



**HAL**  
open science

## La relation de Tully-Fisher : Calibration dans le champ

Stéphane Rauzy

► **To cite this version:**

| Stéphane Rauzy. La relation de Tully-Fisher : Calibration dans le champ . 1995. hal-01704234

**HAL Id: hal-01704234**

**<https://hal.science/hal-01704234v1>**

Preprint submitted on 8 Feb 2018

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# La relation de Tully-Fisher : Calibration dans le champ

S. Rauzy \*

ANPE et CPT - CNRS Luminy Case 907, F-13288 Marseille Cedex 9, France.

## Abstract

Dans cette contribution, je propose une nouvelle technique pour calibrer la pente de la relation de Tully-Fisher en utilisant des galaxies de champ. Cette technique de corrélation nulle est une alternative intéressante aux méthodes de calibration standard qui s'appliquent aux galaxies regroupées en amas. En fait, cette méthode est insensible à la forme de la fonction de luminosité ainsi qu'aux effets de sélection en observation en  $m$  et  $p$ . L'application de cette technique à deux catalogues standards de vitesses radiales propres montre des différences significatives entre les pentes obtenues à l'aide de l'approche corrélation nulle et celles que l'on trouve dans la littérature. La présence de telles erreurs lors de la phase de calibration de la relation de Tully-Fisher pourrait en partie être responsable du champ des vitesses propres à grande échelle actuel.

**Mots clés :** galaxies – échelle de distance – champ de vitesse

## 1 Introduction

Durant cette dernière décennie, des efforts répétés ont été réalisés dans le but d'extraire du champ des vitesses radiales propres des galaxies lointaines des informations sur la distribution de masse dans l'univers (voir par exemple [1], [6], [3], [9], [8], [10]). Des résultats quantitatifs basés sur l'étude du champ des vitesses propres, comme des contraintes sur le paramètre de densité réduite  $\Omega_0$ , peuvent aujourd'hui être trouvés dans la littérature (voir [4] pour une revue). Cependant, les analyses sur la cinématique des galaxies sont loin d'être triviales, compte-tenu des difficultés multiples rencontrées lors des différentes phases impliquées dans ce type d'analyse.

La première de ces phases consiste à obtenir des estimations de la distance des galaxies, ceci indépendamment de leur redshift mesuré. On utilise alors des relations du type Tully-Fisher (TF) (Tully-Fisher [14] pour les spirales et Faber-Jackson [5] pour les elliptiques). Ces relations statistiques empiriques corrélient linéairement la magnitude absolue  $M$  d'une galaxie avec une quantité observable  $p$  ( $p = \log V_{\text{rot}}$  pour les spirales et  $p = \log \sigma$  pour les elliptiques). Les mesures de  $p$  et de la magnitude apparente  $m$  fournissent une estimation de la distance de la galaxie; la comparaison de celle-ci avec le redshift  $z$  nous donne accès aux fluctuations du champ de Hubble moyen (i.e. la vitesse radiale propre).

Si d'un point de vue théorique, la relation de Tully-Fisher a été largement étudiée (voir [11] pour une bibliographie récente), il n'en est pas moins difficile de dériver des estimateurs non biaisés de la distance d'une galaxie. Premièrement, les informations nécessaires à la correction de ces biais, comme la connaissance des effets de sélection en observation ou de la vraie distribution des galaxies dans l'espace, sont peu connues. Deuxièmement, la recherche d'un estimateur non biaisé

---

\*e-mail : rauzy@cpt.univ-mrs.fr

de la distance d'une galaxie isolée est un exercice périlleux. Cela revient à appliquer le formalisme statistique sur un échantillon ne possédant qu'un seul objet.

Des problèmes additionnels apparaissent lorsqu'on calibre la pente de la relation TF en utilisant des galaxies regroupées en amas. Des effets de sélection en observation créent en effet des biais difficiles à corriger. L'influence de ces erreurs de calibration n'est actuellement pas prise en compte lorsqu'on estime les barres d'erreurs associées aux estimateurs de la distance ou de la vitesse radiale propre des galaxies. Ceci est préjudiciable du fait que l'utilisation d'une mauvaise valeur pour la pente ou le point-zéro de la relation TF créera un champ de vitesses propres fictif, cohérent à grande échelle.

