,3$ (Guy et al. 2007; Betoule et al. 2014, cf Section II.3.2).

La magnitude absolue d'une supernova à son maximum de luminosité est, d'après l'équation ?? :

$$M = M_0 - \alpha x_1 + \beta c$$

avec $M_0 = -19,36$ mag dans le filtre photométrique B de Bessell (Kessler et al. 2009b; Scolnic et al. 2014), $\alpha = 0,158$ et $\beta = 3,14$ (Table 7, Scolnic et al. 2018). On détermine cette quantité sur l'ellipse limite des paramètres grâce au paquet **sncosmo**¹, représentée par un gradient de couleur Figure V.3. On trouve alors que la supernova la moins lumineuse est celle de paramètres $x_1 = -1,65$ et $c = 0,25$ dont le maximum de magnitude absolue standardisée est $M_{\min}^{t_0} = -18,31$ mag.

Cependant, pour établir une courbe de lumière, une supernova doit être observée typiquement au moins 5 jours avant et une semaine après son pic de luminosité, donnant une magnitude absolue limite effective d'approximativement $M_{\lim} = -18,00$ mag. En connaissant les magnitudes limites de chaque sondage et avec l'équation reliant le module de distance aux magnitudes observée et absolue

$$\mu(z) = m - M \tag{V.6}$$

on peut déterminer le redshift limite z_{\lim} en-delà duquel la SN Ia la moins lumineuse ne sera pas observée. On a ainsi défini un ensemble de redshifts limites définissant un échantillon fiduciel en prenant la limite suggérée par cette analyse.

Cependant, cette solution pourrait ne pas être optimale étant donné qu'elle ignore les efficacités de suivi spectroscopiques pour les redshifts en-dessous de z_{\lim} ; c'est pourquoi nous avons également déterminé un autre ensemble de coupes définissant un échantillon « conservatif ». Cet échantillon est plus petit et donc sera statistiquement moins pertinent, mais également moins sujet aux effets de sélection. Ainsi si l'évolution des propriétés des SNe Ia avec le redshift est encore sondable dans l'échantillon conservatif, il serait encore plus présent dans un échantillon dont l'absence d'effets de sélection est effectuée avec plus de précision que nos coupes en redshift.

On présente Figure V.4 les différentes efficacités spectroscopiques avec le redshift des 4 sondages LOWZ, SDSS, PS1 et SNLS. On y observe que les magnitudes limites

1. <https://sncosmo.readthedocs.io/en/stable/>

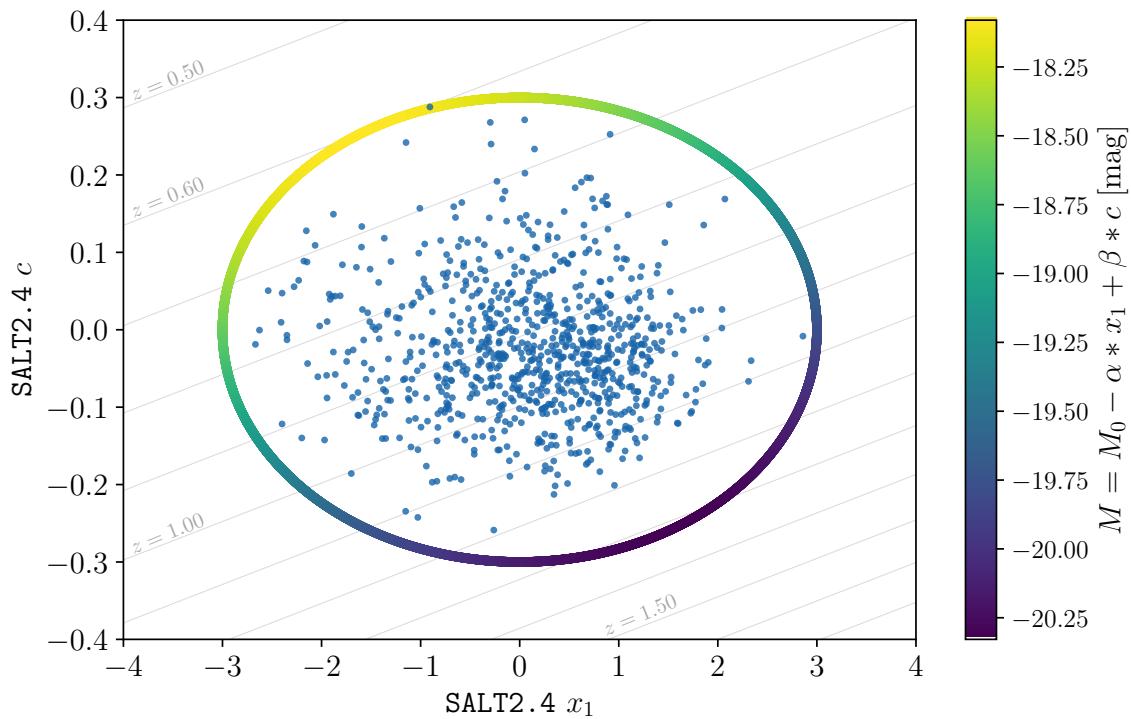


FIGURE V.3 – Distribution des paramètres de courbe de lumière d’étirement (x_1) et de couleur (c) issus d’un ajustement par SALT2.4 pour les données de SNe Ia des sondages SDSS, PS1 et SNLS combinés du catalogue Pantheon. Chaque supernova est représentée par un point bleu. L’ellipse limite des paramètres ($x_1 = \pm 3, c = \pm 0,3$) est représentée avec un gradient de couleur correspondant à la magnitude absolue standardisée en utilisant les valeurs de SCOLNICK et al. (2018) pour les coefficients α et β . Les lignes diagonales grises représentent l’évolution de $m = m_{\text{lim}}$ en fonction de z dans le plan (x_1, c) entre $z = 0,50$ et $z = 1,70$ pour la magnitude limite $m_{\text{lim}} = 24,8$ mag du sondage SNLS.

correspondent également aux limites des capacités spectroscopiques, mais ces seuls critères ne suffisent pas à rendre compte de la qualité limitée en volume d'un sondage. Nous détaillons maintenant les choix pour les sous-échantillons concernés par ces coupes.

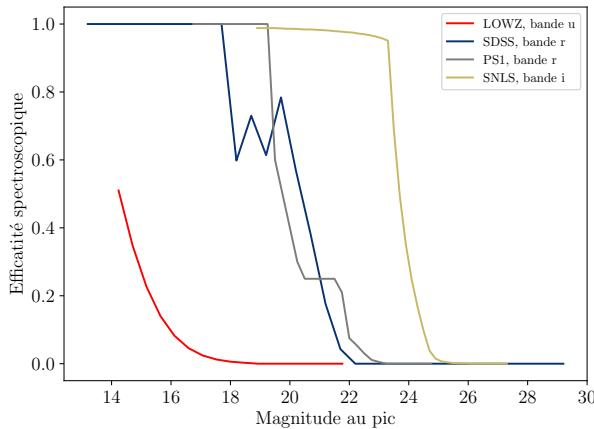


FIGURE V.4 – Comparaison des efficacités spectroscopiques des différents sondages.

Pour SNLS dont les supernovae sont typiquement entre $0,4 < z < 0,8$, la bande B de Bessell dans un référentiel au repos correspond approximativement à son filtre i , de magnitude limite à 5σ de 24,8 mag¹. Ceci implique $z_{\text{lim}} = 0,60$, en accord avec NEILL et al. (2006); PERRETT et al. (2010), et (CONLEY et al. 2011, Section 2.2). D'autre part, la Figure 14 de PERRETT et al. (2010) et présentée Figure V.5 suggère une plus basse limite à $z_{\text{lim}} = 0,55$. Nous avons donc choisi $z = 0,60$ et $z = 0,55$ comme redshifts limites de SNLS pour les échantillons fiduciel et conservatif respectivement.

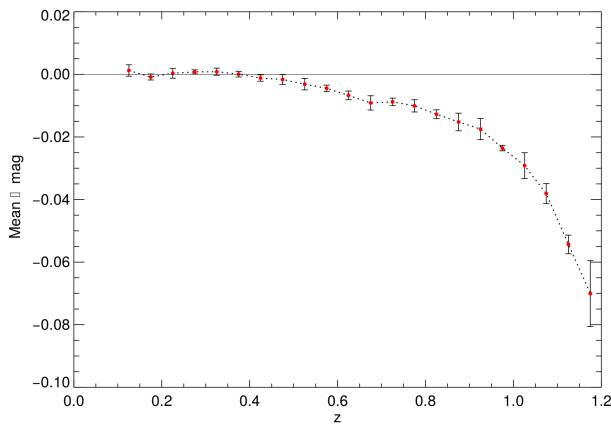


FIGURE V.5 – Biais de Malmquist et de sélection spectroscopique moyen en fonction du redshift pour le sondage SNLS d'après des simulations.

Tiré de PERRETT et al. (2010).

De la même manière pour PS1 leurs SNe Ia sont entre $0,2 < z < 0,4$; la profondeur à 5σ dans la bande g est de 23,1 mag d'après REST et al. (2014) et mène à $z_{\text{lim}} = 0,31$, en correspondance avec la Figure 6 de SCOLNIC et al. (2018) recopiée Figure V.6 par exemple. De manière conservative, cette figure suggère une limite plus prononcée à $z_{\text{lim}} = 0,27$; ces deux valeurs constituent donc les redshifts limites de PS1 pour la partie fiduciale et conservative, respectivement, de notre échantillon.

1. <https://www.cfht.hawaii.edu/Science/CFHTLS/cfhtlsfinalreleaseexecsummary.html>

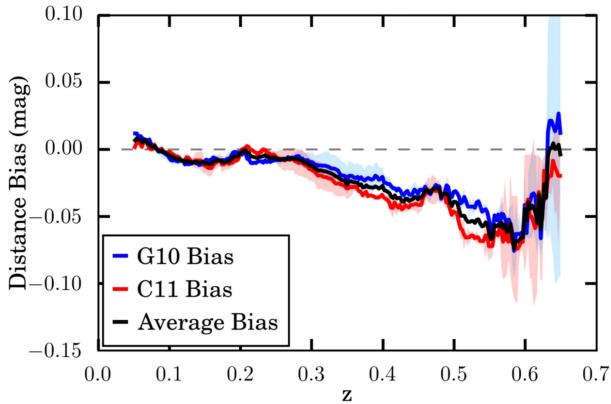


FIGURE V.6 – Biais de MALMQUIST moyen dû aux effets de sélection en fonction du redshift pour le sondage PS1, d'après des simulations et pour deux modèles de dispersion intrinsèques différents et leur moyenne.

Tiré de [SCOLNICK et al. \(2018\)](#).

Dans le même intervalle pour SDSS la magnitude limite est de 22,5 mag d'après [DILDAY et al. \(2008\)](#) et [SAKO et al. \(2008\)](#); cette valeur impliquerait $z_{\text{lim}} = 0,24$, mais les sondages SDSS se sont confrontés à une limitation dans leurs capacités spectroscopiques. Comme indiqué dans [KESSLER et al. \(2009b\)](#) Section 2, les données de la première année de SDSS ont favorisé les SNe Ia de magnitude $r < 20,5$ mag pour identification spectroscopique, ce qui correspondrait à une coupe de redshift à 0,15. Le reste du programme a bénéficié de meilleures ressources spectroscopiques et [KESSLER et al. \(2009b\)](#) et [DILDAY et al. \(2008\)](#) font preuve d'une complétude raisonnable jusqu'à $z = 0,2$. La Figure 3 de [CONLEY et al. \(2011\)](#), donnée Figure V.7 donnant l'évolution du biais de MALMQUIST en fonction du redshift confirme ces hypothèses. En nous basant sur ces faits, on a choisi $z_{\text{lim}} = 0,20$ et $z_{\text{lim}} = 0,15$ pour nos échantillons fiduciel et conservatif respectivement.

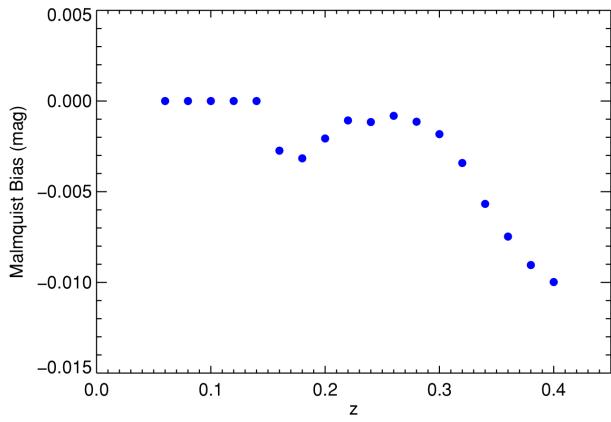


FIGURE V.7 – Biais de MALMQUIST moyen en fonction du redshift pour le sondage SDSS. La forte baisse à $z = 0,15$ est un artefact dû à la discontinuité du modèle d'efficacité spectroscopique et n'a que peu d'effet sur les contraintes cosmologiques.

Tiré de [CONLEY et al. \(2011\)](#).

Cette approche est totalement systématique et reproductible, et donne des z_{lim} similaires à l'approche statistique ; cette observation conforte donc les résultats et choix de magnitudes limites, et ce sont ces résultats analytiques que l'on a conservés dans notre étude. La comparaison des limites par les deux méthodes et le nombre de données conservées avec les limites analytiques dans les cas fiduciaux et conservatifs sont indiqués Table V.2.

V.2.2 Présentation

Par rapport aux analyses cosmologiques générales, notre étude impose une forte sélection sur des données déjà soigneusement choisies : seulement 43% (SNLS) à 57% (PS1) de SNe Ia sont conservées. Les distributions en redshift des 3 sondages coupés sont

TABLE V.2 – Composition en SNe Ia de notre échantillon.

Sondage	z_{lim}		N_{SN}
	Statistique	Analytique	
SNf		0,08	114
SDSS	$0,204^{+0,001}_{-0,001}$	0,20 (0,15)	167 (82)
PS1	$0,284^{+0,006}_{-0,008}$	0,31 (0,27)	160 (122)
SNLS	$0,615^{+0,003}_{-0,003}$	0,60 (0,55)	102 (78)
HST		–	26
Total		–	569 (422)

Notes. L'échantillon et notamment le nombre de SNe utilisées suivent les limites analytiques. Les nombres entre parenthèse correspondent aux limites conservatives.

présentées Figure V.8. On y observe que les limites sont globalement situées avant le pic de ces histogrammes, suivant la logique guidant cette chute (cf. Section V.1) et confortant également les analyses qui y ont mené. Cette hypothèse est testée Section V.2.3.

En combinant les 5 sondages de notre analyse, on peut tracer leur distribution d'étirement en fonction du redshift. On en présente un graphique ainsi que l'histogramme complet Figure V.9. En supposant l'échantillon affranchi d'effets de sélection, on peut lire sur ce graphique une première idée de l'évolution en redshift que l'on suppose issue du changement des propriétés moyennes des SNe Ia avec l'âge de leur environnement. En effet, on observe que la fraction de SNe Ia présentant un faibl'étirement, typiquement $x_1 < -1$, semble décroître avec le redshift alors que la population d'étirement > 1 semble toujours peuplée ; à noter qu'ici le redshift est en échelle logarithmique, expliquant le tassement horizontal. Quantitativement, les SNe Ia à haut redshift présentent un plus grand étirement moyen ($0,34 \pm 0,10$ à $z \approx 0,65$) que celles à bas redshift ($-0,17 \pm 0,10$ à $z \approx 0,05$). Cette idée est confirmée dans le chapitre suivant, Section VI.2.

V.2.3 Confirmation d'hypothèse

Dans la Section précédente, nous avons construit des échantillons limités en volume à partir d'un ensemble d'échantillons limités en magnitude en utilisant des coupures simples de redshift. Cette approche simplifiée est statistiquement sous-optimale, mais devrait suffire pour tester notre question clé, à savoir si l'évolution de l'étirement avec le redshift est compatible avec le modèle de RIGAULT et al. (2020). Cependant, il reste possible qu'une fonction de sélection observationnelle complexe liée aux efficacités de suivi spectroscopique en deçà de nos coupures fiducielles (voire conservatives) puisse encore affecter notre échantillon, le rendant non entièrement limité en volume ; cela fausserait alors notre conclusion sur la dérive astrophysique de la population SNe Ia.

Pour tester l'existence d'éventuels biais de sélection observationnels dans notre échantillon, nous avons comparé les distributions d'étirement et de couleur des SNe Ia provenant

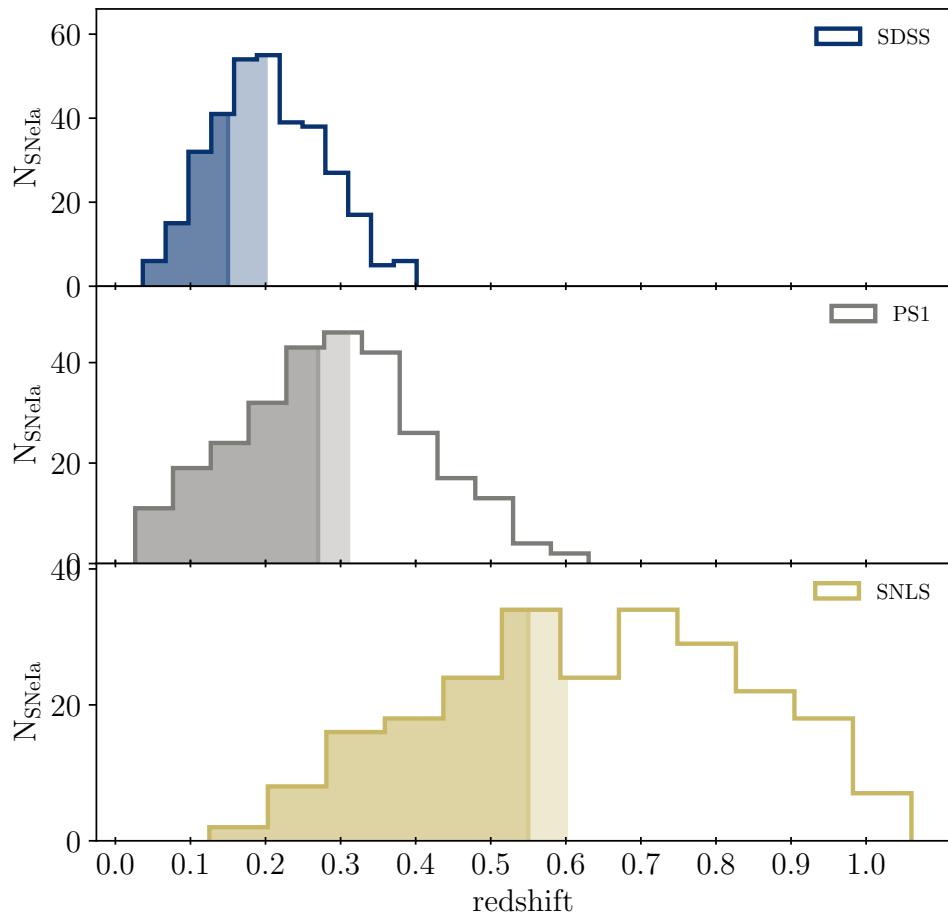


FIGURE V.8 – De haut en bas : Histogrammes en redshift des SNe Ia des sondages SDSS, PS1 et SNLS (données de Pantheon, [SCOLNIC et al. 2018](#)). Les parties colorées représentent les distributions de SNe Ia conservées dans notre analyse, considérées exemptes d'effets de sélection observationnels (cf. Section V.2.1.2). Les couleurs foncées (claires) représentent les limites conservatives (fiducielles) de nos coupes de sélection indiquées dans la Table V.2.

