



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

M./Mme. XXX XXX

M./Mme. XXX XXX

M./Mme. XXX XXX

M./Mme. XXX XXX

M./Mme. XXX XXX

M./Mme. XXX XXX

Président-e

Rapporteur-e

Rapporteur

Examineur-ice

Directeur de thèse

Co-Directeur de thèse

Invité



# Remerciements



# Résumé



# Abstract





# Introduction générale



# Table des matières

<b>I Contexte cosmologique</b>	<b>1</b>
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 $\Lambda$ 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
<b>II Supernovae de type Ia</b>	<b>5</b>
II.1 Fin de vie des étoiles . . . . .	6
II.1.1 Classification . . . . .	6
II.1.2 Physique de l'explosion . . . . .	6
II.2 Propriétés . . . . .	6
II.2.1 Courbe de lumière . . . . .	6
II.2.2 Spectroscopie . . . . .	6
II.3 Variabilités . . . . .	6
II.3.1 Progéniteur . . . . .	6
II.3.2 Galaxie hôte . . . . .	6
II.4 Standardisation . . . . .	6
II.4.1 Corrélations . . . . .	6
II.4.2 Modèle SALT2.4 . . . . .	6
II.5 Cosmologie avec les SNe Ia . . . . .	6
II.5.1 Diagramme de Hubble . . . . .	6
II.5.2 Détermination des paramètres cosmologiques . . . . .	6
II.5.3 Biais actuels . . . . .	6
<b>III Création d'un échantillon complet</b>	<b>7</b>
III.1 Notion de complétude . . . . .	8
III.1.1 Stratégies d'observations . . . . .	8
III.1.2 Biais de MALMQUIST et solution . . . . .	8
III.2 Présentation des sondages . . . . .	9
III.2.1 The Nearby Supernova factory . . . . .	9
III.2.1.1 Introduction . . . . .	9
III.2.1.2 Détection des supernovae . . . . .	9
III.2.1.3 Suivi spectro-photométrique . . . . .	10

III.2.1.4	Taux de formation stellaire spécifique spectroscopique et âge	11
III.2.1.5	Description des données conservées . . . . .	12
III.2.2	Sloan Digital Sky Survey . . . . .	13
III.2.2.1	Introduction . . . . .	13
III.2.2.2	Détection des supernovae . . . . .	13
III.2.2.3	Suivi spectro-photométrique . . . . .	14
III.2.2.4	Données conservées . . . . .	15
III.2.3	Panoramic Survey Telescope and Rapid Response System . . . . .	15
III.2.3.1	Introduction . . . . .	15
III.2.3.2	Détection des supernovae . . . . .	16
III.2.3.3	Suivi spectro-photométrique . . . . .	16
III.2.3.4	Données conservées . . . . .	17
III.2.4	Supernova Legacy Survey . . . . .	18
III.2.4.1	Introduction . . . . .	18
III.2.4.2	Détection des supernovae . . . . .	19
III.2.4.3	Suivi spectro-photométrique . . . . .	19
III.2.4.4	Données conservées . . . . .	20
III.2.5	HUBBLE Space Telescope . . . . .	20
III.2.5.1	Introduction . . . . .	20
III.2.5.2	Détection des supernovae . . . . .	21
III.2.5.3	Suivi spectro-photométrique . . . . .	21
III.2.5.4	Données conservées . . . . .	22
III.2.6	Autres sondages : CfA1-4 et CSP . . . . .	23
III.2.7	Résumé et comparaison . . . . .	23
III.3	Échantillon d'étude . . . . .	24
III.3.1	Confection . . . . .	25
III.3.1.1	Approche statistique . . . . .	25
III.3.1.2	Approche analytique . . . . .	27
III.3.2	Présentation . . . . .	30
III.3.3	Confirmation d'hypothèse . . . . .	32
<b>IV</b>	<b>Évolution avec le redshift</b>	<b>37</b>
IV.1	Concept d'âge . . . . .	38
IV.1.1	Travaux précédents . . . . .	38
IV.1.2	Implications . . . . .	38
IV.2	Modélisation de l'étirement . . . . .	39
IV.2.1	Paramétrisations . . . . .	40
IV.2.2	Implémentation . . . . .	42
IV.3	Résultats . . . . .	44
IV.3.1	Comparaison aux données . . . . .	44
IV.3.2	Discussion . . . . .	47
IV.3.3	Prédictions et amélioration . . . . .	48
<b>V</b>	<b>Impact sur la cosmologie : simulations</b>	<b>53</b>
V.1	SNANA : overview . . . . .	54
V.1.1	Inputs . . . . .	54
V.1.2	Tools . . . . .	54

---

V.2 La masse comme traceur . . . . .	54
V.2.1 Modélisation . . . . .	54
V.2.2 Utilisation . . . . .	54
V.3 Implémentation . . . . .	54
V.3.1 Corrélations testées . . . . .	54
V.3.2 Résultats . . . . .	54
<b>VI Résultats et discussion</b>	<b>55</b>
VI.1 XXX . . . . .	56
VI.1.1 XXX . . . . .	56
VI.1.2 XXX . . . . .	56
VI.2 XXX . . . . .	56
VI.2.1 XXX . . . . .	56
VI.2.2 XXX . . . . .	56
<b>Conclusions</b>	<b>57</b>



# Table des figures

III.1	Transmissions des filtres de La Silla utilisés par SNF. . . . .	10
III.2	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 114 données de SNfactory. . . . .	13
III.3	Caractéristiques du sondage SDSS. . . . .	14
III.4	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 335 données de SDSS. . . . .	15
III.5	Caractéristiques du sondage PS1. . . . .	16
III.6	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 279 données de PS1. . . . .	18
III.7	Caractéristiques du sondage SNLS. . . . .	19
III.8	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 236 données de SNLS. . . . .	20
III.9	Transmissions des filtres de ACS utilisés par HST. . . . .	21
III.10	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 26 données de HST. . . . .	22
III.11	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 172 données de LOWZ. . . . .	23
III.12	Comparaison des efficacités spectroscopiques des différents sondages. . . . .	24
III.13	Exemple d'ajustement statistique pour deux tirages aléatoires d'histogrammes de SNLS . . . . .	26
III.14	Résultat graphique de l'évolution médiane de l'étude statistique du redshift limite pour les sondages SDSS, PS1, et SNLS . . . . .	27
III.15	Distribution et limite des paramètres de courbe de lumière de stretch ( $x_1$ ) et de couleur ( $c$ ) des sondages SDSS, PS1 et SNLS combinés du catalogue Pantheon. . . . .	28
III.16	Biais de MALMQUIST moyen en fonction du redshift pour le sondage SDSS. . . . .	30
III.17	Histogrammes des sondages coupés pour notre étude . . . . .	31
III.18	Présentation des données de stretch en fonction du redshift. . . . .	32
III.19	Histogrammes de test de similarité de KOLMOGOROV-SMIRNOV entre les sondages SDSS et PS1 d'une part, PS1 et SNLS d'autre par, en stretch et en couleur . . . . .	33
IV.1	Évolution de la fraction de jeunes étoiles en fonction du redshift, $\delta(z)$ . . . . .	39
IV.2	Étirement en fonction du LsSFR des SNe Ia de SNfactory et modèles d'étirement de référence ajustés . . . . .	40
IV.3	Évolution de l'étirement moyen des SNe Ia en fonction du redshift issu de la prédiction de notre modèle de référence selon l'échantillon utilisé. . . . .	43
IV.4	$\Delta AIC$ entre le modèle de base et les autres modèles . . . . .	45
IV.5	Comparaison des modélisations de BBC et de notre modèle de référence sur l'histogramme des étirements de PS1. . . . .	49





## Liste des tableaux

III.1 Critères de sélection des SNe Ia suivies par SNfactory. . . . .	12
III.2 Critères de sélection des SNe Ia suivies par PS1. . . . .	18
III.3 Nombre de SNe Ia composant notre échantillon HST selon les sondages à haut redshifts. . . . .	22
III.4 Comparaison des caractéristiques des sondages utilisés. . . . .	24
III.5 Valeur des paramètres cosmologiques utilisés pour la détermination statis- tique du redshift limite des sondages SDSS, SNLS et PS1. . . . .	26
III.6 Composition en SNe Ia de notre échantillon. . . . .	30
IV.1 Valeurs des paramètres du modèle d'étirement de référence selon l'échantillon.	41
IV.2 Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données par rapport au modèle de référence . . . . .	44
IV.3 Paramètres de meilleur ajustement pour notre modélisation asymétrique par échantillon de la distribution d'étirement sous-jacente. . . . .	47



# 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<sup>e</sup> siècle que notre compréhension du monde cosmique prend son essor.

## Sommaire

<b>I.1 Bases de relativité générale . . . . .</b>	<b>2</b>
I.1.1 Concepts initiaux . . . . .	2
I.1.2 Métrique et équations de conservation . . . . .	2
I.1.3 Définition de la constante cosmologique . . . . .	2
<b>I.2 Introduction du modèle standard de la cosmologie . . . . .</b>	<b>2</b>
I.2.1 Univers plat, homogène et isotrope . . . . .	2
I.2.2 Métrique de Friedmann-Lemaître-Robertson-Walker . . . . .	2
I.2.3 Le modèle $\Lambda$ CDM . . . . .	2
<b>I.3 Mesure cosmologiques . . . . .</b>	<b>2</b>
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 $\Lambda$ 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

Nam dui ligula, fringilla a, euismod sodales, sollicitudin vel, wisi. Morbi auctor lorem non justo. Nam lacus libero, pretium at, lobortis vitae, ultricies et, tellus. Donec aliquet, tortor sed accumsan bibendum, erat ligula aliquet magna, vitae ornare odio metus a mi. Morbi ac orci et nisl hendrerit mollis. Suspendisse ut massa. Cras nec ante. Pellentesque a nulla. Cum sociis natoque penatibus et magnis dis parturient montes, nascetur ridiculus mus. Aliquam tincidunt urna. Nulla ullamcorper vestibulum turpis. Pellentesque cursus luctus mauris.

Nulla malesuada porttitor diam. Donec felis erat, congue non, volutpat at, tincidunt tristique, libero. Vivamus viverra fermentum felis. Donec nonummy pellentesque ante. Phasellus adipiscing semper elit. Proin fermentum massa ac quam. Sed diam turpis, molestie vitae, placerat a, molestie nec, leo. Maecenas lacinia. Nam ipsum ligula, eleifend at, accumsan nec, suscipit a, ipsum. Morbi blandit ligula feugiat magna. Nunc eleifend consequat lorem. Sed lacinia nulla vitae enim. Pellentesque tincidunt purus vel magna. Integer non enim. Praesent euismod nunc eu purus. Donec bibendum quam in tellus. Nullam cursus pulvinar lectus. Donec et mi. Nam vulputate metus eu enim. Vestibulum pellentesque felis eu massa.

Quisque ullamcorper placerat ipsum. Cras nibh. Morbi vel justo vitae lacus tincidunt ultrices. Lorem ipsum dolor sit amet, consectetur adipiscing elit. In hac habitasse platea dictumst. Integer tempus convallis augue. Etiam facilisis. Nunc elementum fermentum wisi. Aenean placerat. Ut imperdiet, enim sed gravida sollicitudin, felis odio placerat quam, ac

---

pulvinar elit purus eget enim. Nunc vitae tortor. Proin tempus nibh sit amet nisl. Vivamus quis tortor vitae risus porta vehicula.



# Supernovae de type Ia

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

NIETZSCHE

## Sommaire

<b>II.1 Fin de vie des étoiles</b>	<b>6</b>
II.1.1 Classification	6
II.1.2 Physique de l'explosion	6
<b>II.2 Propriétés</b>	<b>6</b>
II.2.1 Courbe de lumière	6
II.2.2 Spectroscopie	6
<b>II.3 Variabilités</b>	<b>6</b>
II.3.1 Progéniteur	6
II.3.2 Galaxie hôte	6
<b>II.4 Standardisation</b>	<b>6</b>
II.4.1 Corrélations	6
II.4.2 Modèle SALT2.4	6
<b>II.5 Cosmologie avec les SNe Ia</b>	<b>6</b>
II.5.1 Diagramme de Hubble	6
II.5.2 Détermination des paramètres cosmologiques	6
II.5.3 Biais actuels	6

## 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 Variabilités

### II.3.1 Progéniteur

### II.3.2 Galaxie hôte

## II.4 Standardisation

### II.4.1 Corrélations

### II.4.2 Modèle SALT2.4

## II.5 Cosmologie avec les SNe Ia

### II.5.1 Diagramme de Hubble

### II.5.2 Détermination des paramètres cosmologiques

### II.5.3 Biais actuels

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



# 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 incertitudes 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 stretch en fonction de l'âge (voir Chapitre IV).

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 III.1, avant de présenter les sondages qui en font partie Section III.2 et l'échantillon en lui-même Section III.3.

## Sommaire

<b>III.1 Notion de complétude . . . . .</b>	<b>8</b>
III.1.1 Stratégies d'observations . . . . .	8
III.1.2 Biais de MALMQUIST et solution . . . . .	8
<b>III.2 Présentation des sondages . . . . .</b>	<b>9</b>
III.2.1 The Nearby Supernova factory . . . . .	9
III.2.2 Sloan Digital Sky Survey . . . . .	13
III.2.3 Panoramic Survey Telescope and Rapid Response System . . . . .	15
III.2.4 Supernova Legacy Survey . . . . .	18
III.2.5 HUBBLE Space Telescope . . . . .	20
III.2.6 Autres sondages : CfA1-4 et CSP . . . . .	23
III.2.7 Résumé et comparaison . . . . .	23
<b>III.3 Échantillon d'étude . . . . .</b>	<b>24</b>
III.3.1 Confection . . . . .	25
III.3.2 Présentation . . . . .	30
III.3.3 Confirmation d'hypothèse . . . . .	32

## III.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.

### III.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 champ 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.