Dans la section 2, un test capable de détecter de telles erreurs de calibration est présenté. Pour un échantillon bien calibré, nous montrons que l'observable  $p$  n'est pas corrélé à l'estimateur de la vitesse radiale propre de la galaxie. L'existence d'une corrélation entre ces deux variables implique donc que la valeur des paramètres de calibration utilisés est incorrecte. Par l'intermédiaire de cette approche de corrélation nulle, je propose section 3 une nouvelle technique qui permet de calibrer la pente de la relation TF en utilisant les galaxies demeurant dans le champ.

## 2 Test sur les paramètres de calibration

Lorsque la relation de Tully-Fisher Directe (DTF) est utilisée, l'estimateur  $\tilde{r}$  de la distance d'une galaxie pour laquelle  $m$ ,  $p$  et  $z$  sont mesurés s'exprime (voir par exemple [6], [13]) :

$$\tilde{r} = \exp[\alpha(m - a^D p - b^D - 25)] \exp\left[\frac{7}{2}\alpha^2 \sigma_D^2\right] \quad (1)$$

où  $\alpha = \frac{\ln 10}{5}$ ;  $a^D$ ,  $b^D$  et  $\sigma_D$  sont la pente, le point-zéro et la dispersion intrinsèque de la relation DTF; et  $\exp\left[\frac{7}{2}\alpha^2 \sigma_D^2\right]$  rend compte d'une correction en volume sous l'hypothèse que les galaxies sont uniformément distribuées dans l'espace. L'estimateur  $\tilde{v}$  de la vitesse radiale propre s'exprime :

$$\tilde{v} = cz - H_0 \tilde{r} = cz - B \exp[\alpha(m - a^D p)] \exp\left[\frac{7}{2}\alpha^2 \sigma_D^2\right] \quad (2)$$

où la constante de Hubble  $H_0$  et  $b^D$  se fondent pour former le paramètre  $B = H_0 \exp[\alpha(-b^D - 25)]$  et  $c$  la vitesse de la lumière. La densité de probabilité d'une galaxie de l'échantillon s'exprime :

$$dP = \frac{1}{A} \phi_m(m) \phi_p(p) f_p(p) dp g(\zeta) d\zeta h(\mu) d\mu f_v(v; \mathbf{x}) dv \quad (3)$$

où  $A$  est le facteur de normalisation;  $\phi_m$  et  $\phi_p$  les fonctions de sélection en observation en  $m$  et  $p$ ;  $f_p(p)$  la vraie distribution des  $p$ ;  $\zeta = M - a^D p - b^D$  la variable aléatoire de moyenne nulle et d'écart-type  $\sigma_D$  qui rend compte de la dispersion de la relation DTF;  $\mu = m - M = 5 \log_{10} r - 25$  le module de distance;  $h(\mu)$  la distribution spatiale des sources le long de la ligne-de-visée; et  $f_v(v; \mathbf{x})$  la distribution de la vitesse radiale propre  $v$ , qui est fonction de la position spatiale  $\mathbf{x}$  de la galaxie. Par la suite, nous posons les trois hypothèses suivantes :

- $\mathcal{H}1$ ) Les galaxies sont uniformément réparties dans l'espace (i.e.  $h(\mu) = \exp[3\alpha\mu]$ ).
- $\mathcal{H}2$ ) La vitesse radiale propre  $v$  ne dépend pas de la position  $\mathbf{x}$  de la galaxie considérée (par exemple  $f_v(v; \mathbf{x}) = g_G(v; 0, \sigma_v)$  est une distribution gaussienne centrée sur 0 et de dispersion des vitesses  $\sigma_v$ ).
- $\mathcal{H}3$ ) Les valeurs des paramètres de calibration  $a^D$  et  $B$  entrant en jeu dans l'estimateur  $\tilde{v}$  de l'Eq. (2) sont correctes.