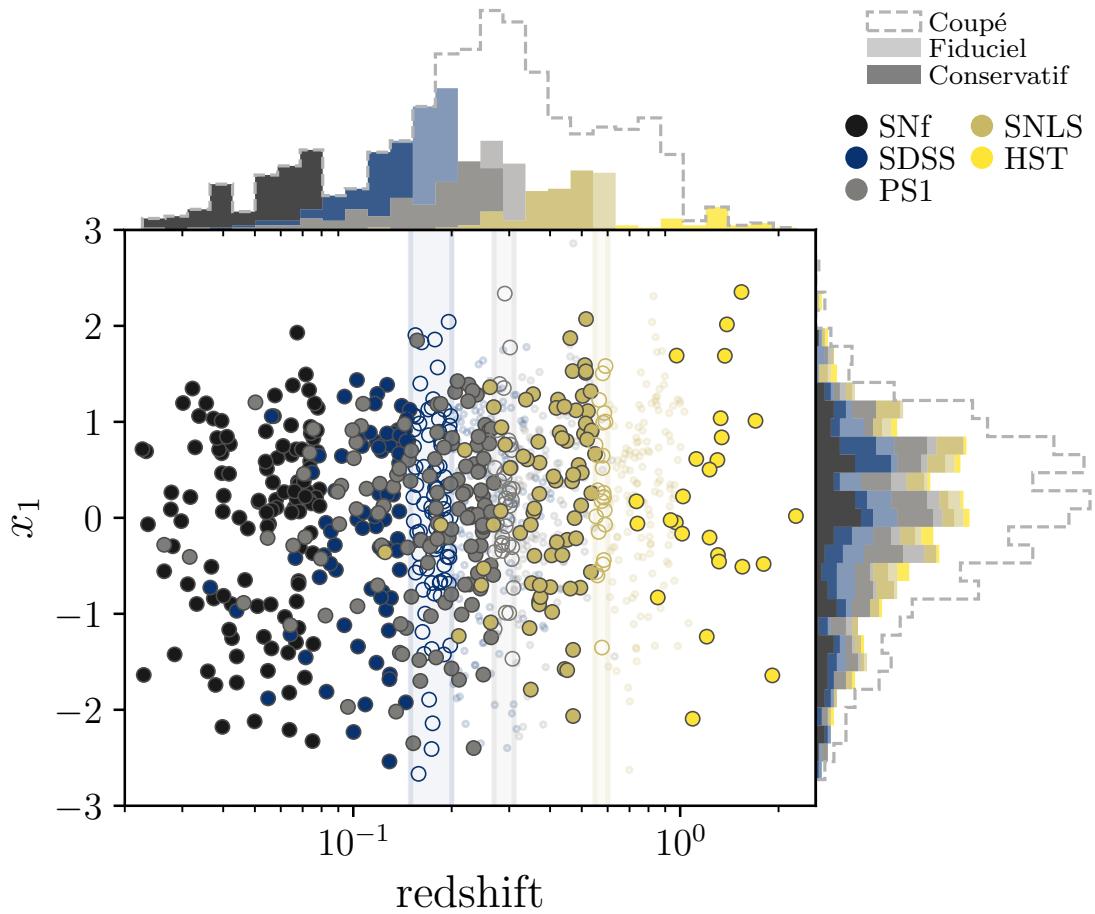


FIGURE V.9 – *En bas* : étirement des courbes de lumière ajustées avec SALT2.4 en fonction du redshift en échelle logarithmique pour chaque sondage de cette analyse (cf. légende). Les points pleins, creux et transparents correspondent aux échantillons conservatif, fiduciel et total, respectivement. *En haut* : histogrammes en redshift superposés, en sombre, clair et pointillé pour les échantillons conservatif, fiduciel et total, respectivement (cf. légende). *À droite* : histogrammes en étirement superposés. Notre hypothèse de travail se base sur le dépeuplement des étirements < -1 avec le redshift, que l'on peut apercevoir dans les histogrammes de droite : relativement aux données $x_1 > -1$, cette partie se peuple moins.

de différents ensembles de données dont les plages de redshifts se chevauchent : ces distributions devraient être similaires si elles reflètent la même population mère sous-jacente. Nous notons que la plage de redshift doit être suffisamment étroite pour que toute dérive soit négligeable.

Les deux échantillons qui se chevauchent le plus en termes de redshift sont PS1 et SDSS dans la plage de redshift $0,10 < z < 0,20$ (voir Figure V.9). Ce sous-échantillon est constitué des 146 SNe Ia à l'extrémité haute des redshifts de SDSS et est donc le plus susceptible d'être affecté par des effets de sélection observationnels résiduels (voir la discussion correspondante dans la Section V.1.2). Sur cette même plage de redshift, PS1 compte 52 SNe Ia qui se trouvent dans les tranches de redshift les plus basses et qui sont donc peu susceptibles d'être affectées par un problème de sélection observationnelle. Afin d'identifier les incohérences potentielles entre les sous-échantillons PS1 et SDSS, la Figure V.10 (panneaux supérieurs) compare la distribution des étirements et des couleurs de ces deux études. Les valeurs p du test de similarité de KOLMOGOROV-SMIRNOV (KS) qui en résultent ($p > 10\%$) n'indiquent aucune incohérence, en accord avec l'impression visuelle de la Figure V.10.

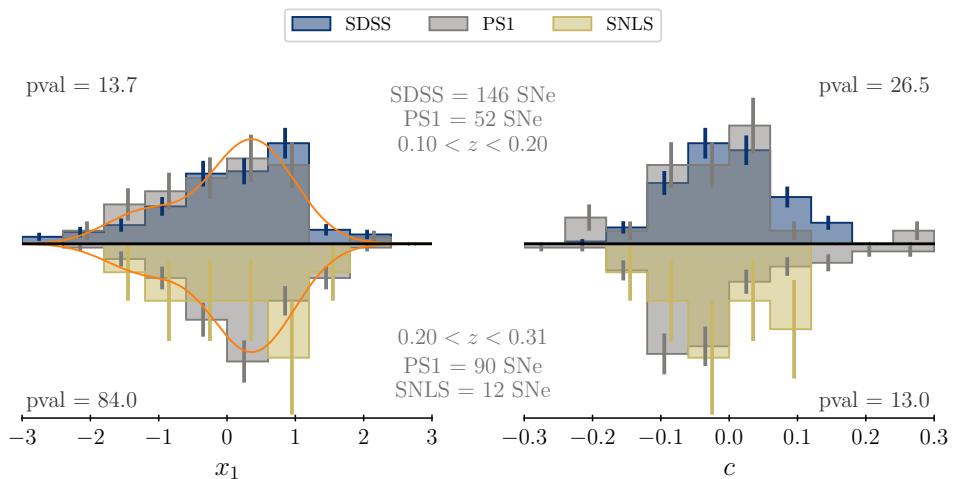


FIGURE V.10 – Histogrammes de distribution d'étirement (gauche) et de couleur (droite) de différents relevés se chevauchant en redshift. *Vers le haut* : SDSS et PS1 dans la plage de redshift $0,10 < z < 0,20$. *Vers le bas* : PS1 et SNLS dans la gamme de redshift $0,20 < z < 0,31$. Les barres d'erreur représentent le bruit de Poisson. Notre modèle d'évolution en redshift (défini plus loin, Section VI) est illustré en orange à la valeur moyenne des plages de redshifts, 0,15 et 0,25 respectivement. Les valeurs p du test de KOLMOGOROV-SMIRNOV sont indiquées en haut (en bas) de chaque panneau et ne montrent aucun signe que les distributions d'étirement et de couleur de SDSS et PS1 (PS1 et SNLS) ne sont pas tirées des mêmes distributions sous-jacentes.

Nous avons effectué une analyse similaire pour PS1 et SNLS sur la plage de redshift $0,20 < z < 0,31$ (Figure V.10, panneaux inférieurs), où la même conclusion peut être tirée : il n'y a pas de signe significatif de divergence dans les distributions d'étirement et de couleur entre les extrémités basse et haute de nos échantillons fiduciel de SNLS et PS1, respectivement. Néanmoins, la petite taille de l'ensemble de données SNLS à $z < 0,31$ (12 SNe Ia contre 90 pour PS1) limite la sensibilité de ce test, et seule une forte déviation serait perceptible. L'extension de la plage de redshift à $0,20 < z < 0,40$ (bien que nous n'ayons pas de données PS1 au-dessus de 0,3) permet d'augmenter le sous-échantillon

SNLS à 31, mais la valeur p de l'étirement reste élevée (34%), ne montrant aucun signe d'incohérence.

Nous soulignons enfin que la couleur des SNe Ia est plus sujette aux effets de sélection observationnelle que l'étirement, comme l'illustre la Figure V.3 ; voir également la Figure 3 de **KESSLER et SCOLNIC (2017)**, par exemple. Par conséquent, comme la comparaison des distributions de couleurs ne montre aucune indication significative d'un effet de sélection observationnelle résiduel, cela renforce notre affirmation selon laquelle nos critères de sélection simples basés sur le redshift sont suffisants pour construire les échantillons complets de SNe Ia nécessaires pour tester l'évolution du redshift de la distribution d'étirement.

V.3 Application à ZTF

Au moment de rédiger cette thèse, la deuxième publication de données de ZTF est en cours. Ainsi, bien qu'il ne fasse pas partie de cette étude de manière stable, nous nous intéressons à son intégration dans notre travail. C'est pourquoi nous présentons ici notre confection de la partie limitée de ZTF.

Redshift limite

Sa magnitude limite est donnée à 20,4 mag¹, ce qui se convertirait à un $z_{\text{lim}} = 0,11$, mais la SEDm est indiquée avoir une classification correcte entre [18,5 – 19]mag (**FREMLING et al. 2020**), ce qui implique des limites $z_{\text{lim}} = [0,044 – 0,055]$ respectivement. Ces résultats sont confortés par une étude du sondage effectuée par AMENOUCHE et al. (*en préparation*), utilisant le module Python `simsurvey` de ZTF (**FEINDT et al. 2019**). Initialement utilisé pour permettre le pronostic des résultats du sondage, l'utilisation de journaux d'observations réels indique que l'échantillon devrait être limité en volume jusqu'à $z \approx 0,06$. Ainsi, ce sont les valeurs $z_{\text{lim}} = 0,044$ et $z_{\text{lim}} = 0,055$ qui constituent nos limites conservative et fiduciale pour ZTF, respectivement. Le Tableau V.3 résume les informations de coupe pour ZTF.

TABLE V.3 – Composition en SNe Ia pour notre échantillon ZTF.

Sondage	z_{lim}	N_{SN}
ZTF	0,055 (0,044)	638 (393)
Total	–	1379 (987)

Notes. Le nombre total inclus les données de la section précédente.

1. <https://www.ztf.caltech.edu/ztf-camera.html>

Présentation

Dans le cas de ZTF, la coupe en redshift est encore plus sévère que pour les autres sondages ; c'est en effet 28% des données qui sont conservées. Il reste cependant que sa partie fiduciale est à elle seule plus peuplée que la totalité de notre échantillon de base. L'inclusion de ces données augmentera donc la statistique et la robustesse de notre étude d'un facteur non-négligeable.

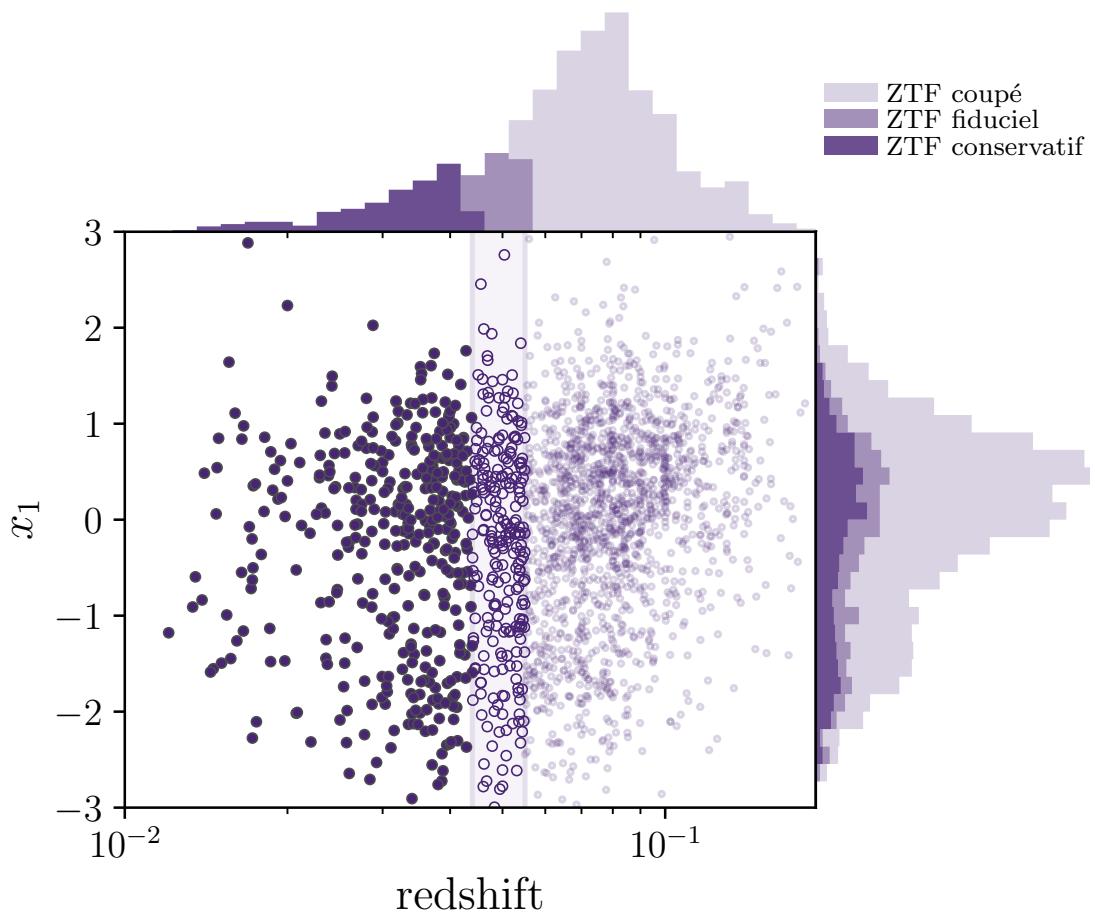


FIGURE V.11 – *En bas* : étirement des courbes de lumière ajustées avec SALT2.4 en fonction du redshift en échelle logarithmique pour ZTF (cf. légende). Les points pleins, creux et transparents correspondent aux parties conservative, fiduciale et totale respectivement. *En haut* : histogrammes en redshift superposés, en sombre, clair et très clair pour les parties conservative, fiducielles et totale respectivement (cf. légende). *À droite* : histogrammes en étirements superposés, même légende.

Sur cette figure, on peut d'ores et déjà observer la présence d'un sursaut à basse valeur dans la distribution des étirements ($x_1 \approx -1.5$). Sa présence est en accord avec l'étude de la distribution d'étirement du chapitre suivant. Ces données étant arrivées après l'étude en question, sa présence en conforte les résultats ; nous en discutons Section VI.3.

Au sein de ce sondage, la dérive de l'âge avec le redshift est considérée comme négligeable d'après l'Équation III.5 dont l'évolution est montrée Figure ???. Pour voir une éventuelle variation de la population à petit étirement avec le redshift, nous présentons Figure V.12

l'échantillon de base combiné aux données de ZTF. La présence de nombreuses données à $z \lesssim 0,05$ dû à ZTF écrase les données des autres échantillons s'étalant jusqu'à $z = 2,26$ pour la représentation logarithmique, mais permet une meilleure visualisation de la potentielle évolution de l'étirement avec le redshift avec les histogrammes de la partie de droite.

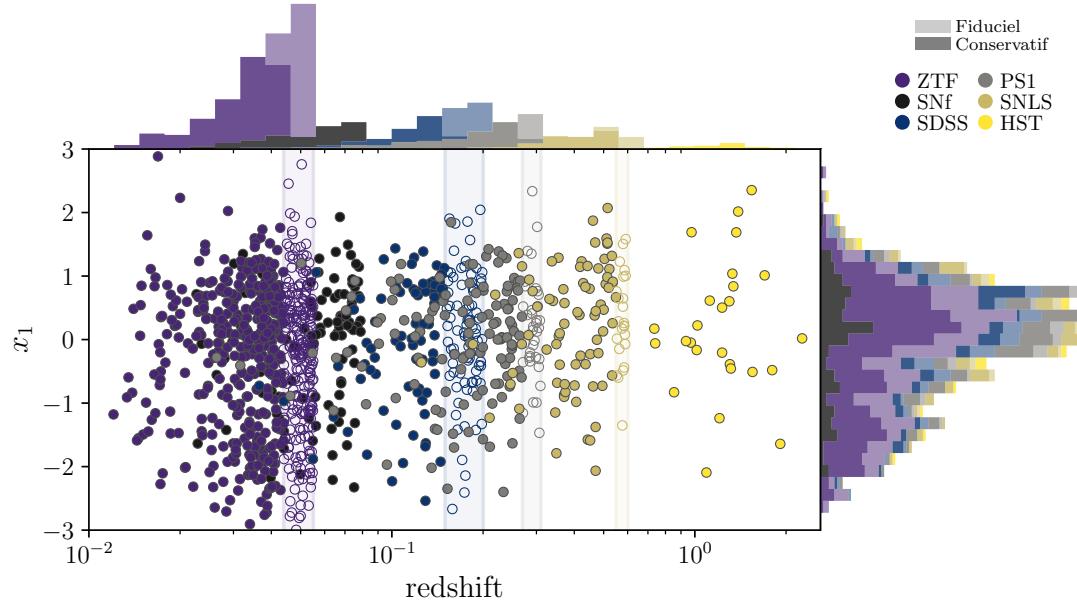


FIGURE V.12 – *En bas* : étirement des courbes de lumière ajustées avec SALT2.4 en fonction du redshift en échelle logarithmique pour l'intégrité des sondages apparaissant dans l'étude de la dérive de l'étirement avec le redshift (cf. légende). Les points pleins et creux correspondent aux parties conservative et fiduciale respectivement. *En haut* : histogrammes en redshift superposés, en sombre et clair pour les parties conservative et fiduciale respectivement (cf. légende). *À droite* : histogrammes en étirements superposés, même légende.