### III.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

détecter 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.4.1, il a été déterminé que la magnitude absolue des supernovae de type Ia est corrélée avec leur *stretch* et leur couleur de telle sorte que les plus faibles soient celles de petit *stretch* 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 *stretch* 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.

## III.2 Présentation des sondages

On présente dans cette section les différents sondages utilisés dans notre étude, principalement non-ciblés. La Table III.4 présente la comparaison des caractéristiques des sondages.

### III.2.1 The Nearby Supernova factory

#### III.2.1.1 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.

#### III.2.1.2 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<sup>2</sup> 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 III.1.

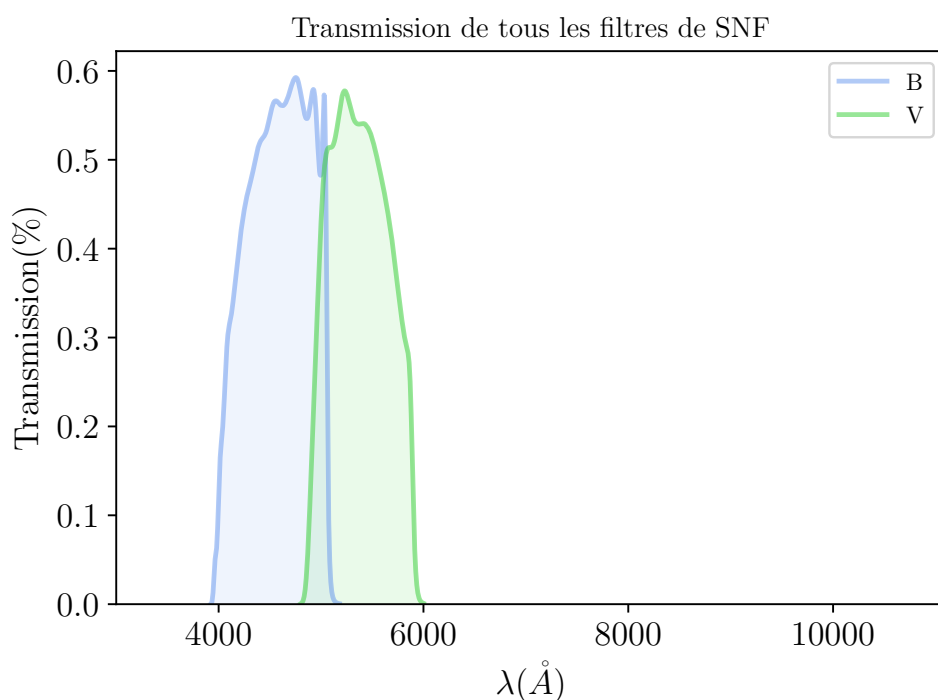


FIGURE III.1 – Transmissions des filtres de La Silla utilisés par SNF.

### III.2.1.3 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  $15 \times 15$  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 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  $4'.5 \times 9'$ .

#### III.2.1.4 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  $H\alpha$ , 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  $H\alpha$ , 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 \(2013\)](#) :

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

avec  $L(H\alpha)$  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 une 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.2.1.5 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 Table [III.1](#).

TABLE III.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 [III.2](#) les distributions de redshift, stretch et couleur de ces 114 SNe Ia.

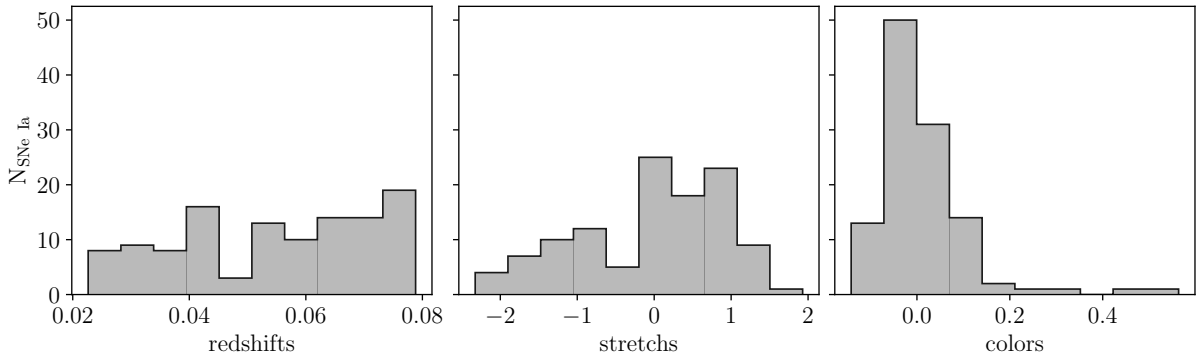


FIGURE III.2 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 114 données de SNfactory.

## III.2.2 Sloan Digital Sky Survey

### III.2.2.1 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 une large base de données d'images de références, de catalogue d'objets et de calibration photométrique.

### III.2.2.2 Détection des supernovae

La stratégie d'observation de SDSS se concentre sur  $300 \text{ deg}^2$  du ciel faiblement affectée par l'extinction galactique, nommée Bande 82, en y répétant l'acquisition. Elle est réalisée 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 III.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 III.3b).

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



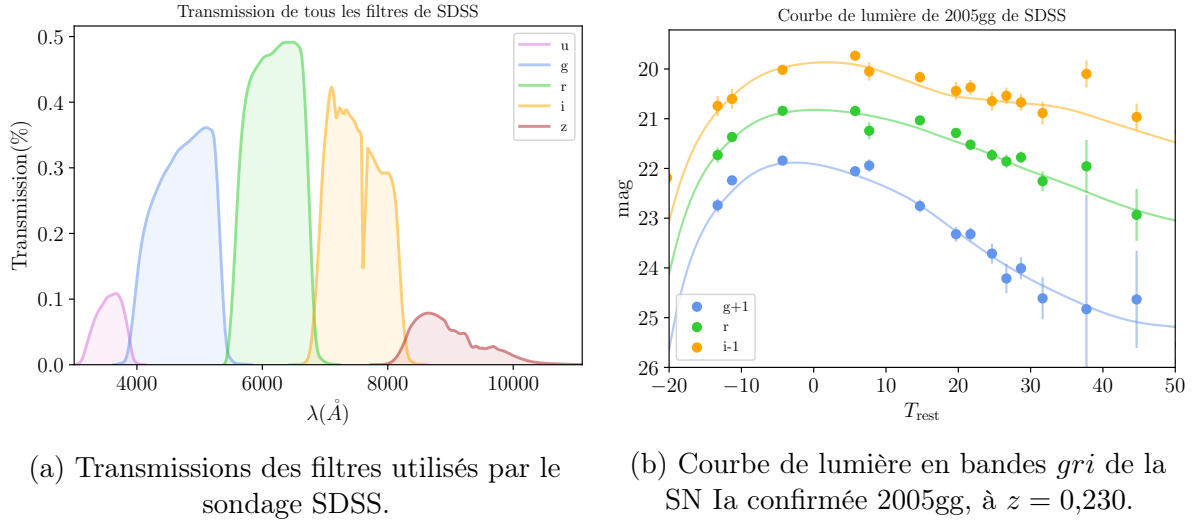


FIGURE III.3 – Caractéristiques du sondage SDSS.

filtres utilisés, ce sont donc ces trois-là qui forment les meilleures mesures. Après cette date, la détection est en partie laissée au logiciel *autoscaner*. Sur les trois saisons d'observation, ce sont 10258 nouveaux objets transitoires qui ont été découverts.

### III.2.2.3 Suivi spectro-photométrique

Le typage de SDSS utilise de nombreux différents télescopes : le HET de 9,2 m (HILL et al., 1998), le ARC<sup>1</sup> de 3,5 m, Subaru de 8,2 m (KASHIKAWA et al., 2000), le WHT<sup>2</sup> de 4,2 m, le MDM<sup>3</sup> de 2,4 m, le Keck de 10 m (OKE et al., 1995), le TNG<sup>4</sup> de 3,5 m, le NTT de 3,6 m (DEKKER et al., 1986), le NOT<sup>5</sup> de 2,5 m, les télescopes de *Magellan*<sup>6</sup> 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 bibliothèques 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

1. <http://www.apo.nmsu.edu/arc35m/Instruments/DIS/#B>
2. [http://www.ing.iac.es/PR/wht\\_info/whtisis.html](http://www.ing.iac.es/PR/wht_info/whtisis.html)
3. <http://www.astronomy.ohio-state.edu/MDM/CCDS/>
4. <http://www.tng.iac.es/instruments/lrs/>
5. <http://www.not.iac.es/instruments/alfosc/>
6. <http://www.lco.cl/magellan-telescopes/>



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 III.2.4.

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

#### III.2.2.4 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  $T_{\text{rest}}$  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  $\mathcal{P}_{\text{fit}}$  est la probabilité d'optimisation par degré de liberté donné par le programme MLCS2K2, similaire à SALT2.4 (cf. Section II.4.2).

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 III.4 en présente les histogrammes en redshift, stretch et couleur.

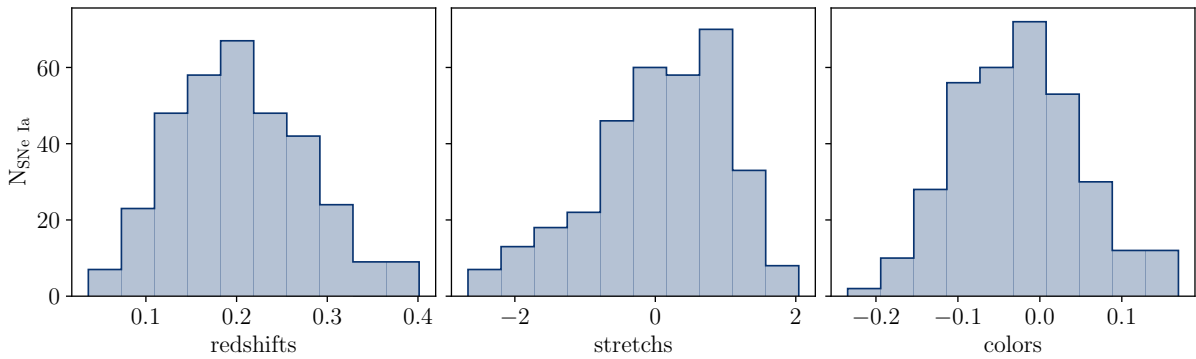


FIGURE III.4 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 335 données de SDSS.

### III.2.3 Panoramic Survey Telescope and Rapid Response System

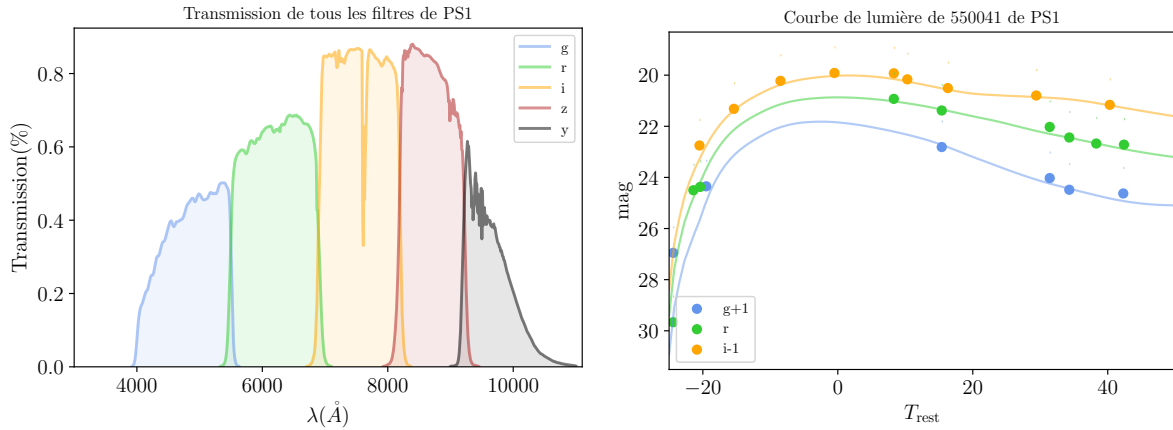
#### III.2.3.1 Introduction

Le *Panoramic Survey Telescope and Rapid Response System* (Pan-STARRS, CHAMBERS et al., 2016; SCOLNIC 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.

### III.2.3.2 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  $7 \text{ deg}^2$  chacun, pour une surface totale de  $70 \text{ deg}^2$  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  $3,3$  de diamètre. Les observations s'effectuent par l'utilisation combinées de 5 filtres *grizy*<sub>P1</sub>. Ils sont globalement similaires à ceux de SDSS (voir Section III.2.2) 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 III.5a, et un exemple de courbe de lumière est présenté Figure III.5b.



(a) Transmissions des filtres *grizy* de la caméra (b) Courbe de lumière en bandes *gri* de la SN Ia confirmée 550041, à  $z = 0,26$ .  
utilisée par PS1.

FIGURE III.5 – Caractéristiques du sondage PS1.