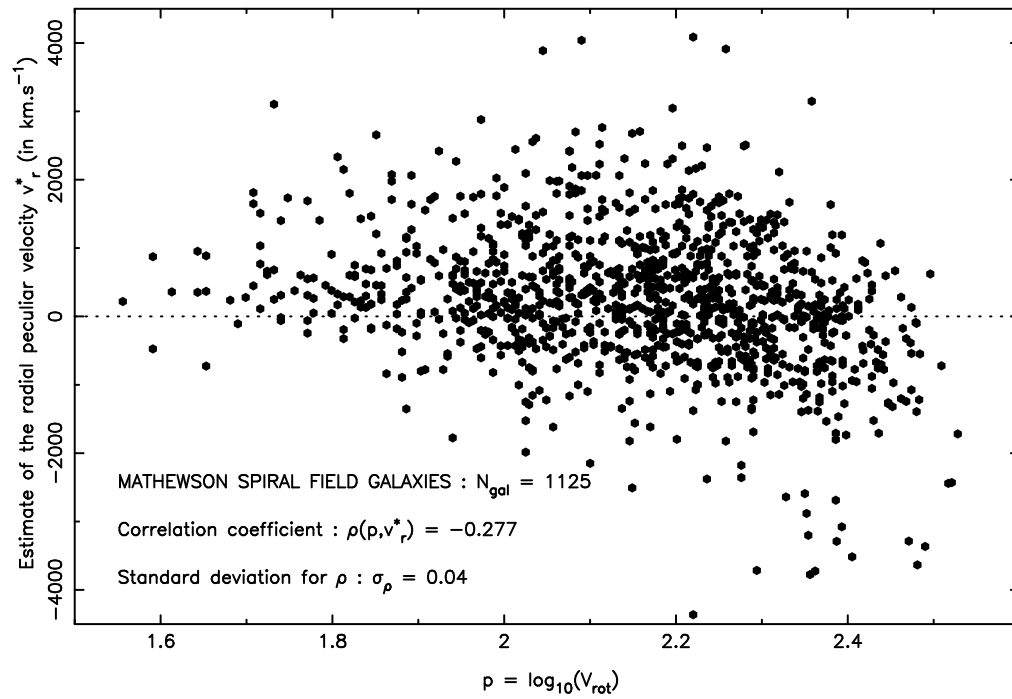


Figure 1: Corrélation entre  $p$  et les estimations des vitesses radiales propres fournies par les auteurs  $\tilde{v} \equiv v_r^*$  pour le catalogue de galaxies spirales dans le champ de Mathewson et *al.* et pour les elliptiques dans le champ du catalogue MARKII.

$\rho(p, \tilde{v})$	Mathewson spirales	MARKII elliptiques
Pas de flot	$-0.277 \pm 0.04$	$-0.310 \pm 0.11$
GA flot	$-0.171 \pm 0.04$	$-0.215 \pm 0.11$
Flot constant	$-0.284 \pm 0.04$	$-0.273 \pm 0.11$

Table 1: Coefficient de corrélation  $\rho(p, \tilde{v})$  après avoir soustrait aux vitesses radiales observées  $v_r = cz$  des catalogues : (1) pas de flot, (2) un modèle de "Grand Attracteur" de Bertschinger et *al.* [2], (3) un flot constant dans la direction ( $l_G = 310$ ,  $b_G = 20$ ) et d'amplitude  $V_{\text{Bulk}} = 500 \text{ km.s}^{-1}$ . Les barres d'erreurs pour  $\rho$  sont estimées à partir de simulations numériques avec  $\sigma_v = 500 \text{ km.s}^{-1}$ .

Sous ces trois hypothèses, il est montré dans [12] que les observables  $p$  et  $\tilde{v}$  ne sont pas corrélés :

$$\rho(p, \tilde{v}) = 0 \quad (4)$$

Cette corrélation entre  $p$  et  $\tilde{v}$  est calculée pour deux catalogues standards de vitesses radiales propres estimées. Le catalogue de Mathewson et *al.* [7] de galaxies spirales dans le champ, pour lequel  $a^{\text{MAT}} = -7.96$  a été calibré par les auteurs dans l'amas de Fornax (14 galaxies),  $B^{\text{MAT}} = 3.903 \cdot 10^{-3}$  en supposant une distance de  $1340 \text{ km.s}^{-1}$  pour Fornax (avec  $H_0 = 85 \text{ km.s}^{-1}.\text{Mpc}^{-1}$ ), et  $\sigma_D = 0.32$ . Le second échantillon est composé des elliptiques dans le champ du catalogue MARKII (voir [6]), où  $a^{\text{BUR}} = -5x = -6. \pm 0.5$  est obtenu par les auteurs en utilisant un échantillon composite d'amas,  $B^{\text{BUR}} = 6.46 \cdot 10^{-3}$  en affectant une vitesse radiale propre de  $-260 \text{ km.s}^{-1}$  à l'amas de Coma, et  $\sigma_D = 0.456$  (ici, la magnitude apparente s'exprime  $m = -5 \log D_n + 18$ ). La Figure 1 montre la corrélation entre  $p$  et  $\tilde{v}$ , la vitesse radiale propre estimée par les auteurs. Cette corrélation s'avère être significative pour les deux échantillons. Ceci implique qu'au moins une des trois hypothèses ci-dessus n'est pas vérifiée par ces échantillons.  $\mathcal{H}1$  apparaît comme une hypothèse raisonnable du fait que le test est appliqué à des galaxies qui demeurent dans le champ. En revanche, la présence éventuelle d'un flot de vitesse cohérent à grande échelle violerait  $\mathcal{H}2$  et corrélérerait les observables  $p$  et  $\tilde{v}$ . Ce type d'effets est analysé Table 1, où des modèles de flots à grande échelle ont été soustraits, ceci dans le but de restaurer l'hypothèse  $\mathcal{H}2$ <sup>1</sup>. Même après soustraction de ces flots, les corrélations restent encore significatives. Ceci suggère que les deux catalogues testés souffrent d'un problème de calibration.