Figures

V.1 Exemple d'ajustement statistique pour deux tirages aléatoires d'histogrammes de SNLS.	34
V.2 Évolution médiane du redshift limite des sondages SDSS, PS1 et SNLS par approche statistique	35
V.3 Distribution et limite des paramètres de courbe de lumière d'étirement (x_1) et de couleur (c) des sondages SDSS, PS1 et SNLS combinés du catalogue Pantheon	37
V.4 Comparaison des efficacités spectroscopiques des différents sondages.	38
V.5 Biais de MALMQUIST moyen en fonction du redshift pour le sondage SNLS	38
V.6 Biais de MALMQUIST moyen en fonction du redshift pour le sondage PS1	39
V.7 Biais de MALMQUIST moyen en fonction du redshift pour le sondage SDSS	39
V.8 Histogrammes des sondages coupés pour notre étude	41
V.9 Présentation des données d'étirement en fonction du redshift pour l'échantillon complet	42
V.10 Histogrammes de test de similarité de KOLMOGOROV-SMIRNOV entre les sondages SDSS et PS1 d'une part, PS1 et SNLS d'autre part, en étirement et en couleur	43
V.11 Présentation des données d'étirement en fonction du redshift pour ZTF	45
V.12 Présentation des données d'étirement en fonction du redshift pour l'échantillon de base combiné aux données de ZTF	46

Tableaux

V.1 Valeur des paramètres cosmologiques utilisés pour la détermination statistique du redshift limite des sondages SDSS, SNLS et PS1.	35
V.2 Composition en SNe Ia de notre échantillon.	40
V.3 Composition en SNe Ia pour notre échantillon ZTF.	44

Évolution avec le redshift

« Citation test »

Autaire

Comme présenté Chapitre II, la nature détaillée des SNe Ia reste incertaine, et à mesure que les statistiques des relevés augmentent, la question des incertitudes systématiques astrophysiques se pose, notamment celle de l'évolution des populations de SNe Ia. Dans cette perspective, nous avons discuté Chapitre III des tentatives d'amélioration de notre connaissance de la physique des SNe Ia par le biais de l'étude de corrélations entre leurs propriétés et leur environnement. Nous avons montré l'existence d'un biais en lien avec la masse globale de la galaxie hôte d'une SN, et mis en évidence l'existence de sous-populations basées sur l'âge qui pourraient être plus pertinentes en tant que traceur de la différence des propriétés observées dans les SNe.

Notre thèse s'appuie sur cette hypothèse et le lien établi par RIGAULT et al. (2020) entre l'étirement des SNe et leur âge. Dans ce chapitre, nous étudions la dépendance au redshift de l'étirement de courbe de lumière issu d'un ajustement par SALT2.4 de SNe Ia, qui est une propriété purement intrinsèque des SNe, afin de sonder sa dérive potentielle avec le redshift. Nous modélisons différentes dépendances Section VI.1 et donnons les résultats de notre analyse Section VI.2 : nous y verrons que la dérive astrophysique des propriétés des SNe Ia est fortement favorisée et que les modèles de distribution sous-jacente d'étirements constants avec le redshift sont exclus comme étant de bonnes représentations des données par rapport à notre modèle de référence.

Sommaire

VI.1 Modélisation de l'étirement	50
VI.1.1 Paramétrisations	51
VI.1.2 Implémentation	52
VI.2 Résultats	54
VI.2.1 Comparaison aux données	54
VI.2.2 Tests supplémentaires	57
VI.2.3 Discussion	61
VI.3 Inclusion des données de ZTF	62
VI.3.1 Prédiction	62
VI.3.2 Implémentation	63
VI.3.3 Résultats	64
VI.4 Conclusion	68

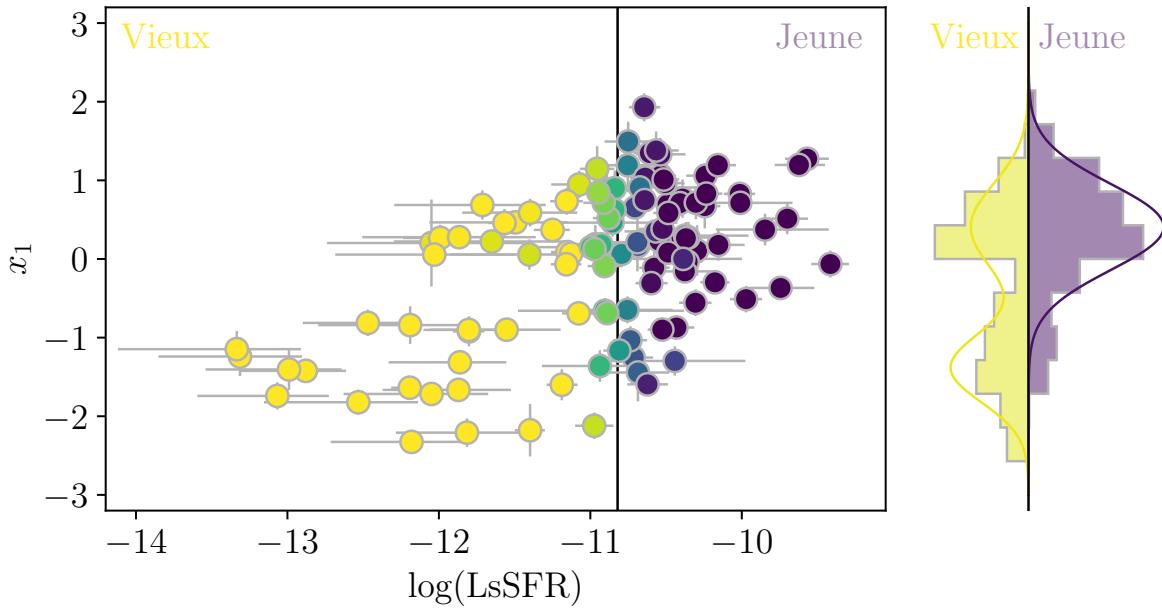


FIGURE VI.1 – *Principal* : étirement de courbe de lumière (x_1) issu d’un ajustement par SALT2.4 en fonction du LsSFR pour les SNe de SNfactory. La couleur correspond à la probabilité p_y que la SN Ia soit jeune, c’est-à-dire qu’elle ait $\log(\text{LsSFR}) \geq -10.82$ (voir RIGAULT et al. 2020). *À droite* : histogramme pondéré par p_y des étirements des SNe, ainsi que le modèle de base ajusté ; les contributions de la population jeune et âgée sont indiquées en violet et en jaune, respectivement.

VI.1 Modélisation de l’étirement

Pour modéliser l’évolution de la distribution complète de l’étirement des SNe en fonction du redshift, nous devons modéliser la distribution de l’étirement des SNe pour chaque sous-échantillon d’âge étant donné notre modèle susmentionné de l’évolution de la fraction des SNe Ia jeunes et vieilles avec le temps cosmique. RIGAULT et al. (2020) ont présenté la relation entre l’étirement des SN et la mesure du LsSFR, un traceur de l’âge des progéniteurs, en utilisant l’échantillon SNfactory (voir Section ??). Cette relation est illustrée dans la Fig. VI.1 pour les SNe de SNfactory utilisées dans l’analyse actuelle. Étant donné la structure du nuage de points étirement-LsSFR, notre modèle de la distribution sous-jacente de l’étirement des SN Ia est défini comme suit :

- la distribution de l’étirement de la population la plus jeune ($\log(\text{LsSFR}) \geq -10.82$) est modélisée comme une distribution normale unique $\mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2)$;
- et la distribution de l’étirement de la population la plus âgée ($\log(\text{LsSFR}) < -10.82$) est modélisée comme un mélange gaussien bimodal $a \times \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2) + (1-a) \times \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$, où un mode est le même que pour la population jeune, a représentant l’effet relatif des deux modes.

La fonction de distribution de probabilité (pdf) de l’étirement d’une SN donnée sera alors la combinaison linéaire des distributions d’étirement de ces deux populations, pondérées par sa probabilité y^i d’être jeune. De manière générale cependant, la fraction de

TABLE VI.1 – Valeurs des paramètres issus des meilleurs ajustements du modèle de distribution de l'étirement de base lorsqu'il est appliqué à l'ensemble de données de SNfactory seulement (114 SNe Ia), à l'échantillon fiduciel (569 SNe Ia) ou à l'échantillon conservatif (422).

Échantillon	μ_1	σ_1	μ_2	σ_2	a
SNfactory	0.41 ± 0.05	0.55 ± 0.04	-1.38 ± 0.07	0.44 ± 0.06	0.48 ± 0.06
Fiduciel	0.37 ± 0.04	0.61 ± 0.03	-1.22 ± 0.11	0.56 ± 0.07	0.51 ± 0.07
Conservatif	0.38 ± 0.04	0.60 ± 0.03	-1.26 ± 0.09	0.53 ± 0.06	0.47 ± 0.06

jeunes SNe Ia est donnée par $\delta(z)$ (voir Équation III.5), et donc notre modèle de dérive avec le redshift de la moyenne de la distribution sous-jacente d'étirement $X_1(z)$ est donnée par :

$$X_1(z) = \delta(z) \times \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2) + (1 - \delta(z)) \times [a \times \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2) + (1 - a) \times \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)] \quad (\text{VI.1})$$

Ceci constitue notre modèle de dérive de base.

VI.1.1 Paramétrisations

Compte tenu de la probabilité y^i qu'une SN donnée soit jeune et supposant notre modèle de base (voir Section VI.1), la probabilité de mesurer un étirement SALT2.4 x_1^i avec une erreur $\mathrm{d}x_1^i$ est donné par :

$$\begin{aligned} \mathcal{P}(x_1^i | \vec{\theta}; \mathrm{d}x_1^i, y^i) &= y^i \times \mathcal{N}(x_1^i | \mu_1, \sigma_1^2 + \mathrm{d}x_1^{i2}) + \\ &(1 - y^i) \times \left[a \times \mathcal{N}(x_1^i | \mu_1, \sigma_1^2 + \mathrm{d}x_1^{i2}) + \right. \\ &\quad \left. (1 - a) \times \mathcal{N}(x_1^i | \mu_2, \sigma_2^2 + \mathrm{d}x_1^{i2}) \right] \end{aligned} \quad (\text{VI.2})$$

L'estimation du maximum de vraisemblance des cinq paramètres libres $\vec{\theta} \equiv (\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, a)$ du modèle s'obtient en ajustant l'équation suivante :

$$-2 \ln(L) = -2 \sum_i \ln \mathcal{P}(x_1^i | \vec{\theta}; \mathrm{d}x_1^i, y^i) \quad (\text{VI.3})$$

Selon que nous pouvons estimer y^i directement à partir des mesures de LsSFR ou non, il y a deux façons de procéder. Nous les décrivons ci-dessous.

Avec LsSFR

Pour l'échantillon SNfactory, nous pouvons facilement fixer $y^i = p_y^i$, la probabilité d'avoir $\log(\mathrm{LsSFR}) \geq -10,82$ (voir Figure VI.1) afin de minimiser l'Équation VI.3 par rapport à $\vec{\theta}$. Les résultats de l'ajustement de ce modèle avec les SNe Ia de SNf sont présentés dans la Tableau VI.1 et illustrés Figure VI.2.

Sans LsSFR

Lorsque les mesures directes de LsSFR font défaut (c'est-à-dire en absence de p_y^i), nous pouvons étendre cette analyse aux autres échantillons que SNfactory en utilisant l'évolution avec le redshift de la fraction $\delta(z)$ des jeunes SNe Ia (Équation III.5) comme un indicateur alternatif de la probabilité qu'une SN soit jeune. Cela implique toujours la minimisation de l'Équation VI.3 par rapport aux paramètres $\vec{\theta} \equiv (\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, a)$ de la distribution d'étirement X_1 (Équation VI.2) mais en supposant cette fois que $y^i = \delta(z^i)$ pour une SN i donnée.

Pour le reste de cette analyse, nous avons ainsi ajusté l'Équation VI.3 en utilisant p_y^i la probabilité que la SN i soit jeune lorsqu'elle est disponible (c'est-à-dire pour les données de SNfactory) et $\delta(z^i)$, la fraction attendue de jeunes SNe Ia au redshift z^i de la SN sinon.

Les résultats de l'ajustement de ce modèle à l'ensemble des 569 (respectivement 422) SNe Ia de l'échantillon fiduciel (conservatif) sont présentés dans la Tableau VI.1, et l'évolution prédictive de l'étirement avec le redshift (x_1 attendu compte tenu de la distribution de l'équation VI.1) est illustrée sous la forme d'une bande bleue dans la Figure VI.2 qui tient compte des erreurs des paramètres et de leurs covariances. Cette figure montre que l'étirement moyen mesuré des SNe Ia par intervalle de redshift (contenant tous le même nombre de données) suit de près notre modélisation de la dérive avec le redshift. C'est en effet ce que l'on attend si les environnements vieux favorisent les faibles étirements de SN (voir par exemple HOWELL et al. 2007) et si la fraction de vieilles SNe Ia diminue en fonction du redshift. Nous discutons quantitativement de ces résultats Section VI.2.

VI.1.2 Implémentation

Dans la Section VI.1.1, nous avons modélisé la distribution sous-jacente de l'étirement des SNe Ia en suivant RIGAULT et al. (2020), c'est-à-dire avec une unique Gaussienne pour les jeunes SNe et un mélange de deux Gaussiennes pour la population des vieilles SNe Ia, la première étant la même que pour la jeune population et la seconde une qui est spécifique aux SNe à déclin rapide qui semblent n'exister que dans les environnements localement vieux. C'est ce que nous appelons notre modèle de base. Cependant, pour tester différents choix de modélisation, nous avons mis en œuvre une suite de paramétrisations alternatives que nous avons également ajustées aux données en suivant la procédure décrite dans la Section VI.1.1.

HOWELL et al. (2007) ont utilisé un modèle unimodal plus simple par catégorie d'âge, en supposant une distribution normale unique pour chacune des populations jeune et âgée. Nous avons donc considéré un modèle « Howell+dérive », comportant une seule Gaussienne par groupe d'âge et intégrant la dérive avec $\delta(z)$ de l'équation III.5. L'évolution moyenne de l'étirement avec le redshift ce modèle est tracé en vert Figure VI.2.

Alternativement, comme nous cherchons à vérifier l'existence d'une évolution avec le redshift, nous avons également testé des modèles constants en limitant les modèles de base et de HOWELL à utiliser une fraction de jeunes SNe Ia $\delta(z) \equiv f$ indépendante du redshift ; ces modèles sont appelés ci-après « base+constant » et « Howell+constant ».

Nous avons également considéré un autre modèle intrinsèquement non-dérivant, la forme fonctionnelle développée pour la méthode *BEAMS with Bias Correction* (BBC, SCOLNIC et KESSLER 2016; KESSLER et SCOLNIC 2017), utilisée dans les analyses cosmologiques

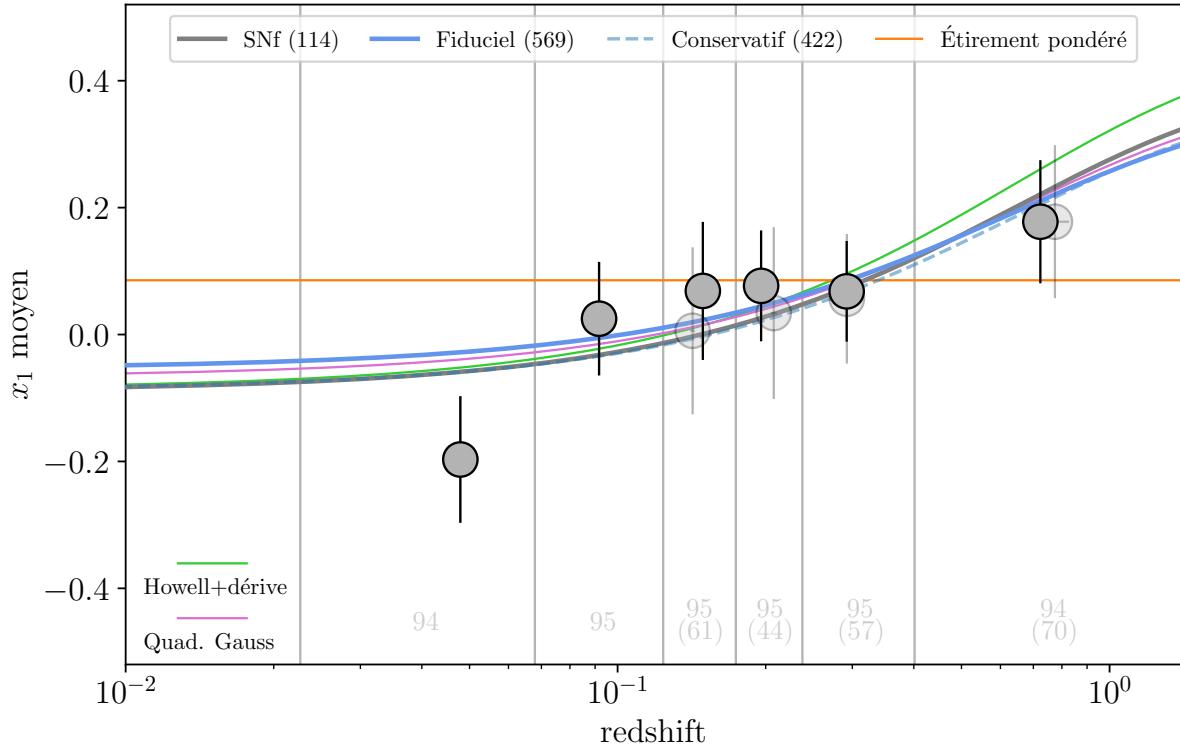


FIGURE VI.2 – Évolution de l’étirement moyen (x_1) des SNe Ia issus d’un ajustement SALT2.4 en fonction du redshift pour notre modèle de base. Les marqueurs montrent la moyenne pondérée de l’étirement mesurée dans des intervalles de redshift de tailles d’échantillon égales, indiquées en gris clair en bas de chaque intervalle. Les marqueurs opaques et transparents sont utilisés lorsque les échantillons fiduciel ou conservatif sont considérés, respectivement. La ligne horizontale orange représente l’étirement pondéré des données. Les meilleurs ajustements de notre modèle de dérive de base sont présentés en bleu, bleu pointillé et gris lorsqu’ils sont ajustés sur l’échantillon fiduciel, conservatif ou l’ensemble de données SNfactory uniquement, respectivement ; ils sont tous compatibles entre eux et avec les données. La bande bleu clair illustre l’amplitude de l’erreur (covariance comprise) du modèle le mieux ajusté lorsqu’on considère l’ensemble de données fiduciel. Les lignes verte et violette représentent les meilleurs ajustements d’autres modèles dérivants, voir Sections VI.1.2, VI.2.2.

utilisant les SNe Ia les plus récentes (par exemple [SCOLNIC et al. 2018; ABBOTT et al. 2019](#); [RIESS et al. 2016, 2019](#)) pour tenir compte des biais de MALMQUIST. Le formalisme de BBC suppose des distributions d'étirement Gaussiennes asymétriques basées sur la forme de chaque échantillon (et donc intrinsèquement sans dérive) : $\mathcal{N}(\mu, \sigma_-^2 \text{ si } x_1 < \mu, \text{ sinon } \sigma_+^2)$. L'idée derrière cette approche par échantillon est double ([SCOLNIC et KESSLER 2016](#); [SCOLNIC et al. 2018](#)) :

- 1) Les biais de MALMQUIST sont déterminés par les propriétés des relevés ;
- 2) Comme les relevés actuels couvrent des plages de redshift limitées, une approche par échantillon couvre certaines informations potentielles sur l'évolution avec le redshift.