### III.2.3.3 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*

(LDSS3<sup>1</sup>) et le *Magellan Echellette* (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 WHT<sup>2</sup> 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 III.12. 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.

### III.2.3.4 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) 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 ( $\sigma_{\text{pkmjd}}$ )  $< 2,0$ , 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 de stretch  $x_1$  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 SCOLNIC, 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 V. La Table III.2 résume cette sélection, et la Figure III.6 présente les histogrammes en redshifts, stretch et couleur de ces 279 données.

1. <http://www.lco.cl/telescopes-information/magellan/instruments-1/ldss-3-1>

2. [http://www.ing.iac.es/PR/wht\\_info/whtisis.html](http://www.ing.iac.es/PR/wht_info/whtisis.html)

TABLE III.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
$\sigma_{\text{pkmjd}} < 2$	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
Coupe par BBC	279

**Notes.** Le nombre de SNe est tiré de l'analyse de Pantheon.

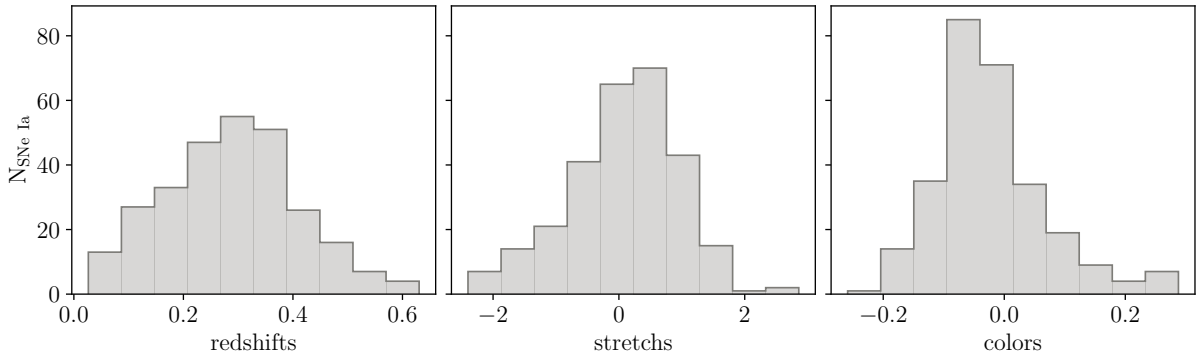


FIGURE III.6 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 279 données de PS1.

## III.2.4 Supernova Legacy Survey

### III.2.4.1 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 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.

### III.2.4.2 Détection des supernovae

SNLS utilise la caméra MegaCam (BOULADE et al., 2003), associée au télescope Canada-France-Hawaï<sup>1</sup>, en se concentrant sur la partie profonde du CFHTLS<sup>2</sup> représentant  $4 \text{ deg}^2$  du ciel réparti sur 4 champs de  $1 \text{ deg}^2$  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  $r$ <sup>3</sup> (et 25,5 mag en bande  $g$ ). Le système de filtre de SNLS est similaire à celui de SDSS (cf. Section III.2.2), 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 III.7a, et un exemple de courbe de lumière est donné Figure III.7b

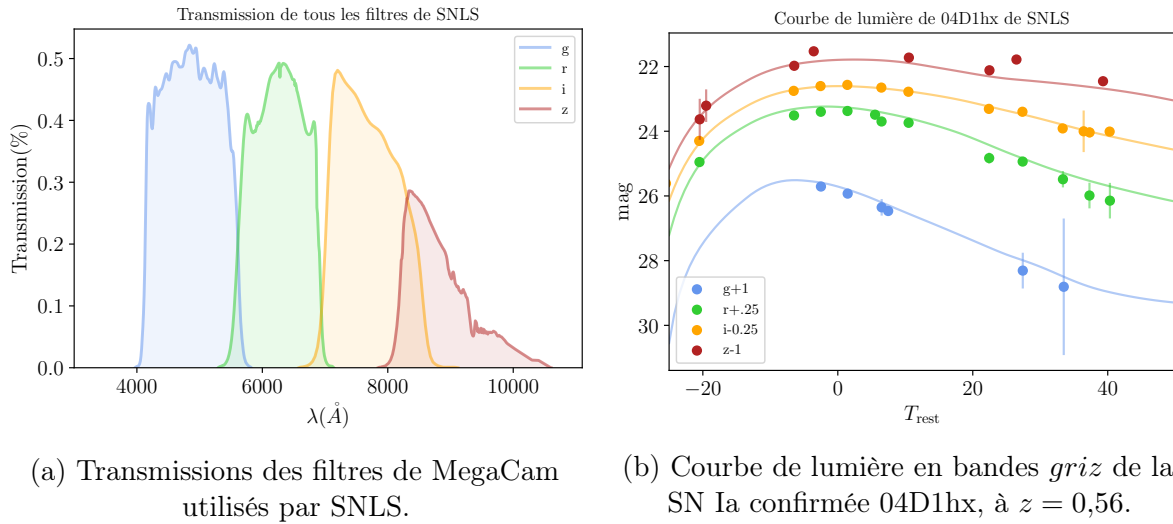


FIGURE III.7 – Caractéristiques du sondage SNLS.

### III.2.4.3 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 n'est possible d'observer spectroscopiquement, un classement des phénomènes transitoires a dû être effectué. 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 lumière 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,  $i > 24,5 \text{ mag}$  (probablement à  $z > 1$ ) et ceux dont la luminosité n'est

1. <https://www.cfht.hawaii.edu/>

2. <https://www.cfht.hawaii.edu/Science/CFHTLS/>

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

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 III.12.

#### III.2.4.4 Données conservées

Toujours suivant SCOLNIC et al. (2018), les données conservées répondent aux coupes mentionnées Section III.2.3, les mêmes que pour PS1. L'échantillon final se compose alors de 236 SNe Ia. Une présentation graphique des données en redshift, stretch et couleur de ces données est présentée Figure III.8.

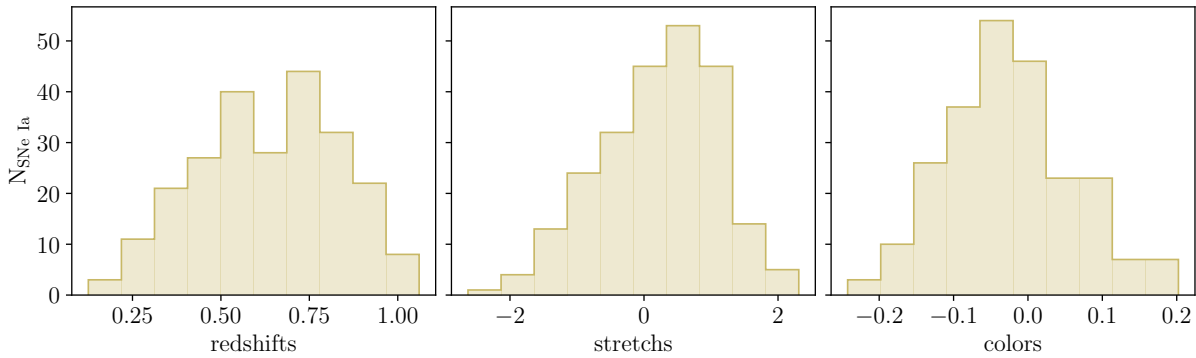


FIGURE III.8 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 236 données de SNLS.

### III.2.5 HUBBLE Space Telescope

Plusieurs sondages permettant l'acquisition de données de SNe Ia ont été effectués avec le télescope spatial HUBBLE (HST<sup>1</sup>) : 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 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.

#### III.2.5.1 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

1. [https://www.nasa.gov/mission\\_pages/hubble/story/index.html](https://www.nasa.gov/mission_pages/hubble/story/index.html)

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.

### III.2.5.2 Détection des supernovae

Ce programme utilise la *Advanced Camera for Surveys*<sup>1</sup> (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  $\approx 26$ . Deux champs ont été observés pour une surface totale d'acquisition de 300 arcmin<sup>2</sup>, 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 ; dans le référentiel au repos le temps de montée typique est de  $\approx 20$  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 III.9.

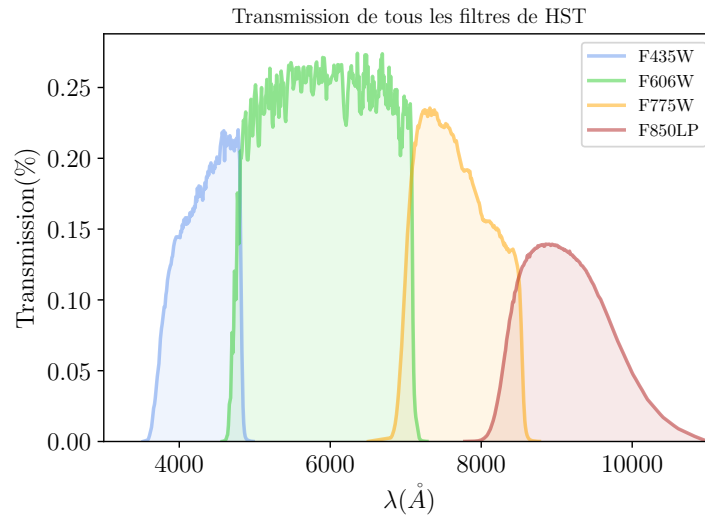


FIGURE III.9 – Transmissions des filtres de ACS utilisés par HST.

### III.2.5.3 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

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



TABLE III.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	

**Notes.** Le nombre de SNe est tiré de l'analyse de Pantheon.

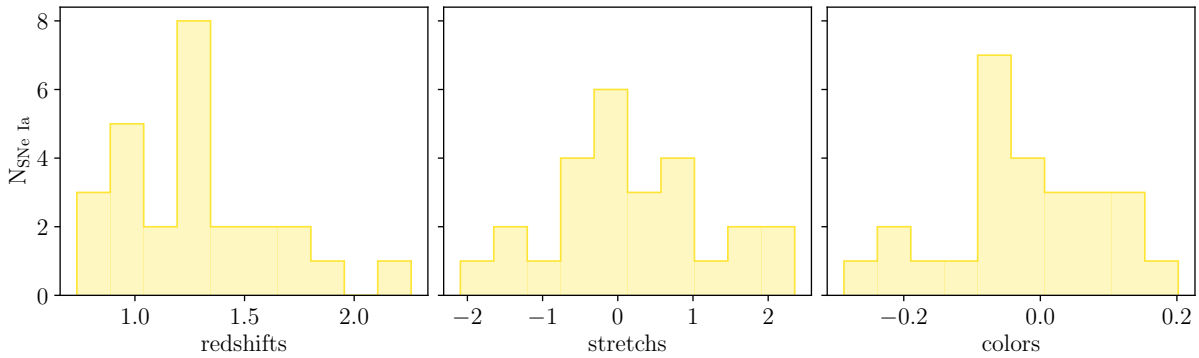


FIGURE III.10 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 26 données de HST.

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 une 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. \(2007\)](#).

#### III.2.5.4 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 ([SCOLNIC 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 Table [III.3](#), et la distribution des paramètres en redshift, stretch et couleur est montrée Figure [III.10](#).



### III.2.6 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 V), 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 SCOLNIC 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, stretch et couleur est cependant donnée Figure III.11.

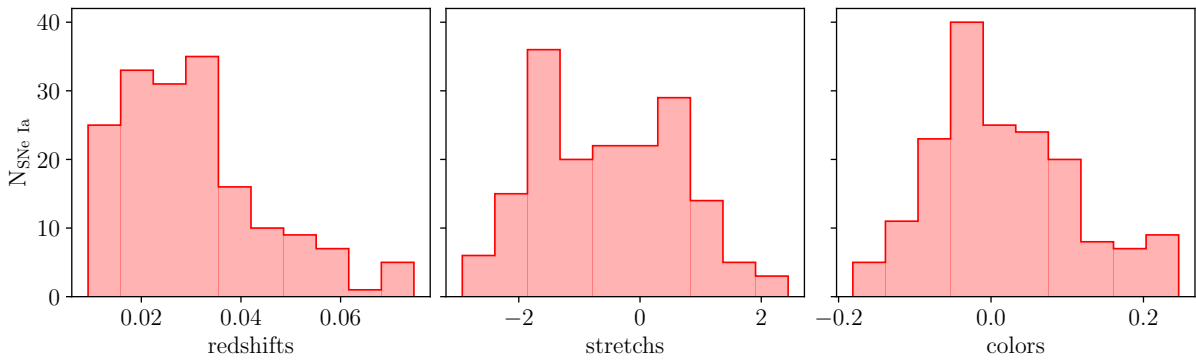


FIGURE III.11 – Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 172 données de LOWZ.