### 3 Calibration dans le champ

A ce stade, l'approche de corrélation nulle (NCA) ne sépare pas les erreurs de calibration dues à une mauvaise valeur de la pente  $a^D$  ou du point-zéro  $B$ . Un tel objectif peut être atteint en introduisant l'observable  $X$ , indépendant du point-zéro  $B$  :

$$X = \alpha(m - a^D p) - \ln cz \quad (5)$$

Sous les hypothèses  $\mathcal{H}1$ ,  $\mathcal{H}2$  et  $\mathcal{H}3$ , il est montré dans [12] que  $p$  et  $X$  sont faiblement corrélés :

$$\rho(p, X) = 0 + \Delta\rho \quad (6)$$

où  $\Delta\rho$  est un biais de faible amplitude qui peut être estimé numériquement. Cette approche corrélation nulle nous fournit ainsi une nouvelle technique pour calibrer la pente  $a^D$  de la rela-

<sup>1</sup>Notez cependant que ces modèles de champ de vitesses que l'on peut trouver dans la littérature sont déduits des catalogues de vitesses propres que nous sommes en train de tester.

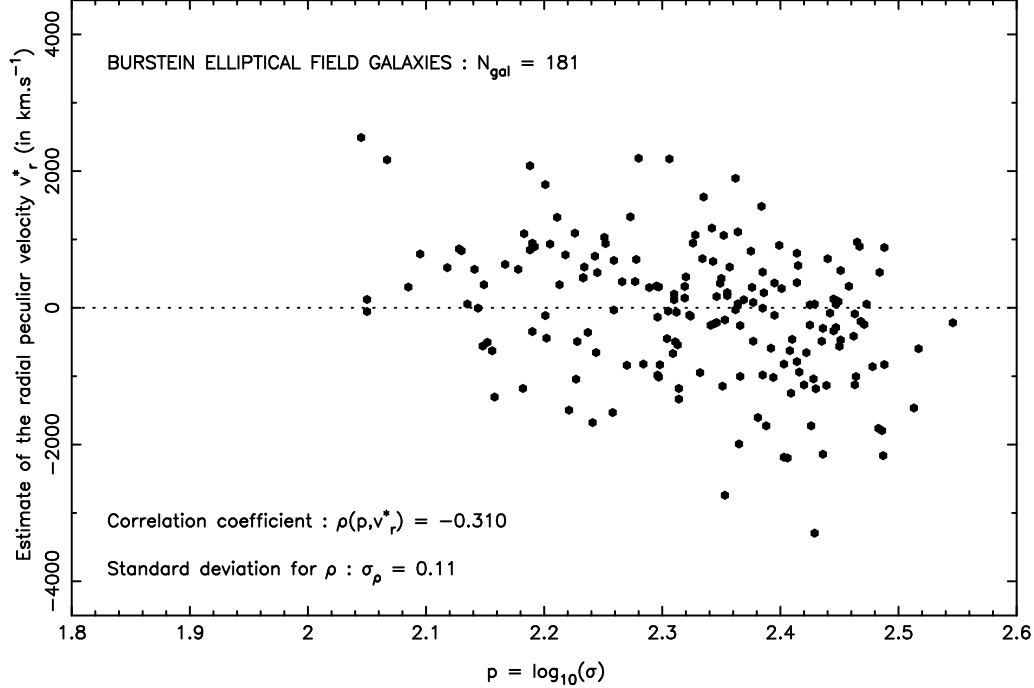


Figure 2: Corrélation entre  $p$  et l'observable  $X^{\text{BUR}} = \alpha(m - a^{\text{BUR}}p) - \ln cz$  pour les elliptiques dans le champ du catalogue MARKII.