Une discussion plus détaillée sur BBC se trouve Section [VI.2.3](#). Enfin, par souci d'exhaustivité, nous avons également considéré des modèles Gaussiens purs et asymétriques indépendants du redshift.

VI.2 Résultats

Nous exposons dans cette section les résultats quantitatifs de cette étude Section [VI.2.1](#) et proposons une discussion de ceux-ci Section [VI.2.3](#).

VI.2.1 Comparaison aux données

Nous avons ajusté chacun des modèles décrits ci-dessus sur les échantillons fiduciel et conservatif (voir Chapitre [V](#)). Les résultats sont rassemblés dans le Tableau [VI.2](#) et sont illustrés Figure [VI.3](#).

TABLE VI.2 – Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données.

Nom	dérive	k	Échantillon fiduciel (569 SNe)			Échantillon conservatif (422 SNe)		
			$-2 \ln(L)$	AIC	ΔAIC	$-2 \ln(L)$	AIC	ΔAIC
Base	$\delta(z)$	5	1456,7	1466,7	–	1079,5	1089,5	–
Howell+dérive	$\delta(z)$	4	1463,3	1471,3	–4,6	1088,2	1096,2	–6,7
Asymétrique	–	3	1485,2	1491,2	–24,5	1101,3	1107,3	–17,8
Howell+constant	f	5	1484,2	1494,2	–27,5	1101,2	1111,2	–21,7
Base+const	f	6	1484,2	1496,2	–29,5	1101,2	1113,2	–23,7
Asym. par échant.	Par échant.	3×5	1468,2	1498,2	–31,5	1083,6	1113,6	–24,1
Gaussienne	–	2	1521,8	1525,8	–59,1	1142,6	1146,6	–57,1

Notes. Pour chaque modèle considéré, nous indiquons si le modèle dérive ou non, son nombre de paramètres libres k , et pour les échantillons fiduciel et conservatif, $-2 \ln(L)$ (voir Équation [VI.3](#)), l'AIC et la différence d'AIC (ΔAIC) entre ce modèle et le modèle de base, choisi comme référence car présentant l'AIC le plus faible.

Parce que les divers modèles présentent différents degrés de liberté, nous avons utilisé le critère d'information d'AKAIKE (AIC, voir par exemple [BURNHAM 2004](#)) pour comparer leur capacité à décrire correctement les observations. Cet estimateur pénalise l'ajout de

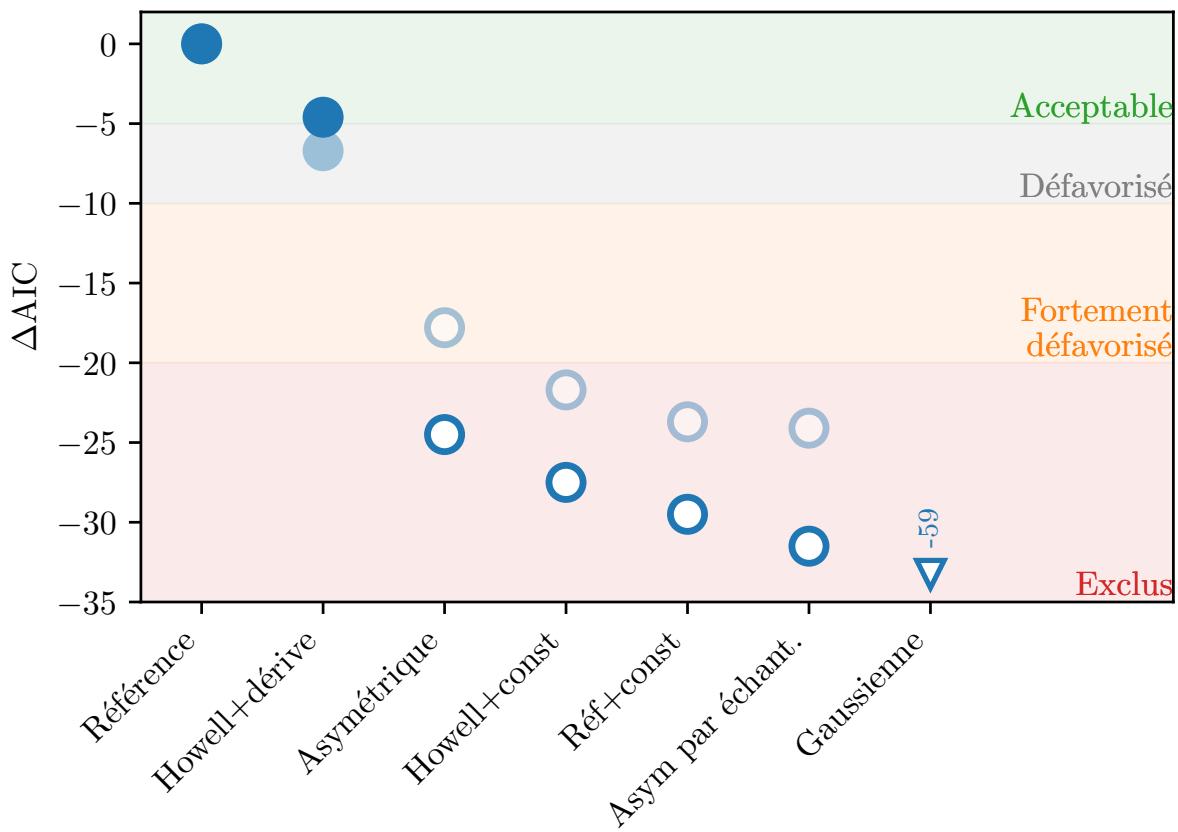


FIGURE VI.3 – ΔAIC entre le modèle de référence et les autres modèles (voir Tableau VI.2). Les marqueurs bleus pleins et ouverts correspondent aux modèles avec et sans dérive du redshift, respectivement. Les marqueurs transparents montrent les résultats lorsque l’analyse est effectuée sur l’échantillon conservatif plutôt que sur l’échantillon fiduciel. Les bandes de couleur illustrent la validité des modèles, d’acceptable ($\Delta\text{AIC} > -5$) à exclu ($\Delta\text{AIC} < -20$), voir le corps de texte. En suivant ces valeurs d’AIC, tous les modèles sans dérive (marqueurs ouverts) sont exclus car il représentent moins bien les données que le modèle de référence, avec dérive.

degrés de liberté supplémentaire afin d’éviter un ajustement excessif des données. Il est défini comme suit :

$$\text{AIC} = -2 \ln(L) + 2k, \quad (\text{VI.4})$$

où $-2 \ln(L)$ est obtenu en minimisant l’Équation VI.3, et k est le nombre de paramètres libres à ajuster. Le modèle de référence est celui de plus petit AIC ; par rapport à ce modèle, les modèles avec $\Delta\text{AIC} > -5$ sont qualifiés d’acceptables, ceux avec $-5 > \Delta\text{AIC} > -20$ ne sont pas favorisés et ceux avec $\Delta\text{AIC} < -20$ sont jugés exclus. Cela correspond approximativement aux limites de 2, 3 et 5σ pour une distribution de probabilité Gaussienne.

Le meilleur modèle (avec le plus petit AIC) est le modèle dit de base et constitue donc notre modèle de référence ; ceci est vrai pour les échantillons fiduciel et conservatif. Le modèle de base a également le plus petit $-2 \ln(L)$, ce qui en fait le modèle le plus probable même si l’on ne tient pas compte de la question de l’ajustement excessif qui est pris en compte par le formalisme de l’AIC.

En outre, nous constatons que les distributions d’étirement indépendantes du redshift

sont toutes exclues comme descriptions appropriées des données relativement au modèle de base. Le meilleur modèle non-dérivant (le modèle asymétrique) a une chance très marginale ($p \equiv \exp(\Delta\text{AIC}/2) = 5 \times 10^{-6}$) de décrire les données aussi bien que le modèle de base. Ce résultat n'est qu'une évaluation quantitative de faits qualitatifs qui sont clairement visibles sur la Figure VI.2 : l'étirement moyen des SNe par intervalle de redshift suggère fortement une évolution significative du redshift plutôt qu'une valeur constante, et cette évolution est bien décrite par l'Équation III.5.

De manière surprenante, la modélisation Gaussienne par échantillon utilisée par les implémentations actuelles de la technique BBC (Scolnic et Kessler 2016; Kessler et Scolnic 2017) présente l'une des valeurs d'AIC les plus élevées de notre analyse. Bien que son $-2 \ln(L)$ soit le plus petit de tous les modèles indépendants du redshift (mais toujours inférieur de 11,5 au modèle de référence), il est fortement pénalisé car il nécessite 15 paramètres libres (μ_0, σ_{\pm} pour chacun des cinq échantillons de l'analyse). Par conséquent, il en résulte un $\Delta\text{AIC} < -20$, ce qui pourrait être interprété comme une probabilité $p = 2 \times 10^{-7}$ d'être une aussi bonne représentation des données que le modèle de référence.

Nous notons que lorsque l'on compare des modèles qui ont été ajustés sur des sous-échantillons individuels plutôt que globalement, le critère d'information bayésien ($\text{BIC} = -2 \ln(L) + k \ln(n)$, avec n le nombre de points de données) pourrait être plus adapté que l'AIC car il tient explicitement compte du fait que chaque sous-échantillon est ajusté séparément : le BIC du modèle par échantillon est alors la somme des BIC de chaque échantillon. Nous trouvons $\Delta\text{BIC} = -48$, ce qui réfute également le modèle Gaussien asymétrique par échantillon comme étant aussi pertinent que notre modèle de référence.

Afin de s'assurer que nos résultats ne sont pas influencés par le sous-échantillon HST incomplètement modélisé, nous avons recalculé le ΔAIC pour chaque modèle en excluant cet ensemble de données ; cela n'a pas modifié le ΔAIC de plus que quelques dixièmes. La cohérence de ces valeurs avec celles du Tableau VI.2 montre que le sous-échantillon HST n'influence pas nos conclusions.

Nous rapportons dans le Tableau VI.3 notre détermination de μ_0 et σ_{\pm} pour chaque échantillon lorsqu'un modèle Gaussien asymétrique a été appliqué, et ajusté sur les échantillons normalement sans effets de sélection en utilisant nos coupes fiducielles (voir Chapitre V). Nos résultats sont en accord étroit avec ceux de Scolnic et Kessler (2016) pour SNLS et SDSS et avec les résultats rapportés par Scolnic et al. (2018) pour PS1, qui ont dérivé ces paramètres de modèle en utilisant le formalisme complet BBC, qui utilise de nombreuses simulations pour modéliser les effets de sélection observationnels (voir les détails par exemple Section 3 de Kessler et Scolnic 2017, et le Chapitre VII). L'accord entre notre ajustement des Gaussiennes asymétriques sur la partie supposée sans effets de sélection des échantillons et les résultats dérivés en utilisant le formalisme BBC soutient notre approche pour construire un échantillon avec des effets de sélection observationnels négligeables. Si nous devions utiliser les valeurs les mieux ajustées de Scolnic et Kessler (2016) et de Scolnic et al. (2018) pour les paramètres asymétriques μ_0, σ_{\pm} pour les échantillons SNLS, SDSS et PS1 respectivement, le ΔAIC entre notre modèle modèle de référence et la modélisation BBC irait encore plus loin, passant de -32 à -47. Nous discutons plus en détail de la conséquence de ce résultat pour la cosmologie dans la Section VI.2.3.

TABLE VI.3 – Paramètres de meilleur ajustement pour notre modélisation asymétrique par échantillon de la distribution d’étirement sous-jacente.

Asymétrique	σ_-	σ_+	μ_0
SNfactory	$1,34 \pm 0,13$	$0,41 \pm 0,10$	$0,68 \pm 0,15$
SDSS ¹	$1,31 \pm 0,11$	$0,42 \pm 0,09$	$0,72 \pm 0,13$
PS1 ²	$1,01 \pm 0,11$	$0,52 \pm 0,12$	$0,38 \pm 0,16$
SNLS ³	$1,41 \pm 0,13$	$0,15 \pm 0,13$	$1,22 \pm 0,15$
HST	$0,76 \pm 0,36$	$0,79 \pm 0,35$	$0,11 \pm 0,44$

Notes. On compare ces valeurs à celles des études intégrant les mêmes distributions asymétriques.

¹ $\sigma_- = 1,65 \pm 0,08$, $\sigma_+ = 0,10 \pm 0,10$, $\mu_0 = 1,14 \pm 0,03$ (Tableau 1, [SCOLNIC et KESSLER 2016](#))

² $\sigma_- = 0,96 \pm 0,16$, $\sigma_+ = 0,51 \pm 0,14$, $\mu_0 = 0,37 \pm 0,21$ (Tableau 3, [SCOLNIC et al. 2018](#))

³ $\sigma_- = 1,23 \pm 0,10$, $\sigma_+ = 0,28 \pm 0,10$, $\mu_0 = 0,96 \pm 0,14$ (Tableau 1, [SCOLNIC et KESSLER 2016](#))

VI.2.2 Tests supplémentaires

Nous avons également effectué des tests permettant au mode d’étirement élevé de la population âgée de différer de celui de la population jeune, ajoutant ainsi deux degrés de liberté (μ_1^O, σ_1^O , voir ligne 3 Figure VI.4). L’ajustement correspondant n’est pas significativement meilleur, avec un ΔAIC de $-0,4$ du fait de la pénalisation de cet estimateur. Cela renforce notre hypothèse selon laquelle les populations jeune et âgée semblent effectivement partager le même mode sous-jacent d’étirement élevé. De plus, nous pouvons nous demander si un mode de faible étirement pourrait également exister dans la population jeune (voir la Figure VI.1). Nous avons testé cette hypothèse en permettant à cette population d’être également bimodale, en rajoutant également deux paramètres (μ_2^Y, σ_2^Y , ligne 4 Figure VI.4). Nous avons constaté que l’amplitude d’un tel mode de faible étirement est fondamentalement 0 dans cette jeune population, n’apportant aucune amélioration dans la qualité de l’ajustement (même $-2 \ln(L)$ que le modèle de base), et donc discriminé négativement par la réduction de son AIC ($\Delta\text{AIC} = -2,0$).

Finalement, nous avons également implémenté un modèle combinant ces deux hypothèses, c’est-à-dire avec deux Gaussiennes par catégorie d’âge, chacune de ces quatre Gaussiennes pouvant différer les unes des autres. Celui-ci présente alors quatre valeurs moyennes sensiblement différentes, d’amplitudes non-compatibles avec 0 (voir ligne 1 Figure VI.4). Une telle liberté dans la paramétrisation permet alors à ce modèle d’être considéré comme une bien meilleure représentation des données que notre modèle de référence, avec un $\Delta\text{AIC} = 6,17$. Sa version constante avec le redshift reste cependant complètement défavorisée avec un $\Delta\text{AIC} = -32,07$. L’évolution moyenne de l’étirement avec le redshift de ce modèle est représenté en violet Figure VI.2 sous la légende « Quad. Gauss ». Bien que sa qualité d’ajustement soit nettement supérieure à notre modèle de base, il n’a pas été conservé dans cette analyse étant donné la complexité de sa composition, peu motivée physiquement, et la grande similitude dans l’évolution moyenne en résultant.

Cette implémentation semblerait principalement représenter une limite à la définition de l'AIC et à sa capacité à permettre de discriminer deux modèles censés représenter une réalité physique. L'ensemble des modèles testés sont présentés Figure VI.4.

Enfin, le fait d'ignorer les mesures du LsSFR, qui ne sont disponibles que pour l'ensemble de données SNfactory (voir la Section ??), réduit la pertinence des résultats présentés dans cette section, comme prévu. Malgré cela, les modèles non-dérivants restent fortement défavorisés. Voir le Tableau VI.4 et la Figure VI.5. Par exemple, le modèle asymétrique Gaussien par échantillon le mieux ajusté est toujours $\Delta\text{AIC} < -10$, ce qui est moins représentatif des données que notre modèle de dérive de référence. On note que les seuls modèles impactés par l'absence de LsSFR dans leur ajustement sont les modèles dérivants : fixer la fraction de jeunes SNe Ia rend les modèles insensibles à ce paramètre. Ces résultats permettent de marquer la forte information apportée par ce traceur, expliquant pourquoi les études de distributions sous-jacentes n'utilisant pas le LsSFR sont moins clivantes que celle-ci. Plus généralement, cela soulève la question de savoir dans quelle mesure un traceur environnemental (ici le LsSFR) trace l'âge. Cette question a reçu une analyse dédiée dans BRIDAY et al. (2022).