### III.2.7 Résumé et comparaison

Pour permettre une meilleure visualisation des diverses caractéristiques des sondages traités dans cette thèse, nous présentons Table III.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 représente 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 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* (ZTF, BELL et al., 2019; DEKANY et al., 2020) répond aux difficultés particulières de la partie à faible redshift de la cosmologie. On présente Figure III.12 les différentes efficacités spectroscopiques avec le redshift des 4 sondages LOWZ, SDSS, PS1 et SNLS : bien que les magnitudes limites de ces programmes permettent de détecter des SNe Ia à hauts redshifts,

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

Sondage	Surface (deg <sup>2</sup> )	Cadence (jours)	Filtres	Profondeur (mag)	Intervalle $z$	$N_{\text{SN}}$
SNf	500	1	BR	$r \lesssim 19,5$	$0,02 < z < 0,08$	114
LOWZ <sup>1</sup>	–	–	UBVRI	–	$0,01 < z < 0,07$	172
SDSS	300	4	<i>ugriz</i>	$r \lesssim 22,5$	$0,04 < z < 0,40$	335
PS1	70	7	<i>grizy</i> <sub>P1</sub>	$r \lesssim 23,1$	$0,03 < z < 0,63$	279
SNLS	4	7	<i>g'r'i'z'</i>	$r \lesssim 25,0$	$0,13 < z < 1,06$	236
HST <sup>2</sup>	0,08	45	<i>griz</i> <sup>3</sup>	F850LP $\lesssim 26$	$0,74 < z < 2,26$	26
Total			–			1162 <sup>4</sup>

**Notes.** Le nombre de SNe est tiré de l'analyse de Pantheon.

<sup>1</sup> Caractéristiques non pertinentes en temps que sondages ciblés.

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

<sup>3</sup> Relativement équivalent, cf. Figure III.9.

<sup>4</sup> 1048 sans SNf, 990 sans LOWZ (base de notre échantillon).

la qualité de ces dernières se voit contrainte par les capacités de typage. C'est cet aspect de la combinaison que nous traitons dans la partie suivante.

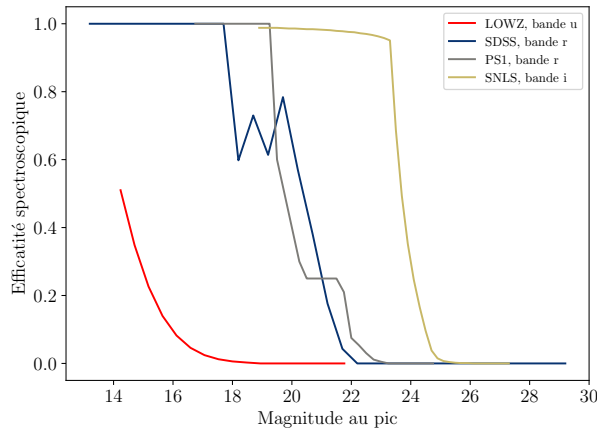


FIGURE III.12 – Comparaison des efficacités spectroscopiques des différents sondages.

### III.3 Échantillon d'étude

Nous détaillons dans cette Section la procédure de construction de notre échantillon volume-limité comme expliqué partie III.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 III.1.

### III.3.1 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.

#### III.3.1.1 Approche statistique

À partir des données publiées dans [SCOLNIC et al. \(2018\)](#)<sup>1</sup>, il est possible de tracer l'histogramme des SNe Ia en fonction du redshift (cf. Sections précédentes, par exemple Figure III.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 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  $\lambda$ , la probabilité qu'il y en ait exactement  $k$  est, d'après la loi de Poisson :

$$p(k) = \mathcal{P}(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (\text{III.7})$$

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

$$\mathcal{P}(X \leq x) = \sum_{k=0}^x p(k) = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^x \frac{\lambda^k}{k!} \quad (\text{III.8})$$

- 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 III.13), 10 fois pour chaque histogramme ;
- On sauve les positions et valeurs de probabilité des intervalles ajustés et crée une interpolation linéaire des résultats ;
- Ces 5 étapes sont répétées 1000 fois et on calcule la médiane et l'écart type des 1000 interpolations calculées.

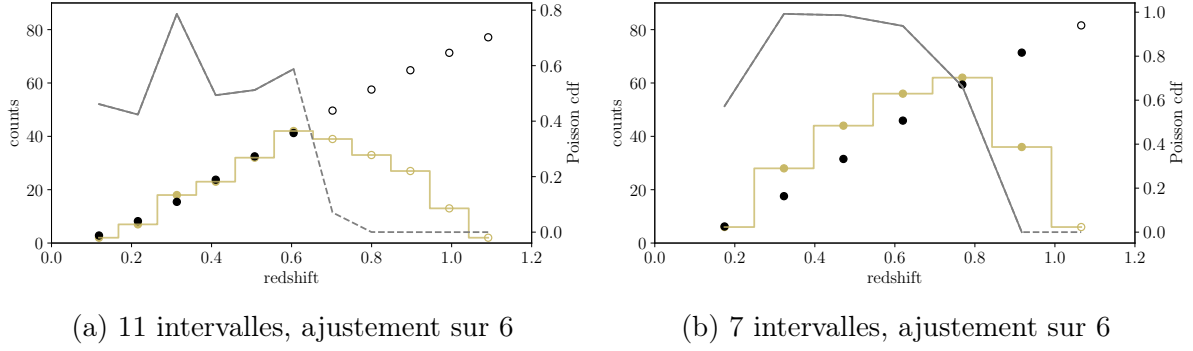


FIGURE III.13 – Exemple d'ajustement statistique pour deux tirages aléatoires d'histogrammes de SNLS

Le modèle volumétrique retenu dans notre analyse est défini par :

$$V(z) = \frac{4\pi}{3} \times d_C^3(z) \quad (\text{III.9})$$

avec  $d_C(z)$  la distance comobile

$$d_C(z) = \frac{c}{H_0} \int_0^z \frac{dz'}{E(z')} \quad \text{avec} \quad (\text{III.10})$$

$$E(z) \triangleq \frac{H(z)}{H_0} = [\Omega_R(1+z)^4 + \Omega_M(1+z)^3 + \Omega_k(1+z)^2 + \Omega_\Lambda]^{1/2} \quad (\text{III.11})$$

On a choisi la cosmologie issue de la collaboration Planck ([PLANCK COLLABORATION et al., 2020](#)), dont les valeurs sont indiqués Table III.5.

TABLE III.5 – Valeur des paramètres cosmologiques utilisés pour la détermination statistique du redshift limite des sondages SDSS, SNLS et PS1.

$H_0$	$\Omega_R$	$\Omega_M$	$\Omega_k$	$\Omega_\Lambda$
67,74 km Mpc <sup>-1</sup> s <sup>-1</sup>	$5.389 \times 10^{-5}$	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 III.14. En estimant  $z_{\text{lim}}$  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 III.6.

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 amené 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  $z$ .

1. [https://archive.stsci.edu/hlsps/ps1cosmo/scolnic/data\\_fitres](https://archive.stsci.edu/hlsps/ps1cosmo/scolnic/data_fitres)

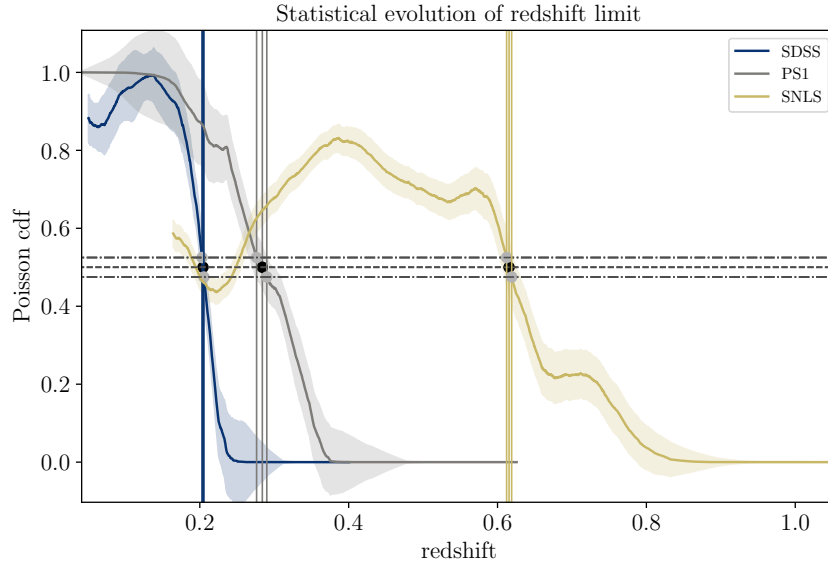


FIGURE III.14 – Résultat graphique de l'évolution médiane de l'étude statistique du redshift limite pour les sondages SDSS, PS1, et SNLS

### III.3.1.2 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 de stretch 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.4.2).

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`<sup>1</sup>, représentée par un gradient de couleur Figure III.15. 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

$$\mu(z) = m - M \quad (\text{III.12})$$

on peut déterminer le redshift limite  $z_{\lim}$  en-delà duquel la SN Ia la moins lumineuse

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

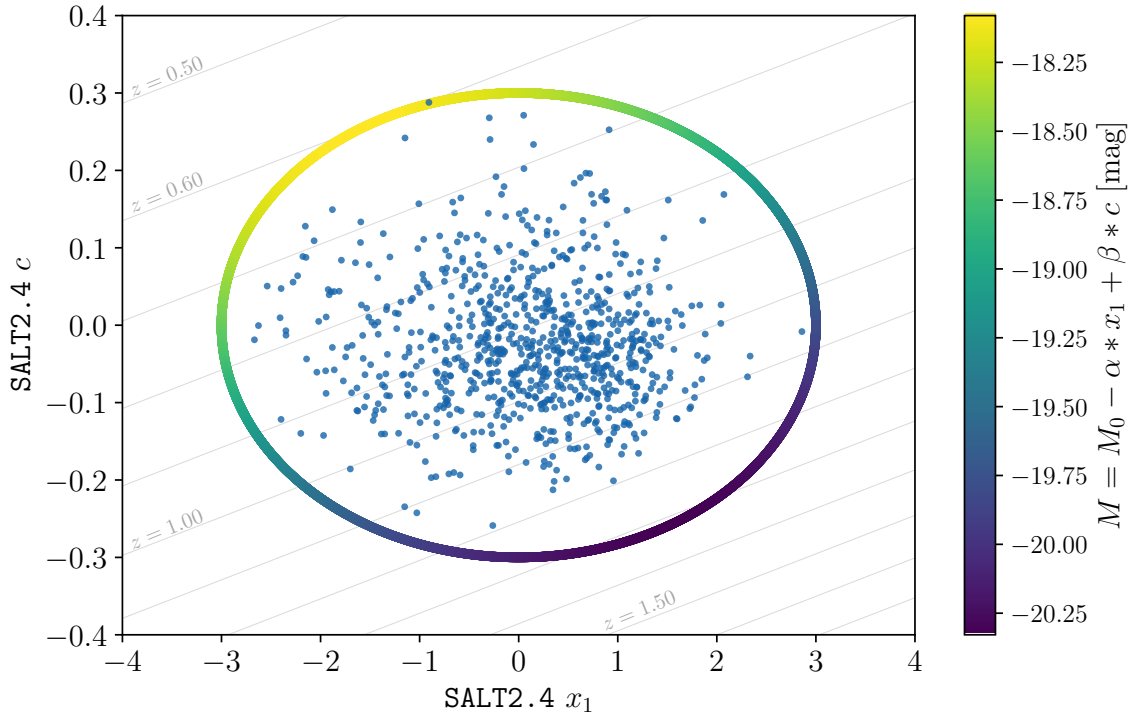


FIGURE III.15 – Distribution des paramètres de courbe de lumière de stretch ( $x_1$ ) et de couleur ( $c$ ) issus d'un ajustement par SALT2.4 pour les données de SNe Ia des sondages SDSS, PS1 et SNLS combinés du catalogue Pantheon. Chaque supernova est représentée par un point bleu. L'ellipse limite 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 [SCOLNIC et al. \(2018\)](#) pour les coefficients  $\alpha$  et  $\beta$ . 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.

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  $z_{\text{lim}}$  ; 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.

**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  $5\sigma$  de 24,8 mag<sup>1</sup>. 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), 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.

**De la même manière pour PS1** leurs SNe Ia sont entre  $0,2 < z < 0,4$  ; la profondeur à  $5\sigma$  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) 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 fiducielle et conservative, respectivement, de notre échantillon.

**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 III.16 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.

Cette approche est totalement systématique et reproductible, et donne des  $z_{\text{lim}}$  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 fiduciels et conservatifs sont indiqués Table III.6.

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

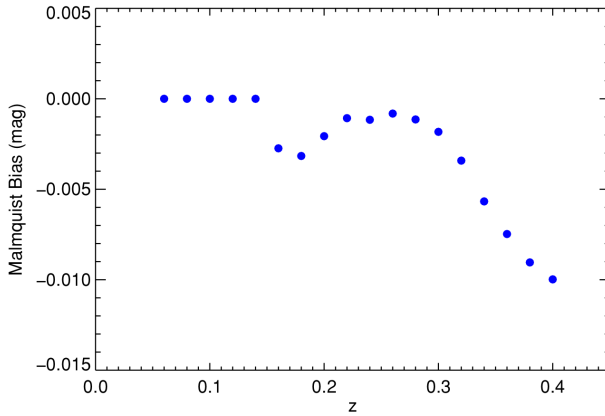


FIGURE III.16 – Biais de MALMQUIST moyen en fonction du redshift pour le sondage SDSS. La forte baisse à  $z = 0,15$  est un artéfact dû à la discontinuité du modèle d'efficacité spectroscopique et n'a que peu d'effet sur les contraintes cosmologiques. Figure tirée de CONLEY et al. (2011).

TABLE III.6 – Composition en SNe Ia de notre échantillon.

Sondage	$z_{\text{lim}}$		$N_{\text{SN}}$
	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.

### III.3.2 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 présentées Figure III.17. On y observe que les limites sont globalement situées avant le pic de ces histogrammes, suivant la logique guidant cette chute (cf. Section III.1) et confortant également les analyses qui y ont mené. Cette hypothèse est testée Section III.3.3.