tion de Tully-Fisher Directe en utilisant des galaxies de champ. L'estimateur NCA de la pente  $a^D$ ,  $a_{\text{NCA}}^D$  s'exprime :

$$a_{\text{NCA}}^D = a^{\text{NCA}} - \Delta a \quad (7)$$

avec  $a^{\text{NCA}}$  tel que  $\rho[p, X = \alpha(m - a^{\text{NCA}}p) - \ln cz] = 0$  et  $\Delta a$  un petit biais associé à  $\Delta\rho$ . À cause de l'hypothèse  $\mathcal{H}2$ , il est possible que l'estimateur  $a_{\text{NCA}}^D$  soit biaisé par la présence d'un champ de vitesses cohérent à grande échelle. En revanche, il est montré dans [12] que  $a_{\text{NCA}}^D$  ne dépend ni de la forme des fonctions de sélection  $\phi_m(m)$  et  $\phi_p(p)$ , ni de la fonction de distribution  $f_p(p)$ . Cette nouvelle méthode de calibration représente donc une alternative intéressante à la méthode de calibration dans les amas qui est très sensible à la forme de la fonction de luminosité ainsi qu'aux effets de sélection en  $m$  et  $p$ . De plus, la calibration dans le champ nous offre la possibilité d'augmenter la taille de l'échantillon et ainsi d'améliorer la précision sur l'estimateur de la pente.

La Figure 2 illustre la corrélation entre  $p$  et  $X^{\text{BUR}}$ . La Table 2 résume les résultats de l'approche corrélation nulle. Même après avoir soustrait les deux flots à grande échelle, les pentes NCA diffèrent significativement des pentes calibrées par les auteurs dans les amas. Il est important de souligner de telles différences. En effet, une mauvaise calibration de la pente  $a^D$  est susceptible de créer un champ de vitesses propres fictif cohérent à grande échelle.

	Mathewson spirales	MARKII elliptiques
Calibration des auteurs dans les amas		
	$-7.96 \pm ?$	$-6. \pm 0.5$
Calibration dans le champ par NCA		
Pas de flot	$-6.20 \pm 0.13$	$-4.08 \pm 0.54$
GA flot	$-6.64 \pm 0.13$	$-4.79 \pm 0.54$
Flot constant	$-6.44 \pm 0.13$	$-4.47 \pm 0.54$

Table 2: Calibration de la pente  $a^D$  de la relation DTF dans le champ et dans les amas. Les estimateurs NCA  $a_{NCA}^D$  sont donnés en soustrayant des vitesses radiales observées  $v_r = cz$  des catalogues : (1) pas de flot, (2) le GA flot, (3) un flot constant (voir Table 1).  $\Delta a = -0.14$  pour les spirales de Mathewson,  $\Delta a = -0.13$  pour les elliptiques du MARKII.

## References

- [1] Aaronson M., Bothun G., Mould J., Huchra J., Schommer R. A. and Cornell M. E., 1986, ApJ 258, 64
- [2] Bertschinger E. and Juskiewicz R., 1988, ApJ Letters 334, L59
- [3] Bertschinger E., Dekel A., Faber S. M. and Burstein D., 1990, ApJ 364, 370
- [4] Dekel A., 1994, Ann. Rev. A&A 32, 371
- [5] Faber S. M. and Jackson R., 1976, ApJ 204, 668
- [6] Lynden-Bell D., Dressler A., Burstein D., Davies R. L., Faber S. M., Terlevich R. J. and Wegner G., 1988, ApJ 326, 19
- [7] Mathewson D. S., Ford V. L. and Buchhorn M., 1992, ApJ Supp. Series 81, 413
- [8] Newsam A. M., Simmons J. F. L. and Hendry M. A., 1995, A&A 294, 627
- [9] Rauzy S., Lachièze-Rey M. and Henriksen R. N., 1992, A&A 256, 1
- [10] Rauzy S., Lachièze-Rey M. and Henriksen R. N., 1995, Inverse Problems 11, 765 (astro-ph/9510017)
- [11] Rauzy S. and Triay R., 1996, A&A in press (astro-ph/9510020)
- [12] Rauzy S., Triay R. and Hendry M. A., in preparation
- [13] Triay R., Lachièze-Rey M. and Rauzy S., 1994, A&A 289, 19
- [14] Tully R. B. and Fisher J. R., 1977, A&A 54, 661