TABLE VI.4 – Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données par rapport au modèle de référence sans utiliser le LsSFR.

Nom	dérive	k	Échantillon fiduciel (569 SNe)		
			$-2 \ln(L)$	AIC	ΔAIC
Référence	$\delta(z)$	5	1477,8	1487,8	–
Howell+dérive	$\delta(z)$	4	1479,3	1487,3	+0,5
Asymétrique	–	3	1485,2	1491,2	-3,4
Howell+constant	f	5	1484,2	1494,2	-6,4
Référence+const	f	6	1484,2	1496,2	-8,4
Asym. par échant.	Par échant.	3×5	1468,2	1498,2	-10,9
Gaussienne	–	2	1521,8	1525,8	-38,0

Notes. Dans cette étude sans LsSFR, on remarque que seuls les deux modèles dérivants changent de valeur par rapport au Tableau VI.2 : fixer la fraction de jeunes étoiles rend les modèles insensibles à l'utilisation du LsSFR. Dans cette disposition, le modèle de référence arrive second au niveau de l'AIC, mais toujours premier au classement par $-2 \ln(L)$.

Nous rapportons également qu'une implémentation de ces travaux avec des coupes dites « superconservatives », avec $z_{\text{lim,SDSS}} = 0,10$, $z_{\text{lim,PS1}} = 0,20$, $z_{\text{lim,SNLS}} = 0,30$ pour un total de 244 SNe Ia a également été effectuée. Ces coupes discriminent alors d'autant plus les modèles non-dérivants, tous leurs AIC chutant plus que le modèle Howell+dérive ; notamment le modèle asymétrique passe sous la barre des $\Delta\text{AIC} < -20$. La Figure VI.6 représente ces résultats. Un ultime test a été de considérer 200 échantillons de la taille de notre échantillon conservatif, mais tirés aléatoirement de l'échantillon fiduciel. Pour les modèles non-dérivants, nous trouvons alors une répartition des ΔAIC autour de la valeur fiduciale, mais rarement meilleure que l'échantillon conservatif initial. Pour le modèle Howell+dérive nous trouvons la même répartition, bien qu'assez resserrée, mais jamais meilleure que le modèle de base, qui reste donc encore dans cette étude le modèle de

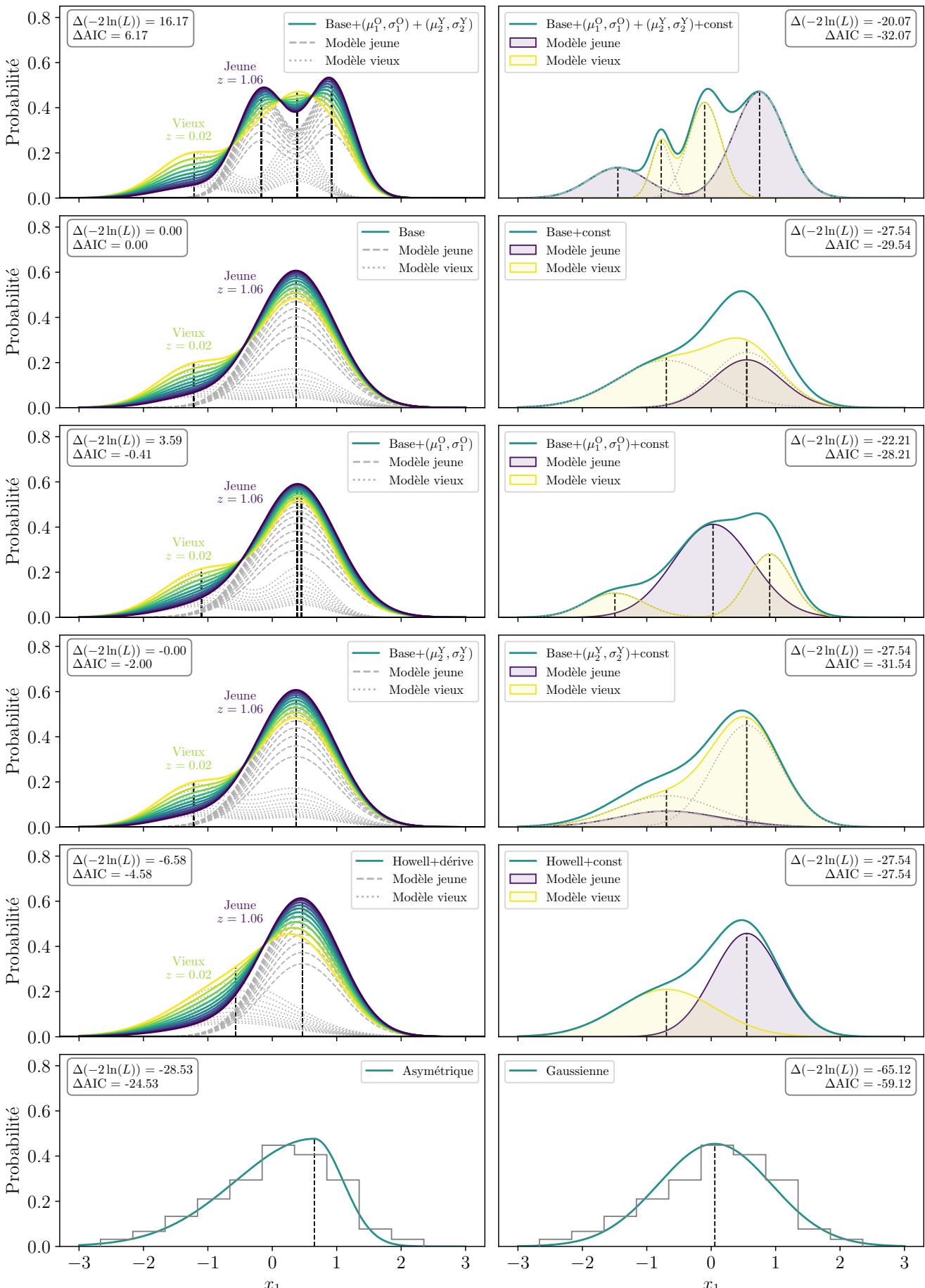


FIGURE VI.4 — Modèles implémentés et testés dans l'étude de l'évolution de l'étirement avec le redshift. Les modèles dérivants sont tracés dans la colonne de gauche et leur version constante dans la colonne de droite. Les deux modèles ne se basant pas sur des catégories d'âge (la simple Gaussienne et la Gaussienne asymétriques) sont représentées dans la dernière ligne côte à côte conjointement à l'histogramme des étirements de notre échantillon. Les quantités $\Delta(-2 \ln(L))$ et ΔAIC par rapport au modèle de référence (ligne 2) sont indiquées dans les coins extérieurs de chaque figure. Pour les modèles dérivants, on en a tracé dix réalisations selon la valeur du redshift moyen considéré, de la valeur la plus basse de notre échantillon ($z = 0.02$) à la valeur maximale des données totales (sans coupe en redshift) de SNLS ($z = 1.06$) représentés en couleur allant du jaune (bas redshift, plus vieil environnement) au violet (haut redshift, environnement jeune) et les distributions des populations jeune et vieille constituant le modèle total sont en gris pointillé et fin pointillé, respectivement. Les modèles non-dérivants sont tracés en vert avec les sous-populations vieille et jeune en jaune et violet, respectivement. On y retrouve l'information que tous les modèles non-dérivants sont exclus en tant que bonnes représentations des données par rapport au modèle de base.

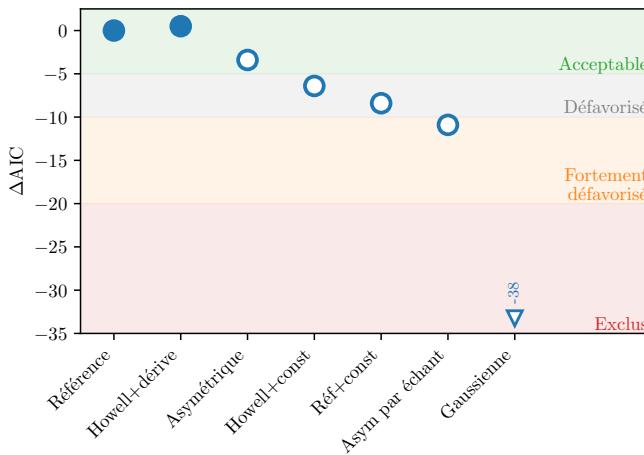


FIGURE VI.5 – ΔAIC entre le modèle de référence et les autres modèles sans utiliser le LsSFR (voir Tableau VI.4). La légende est la même qu'en Figure VI.3. En revanche, la robustesse des résultats concernant l'inaptitude des modèles non-dérivants à représenter correctement les données diminue, même si les meilleurs modèles sont toujours ceux incluant une dérive (marqueurs pleins).

référence. La Figure VI.7 résume ce test.

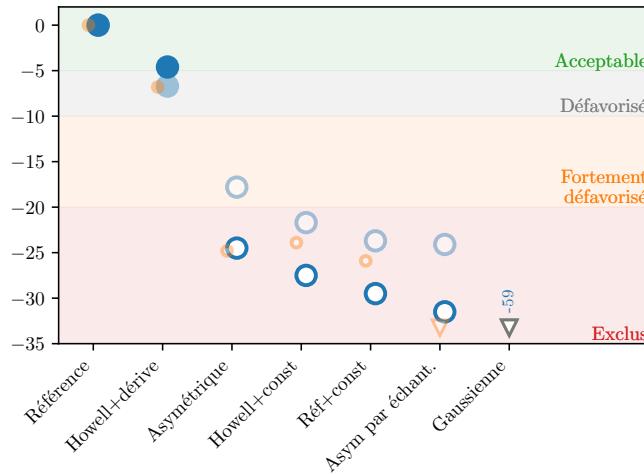


FIGURE VI.6 – ΔAIC entre le modèle de base et les autres modèles, avec cette fois ci en petits marqueurs oranges les résultats de l'étude pour un échantillon « superconservatif » constitué de 244 SNe Ia. Le modèle Howell+dérive n'est pas fortement défavorisé par cette coupe, alors que les modèles non-dérivants y sont plus sensibles, tous voyant leur valeur d'AIC baisser significativement.

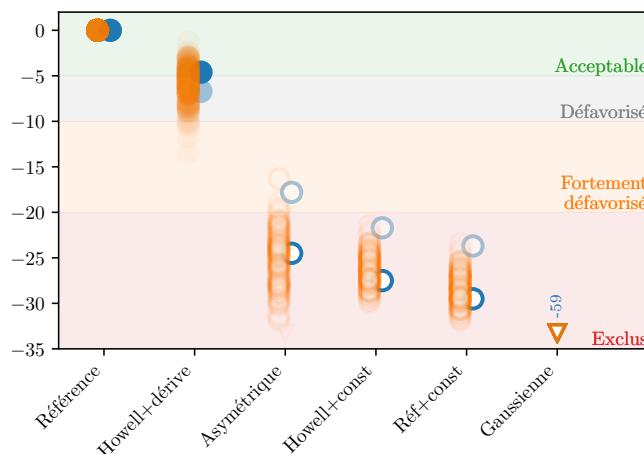


FIGURE VI.7 – ΔAIC entre le modèle de base et les autres modèles, avec ici en marqueurs orange les résultats pour 200 modèles ajustés avec des données de la taille de l'échantillon conservatif mais tirées aléatoirement de l'échantillon fiduciel. Bien qu'une augmentation du ΔAIC par rapport au cas fiduciel survient par moment, aucun modèle n'obtient de meilleur AIC que le modèle de base, s'imposant encore comme le modèle de référence.

VI.2.3 Discussion

À notre connaissance, la modélisation de la dérive des redshifts des SNe Ia n'a jamais été explicitement utilisée dans les analyses cosmologiques, bien qu'un formalisme de hiérarchie bayésienne tel que UNITY (RUBIN et al. 2015), BAHAMAS (SHARIFF et al. 2016) ou Steve (HINTON et al. 2019) puisse facilement le permettre (voir, par exemple, les sections 1.3 et 2.5 de RUBIN et al. 2015). Ne pas le faire constitue un problème de second ordre pour la cosmologie avec les SNe Ia car cela n'affecte que la manière dont le biais de MALMQUIST est pris en compte. Tant que le paramètre de normalisation α de la relation de PHILLIPS (PHILLIPS 1993) ne dépend pas du redshift (une étude qui dépasse le cadre de cette thèse, mais voir, par exemple SCOLNICK et al. 2018), les magnitudes corrigées de l'étirement utilisées pour la cosmologie sont effectivement insensibles à la distribution d'étirement sous-jacente pour les échantillons complets. Cependant, les enquêtes présentent généralement un biais de MALMQUIST significatif pour la moitié supérieure de leur distribution de redshift de SNe. Par conséquent, une mauvaise modélisation de la distribution d'étirement sous-jacente biaisera les magnitudes dérivées des SNe de ces études.

Les techniques de correction du biais de MALMQUIST couramment utilisées, telles que le formalisme BBC, supposent des fonctions Gaussiennes asymétriques par échantillon pour modéliser les distributions d'étirement et de couleur sous-jacentes. Comme le montre la Section VI.2 cependant, une telle distribution par échantillon est exclue par rapport à notre modèle de dérive. Contrairement à ce que (SCOLNICK et KESSLER 2016, Section 2) et (SCOLNICK et al. 2018, Section 5.4) ont suggéré, à savoir que les études traditionnelles couvrent des plages de redshift suffisamment limitées pour que l'approche par échantillon tienne compte des dérives implicites du redshift, une modélisation directe de la dérive avec le redshift est donc plus appropriée qu'une approche par échantillon. Nous ajoutons ici qu'au fur et à mesure que les relevés cosmologiques modernes tentent de couvrir des plages de redshift de plus en plus larges afin de réduire les incertitudes systématiques de calibration, cette approche par échantillon devient moins valide, notamment pour PS1, le *Dark Energy Survey* (DES, ABBOTT et al. 2019), et, bientôt, le LSST (IVEZIC et al. 2019).

Nous illustrons Figure VI.8 la différence de prédition de la distribution de l'étirement sous-jacent entre la modélisation asymétrique par échantillon et notre modèle de dérive de référence pour l'échantillon PS1. Notre modèle est bimodal, et l'amplitude relative de chaque mode dépend de la fraction de jeunes et vieilles SNe Ia dans l'échantillon en fonction du redshift : plus la fraction de vieilles SNe Ia est élevée (à un faible redshift), plus l'amplitude du mode d'étirement faible spécifique aux vieilles SNe Ia est élevé. Cette dépendance avec le redshift des distributions d'étirement sous-jacentes est représentée par des couleurs allant du bleu au rouge sur la Figure VI.8 pour la gamme de redshift couvert par l'ensemble de PS1. L'histogramme des x_1 observés suit le modèle que nous avons défini en utilisant la somme des distributions sous-jacentes individuelles au redshift de chaque SN du sondage (en noir). Comme prévu, les deux approches de modélisation diffèrent surtout dans la partie négative de la distribution des étirements de SNe. La distribution Gaussienne asymétrique passe par le milieu de la distribution bimodale, surestimant le nombre de SNe Ia à $x_1 \approx 0,7$ et le sous-estimant à $x_1 \approx 1,7$ par rapport à notre modèle de dérive de référence pour les redshifts typiques des SNe de PS1. Cela signifie que la magnitude standardisée corrigée du biais d'une SN estimée à un redshift affecté par la sélection observationnelle serait biaisée par une mauvaise modélisation de la véritable

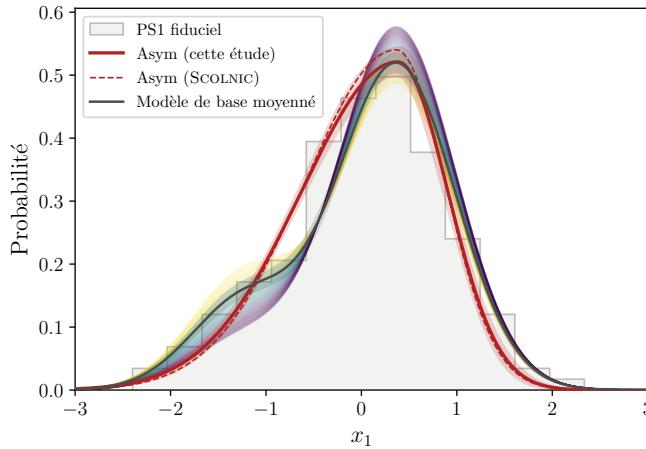


FIGURE VI.8 – Distribution de l’étirement des SNe Ia de PS1 issus d’un ajustement SALT2.4 (x_1) pour toutes les données du sondage, au-delà de notre limite fiduciale de redshift (histogramme gris). Cette distribution est supposée être un tirage aléatoire de la distribution d’étirement sous-jacente. Les lignes rouges montrent le modèle BBC de cette distribution sous-jacente (Gaussienne asymétrique). La ligne pleine (et sa bande) est notre meilleur ajustement (et son erreur) ; la ligne pointillée montre le résultat de SCOLNIC et al. (2018). La ligne noire (et sa bande) montre notre modélisation de référence la mieux ajustée (et son erreur, voir Tableau VI.1) qui inclut la dérive du redshift. À titre d’illustration, nous montrons (coloré du jaune au violet avec des redshifts croissants) l’évolution de la distribution d’étirement sous-jacente en fonction du redshift pour la plage de redshift couverte par toutes les données de PS1.

distribution d’étirement sous-jacente.

L’évaluation de l’amplitude de ce biais de magnitude pour la cosmologie fait l’objet du Chapitre VII, en utilisant notre modèle de référence (Équation VI.1) à la place du modèle par échantillon. Cependant, nous avons déjà mis en évidence que même si un modèle par échantillon sans dérive pouvait donner des résultats comparables dans la partie limitée en volume des différents échantillons, ces modèles seraient différents lorsqu’ils seraient extrapolés à des redshifts plus élevés, précisément là où la distribution sous-jacente sera important pour corriger les biais de MALMQUIST.

À l’ère de la cosmologie moderne, où nous visons à mesurer w_0 à un niveau inférieur au pourcentage et w_a avec une précision de 10% (par exemple, IVEZIĆ et al. 2019), nous soulignons que la modélisation correcte de la dérive potentielle avec le redshift des SNe Ia doit être étudiée plus profondément et qu’il faut faire attention lorsque l’on utilise des échantillons qui sont affectés par des effets de sélection observationnels.