En combinant les 5 sondages de notre analyse, on peut tracer leur distribution de stretch en fonction du redshift. On en présente un graphique ainsi que l'histogramme complet Figure III.18. 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 faible stretch, typiquement  $x_1 < -1$ , semble décroître avec le redshift alors que la population de stretch  $> 1$  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 stretch



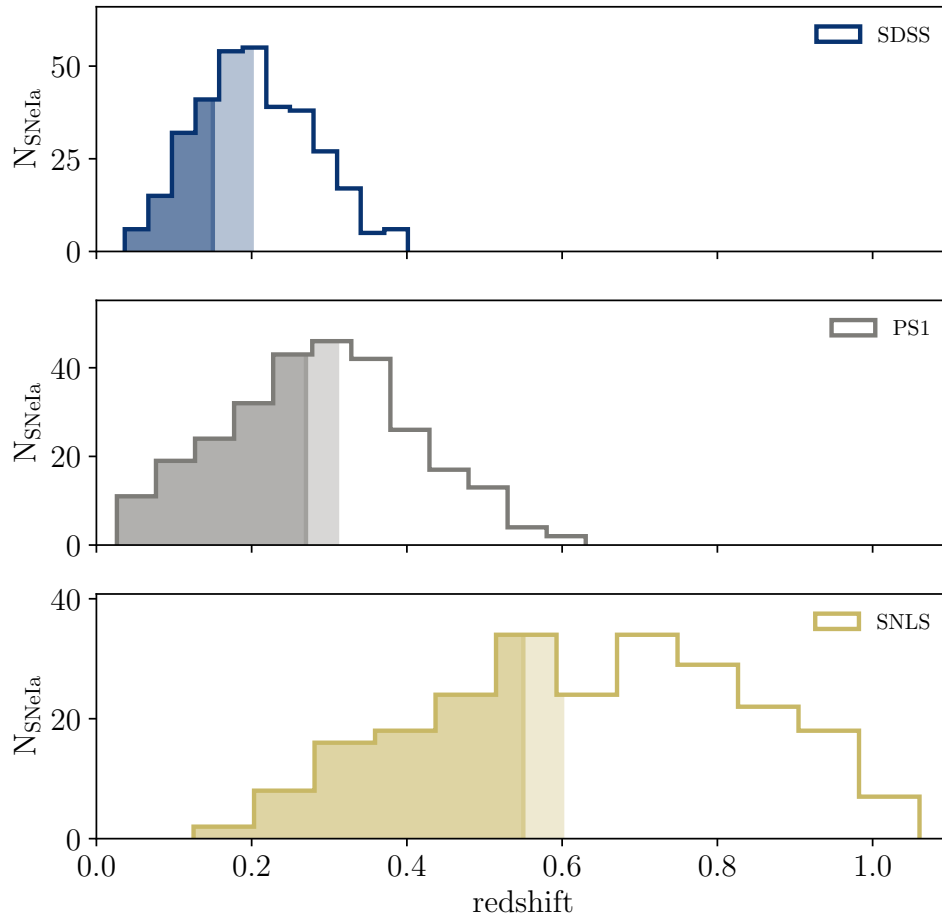


FIGURE III.17 – *De haut en bas* : Histogrammes en redshift des SNe Ia des sondages SDSS, PS1 et SNLS (données de Pantheon, [SCOLNIC et al., 2018](#)). Les parties colorées représentent les distribution de SNe Ia conservées dans notre analyse, considérées exemptes d'effets de sélection observationnels (cf. Section III.3.1.2). Les couleurs foncées (claires) représentent les limites conservatives (fiducielles) nos coupes de sélection indiquées dans la Table III.6.

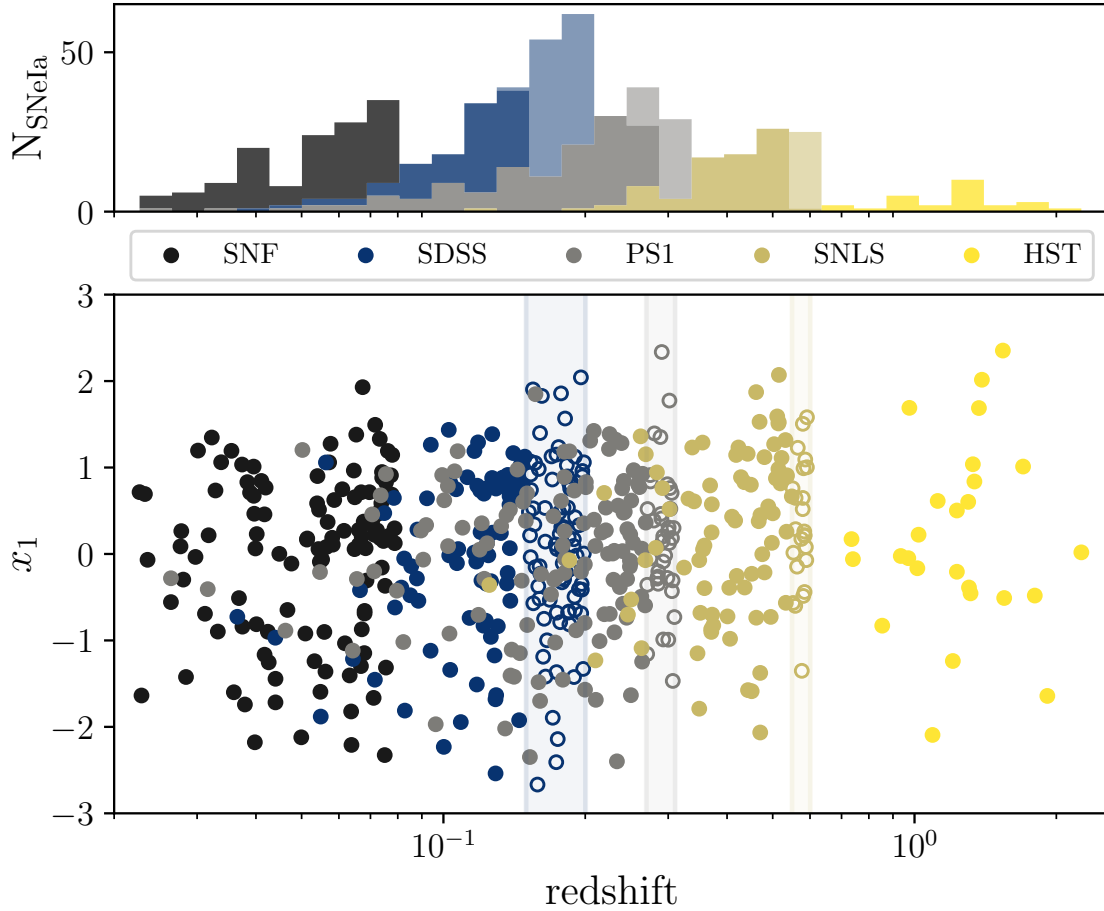


FIGURE III.18 – *En bas* : stretch des courbes de lumière ajustées avec SALT2.4 en fonction du redshift en échelle logarithmique pour chaque sondage de cette analyse (cf. légende). Les points pleins (creux) correspondent aux limites conservatives (fiducielles). *En haut* : histogrammes en redshift superposés, en sombre (clair) pour les limites conservatives (fiducielles).

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 IV.3.

### III.3.3 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 du stretch 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 échan-

tillon, nous avons comparé les distributions de stretch et de couleur des SNe Ia provenant 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 III.18). 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 III.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 III.19 (panneaux supérieurs) compare la distribution des stretches 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 III.19.

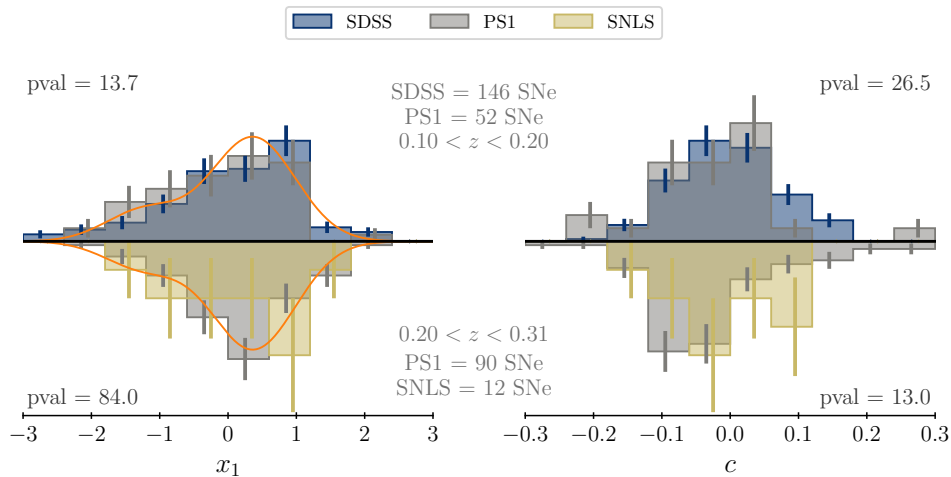


FIGURE III.19 – Histogrammes de distribution de stretch (gauche) et de couleur (droite) de différents relevés se chevauchant en redshift. *Vers le haut* : SDSS et PS1 dans la plage de redshift  $0,10 < z < 0,20$ . *Vers le bas* : PS1 et SNLS dans la gamme de redshift  $0,20 < z < 0,31$ . Les barres d'erreur représentent le bruit de Poisson. Notre modèle d'évolution en redshift (défini plus loin, Section IV) 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 de stretch 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 III.19, panneaux inférieurs), où la même conclusion peut être tirée : il n'y a pas de signe significatif de divergence dans les distributions de stretch et de couleur entre les extrémités basse et haute de nos échantillons fiduciels 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  $p$  du stretch 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 le stretch, comme l'illustre la Figure III.15 ; 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 de stretch.

## Figures

III.1	Transmissions des filtres de La Silla utilisés par SNF. . . . .	10
III.2	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 114 données de SNfactory. . . . .	13
III.3	Caractéristiques du sondage SDSS. . . . .	14
III.4	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 335 données de SDSS. . . . .	15
III.5	Caractéristiques du sondage PS1. . . . .	16
III.6	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 279 données de PS1. . . . .	18
III.7	Caractéristiques du sondage SNLS. . . . .	19
III.8	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 236 données de SNLS. . . . .	20
III.9	Transmissions des filtres de ACS utilisés par HST. . . . .	21
III.10	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 26 données de HST. . . . .	22
III.11	Distributions des paramètres de redshift (à gauche), de stretch (au milieu) et de couleur (à droite) pour les 172 données de LOWZ. . . . .	23
III.12	Comparaison des efficacités spectroscopiques des différents sondages. .	24
III.13	Exemple d'ajustement statistique pour deux tirages aléatoires d'histogrammes de SNLS . . . . .	26
III.14	Résultat graphique de l'évolution médiane de l'étude statistique du redshift limite pour les sondages SDSS, PS1, et SNLS . . . . .	27
III.15	Distribution et limite des paramètres de courbe de lumière de stretch ( $x_1$ ) et de couleur ( $c$ ) des sondages SDSS, PS1 et SNLS combinés du catalogue Pantheon. . . . .	28
III.16	Biais de MALMQUIST moyen en fonction du redshift pour le sondage SDSS. . . . .	30
III.17	Histogrammes des sondages coupés pour notre étude . . . . .	31
III.18	Présentation des données de stretch en fonction du redshift. . . . .	32
III.19	Histogrammes de test de similarité de KOLMOGOROV-SMIRNOV entre les sondages SDSS et PS1 d'une part, PS1 et SNLS d'autre par, en stretch et en couleur . . . . .	33

## Tables

III.1	Critères de sélection des SNe Ia suivies par SNfactory. . . . .	12
III.2	Critères de sélection des SNe Ia suivies par PS1. . . . .	18
III.3	Nombre de SNe Ia composant notre échantillon HST selon les sondages à haut redshifts. . . . .	22
III.4	Comparaison des caractéristiques des sondages utilisés. . . . .	24

III.5 Valeur des paramètres cosmologiques utilisés pour la détermination statistique du redshift limite des sondages SDSS, SNLS et PS1. . . . .	26
III.6 Composition en SNe Ia de notre échantillon. . . . .	30

---

# Évolution avec le redshift

“Citation”

Autaire

Intro

## Sommaire

<b>IV.1 Concept d'âge</b>	<b>38</b>
IV.1.1 Travaux précédents	38
IV.1.2 Implications	38
<b>IV.2 Modélisation de l'étirement</b>	<b>39</b>
IV.2.1 Paramétrisations	40
IV.2.2 Implémentation	42
<b>IV.3 Résultats</b>	<b>44</b>
IV.3.1 Comparaison aux données	44
IV.3.2 Discussion	47
IV.3.3 Prédictions et amélioration	48

## IV.1 Concept d'âge

### IV.1.1 Travaux précédents

De nombreuses études discutent des distributions de taux de formation de SNe Ia et de délais entre la création de l'étoile (progéniteur) et son explosion en supernova (par exemple, [MANNUCCI et al., 2005](#); [SCANNAPIECO et BILDSTEN, 2005](#); [SULLIVAN et al., 2006](#); [SMITH et al., 2012](#); [CHILDRESS et al., 2014](#); [MAOZ et al., 2014](#)). En effet, les deux scénarios décrits Section [II.1.2](#) menant à l'explosion d'une naine blanche en supernova Ia se déroulent sur des échelles pouvant extrêmement varier. Ces scénarios peuvent se produire sur toute une variété d'échelles de temps, de quelques centaines de Millions à l'âge de l'Univers. Ceci s'observe par l'existence de taux de formation de SNe Ia différents en fonction de l'âge des progéniteurs, ce qu'on appelle distribution du temps de retard (DTD en anglais pour Delay Time Distribution, voir [MANNUCCI et al., 2006](#)) : certaines explosent rapidement après un bref pic de formation stellaire.

[MAOZ et MANNUCCI \(2012\)](#) indiquent obtenir le taux de formation de SNe Ia « simplement » en divisant le nombre total de supernovae acquises par un sondage par le temps effectif pendant lequel chaque SN aurait pu être détectée (différent selon la stratégie d'observation et l'efficacité du sondage).

### IV.1.2 Implications

Cette distinction entre SNe Ia rapides (« jeunes ») et lentes (« vieilles ») en fonction du taux de formation stellaire implique une évolution des sous-populations en fonction du redshift, comme présenté Section [III.2.1.4](#). Nous pouvons notamment tracer l'évolution de la fraction de jeunes étoiles en fonction du redshift,  $\delta(z)$ , donnée Équation [III.5](#), voir Figure [IV.1](#).

Mise à part cette évolution venant naturellement avec la définition du critère jeune/-vieux, ces deux sous-populations présentent des caractéristiques qui leur sont propres. [RIGAULT et al. \(2020\)](#) présentent dans leur travaux une différence de magnitude basée sur cette dichotomie, trouvant que les vieilles SNe Ia sont en moyenne 0,065 mag plus lumineuses que les jeunes. D'autres études définissent des marches de magnitude selon d'autres critères, par exemple la masse de l'hôte (voir Section [II.3.2](#)), mais la particularité de celle basée sur l'âge est double :

- 1) Elle permet de définir une marche évoluant avec le redshift ;
- 2) Elle permet de retrouver les valeurs déterminées par le biais d'autres traceurs comme démontré dans [BRIDAY et al. \(2022\)](#).

Dans le cadre de cette thèse, c'est la distribution de l'étirement qui nous intéresse. En effet, si ces deux sous-populations de SNe Ia présentent des distributions différentes, on s'attend à avoir une évolution de cette propriété en moyenne, améliorant notre compréhension de ces objets. Bien que cela n'intervienne pas directement dans l'amélioration du calcul des paramètres cosmologiques qui utilisent la standardisation *via* la relation de TRIPP (voir Section [II.4](#)), celle-ci se basant uniquement sur la valeur de l'étirement sans supposer une quelconque distribution, cette évolution impactera les études qui utilisent



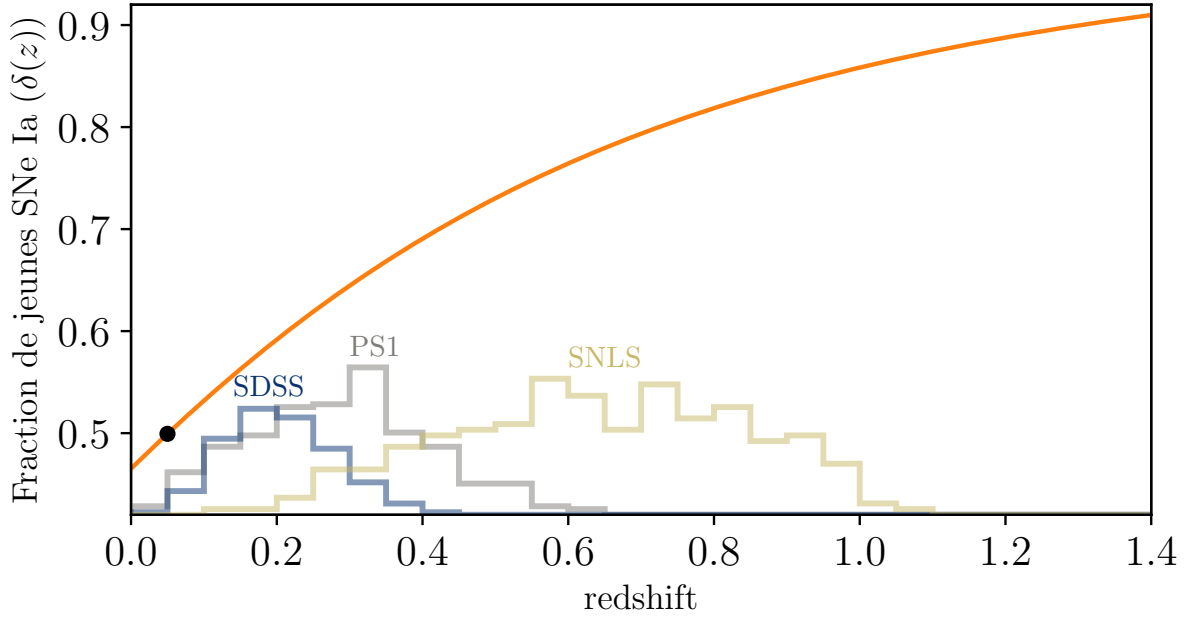


FIGURE IV.1 – Évolution de la fraction de jeunes étoiles en fonction du redshift,  $\delta(z)$ . Le point noir indique la valeur fixée par [RIGAULT et al. \(2020\)](#). En couleur sont les histogrammes complets des sondages SDSS, PS1 et SNLS de [SCOLNIC et al. \(2018\)](#). Nous pouvons y lire que les SNe Ia de SDSS sont en moyenne dans un environnement composé d'approximativement 60% de jeunes supernovae, alors que celles à l'extrémité haute de l'intervalle de redshift couvert par SNLS sont dans un environnement composé d'approximativement 80% de jeunes étoiles.

une distribution sous-jacente d'étirement, comme c'est le cas dans le cadre de simulations de données où des SNe Ia sont générées à partir d'expressions mathématiques.

## IV.2 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. Cette relation est illustrée dans la Fig. [IV.2](#) pour les SNe de SNfactory utilisés 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  $a \times \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2) + (1-a) \times \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$ ,

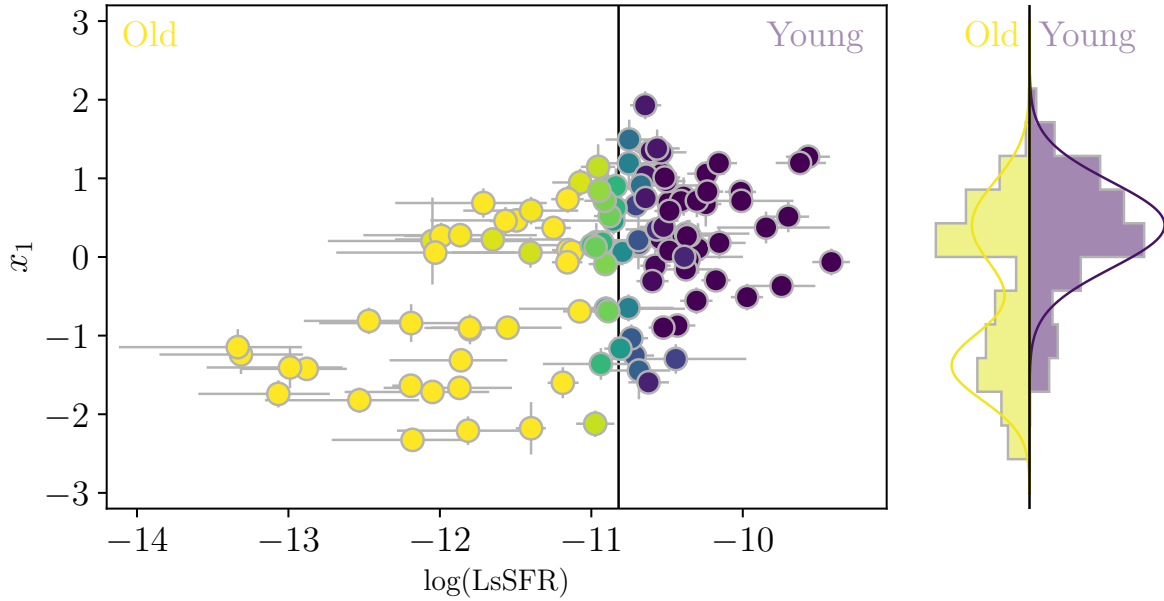


FIGURE IV.2 – *Principal* : étirement de courbe de lumière ( $x_1$ ) issu d'un ajustement par SALT2.4 en fonction du LsSFR pour les SNe de SNfactory. La couleur correspond à la probabilité  $p_y$  que la SN Ia soit jeune, c'est-à-dire qu'elle ait  $\log \text{LsSFR} \geq -10.82$  (voir RIGAULT et al., 2020). À droite : histogramme pondéré par  $p_y$  des étirements des SNe, ainsi que le modèle de référence ajusté ; les contributions de la population jeune et âgée sont indiquées en violet et en jaune, respectivement.

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 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 :

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

Ceci constitue notre modèle de dérive de référence.

### IV.2.1 Paramétrisations

Compte tenu de la probabilité  $y^i$  qu'une SN donnée soit jeune et supposant notre modèle de référence (voir Section IV.2), la probabilité de mesurer un étirement SALT2.4

TABLE IV.1 – Valeurs des paramètres issus des meilleurs ajustements du modèle de distribution de l'étirement de référence 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	$\mu_1$	$\sigma_1$	$\mu_2$	$\sigma_2$	$a$
SNfactory	$0.41 \pm 0.08$	$0.55 \pm 0.06$	$-1.38 \pm 0.10$	$0.44 \pm 0.08$	$0.48 \pm 0.08$
Fiduciel	$0.37 \pm 0.05$	$0.61 \pm 0.04$	$-1.22 \pm 0.16$	$0.56 \pm 0.10$	$0.51 \pm 0.09$
Conservatif	$0.38 \pm 0.05$	$0.60 \pm 0.04$	$-1.26 \pm 0.13$	$0.53 \pm 0.08$	$0.47 \pm 0.09$

$x_1^i$  avec une erreur  $dx_1^i$  est donné par :

$$\begin{aligned} \mathcal{P}(x_1^i | \vec{\theta}; dx_1^i, y^i) = & y^i \times \mathcal{N}(x_1^i | \mu_1, \sigma_1^2 + dx_1^{i2}) + \\ & (1 - y^i) \times \left[ a \times \mathcal{N}(x_1^i | \mu_1, \sigma_1^2 + dx_1^{i2}) + \right. \\ & \left. (1 - a) \times \mathcal{N}(x_1^i | \mu_2, \sigma_2^2 + dx_1^{i2}) \right] \end{aligned} \quad (\text{IV.2})$$

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 :

$$-2 \ln(L) = -2 \sum_i \ln \mathcal{P}(x_1^i | \vec{\theta}; dx_1^i, y^i) \quad (\text{IV.3})$$

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  $\log(\text{LsSFR}) \geq -10,82$  (voir Figure IV.2) afin de minimiser l'Équation IV.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 IV.1 et illustrés Figure IV.3.

### 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 IV.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 IV.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 IV.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 IV.1, et l’évolution prédite de l’étirement avec le redshift ( $x_1$  attendu compte tenu de la distribution de l’équation IV.1) est illustrée sous la forme d’une bande bleue dans la Figure IV.3 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 IV.3.

## IV.2.2 Implémentation

Dans la Section IV.2.1, 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 référence. 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 IV.2.1.

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.

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 référence et de HOWELL à utiliser une fraction de jeunes SNe Ia  $\delta(z) \equiv f$  indépendante du redshift ; ces modèles sont appelés ci-après « référence+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 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 IV.3.2. Enfin, par souci d’exhaustivité, nous avons également considéré des modèles Gaussiens purs en asymétriques indépendants du redshift.

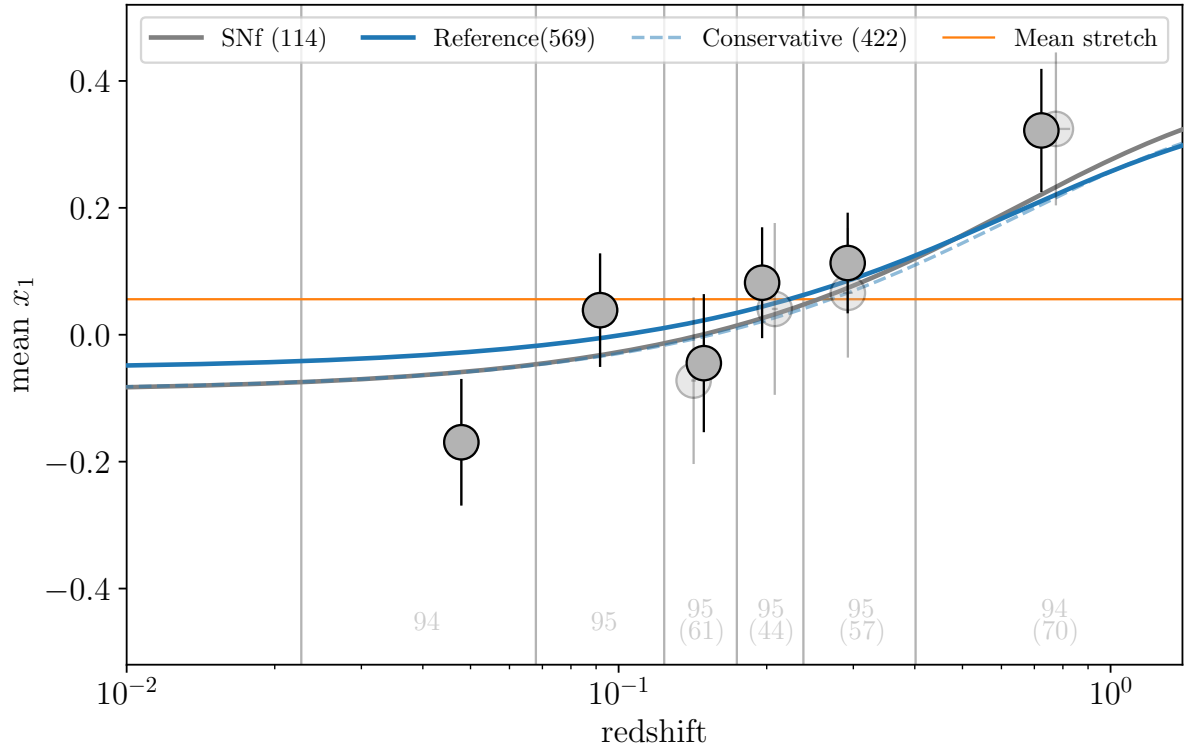


FIGURE IV.3 – Évolution de l'étirement moyen ( $x_1$ ) des SNe Ia issus d'un ajustement SALT2.4 en fonction du redshift pour notre modèle de référence. Les marqueurs montrent la simple moyenne de l'étirement (les erreurs sont estimées à partir de la dispersion) mesurée dans des intervalles de redshift 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 moyen pour le modèle Gaussien sans dérive (dernière ligne de le Tableau IV.2) sur l'échantillon fiduciel. Les meilleurs ajustements de notre modèle de dérive de référence 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.