VI.3 Inclusion des données de ZTF

Nous avons considéré une modélisation simple par mélange Gaussien à deux populations. Des données supplémentaires exemptes de biais de MALMQUIST significatifs nous permettraient de l'affiner. Notamment, les données aux extrémités à bas et haut redshifts du diagramme de HUBBLE sont particulièrement utiles pour l’analyse de cette dérive. Si les programmes de relevé de SNe Ia à haut redshifts Subaru et SeeChange ne sont pas encore disponibles, les données fournies par la *Zwicky Transient Facility* (ZTF, BELL et al. 2019; GRAHAM et al. 2019) nous ont permis d’établir un échantillon extrêmement riche à bas redshift, 2246 SNe Ia entre $0,0 < z < 0,19$ (voir Chapitre IV, Tableau IV.4). L’établissement de sa partie limitée en volume a été détaillé Chapitre V, et se compose de 638 SNe Ia dans sa partie fiduciale, pour un redshift limite de 0,055.

VI.3.1 Prédiction

Étant donné la faible valeur de ce redshift moyen, le grand échantillonnage et sa qualité non-ciblée, on s’attend à ce que les données d’étirement de ce sondage suivent la distribution du modèle de référence pris à très bas redshift. Notamment, ce modèle suppose la présence

d'un pic dans la quantité de données à petit étirement, autour de $x_1 \approx -1,5$ (voir, par exemple, la courbe jaune de la ligne 2 et colonne 1 de la Figure VI.4). C'est en effet ce que nous observons dans l'histogramme des données d'étirement de ce sondage, peu importe la coupe choisie. Nous présentons Figure VI.9 l'histogramme des données fiducielles de ZTF sur lequel nous présentons le modèle de base ajusté sur l'échantillon de base (modèle ci-après appelé N21) et son erreur.

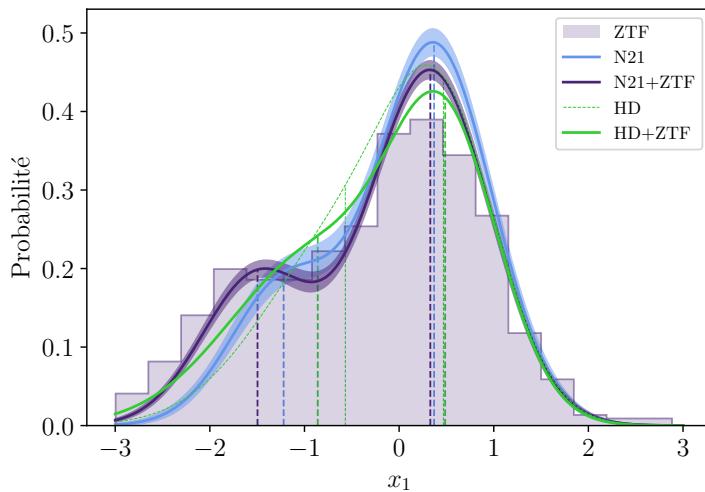


FIGURE VI.9 – En violet : histogramme des étirements de ZTF. En bleu (violet) et leurs bandes : modèles de base ajustés sur l'échantillon de base, N21, (échantillon avec ZTF, N21+ZTF) au redshift moyen de ZTF et leur erreur. En fin pointillés verts (ligne continue) : modèles Howell+dérive ajustés sur l'échantillon de base, HD (échantillon avec ZTF, HD+ZTF).

Nous remarquons que s'il existe bien un pic de petit étirement, le modèle N21 ne saurait le caractériser correctement, la distribution étant trop écartée de ce que l'on pourrait considérer comme la moyenne de ce mode de petit étirement. Il reste bien plus proche que le modèle Howell+dérive ajusté sur l'échantillon de base (ci-après HD), représenté en fins pointillés verts Figure VI.9.

VI.3.2 Implémentation

Nous constatons que même si le sondage SNf a permis l'établissement d'un modèle robuste *via* l'utilisation du LsSFR comme traceur de l'âge, le manque de données à bas redshift limite la force de ces résultats. C'est pourquoi nous proposons d'inclure les données de ZTF dans cette étude. Les résultats de l'ajustement de ce modèle à l'ensemble des 1207 (respectivement 815) SNe Ia de l'échantillon fiduciel+ZTF (conservatif+ZTF) sont présentés dans le Tableau VI.5. Comme attendu, les paramètres du mode de grand étirement (μ_1, σ_1) ne diffèrent pas significativement des résultats précédents, mais la moyenne du mode de petit étirement μ_2 est bien plus basse et incompatible avec les résultats de base. On peut également noter une baisse de l'amplitude du mode 1 dans la combinaison linéaire composant la distribution sous-jacente de la vieille population, donnant donc plus d'amplitude au mode de petits étirements.

Le modèle de base ajusté sur l'échantillon incluant les données de ZTF est ci-après nommé N21+ZTF, de même pour le modèle Howell+dérive qui sera nommé HD+ZTF. Nous donnons Figure VI.9 les représentations graphiques de ces quatre distributions au redshift moyen des données de ZTF. Nous constatons que le modèle N21+ZTF possède alors un second pic de bas étirements plus éloigné en moyenne que le modèle N21, donnant un meilleur ajustement quand on le compare à l'histogramme des étirements de ZTF,

TABLE VI.5 – Valeurs des paramètres issus des meilleurs ajustements du modèle de distribution de l’étirement de base lorsqu’il est appliqué à l’ensemble de données de base seulement (569 SNe Ia), à l’échantillon fiduciel avec ZTF (1207) ou à l’échantillon conservatif avec ZTF (815).

Échantillon	μ_1	σ_1	μ_2	σ_2	a
Base	0.37 ± 0.04	0.61 ± 0.03	-1.22 ± 0.11	0.56 ± 0.07	0.51 ± 0.07
Fiduciel+ZTF	0.33 ± 0.03	0.64 ± 0.02	-1.50 ± 0.06	0.58 ± 0.04	0.45 ± 0.04
Conservatif+ZTF	0.35 ± 0.03	0.61 ± 0.02	-1.50 ± 0.06	0.54 ± 0.04	0.45 ± 0.04

Notes. La différence principale se situe sur la position de la moyenne du mode de bas étirement, μ_2 , complètement incompatible avec la moyenne résultant de l’ajustement avec les données de base ; on note également l’augmentation de l’amplitude de ce mode *via* la réduction du paramètre a décrivant l’amplitude relative des deux modes dans la distribution sous-jacente de la population vieille.

comme attendu. Le modèle HD+ZTF bénéficie aussi de l’inclusion de ces données, sa moyenne de petits étirements étant plus proche de la valeur centrale de ce pic ; elle reste cependant toujours plus éloignée que celle définie par le modèle N21. Les évolutions prédictes de l’étirement avec le redshift (x_1 attendu compte tenu de la distribution de l’équation VI.1) sont illustrées sous la forme d’une bande violette pour N21+ZTF et bleue pour N21 dans la Figure VI.10, qui tiennent compte des erreurs des paramètres et de leurs covariances. Cette figure montre que l’étirement moyen mesuré des SNe Ia par intervalle de redshift (contenant tous le même nombre de données selon l’échantillon utilisé pour l’ajustement) suit de près notre modélisation de la dérive avec le redshift ; cependant les deux modèles N21 et N21+ZTF ne sont pas compatibles entre eux. Nous avons également représenté les évolutions des modèles HD et HD+ZTF en vert pointillé et plein respectivement. Alors que dans la Figure VI.9 la moyenne du mode de petit étirement de HD+ZTF se rapproche plus du pic de la distribution de ZTF que celle de HD, il s’écarte beaucoup plus du modèle de base ajusté sur l’échantillon combiné que ce dernier. Alors que dans N21, ce modèle était relativement compatible avec le modèle de référence, l’ajout des données de ZTF le rend incompatible avec le modèle de base.

VI.3.3 Résultats

Nous présentons les résultats quantitatifs de cette étude sous la même forme que précédemment, à l’aide du Tableau VI.6, illustrée par le graphique Figure VI.11.

Nous voyons ici que l’incompatibilité visuelle entre HD+ZTF et N21+ZTF se traduit très fortement au niveau de la différence d’AIC. En effet, nous remarquons d’abord que le modèle de base s’établit encore comme le modèle de référence. Les différentes variations au modèle de la Section VI.2.2 restent proches du modèle de base, mais toujours défavorisés par l’AIC. En revanche, cette fois ci l’écart d’AIC avec le modèle Howell+dérive est de 20,7, excluant cette modélisation comme bonne représentation des données par rapport au modèle de base. L’exclusion des modèles non-dérivants est également renforcée, le premier modèle non-dérivant ayant un AIC 49,7 plus petit que notre modèle de référence, et 29,2 plus petit que Howell+dérive. De manière surprenante, le modèle asymétrique pur est rendu à l’avant-dernière place du classement étant maintenant l’une des pires modélisations alors qu’elle était la première non-dérivante précédemment.

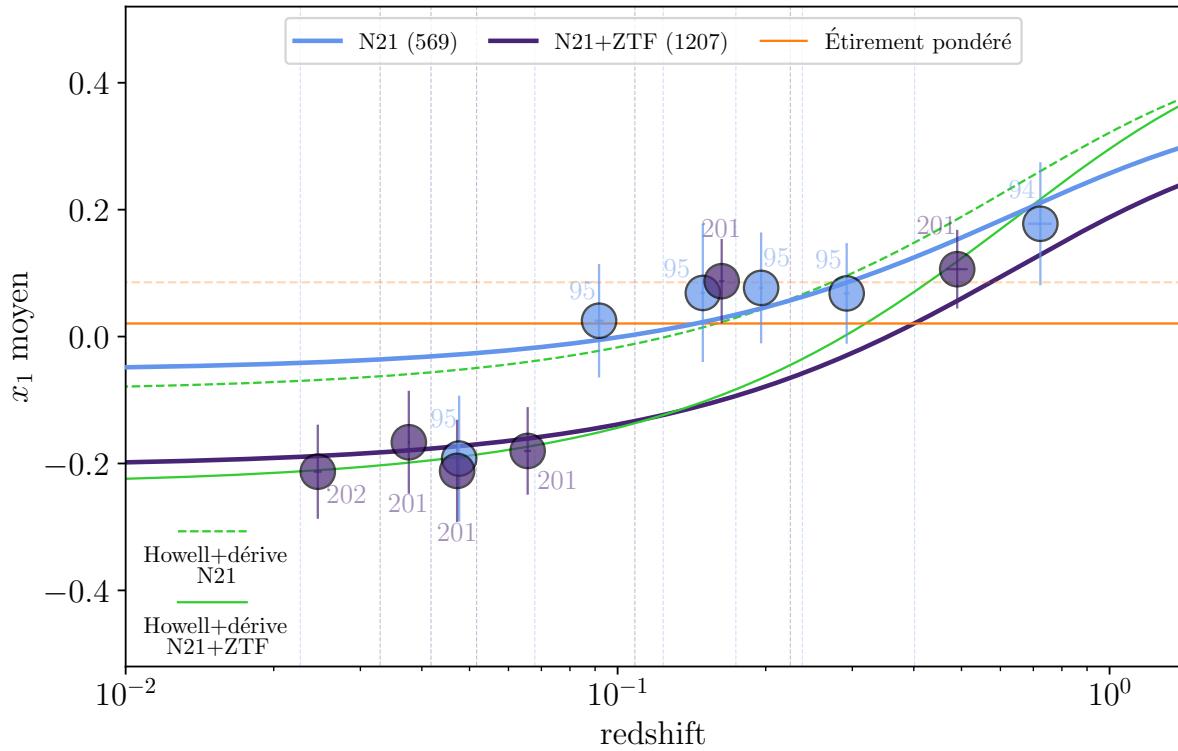


FIGURE VI.10 – En bleu (et sa bande) : évolution de l’étirement moyen (x_1) des SNe Ia issus d’un ajustement SALT2.4 en fonction du redshift pour notre modèle de base ajusté sur les données de base, nommé N21 (et son erreur). En violet (et sa bande) : même modèle mais ajusté sur les données de base combinées aux données de ZTF, nommé N21+ZTF (et son erreur). Ces deux modèles ne sont pas compatibles entre eux. Les marqueurs montrent la moyenne pondérée de l’étirement mesurée dans des intervalles de redshift de tailles d’échantillon égales pour chaque ensemble de données, indiquées en bleu clair et en violet clair à côté de chaque point de mesure pour les modèles N21 et N21+ZTF, respectivement. La ligne horizontale orange pleine (pointillée) représente l’étirement pondéré des données. La ligne verte (pointillée) représente le meilleur ajustement du modèle Howell+dérive ajusté sur l’échantillon fiduciel combiné à ZTF (fiduciel de base). Alors que dans N21, ce modèle était relativement compatible avec le modèle de référence, l’ajout des données de ZTF le rend incompatible avec le modèle de référence.

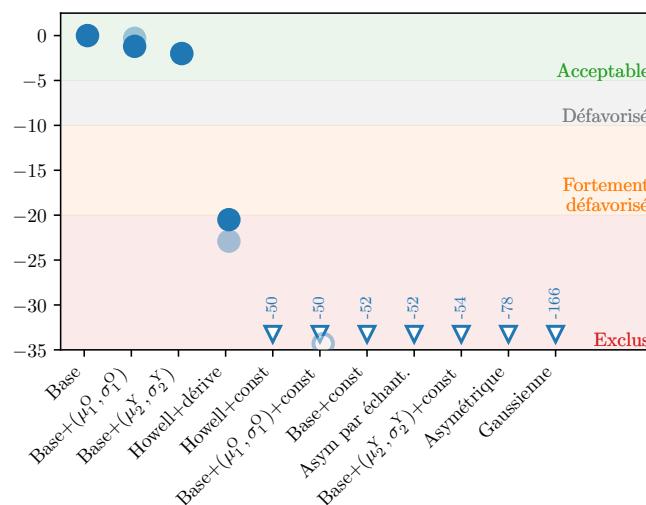


FIGURE VI.11 – ΔAIC entre le modèle de référence et les autres modèles en utilisant les données de ZTF (voir Tableau VI.6). La légende suit celle de la Figure VI.3. En suivant ces valeurs d’AIC, tous les modèles sans dérive (marqueurs ouverts) sont exclus car il représente moins bien les données que le modèle de référence, avec dérive.

TABLE VI.6 – Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données en utilisant les données de ZTF

Nom	dérive	k	Échantillon fiduciel+ZTF (1207 SNe)			Échantillon conservatif+ZTF (815 SNe)		
			$-2 \ln(L)$	AIC	ΔAIC	$-2 \ln(L)$	AIC	ΔAIC
Base		$\delta(z)$	5	3348,7	3358,7	—	2215,5	2225,5
Base+ (μ_1^O, σ_1^O)		$\delta(z)$	7	3345,9	3359,9	-1,2	2211,8	2225,8
Base+ (μ_2^Y, σ_2^Y)		$\delta(z)$	6	3348,7	3360,7	-2,0	2215,5	2227,5
Howell+dérive		$\delta(z)$	4	3371,1	3379,1	-20,5	2240,4	2248,4
Howell+constant		f	5	3398,3	3408,3	-49,6	2252,8	2262,8
Base+ (μ_1^O, σ_1^O) +const		f	8	3393,1	3409,1	-50,4	2243,8	2259,8
Base+const		f	6	3398,3	3410,3	-51,6	2252,8	2264,8
Asym. par échant.	Par échant.	3×6	3374,3	3410,3	-51,7	2240,9	2276,9	-51,3
Base+ (μ_2^Y, σ_2^Y) +const		f	7	3398,3	3412,3	-53,6	2252,8	2266,8
Asymétrique		—	3	3431,1	3437,1	-78,5	2278,3	2284,3
Gaussienne		—	2	3520,5	3524,5	-165,8	2365,6	-144,0

Notes. Pour chaque modèle considéré, nous indiquons si le modèle dérive ou non, son nombre de paramètres libres k , et pour les échantillons fiduciel et conservatif, $-2 \ln(L)$ (voir Équation VI.3), l'AIC et la différence d'AIC (ΔAIC) entre ce modèle et le modèle de base, choisi comme référence car présentant l'AIC le plus faible.

Bien que l'ajout de ces données donne plus de robustesse aux conclusions principales sur la dérive de l'étirement avec le redshift, la question se pose de la qualité de ces nouveaux paramètres pour décrire les échantillons déjà existants. Pour cela, nous avons calculé la quantité $-2 \ln(L)$ pour chacun des modèles N21 et N21+ZTF, ajustés sur leurs échantillons respectifs, quand on les compare aux données des sondages. La Figure VI.12 et le Tableau VI.7 résument ces résultats.

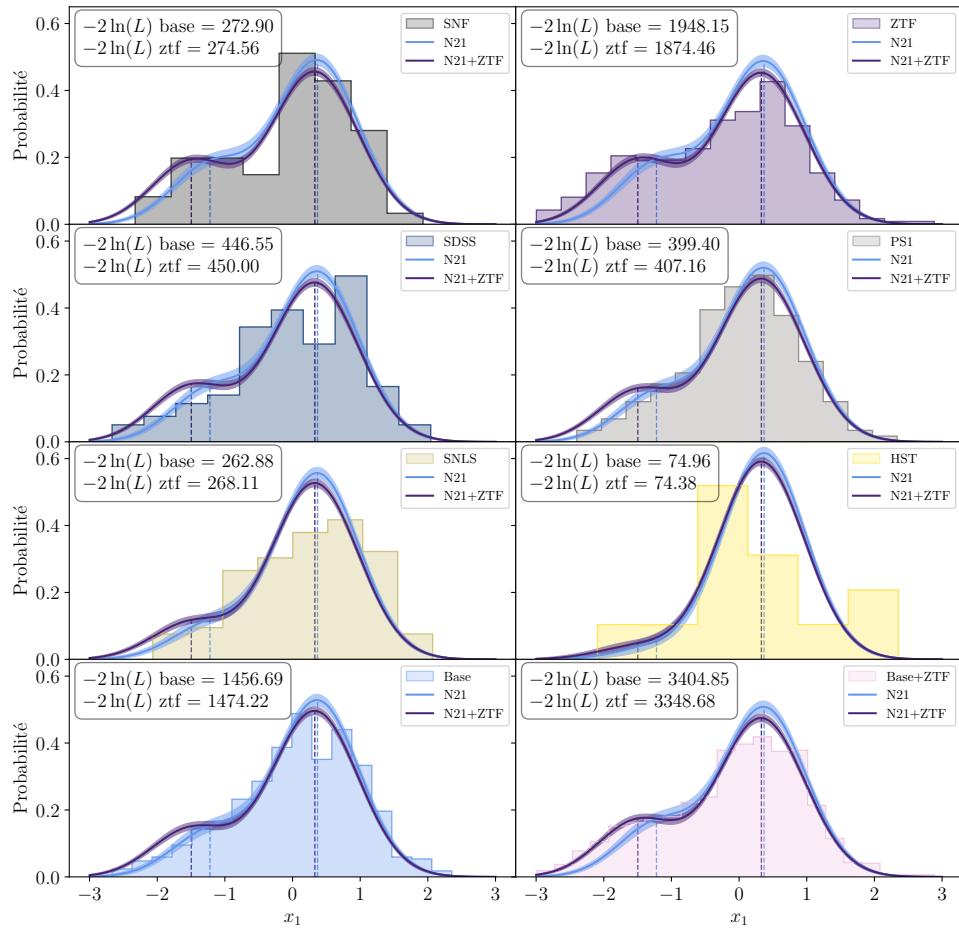


FIGURE VI.12 – Comparaison de la capacité des modèles N21 et N21+ZTF à représenter les données des sondages. Pour chaque sondage, nous traçons l'histogramme correspondant et les modèles N21 et N21+ZTF au redshift moyen dudit sondage en ligne (et bande) bleue et violette respectivement (et leurs erreurs). Le modèle N21 présente un meilleur ajustement pour chacun des sondages sauf pour ZTF, rendant l'accord bien plus qualitatif quand ce dernier est inclus dans l'échantillon total que quand il ne l'est pas.