## IV.3 Résultats

Nous exposons dans cette section les résultats quantitatifs de cette étude Section IV.3.1 et proposons une discussion de ceux-ci Section IV.3.2.

### IV.3.1 Comparaison aux données

Nous avons ajusté chacun des modèles décrits ci-dessus sur les échantillons fiduciel et conservatif (voir Chapitre III). Les résultats sont rassemblés dans le Tableau IV.2 et sont illustrés Figure IV.4.

TABLE IV.2 – Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données par rapport au modèle de référence.

Nom	dérive	$k$	Échantillon fiduciel (569 SNe)			Échantillon conservatif (422 SNe)		
			$-2 \ln(L)$	AIC	$\Delta \text{AIC}$	$-2 \ln(L)$	AIC	$\Delta \text{AIC}$
Référence	$\delta(z)$	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
Référence+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 IV.3), l’AIC et la différence d’AIC ( $\Delta \text{AIC}$ ) entre ce modèle et le modèle de référence, choisi 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 degrés de liberté supplémentaire afin d’éviter un ajustement excessif des données. Il est défini comme suit :

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

où  $-2 \ln(L)$  est obtenu en minimisant l’Équation IV.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  $5\sigma$  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

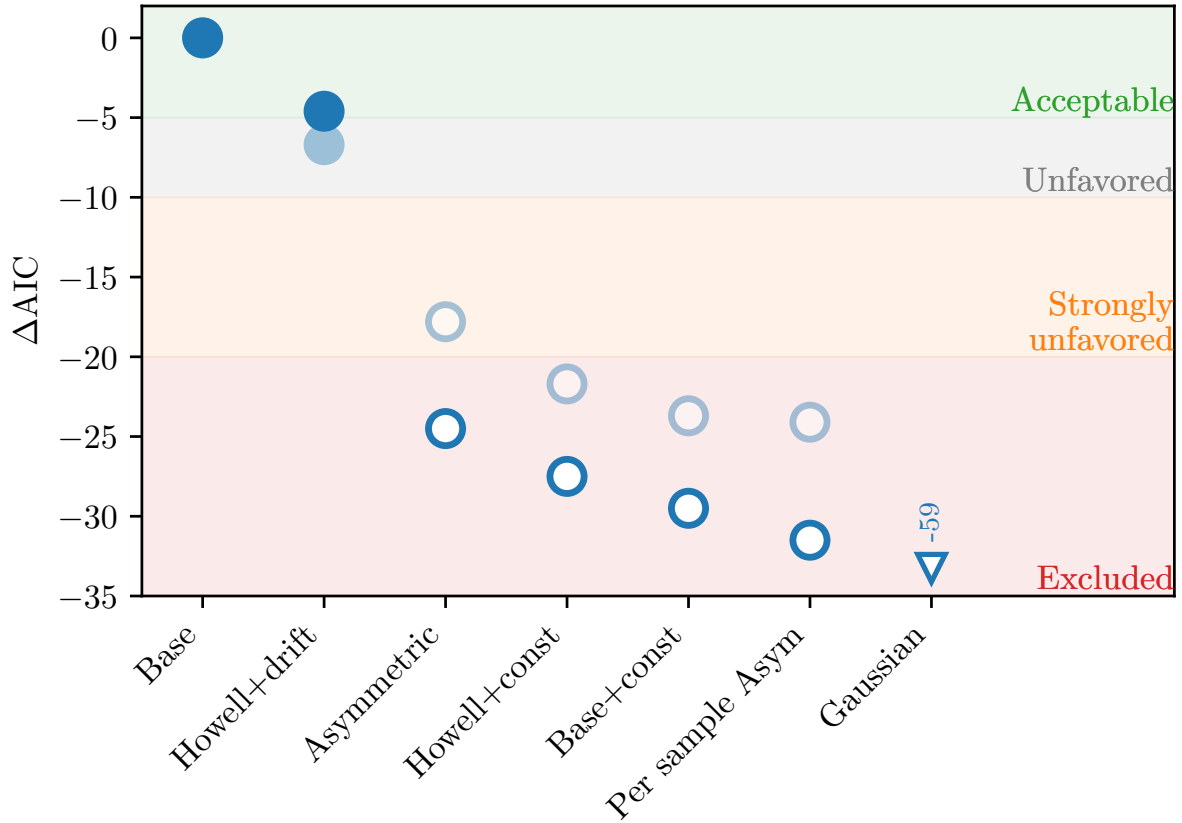


FIGURE IV.4 –  $\Delta\text{AIC}$  entre le modèle de référence (base) et les autres modèles (voir Tableau IV.2). Les marqueurs bleus pleins et ouverts correspondent aux modèles avec et sans dérive du redshift, respectivement. Les marqueurs transparents montrent les résultats lorsque l’analyse est effectuée 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.

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 IV.3 : 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 asymétrique 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 ( $\mu_0, \sigma_{\pm}$  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 ( $BIC = -2\ln(L) + k\ln(n)$ , 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  $\Delta BIC = 48$ , 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  $\Delta AIC$  pour chaque modèle en excluant cet ensemble de données ; cela n'a pas modifié le  $\Delta AIC$  de plus que quelques dixièmes. La cohérence de ces valeurs avec celles du Tableau IV.2 montre que le sous-échantillon HST n'influence pas nos conclusions.

Nous rapportons dans le Tableau IV.3 notre détermination de  $\mu_0$  et  $\sigma_{\pm}$  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 III). 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 V). 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 devons utiliser les valeurs les mieux ajustées de SCOLNIC et KESSLER (2016) et de SCOLNIC et al. (2018) pour les paramètres asymétriques  $\mu_0, \sigma_{\pm}$  pour les échantillons SNLS, SDSS et PS1 respectivement, le  $\Delta AIC$  entre notre 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 IV.3.2.

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 ( $\mu_3, \sigma_3$ ). L'ajustement correspondant n'est pas significativement meilleur, avec un  $\Delta AIC$  de -0,4. 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 IV.2). Nous avons testé cette hypothèse en permettant à cette population d'être également bimodale, et nous avons constaté que l'amplitude d'un tel mode de faible étirement était compatible avec 0 ( $< 2\%$ ) dans cette jeune population. 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).

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. Par exemple, le modèle asymétrique Gaussien par échantillon le mieux ajusté



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

Asymétrie	$\sigma_-$	$\sigma_+$	$\mu_0$
SNfactory	$1.34 \pm 0.13$	$0.41 \pm 0.10$	$0.68 \pm 0.15$
SDSS <sup>1</sup>	$1.31 \pm 0.11$	$0.42 \pm 0.09$	$0.72 \pm 0.13$
PS1 <sup>2</sup>	$1.01 \pm 0.11$	$0.52 \pm 0.12$	$0.38 \pm 0.16$
SNLS <sup>3</sup>	$1.41 \pm 0.13$	$0.15 \pm 0.13$	$1.22 \pm 0.15$
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.

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

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

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

est toujours  $\Delta\text{AIC} < 10$ , ce qui est moins représentatif des données que notre modèle de dérive de référence.

### IV.3.2 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  $\alpha$  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 [SCOLNIC 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 IV.3 cependant, une telle distribution par échantillon est exclue par rapport à notre modèle de dérive. Contrairement à ce que ([SCOLNIC et KESSLER, 2016](#), Section 2) et ([SCOLNIC 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 (IVEZIĆ et al., 2019).

Nous illustrons Figure IV.5 la différence de prédiction 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 IV.5 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 distribution d’étirement sous-jacente.

L’évaluation de l’amplitude de ce biais de magnitude pour la cosmologie fait l’objet du Chapitre V, en utilisant notre modèle de référence (Équation IV.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.

### IV.3.3 Prédiction et amélioration

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, BELLM

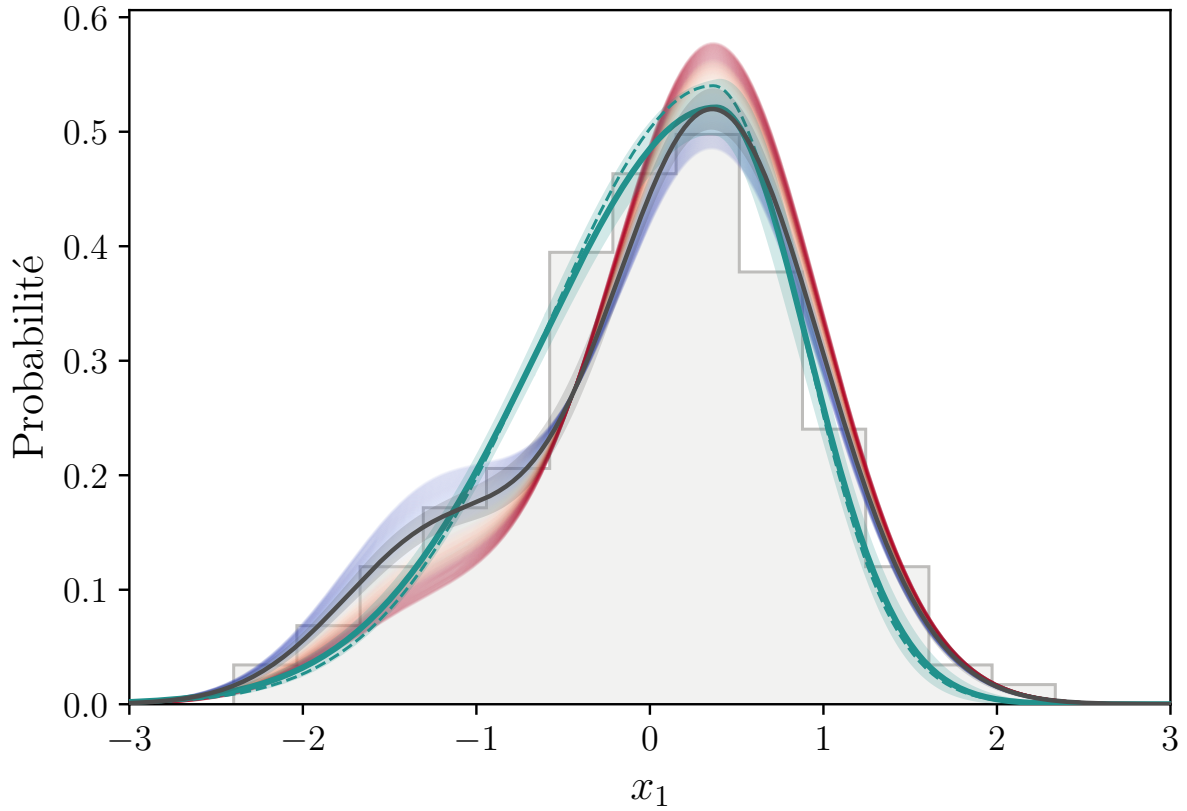


FIGURE IV.5 – Distribution de l’étirement des SNe Ia de PS1 issus d’un ajustement SALT2.4 ( $x_1$ ) pour toutes les données du sondage, au-delà de notre limite fiducielle de redshift (histogramme gris). Cette distribution est supposée être un tirage aléatoire de la distribution d’étirement sous-jacente. Les lignes vertes 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 IV.1](#)) qui inclut la dérive du redshift. À titre d’illustration, nous montrons (coloré du bleu au rouge 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.

[et al., 2019](#); [GRAHAM et al., 2019](#)) nous permettent d'établir un échantillon extrêmement riche à bas-redshift (2000 SNe Ia à  $z \lesssim 0,7$ ).