Nous observons que le modèle N21 présente une meilleure capacité à décrire les données que ne sont pas ZTF, avec une différence de $-2 \ln(L)$ augmentant de SNf à PS1 où nous trouvons une différence de 7,76 en faveur de N21, avant de redescendre jusqu'à avoir une différence de -0,57 en faveur de N21+ZTF. En revanche, chaque modèle présente une meilleure capacité à décrire son échantillon que l'autre, comme attendu. Nous pouvons avancer que l'intégration de ce nouvel ensemble de données, statistiquement supérieur au précédent et sur une plage limitée de redshift, biaise la capacité du modèle à représenter les données en lui imposant de reproduire les caractéristiques de cet échantillon particulier.

TABLE VI.7 – Valeurs des quantités $-2 \ln(L)$ des modèles N21 et N21+ZTF par sondage.

Modèle	Sondage							
	SNF	ZTF	SDSS	PS1	SNLS	HST	Base	Base+ZTF
N21	272,9	1948,2	446,6	399,4	262,9	75,0	1456,7	3404,9
N21+ZTF	274,6	1874,5	450,0	407,2	268,1	74,4	1474,2	3348,7
Variation	1,66	-73,69	3,45	7,76	5,23	-0,57	17,53	-56,16

Notes. N21 correspond au modèle de base ajusté sur l'échantillon fiduciel de base. N21+ZTF correspond au même modèle mais ajusté sur l'échantillon fiduciel de base combiné à celui de ZTF.

VI.4 Conclusion

Nous avons présenté une première étude de la dérive de la distribution d'étirement sous-jacente des SNe Ia en fonction du redshift. Nous avons construit Chapitre V des sous-échantillons de SNe effectivement limités en volume à partir de l'ensemble de données Pantheon (SCOLNIC et al. 2018, SDSS, PS1, SNLS) auxquels nous avons ajouté les données HST et SNfactory (RIGAULT et al. 2020) pour les intervalles à haut et bas redshift, respectivement. Nous n'avons considéré que les SNe qui ont été découvertes dans la plage de redshifts de chaque enquête dans laquelle les effets de sélection observationnels sont négligeable, de sorte que les étendues de SNe Ia observées constituent un échantillon aléatoire de la véritable distribution sous-jacente. Nous avons ainsi obtenu un échantillon fiduciel de base de 569 SNe Ia (422 SNe lorsque des coupes plus conservatives sont appliquées). Grâce au début de publication des résultats du nouveau sondage ZTF, nous avons pu étendre cette étude et créer un nouveau sous-échantillon limité en volume, propulsant notre échantillon combiné à 1207 SNe Ia (815 avec les coupes conservatives).

Suivant les prédictions de RIGAULT et al. (2020), nous avons introduit un modèle de dérive avec le redshift qui dépend de la fraction attendue de SNe Ia jeunes et vieilles en fonction du redshift, chaque population d'âge ayant sa propre distribution d'étirement sous-jacente.

En plus de ce modèle de base, nous avons étudié diverses distributions, y compris des modèles indépendants du redshift ; nous avons également étudié la prédiction à partir d'une distribution d'étirement gaussienne asymétrique par échantillon, utilisée par exemple par l'algorithme de correction de biais de MALMQUIST BBC (SCOLNIC et KESSLER 2016; KESSLER et SCOLNIC 2017). Nos conclusions sont énumérées ci-dessous.

- 1) La distribution sous-jacente de l'étirement des SNe Ia est significativement dépendant du redshift, comme l'ont suggéré précédemment HOWELL et al. (2007) par exemple, d'une manière que les effets de sélection observationnels seuls ne peuvent expliquer. Ce résultat est largement indépendant des détails de chaque modèle âge-population ;
- 2) Les modèles indépendants du redshift sont quantitativement exclus comme descriptions appropriées des données par rapport à notre modèle de base, d'autant plus que la statistique de l'échantillon augmente. Ce modèle suppose que (1) la population plus jeune a une distribution d'étirement gaussienne unimodale tandis que la distribution d'étirement de la population plus âgée est bimodale, l'un des

modes étant le même que celui de la population jeune, et (2) que l'évolution de la fraction relative des SNe Ia jeunes et vieilles suit la prédiction de RIGAULT et al. (2020). Ce second résultat soutient l'existence de populations de SNe Ia jeunes et vieilles, en accord avec les études de taux de production de SNe (MANNUCCI et al. 2005; SCANNAPIECO et BILDSTEN 2005; SULLIVAN et al. 2006; AUBOURG et al. 2008).

- 3) Les modèles utilisant des distributions Gaussiennes asymétriques basées par échantillon, comme par exemple ceux utilisés dans l'implémentation actuelle de BBC, sont exclus comme étant de bonnes descriptions des données par rapport à notre modèle de dérive. Cela signifie que l'approche basée par échantillon ne tient pas compte avec précision de la dérive du redshift, un problème qui sera exacerbé par des sondages couvrant des plages de redshifts de plus en plus grandes. Par conséquent, même si les degrés de liberté supplémentaires nécessaires peuvent être acceptables étant donné le grand nombre de SNe Ia dans les études cosmologiques, l'extrapolation des distributions des propriétés des SNe Ia de la partie limitée en volume d'une étude à sa partie limitée en magnitude et affectée par du biais de MALMQUIST serait toujours inexacte en raison de l'évolution avec le redshift.
- 4) Compte tenu de l'ensemble de données actuel, nous suggérons l'utilisation du modèle de population d'étirements évoluant avec le redshift suivant :

$$X_1(z) = \delta(z) \times \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2) + (1 - \delta(z)) \times [a \times \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2) + (1 - a) \times \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)], \quad (\text{VI.1})$$

avec $a = 0.45$, $\mu_1 = 0.33$, $\mu_2 = -1.50$, $\sigma_1 = 0.64$, et $\sigma_2 = 0.58$ (voir Tableau VI.5), et d'utiliser le modèle de dérive de la population d'âge avec le redshift suivant :

$$\delta(z) = (K^{-1} \times (1 + z)^{-2.8} + 1)^{-1} \quad (\text{??})$$

avec $K = 0.87$.

Au travers de l'ajout des données de ZTF à notre étude, nous avons pu rendre plus robuste la conclusion selon laquelle les modèles d'étirements des SNe Ia n'incluant pas de dérive avec le redshift étaient tous exclus en tant que bonnes représentations de données par rapport aux modèles dérivants, mais nous avons également renforcé la pertinence du modèle de base à cet effet. Si l'accord sur les autres sondages est moindre que précédemment, nous pouvons nous attendre à ce que des données telles que celles du LSST à moyen redshift ou Subaru à haut redshift permette de rééquilibrer cette différence statistique sur la plage de redshifts sondés pour continuer d'améliorer cette définition de sous-populations, tout en continuant à utiliser les qualités du sondage ZTF à cet effort.

La prochaine étape de cette ligne d'analyse consiste à incorporer notre modèle dans le cadre de SNANA (KESSLER et al. 2009b), un ensemble de logiciels de production de données simulées basées sur les données réelles d'observations. Cela va permettre à la fois de tenir compte plus précisément des fonctions de sélection observationnelles et de tester l'effet de notre modèle sur la détermination des paramètres cosmologiques. Cette étude fait l'objet du chapitre suivant.

Figures

VI.1	Étirement en fonction du LsSFR des SNe Ia de SNfactory et modèles d'étirement de base ajustés	50
VI.2	Évolution de l'étirement moyen des SNe Ia en fonction du redshift issu de la prédiction de notre modèle de base selon l'échantillon utilisé . . .	53
VI.3	ΔAIC entre le modèle de base et les autres modèles	55
VI.4	Modèles implémentés et testés dans l'étude de l'évolution de l'étirement avec le redshift	59
VI.5	ΔAIC entre le modèle de base et les autres modèles sans utiliser le LsSFR	60
VI.6	ΔAIC pour un échantillon superconservatif de 244 SNe Ia	60
VI.7	ΔAIC pour des échantillons de taille conservative tirés aléatoirement de l'échantillon fiduciel	60
VI.8	Comparaison des modélisations de BBC et de notre modèle de référence sur l'histogramme des étirements de PS1	62
VI.9	Accord entre les modèles N21+ZTF et HD+ZTF et l'histogramme des étirements de ZTF	63
VI.10	Évolution de l'étirement moyen des SNe Ia en fonction du redshift issu de la prédiction de notre modèle de base selon l'échantillon utilisé . . .	65
VI.11	ΔAIC entre le modèle de base et les autres modèles	65
VI.12	Comparaison de la capacité des modèles N21 et N21+ZTF à représenter les données des sondages	67

Tableaux

VI.1	Valeurs des paramètres du modèle d'étirement de base selon l'échantillon	51
VI.2	Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données par rapport au modèle de base	54
VI.3	Paramètres de meilleur ajustement pour notre modélisation asymétrique par échantillon de la distribution d'étirement sous-jacente	57
VI.4	Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données par rapport au modèle de référence sans utiliser le LsSFR . .	58
VI.5	Valeurs des paramètres du modèle d'étirement de base selon l'échantillon avec les données de ZTF	64
VI.6	Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données par rapport au modèle de base avec les données de ZTF . . .	66
VI.7	Capacité des modèles N21 et N21+ZTF à représenter les données . . .	68

Impact sur la cosmologie : simulations

Citation

Autaire

Sommaire

VII.1 SNANA : overview	72
VII.1.1 Inputs	72
VII.1.2 Tools	72
VII.2 La masse comme traceur	72
VII.2.1 Modélisation	72
VII.2.2 Utilisation	72
VII.3 Implémentation	72
VII.3.1 Corrélations testées	72
VII.3.2 Résultats	72

VII.1 SNANA : overview

VII.1.1 Inputs

VII.1.2 Tools

VII.2 La masse comme traceur

VII.2.1 Modélisation

VII.2.2 Utilisation

VII.3 Implémentation

VII.3.1 Corrélations testées

VII.3.2 Résultats

Résultats et discussion

- XXX -

Sommaire

VIII.1 XXX	74
VIII.1.1 XXX	74
VIII.1.2 XXX	74
VIII.2 XXX	74
VIII.2.1 XXX	74
VIII.2.2 XXX	74

- 1) Drift mieux
- 2) Forward model stylé
- 3) Age cool
- 4) SNANA pas au point

VIII.1 XXX**VIII.1.1 XXX****VIII.1.2 XXX****VIII.2 XXX****VIII.2.1 XXX****VIII.2.2 XXX**

Conclusions

Bibliographie

- ABBOTT T. M. C., ALLAM S., ANDERSEN P. et al. 2019, « First Cosmology Results using Type Ia Supernovae from the Dark Energy Survey: Constraints on Cosmological Parameters », *ApJ*, 872, L30 ↑ Section VI.1.2, ↑ Section VI.2.3
- AHMED S. N. 2015, dans *Physics and Engineering of Radiation Detection (Second Edition)*, second edition edn., ed. S. N. Ahmed (Elsevier), 541–593 ↑ Section V.2.1.1
- ALDERING G., ADAM G., ANTILOGUS P. et al. 2002, « Overview of the Nearby Supernova Factory », dans Society of Photo-Optical Instrumentation Engineers (SPIE) Conference Series, Vol. 4836, *Survey and Other Telescope Technologies and Discoveries*, ed. J. A. Tyson & S. Wolff, 61–72 ↑ Section IV.1.1
- ASTIER P., GUY J., REGNAULT N. et al. 2006, « The Supernova Legacy Survey: measurement of Ω_M , Ω_Λ and w from the first year data set », *A&A*, 447, 31 ↑ Section IV.4.1, ↑ Section V.1.1
- AUBOURG É., TOJEIRO R., JIMENEZ R. et al. 2008, « Evidence of short-lived SN Ia progenitors », *A&A*, 492, 631 ↑ Section 2)
- BALLAND C., BAUMONT S., BASA S. et al. 2009, « The ESO/VLT 3rd year Type Ia supernova data set from the supernova legacy survey », *A&A*, 507, 85 ↑ Section IV.4.3
- BELLM E. C., KULKARNI S. R., GRAHAM M. J. et al. 2019, « The Zwicky Transient Facility: System Overview, Performance, and First Results », *PASP*, 131, 018002 ↑ Section IV.7.1, ↑ Section VI.3
- BETOULE M., KESSLER R., GUY J. et al. 2014, « Improved cosmological constraints from a joint analysis of the SDSS-II and SNLS supernova samples », *A&A*, 568, A22 ↑ Section V.2.1.2
- BLAGORODNOVA N., NEILL J. D., WALTERS R. et al. 2018, « The SED Machine: A Robotic Spectrograph for Fast Transient Classification », *PASP*, 130, 035003 ↑ Section IV.7.3
- BOULADE O., CHARLOT X., ABBON P. et al. 2003, « MegaCam: the new Canada-France-Hawaii Telescope wide-field imaging camera », dans Society of Photo-Optical Instrumentation Engineers (SPIE) Conference Series, Vol. 4841, *Instrument Design and Performance for Optical/Infrared Ground-based Telescopes*, ed. M. Iye & A. F. M. Moorwood, 72–81 ↑ Section IV.4.2
- BRIDAY M. 2021, « Étude de l'impact de l'environnement galactique sur la standardisation des Supernovae de Type Ia », Theses, Université Claude Bernard – Lyon I, HAL thèses ↑ Section III.3.2

- BRIDAY M., RIGAULT M., GRAZIANI R. et al. 2022, « Accuracy of environmental tracers and consequences for determining the Type Ia supernova magnitude step », *A&A*, **657**, A22 ↑ Section III.3.2, ↑ Section VI.2.2
- BURGH E. B., NORDSIECK K. H., KOBULNICKY H. A. et al. 2003, « Prime Focus Imaging Spectrograph for the Southern African Large Telescope: optical design », dans Society of Photo-Optical Instrumentation Engineers (SPIE) Conference Series, Vol. 4841, *Instrument Design and Performance for Optical/Infrared Ground-based Telescopes*, ed. M. Iye & A. F. M. Moorwood, 1463–1471 ↑ Section IV.2.3
- BURNHAM, KENNETH & ANDERSON D. R. 2004, « Multimodel Inference: Understanding AIC and BIC in Model Selection », *Sociological Methods & Research*, **33**, 261 ↑ Section VI.2.1
- CALZETTI D. 2013, dans *Secular Evolution of Galaxies*, ed. J. Falcón-Barroso & J. H. Knapen, 419 ↑ Section III.3.2
- CHAMBERS K. C., MAGNIER E. A., METCALFE N. et al. 2016, « The Pan-STARRS1 Surveys », *arXiv e-prints*, arXiv:1612.05560 ↑ Section IV.3.1
- CONLEY A., GUY J., SULLIVAN M. et al. 2011, « Supernova Constraints and Systematic Uncertainties from the First Three Years of the Supernova Legacy Survey », *ApJS*, **192**, 1 ↑ Section V.2.1.2, ↑ Section V.2.1.2, ↑ Section V.7
- CONTRERAS C., HAMUY M., PHILLIPS M. M. et al. 2010, « The Carnegie Supernova Project: First Photometry Data Release of Low-Redshift Type Ia Supernovae », *AJ*, **139**, 519 ↑ Section IV.6
- COPIN Y. 2013, « Spectro-photométrie à champ intégral dans le cadre du projet “The Nearby Supernova Factory” », Habilitation à diriger des recherches, Université Claude Bernard – Lyon I, HAL thèses ↑ Section IV.1.4
- DEKANY R., SMITH R. M., RIDDLE R. et al. 2020, « The Zwicky Transient Facility: Observing System », *PASP*, **132**, 038001 ↑ Section IV.7.1
- DEKKER H., DELABRE B. et DODORICO S. 1986, « ESO’s multimode instrument for the Nasmyth focus of the 3.5 m New Technology Telescope. », dans Society of Photo-Optical Instrumentation Engineers (SPIE) Conference Series, Vol. 627, *Instrumentation in astronomy VI*, ed. D. L. Crawford, 339–348 ↑ Section IV.2.3
- DILDAY B., KESSLER R., FRIEMAN J. A. et al. 2008, « A Measurement of the Rate of Type Ia Supernovae at Redshift $z \approx 0.1$ from the First Season of the SDSS-II Supernova Survey », *ApJ*, **682**, 262 ↑ Section V.2.1.2
- DRESSLER A., BIGELOW B., HARE T. et al. 2011, « IMACS: The Inamori-Magellan Areal Camera and Spectrograph on Magellan-Baade », *PASP*, **123**, 288 ↑ Section IV.3.3
- ELLIS R. S., SULLIVAN M., NUGENT P. E. et al. 2008, « Verifying the Cosmological Utility of Type Ia Supernovae: Implications of a Dispersion in the Ultraviolet Spectra », *ApJ*, **674**, 51 ↑ Section IV.4.3

- FABER S. M., PHILLIPS A. C., KIBRICK R. I. et al. 2003, « The DEIMOS spectrograph for the Keck II Telescope: integration and testing », dans Society of Photo-Optical Instrumentation Engineers (SPIE) Conference Series, Vol. 4841, *Instrument Design and Performance for Optical/Infrared Ground-based Telescopes*, ed. M. Iye & A. F. M. Moorwood, 1657–1669 ↑ Section IV.3.3
- FABRICANT D., FATA R., ROLL J. et al. 2005, « Hectospec, the MMT's 300 Optical Fiber-Fed Spectrograph », *PASP*, 117, 1411 ↑ Section IV.3.3
- FEINDT U., NORDIN J., RIGAULT M. et al. 2019, « simsurvey: estimating transient discovery rates for the Zwicky transient facility », *J. Cosmology Astropart. Phys.*, 2019, 005 ↑ Section V.3.0
- FOLATELLI G., PHILLIPS M. M., BURNS C. R. et al. 2010, « The Carnegie Supernova Project: Analysis of the First Sample of Low-Redshift Type-Ia Supernovae », *AJ*, 139, 120 ↑ Section IV.6
- FREMLING C., MILLER A. A., SHARMA Y. et al. 2020, « The Zwicky Transient Facility Bright Transient Survey. I. Spectroscopic Classification and the Redshift Completeness of Local Galaxy Catalogs », *ApJ*, 895, 32 ↑ Section V.3.0
- FRIEMAN J. A., BASSETT B., BECKER A. et al. 2008, « The Sloan Digital Sky Survey-II Supernova Survey: Technical Summary », *AJ*, 135, 338 ↑ Section IV.2.1
- FUKUGITA M., ICHIKAWA T., GUNN J. E. et al. 1996, « The Sloan Digital Sky Survey Photometric System », *AJ*, 111, 1748 ↑ Section IV.2.2
- GIAVALISCO M., FERGUSON H. C., KOEKEMOER A. M. et al. 2004, « The Great Observatories Origins Deep Survey: Initial Results from Optical and Near-Infrared Imaging », *ApJ*, 600, L93 ↑ Section IV.5
- GRAHAM M. J., KULKARNI S. R., BELLM E. C. et al. 2019, « The Zwicky Transient Facility: Science Objectives », *PASP*, 131, 078001 ↑ Section VI.3
- GRAUR O., RODNEY S. A., MAOZ D. et al. 2014, « Type-Ia Supernova Rates to Redshift 2.4 from CLASH: The Cluster Lensing And Supernova Survey with Hubble », *ApJ*, 783, 28 ↑ Section IV.5
- GUNN J. E., CARR M., ROCKOSI C. et al. 1998, « The Sloan Digital Sky Survey Photometric Camera », *AJ*, 116, 3040 ↑ Section IV.2.2
- GUNN J. E., SIEGMUND W. A., MANNERY E. J. et al. 2006, « The 2.5 m Telescope of the Sloan Digital Sky Survey », *AJ*, 131, 2332 ↑ Section IV.2.2
- GUY J., ASTIER P., BAUMONT S. et al. 2007, « SALT2: using distant supernovae to improve the use of type Ia supernovae as distance indicators », *A&A*, 466, 11 ↑ Section V.2.1.2
- HADJIYSKA E., RABINOWITZ D., BALAY C. et al. 2012, « La Silla-QUEST Variability Survey in the Southern Hemisphere », dans *New Horizons in Time Domain Astronomy*, ed. E. Griffin, R. Hanisch, & R. Seaman, Vol. 285, 324–326 ↑ Section IV.1.2

- HAMUY M., PHILLIPS M. M., SUNTZEFF N. B. et al. 1996, « The Absolute Luminosities of the Calan/Tololo Type Ia Supernovae », *AJ*, **112**, 2391 ↑ Section IV.1.1
- HICKEN M., CHALLIS P., JHA S. et al. 2009a, « CfA3: 185 Type Ia Supernova Light Curves from the CfA », *ApJ*, **700**, 331 ↑ Section IV.6
- HICKEN M., CHALLIS P., KIRSHNER R. P. et al. 2012, « CfA4: Light Curves for 94 Type Ia Supernovae », *ApJS*, **200**, 12 ↑ Section IV.6
- HICKEN M., WOOD-VASEY W. M., BLONDIN S. et al. 2009b, « Improved Dark Energy Constraints from ~100 New CfA Supernova Type Ia Light Curves », *ApJ*, **700**, 1097 ↑ Section IV.6
- HILL G. J., NICKLAS H. E., MACQUEEN P. J. et al. 1998, « Hobby-Eberly Telescope low-resolution spectrograph », dans Society of Photo-Optical Instrumentation Engineers (SPIE) Conference Series, Vol. 3355, *Optical Astronomical Instrumentation*, ed. S. D'Odorico, 375–386 ↑ Section IV.2.3
- HINTON S. R., DAVIS T. M., KIM A. G. et al. 2019, « Steve: A Hierarchical Bayesian Model for Supernova Cosmology », *ApJ*, **876**, 15 ↑ Section VI.2.3
- HODAPP K. W., KAISER N., AUSSEL H. et al. 2004, « Design of the Pan-STARRS telescopes », *Astronomische Nachrichten*, **325**, 636 ↑ Section IV.3.2
- HOOK I. M., JØRGENSEN I., ALLINGTON-SMITH J. R. et al. 2004, « The Gemini-North Multi-Object Spectrograph: Performance in Imaging, Long-Slit, and Multi-Object Spectroscopic Modes », *PASP*, **116**, 425 ↑ Section IV.3.3, ↑ Section IV.4.3
- HOWELL D. A., SULLIVAN M., CONLEY A. et CARLBERG R. 2007, « Predicted and Observed Evolution in the Mean Properties of Type Ia Supernovae with Redshift », *ApJ*, **667**, L37 ↑ Section VI.1.1, ↑ Section VI.1.2, ↑ Section 1
- IVEZIĆ Ž., KAHN S. M., TYSON J. A. et al. 2019, « LSST: From Science Drivers to Reference Design and Anticipated Data Products », *ApJ*, **873**, 111 ↑ Section IV.8, ↑ Section VI.2.3, ↑ Section VI.2.3
- JHA S., KIRSHNER R. P., CHALLIS P. et al. 2006, « UBVRI Light Curves of 44 Type Ia Supernovae », *AJ*, **131**, 527 ↑ Section IV.6
- KAISER N., BURGETT W., CHAMBERS K. et al. 2010, « The Pan-STARRS wide-field optical/NIR imaging survey », dans Society of Photo-Optical Instrumentation Engineers (SPIE) Conference Series, Vol. 7733, *Ground-based and Airborne Telescopes III*, ed. L. M. Stepp, R. Gilmozzi, & H. J. Hall, **77330E** ↑ Section IV.3.2
- KASHIKAWA N., INATA M., IYE M. et al. 2000, « FOCAS: faint object camera and spectrograph for the Subaru Telescope », dans Society of Photo-Optical Instrumentation Engineers (SPIE) Conference Series, Vol. 4008, *Optical and IR Telescope Instrumentation and Detectors*, ed. M. Iye & A. F. Moorwood, **104–113** ↑ Section IV.2.3

- KENNICUTT R. 1998, « Emission-Line Diagnostics of Galaxy Evolution with NGST », dans ESA Special Publication, Vol. 429, *LIA Colloq. 34: The Next Generation Space Telescope: Science Drivers and Technological Challenges*, ed. B. Kaldeich-Schürmann, 81 ↑ Section III.3.2
- KESSLER R., BECKER A. C., CINABRO D. et al. 2009a, « First-Year Sloan Digital Sky Survey-II Supernova Results: Hubble Diagram and Cosmological Parameters », *ApJS*, 185, 32 ↑ Section IV.2.4
- KESSLER R., BERNSTEIN J. P., CINABRO D. et al. 2009b, « SNANA: A Public Software Package for Supernova Analysis », *PASP*, 121, 1028 ↑ Section V.2.1.2, ↑ Section V.2.1.2, ↑ Section VI.4
- KESSLER R. et SCOLNIC D. 2017, « Correcting Type Ia Supernova Distances for Selection Biases and Contamination in Photometrically Identified Samples », *ApJ*, 836, 56 ↑ Section IV.3.4, ↑ Section V.2.3, ↑ Section VI.1.2, ↑ Section VI.2.1, ↑ Section VI.4
- LANTZ B., ALDERING G., ANTILOGUS P. et al. 2004, « SNIFS: a wideband integral field spectrograph with microlens arrays », dans Society of Photo-Optical Instrumentation Engineers (SPIE) Conference Series, Vol. 5249, *Optical Design and Engineering*, ed. L. Mazuray, P. J. Rogers, & R. Wartmann, 146–155 ↑ Section IV.1.3
- LAW N. M., KULKARNI S. R., DEKANY R. G. et al. 2009, « The Palomar Transient Factory: System Overview, Performance, and First Results », *PASP*, 121, 1395 ↑ Section IV.1.2
- MADAU P. et DICKINSON M. 2014, « Cosmic Star-Formation History », *ARA&A*, 52, 415 ↑ Section III.3.2
- MANNUCCI F., DELLA VALLE M., PANAGIA N. et al. 2005, « The supernova rate per unit mass », *A&A*, 433, 807 ↑ Section III.3.2, ↑ Section 2)
- MARSHALL J. L., BURLES S., THOMPSON I. B. et al. 2008, « The MagE spectrograph », dans Society of Photo-Optical Instrumentation Engineers (SPIE) Conference Series, Vol. 7014, *Ground-based and Airborne Instrumentation for Astronomy II*, ed. I. S. McLean & M. M. Casali, 701454 ↑ Section IV.3.3
- NEILL J. D., SULLIVAN M., BALAM D. et al. 2006, « The Type Ia Supernova Rate at $z \sim 0.5$ from the Supernova Legacy Survey », *AJ*, 132, 1126 ↑ Section V.2.1.2
- OKE J. B., COHEN J. G., CARR M. et al. 1995, « The Keck Low-Resolution Imaging Spectrometer », *PASP*, 107, 375 ↑ Section IV.2.3, ↑ Section IV.3.3, ↑ Section IV.4.3
- PERLMUTTER S., ALDERING G., GOLDHABER G. et al. 1999, « Measurements of Ω and Λ from 42 High-Redshift Supernovae », *ApJ*, 517, 565 ↑ Section IV.1.1, ↑ Section V.1.1
- PERRETT K., BALAM D., SULLIVAN M. et al. 2010, « Real-time Analysis and Selection Biases in the Supernova Legacy Survey », *AJ*, 140, 518 ↑ Section V.2.1.2, ↑ Section V.5
- PHILLIPS M. M. 1993, « The Absolute Magnitudes of Type IA Supernovae », *ApJ*, 413, L105 ↑ Section VI.2.3

- PLANCK COLLABORATION, AGHANIM N., AKRAMI Y. et al. 2020, « Planck 2018 results. VI. Cosmological parameters », *A&A*, 641, A6 ↑ Section V.2.1.1
- RABINOWITZ D., BALTAY C., EMMET W. et al. 2003, « The Palomar-QUEST large-area CCD camera », dans American Astronomical Society Meeting Abstracts, Vol. 203, American Astronomical Society Meeting Abstracts, 38.12 ↑ Section IV.1.2
- REST A., SCOLNICK D., FOLEY R. J. et al. 2014, « Cosmological Constraints from Measurements of Type Ia Supernovae Discovered during the First 1.5 yr of the Pan-STARRS1 Survey », *ApJ*, 795, 44 ↑ Section V.2.1.2
- RIESS A. G., CASERTANO S., YUAN W., MACRI L. M. et SCOLNICK D. 2019, « Large Magellanic Cloud Cepheid Standards Provide a 1% Foundation for the Determination of the Hubble Constant and Stronger Evidence for Physics beyond Λ CDM », *ApJ*, 876, 85 ↑ Section VI.1.2
- RIESS A. G., FILIPPENKO A. V., CHALLIS P. et al. 1998, « Observational Evidence from Supernovae for an Accelerating Universe and a Cosmological Constant », *AJ*, 116, 1009 ↑ Section IV.1.1
- RIESS A. G., KIRSHNER R. P., SCHMIDT B. P. et al. 1999, « BVRI Light Curves for 22 Type IA Supernovae », *AJ*, 117, 707 ↑ Section IV.6
- RIESS A. G., MACRI L. M., HOFFMANN S. L. et al. 2016, « A 2.4% Determination of the Local Value of the Hubble Constant », *ApJ*, 826, 56 ↑ Section VI.1.2
- RIESS A. G., STROLGER L.-G., CASERTANO S. et al. 2007, « New Hubble Space Telescope Discoveries of Type Ia Supernovae at $z \geq 1$: Narrowing Constraints on the Early Behavior of Dark Energy », *ApJ*, 659, 98 ↑ Section IV.5, ↑ Section IV.5.3
- RIGAULT M., BRINNEL V., ALDERING G. et al. 2020, « Strong dependence of Type Ia supernova standardization on the local specific star formation rate », *A&A*, 644, A176 ↑ Section III.3.2, ↑ Section III.3.2, ↑ Section V.2.3, ↑ Section VI, ↑ Section VI.1, ↑ Section VI.1.2, ↑ Section VI.4, ↑ Section 2)
- RIGAULT M., COPIN Y., ALDERING G. et al. 2013, « Evidence of environmental dependencies of Type Ia supernovae from the Nearby Supernova Factory indicated by local $H\alpha$ », *A&A*, 560, A66 ↑ Section III.3.2
- RIGAULT M., NEILL J. D., BLAGORODNOVA N. et al. 2019, « Fully automated integral field spectrograph pipeline for the SEDMachine: pysedm », *A&A*, 627, A115 ↑ Section IV.7.3
- RODNEY S. A., RIESS A. G., STROLGER L.-G. et al. 2014, « Type Ia Supernova Rate Measurements to Redshift 2.5 from CANDELS: Searching for Prompt Explosions in the Early Universe », *AJ*, 148, 13 ↑ Section IV.5
- RUBIN D., ALDERING G., BARBARY K. et al. 2015, « UNITY: Confronting Supernova Cosmology's Statistical and Systematic Uncertainties in a Unified Bayesian Framework », *ApJ*, 813, 137 ↑ Section VI.2.3

- SAKO M., BASSETT B., BECKER A. et al. 2008, « The Sloan Digital Sky Survey-II Supernova Survey: Search Algorithm and Follow-up Observations », *AJ*, **135**, 348
↑ Section IV.2.1, ↑ Section V.2.1.2
- SAKO M., BASSETT B., BECKER A. C. et al. 2018, « The Data Release of the Sloan Digital Sky Survey-II Supernova Survey », *PASP*, **130**, 064002 ↑ Section IV.2.1, ↑ Section IV.2.3
- SCANNAPIECO E. et BILDSTEN L. 2005, « The Type Ia Supernova Rate », *ApJ*, **629**, L85
↑ Section III.3.2, ↑ Section 2)
- SCHMIDT G. D., WEYMANN R. J. et FOLTZ C. B. 1989, « A Moderate-Resolution, High-Throughput CCD Channel for the MMT Spectrograph », *PASP*, **101**, 713 ↑ Section IV.3.3
- SCOLNIC D. et KESSLER R. 2016, « Measuring Type Ia Supernova Populations of Stretch and Color and Predicting Distance Biases », *ApJ*, **822**, L35 ↑ Section VI.1.2, ↑ Section VI.1.2, ↑ Section VI.2.1, ↑ Section VI.3, ↑ Section VI.2.3, ↑ Section VI.4
- SCOLNIC D., REST A., RIESS A. et al. 2014, « Systematic Uncertainties Associated with the Cosmological Analysis of the First Pan-STARRS1 Type Ia Supernova Sample », *ApJ*, **795**, 45 ↑ Section V.2.1.2
- SCOLNIC D. M., JONES D. O., REST A. et al. 2018, « The Complete Light-curve Sample of Spectroscopically Confirmed SNe Ia from Pan-STARRS1 and Cosmological Constraints from the Combined Pantheon Sample », *ApJ*, **859**, 101 ↑ Section IV.2.4, ↑ Section IV.3.1, ↑ Section IV.3.4, ↑ Section IV.4.4, ↑ Section IV.5.4, ↑ Section IV.6, ↑ Section V.2, ↑ Section V.2.1.1, ↑ Section V.2.1.2, ↑ Section V.3, ↑ Section V.2.1.2, ↑ Section V.6, ↑ Section V.8, ↑ Section VI.1.2, ↑ Section VI.2.1, ↑ Section VI.3, ↑ Section VI.2.3, ↑ Section VI.8, ↑ Section VI.4
- SHARIFF H., JIAO X., TROTTA R. et VAN DYK D. A. 2016, « BAHAMAS: New Analysis of Type Ia Supernovae Reveals Inconsistencies with Standard Cosmology », *ApJ*, **827**, 1
↑ Section VI.2.3
- STRITZINGER M. D., PHILLIPS M. M., BOLDT L. N. et al. 2011, « The Carnegie Supernova Project: Second Photometry Data Release of Low-redshift Type Ia Supernovae », *AJ*, **142**, 156 ↑ Section IV.6
- STROLGER L.-G., RIESS A. G., DAHLEN T. et al. 2004, « The Hubble Higher z Supernova Search: Supernovae to $z \sim 1.6$ and Constraints on Type Ia Progenitor Models », *ApJ*, **613**, 200 ↑ Section IV.5, ↑ Section IV.5.1, ↑ Section IV.5.3
- SULLIVAN M., GUY J., CONLEY A. et al. 2011, « SNLS3: Constraints on Dark Energy Combining the Supernova Legacy Survey Three-year Data with Other Probes », *ApJ*, **737**, 102 ↑ Section IV.4.1
- SULLIVAN M., LE BORGNE D., PRITCHET C. J. et al. 2006, « Rates and Properties of Type Ia Supernovae as a Function of Mass and Star Formation in Their Host Galaxies », *ApJ*, **648**, 868 ↑ Section 2)

SUZUKI N., RUBIN D., LIDMAN C. et al. 2012, « The Hubble Space Telescope Cluster Supernova Survey. V. Improving the Dark-energy Constraints above $z > 1$ and Building an Early-type-hosted Supernova Sample », [ApJ](#), **746**, 85 [↑ Section IV.5](#)

TASCA L. A. M., LE FÈVRE O., HATHI N. P. et al. 2015, « The evolving star formation rate: M_* relation and sSFR since $z \simeq 5$ from the VUDS spectroscopic survey », [A&A](#), **581**, A54 [↑ Section III.3.2](#)

TONRY J., ONAKA P., LUPPINO G. et ISANI S. 2006, « The Pan-STARRS Gigapixel Camera », dans The Advanced Maui Optical and Space Surveillance Technologies Conference, [E47](#) [↑ Section IV.3.2](#)