## Figures

---

IV.1 Évolution de la fraction de jeunes étoiles en fonction du redshift, $\delta(z)$ .	39
IV.2 Étirement en fonction du LsSFR des SNe Ia de SNfactory et modèles d'étirement de référence ajustés . . . . .	40
IV.3 Évolution de l'étirement moyen des SNe Ia en fonction du redshift issu de la prédiction de notre modèle de référence selon l'échantillon utilisé.	43
IV.4 $\Delta AIC$ entre le modèle de base et les autres modèles . . . . .	45
IV.5 Comparaison des modélisations de BBC et de notre modèle de référence sur l'histogramme des étirements de PS1. . . . .	49

---

## Tables

---

IV.1 Valeurs des paramètres du modèle d'étirement de référence selon l'échantillon. . . . .	41
IV.2 Comparaison de la capacité relative de chaque modèle à décrire les données par rapport au modèle de référence . . . . .	44
IV.3 Paramètres de meilleur ajustement pour notre modélisation asymétrique par échantillon de la distribution d'étirement sous-jacente. . . . .	47

---



# Impact sur la cosmologie : simulations

Citation

Autaire

## Sommaire

<b>V.1 SNANA : overview</b>	<b>54</b>
V.1.1 Inputs	54
V.1.2 Tools	54
<b>V.2 La masse comme traceur</b>	<b>54</b>
V.2.1 Modélisation	54
V.2.2 Utilisation	54
<b>V.3 Implémentation</b>	<b>54</b>
V.3.1 Corrélations testées	54
V.3.2 Résultats	54

## V.1 SNANA : overview

### V.1.1 Inputs

### V.1.2 Tools

## V.2 La masse comme traceur

### V.2.1 Modélisation

### V.2.2 Utilisation

## V.3 Implémentation

### V.3.1 Corrélations testées

### V.3.2 Résultats



# Résultats et discussion

– XXX –

## Sommaire

<b>VI.1 XXX</b>	<b>56</b>
VI.1.1 XXX	56
VI.1.2 XXX	56
<b>VI.2 XXX</b>	<b>56</b>
VI.2.1 XXX	56
VI.2.2 XXX	56

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

**VI.1    XXX**

**VI.1.1    XXX**

**VI.1.2    XXX**

**VI.2    XXX**

**VI.2.1    XXX**

**VI.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 IV.2.2](#), ↑ [Section IV.3.2](#)
- AHMED S. N. 2015, dans *Physics and Engineering of Radiation Detection (Second Edition)*, second edition edn., ed. S. N. Ahmed (Elsevier), 541–593 ↑ [Section III.3.1.1](#)
- 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 III.2.1.1](#)
- ASTIER P., GUY J., REGNAULT N. et al. 2006, « The Supernova Legacy Survey: measurement of  $\Omega_M$ ,  $\Omega_\Lambda$  and  $w$  from the first year data set », [A&A](#), **447**, 31 ↑ [Section III.1.1](#), ↑ [Section III.2.4.1](#)
- 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 III.2.4.3](#)
- 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 III.2.7](#), ↑ [Section IV.3.3](#)
- 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 III.3.1.2](#)
- 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 III.2.4.2](#)
- 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.2.1.4](#)
- 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.2.1.4](#), ↑ [Section 2](#)), ↑ [Section IV.3.1](#)
- 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 III.2.2.3](#)
- BURNHAM, KENNETH & ANDERSON D. R. 2004, « Multimodel Inference: Understanding AIC and BIC in Model Selection », *Sociological Methods & Research*, 33, 261 ↑ [Section IV.3.1](#)
- CALZETTI D. 2013, dans *Secular Evolution of Galaxies*, ed. J. Falcón-Barroso & J. H. Knapen, 419 ↑ [Section III.2.1.4](#)
- CHAMBERS K. C., MAGNIER E. A., METCALFE N. et al. 2016, « The Pan-STARRS1 Surveys », *arXiv e-prints*, [arXiv:1612.05560](#) ↑ [Section III.2.3.1](#)
- CHILDRESS M. J., WOLF C. et ZAHID H. J. 2014, « Ages of Type Ia supernovae over cosmic time », *MNRAS*, 445, 1898 ↑ [Section IV.1.1](#)
- 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 III.3.1.2](#), ↑ [Section III.16](#)
- 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 III.2.6](#)
- 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 III.2.1.5](#)
- DEKANY R., SMITH R. M., RIDDLE R. et al. 2020, « The Zwicky Transient Facility: Observing System », *PASP*, 132, 038001 ↑ [Section III.2.7](#)
- 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 III.2.2.3](#)
- 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 III.3.1.2](#)
- DRESSLER A., BIGELOW B., HARE T. et al. 2011, « IMACS: The Inamori-Magellan Areal Camera and Spectrograph on Magellan-Baade », *PASP*, 123, 288 ↑ [Section III.2.3.3](#)
- 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 III.2.4.3](#)
- 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 III.2.3.3](#)

- FABRICANT D., FATA R., ROLL J. et al. 2005, « Hectospec, the MMT's 300 Optical Fiber-Fed Spectrograph », [PASP](#), **117**, 1411 ↑ [Section III.2.3.3](#)
- 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 III.2.6](#)
- FRIEMAN J. A., BASSETT B., BECKER A. et al. 2008, « The Sloan Digital Sky Survey-II Supernova Survey: Technical Summary », [AJ](#), **135**, 338 ↑ [Section III.2.2.1](#)
- FUKUGITA M., ICHIKAWA T., GUNN J. E. et al. 1996, « The Sloan Digital Sky Survey Photometric System », [AJ](#), **111**, 1748 ↑ [Section III.2.2.2](#)
- 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 III.2.5](#)
- GRAHAM M. J., KULKARNI S. R., BELLM E. C. et al. 2019, « The Zwicky Transient Facility: Science Objectives », [PASP](#), **131**, 078001 ↑ [Section IV.3.3](#)
- 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 III.2.5](#)
- GUNN J. E., CARR M., ROCKOSI C. et al. 1998, « The Sloan Digital Sky Survey Photometric Camera », [AJ](#), **116**, 3040 ↑ [Section III.2.2.2](#)
- 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 III.2.2.2](#)
- 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 III.3.1.2](#)
- HADJIYSKA E., RABINOWITZ D., BALTAY 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 III.2.1.2](#)
- 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 III.2.1.1](#)
- HICKEN M., CHALLIS P., JHA S. et al. 2009a, « CfA3: 185 Type Ia Supernova Light Curves from the CfA », [ApJ](#), **700**, 331 ↑ [Section III.2.6](#)
- HICKEN M., CHALLIS P., KIRSHNER R. P. et al. 2012, « CfA4: Light Curves for 94 Type Ia Supernovae », [ApJS](#), **200**, 12 ↑ [Section III.2.6](#)
- 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 III.2.6](#)

- 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 III.2.2.3
- HINTON S. R., DAVIS T. M., KIM A. G. et al. 2019, « Steve: A Hierarchical Bayesian Model for Supernova Cosmology », *ApJ*, 876, 15 ↑ Section IV.3.2
- HODAPP K. W., KAISER N., AUSSEL H. et al. 2004, « Design of the Pan-STARRS telescopes », *Astronomische Nachrichten*, 325, 636 ↑ Section III.2.3.2
- 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 III.2.3.3, ↑ Section III.2.4.3
- 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 IV.2.1, ↑ Section IV.2.2
- 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 III.2.7, ↑ Section IV.3.2
- JHA S., KIRSHNER R. P., CHALLIS P. et al. 2006, « UBVRI Light Curves of 44 Type Ia Supernovae », *AJ*, 131, 527 ↑ Section III.2.6
- 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 III.2.3.2
- 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 III.2.2.3
- 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.2.1.4
- 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 III.2.2.4
- KESSLER R., BERNSTEIN J. P., CINABRO D. et al. 2009b, « SNANA: A Public Software Package for Supernova Analysis », *PASP*, 121, 1028 ↑ Section III.3.1.2, ↑ Section III.3.1.2
- KESSLER R. et SCOLNIC D. 2017, « Correcting Type Ia Supernova Distances for Selection Biases and Contamination in Photometrically Identified Samples », *ApJ*, 836, 56 ↑ Section III.2.3.4, ↑ Section III.3.3, ↑ Section IV.2.2, ↑ Section IV.3.1, ↑ Section IV.3.1



- 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 III.2.1.3](#)
- 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 III.2.1.2](#)
- MADAU P. et DICKINSON M. 2014, « Cosmic Star-Formation History », *ARA&A*, 52, 415 ↑ [Section III.2.1.4](#)
- MANNUCCI F., DELLA VALLE M. et PANAGIA N. 2006, « Two populations of progenitors for Type Ia supernovae ? », *MNRAS*, 370, 773 ↑ [Section IV.1.1](#)
- MANNUCCI F., DELLA VALLE M., PANAGIA N. et al. 2005, « The supernova rate per unit mass », *A&A*, 433, 807 ↑ [Section III.2.1.4](#), ↑ [Section IV.1.1](#)
- MAOZ D. et MANNUCCI F. 2012, « Type-Ia Supernova Rates and the Progenitor Problem: A Review », *PASA*, 29, 447 ↑ [Section IV.1.1](#)
- MAOZ D., MANNUCCI F. et NELEMANS G. 2014, « Observational Clues to the Progenitors of Type Ia Supernovae », *ARA&A*, 52, 107 ↑ [Section IV.1.1](#)
- 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 III.2.3.3](#)
- 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 III.3.1.2](#)
- OKE J. B., COHEN J. G., CARR M. et al. 1995, « The Keck Low-Resolution Imaging Spectrometer », *PASP*, 107, 375 ↑ [Section III.2.2.3](#), ↑ [Section III.2.3.3](#), ↑ [Section III.2.4.3](#)
- PERLMUTTER S., ALDERING G., GOLDHABER G. et al. 1999, « Measurements of  $\Omega$  and  $\Lambda$  from 42 High-Redshift Supernovae », *ApJ*, 517, 565 ↑ [Section III.1.1](#), ↑ [Section III.2.1.1](#)
- PERRETT K., BALAM D., SULLIVAN M. et al. 2010, « Real-time Analysis and Selection Biases in the Supernova Legacy Survey », *AJ*, 140, 518 ↑ [Section III.3.1.2](#)
- PHILLIPS M. M. 1993, « The Absolute Magnitudes of Type IA Supernovae », *ApJ*, 413, L105 ↑ [Section IV.3.2](#)
- PLANCK COLLABORATION, AGHANIM N., AKRAMI Y. et al. 2020, « Planck 2018 results. VI. Cosmological parameters », *A&A*, 641, A6 ↑ [Section III.3.1.1](#)
- RABINOWITZ D., BALTAI 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 III.2.1.2](#)

- REST A., SCOLNIC 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 III.3.1.2](#)
- RIESS A. G., CASERTANO S., YUAN W., MACRI L. M. et SCOLNIC D. 2019, « Large Magellanic Cloud Cepheid Standards Provide a 1% Foundation for the Determination of the Hubble Constant and Stronger Evidence for Physics beyond  $\Lambda$ CDM », [ApJ](#), **876**, 85 ↑ [Section IV.2.2](#)
- 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 III.2.1.1](#)
- RIESS A. G., KIRSHNER R. P., SCHMIDT B. P. et al. 1999, « BVRI Light Curves for 22 Type IA Supernovae », [AJ](#), **117**, 707 ↑ [Section III.2.6](#)
- 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 IV.2.2](#)
- 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 III.2.5](#), ↑ [Section III.2.5.3](#)
- 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.2.1.4](#), ↑ [Section III.2.1.4](#), ↑ [Section III.3.3](#), ↑ [Section IV.1.2](#), ↑ [Section IV.1](#), ↑ [Section IV.2](#), ↑ [Section IV.2](#), ↑ [Section IV.2.2](#)
- 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.2.1.4](#)
- 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 III.2.5](#)
- 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 IV.3.2](#)
- 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 III.2.2.1](#), ↑ [Section III.3.1.2](#)
- 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 III.2.2.1](#), ↑ [Section III.2.2.3](#)
- SCANNAPIECO E. et BILDSTEN L. 2005, « The Type Ia Supernova Rate », [ApJ](#), **629**, L85 ↑ [Section III.2.1.4](#), ↑ [Section IV.1.1](#)

- 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 III.2.3.3
- SCOLNIC D. et KESSLER R. 2016, « Measuring Type Ia Supernova Populations of Stretch and Color and Predicting Distance Biases », *ApJ*, 822, L35 ↑ Section IV.2.2, ↑ Section IV.3.1, ↑ Section IV.3.1, ↑ Section IV.3, ↑ Section IV.3.2
- 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 III.3.1.2
- 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 III.2.2.4, ↑ Section III.2.3.1, ↑ Section III.2.3.4, ↑ Section III.2.4.4, ↑ Section III.2.5.4, ↑ Section III.2.6, ↑ Section III.3, ↑ Section III.3.1.1, ↑ Section III.3.1.2, ↑ Section III.15, ↑ Section III.3.1.2, ↑ Section III.17, ↑ Section IV.1, ↑ Section IV.2.2, ↑ Section IV.3.1, ↑ Section IV.3, ↑ Section IV.3.2, ↑ Section IV.5
- 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 IV.3.2
- SMITH M., NICHOL R. C., DILDAY B. et al. 2012, « The SDSS-II Supernova Survey: Parameterizing the Type Ia Supernova Rate as a Function of Host Galaxy Properties », *ApJ*, 755, 61 ↑ Section IV.1.1
- 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 », *ApJ*, 142, 156 ↑ Section III.2.6
- 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 III.2.5, ↑ Section III.2.5.1, ↑ Section III.2.5.3
- 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 III.2.4.1
- 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 IV.1.1
- 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 III.2.5
- 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.2.1.4

---

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 III.2.3.2](#)