Zeitschrift: Revue de linguistique romane
Herausgeber: Société de Linguistique Romane
Band: 74 (2010)
Heft: 293-294

Artikel: L'infixe verbal -ID(I)- dans les variétés du ladin dolomitique : analyse socio- et géolinguistique
Autor: Meul, Claire
DOI: https://doi.org/10.5169/seals-781693

Nutzungsbedingungen
Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Siehe Rechtliche Hinweise.

Conditions d'utilisation
L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. Voir Informations légales.

Terms of use
The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. See Legal notice.

Download PDF: 15.05.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, https://www.e-periodica.ch

L'infixe verbal -ID(I)- dans les variétés du ladin dolomitique. Analyse socio- et géolinguistique

0. Introduction *

Le paradigme verbal roman est marqué par la présence de deux survivances latines, à savoir les infixes[1] *-I/ESC-* et *-IDI-*, qui remplissent une double fonction :

(1) on les rencontre sous forme de morphèmes flexionnels, se limitant à certains sous-ensembles du paradigme, respectivement de verbes de la quatrième (< lat. *-ĪRE* ~ *-I/ESC-*) et de la première (< lat. *-ARE* ~ *-IDI-*) conjugaison ;

(2) on les retrouve en tant que morphèmes dérivationnels, qui ne sont pas soumis à des restrictions paradigmatiques et qui, par conséquent, se manifestent dans le paradigme verbal entier.

Dans le premier groupe nous pouvons ranger, parmi d'autres, l'infixe italien *-isc-* qui se limite aux formes rhizotoniques (ind.prés./subj.prés. 1, 2, 3, 6) du paradigme (ind.prés. 1. *fin-isc-o*, 2. *fin-isc-i*, 3. *fin-isc-e*, 4. *finiamo*, 5. *finite*,

---

* Je tiens à remercier vivement toutes les personnes – linguistes et/ou locuteurs du ladin – qui ont, avec générosité et engagement, collaboré à cette recherche. Nos remerciements s'adressent spécialement à Mme Daria Valentin (Istitut Ladin « Micurà de Rü »), à M. Paul Videsott (Libera Università di Bolzano), à Mmes Nadia Chiocchetti (Istitut Cultural Ladin « Majon di Fascegn ») et Milva Mussner (Istitut Ladin « Micurà de Rü »), à M. Moreno Kerer (Istitut Cultural Ladin « Cesa de Jan ») et à Mme Elsa Zardini (Union de i Ladis de Anpezo), à M. Pierre Swiggers et à Mme Béatrice Lamiroy (Katholieke Universiteit Leuven). Sans leurs conseils, encouragements, enthousiasme et compétences linguistiques et scientifiques, cette recherche n'aurait pas pu être réalisée.

[1] Dans la suite de cette contribution, nous adopterons le terme 'infixe', bien qu'il convienne de préciser qu'il s'agit d'un choix terminologique plutôt arbitraire et, dans un certains sens, même impropre, étant donné que l'étiquette 'infixe' s'applique habituellement aux consonnes insérées à l'intérieur des racines verbales (cf. les nasales infixées /m/ et /n/ dans les indicatifs présents latins *RU-M-PĔRE* "casser" et *VI-N-CĔRE* "gagner", s'opposant aux parfaits non-infixés *RUPI* et *VICI*). D'autres termes qui sont en usage pour référer à notre objet d'étude sont 'suffixe', 'affixe', 'interfixe' (cf. Malkiel 1958 et 1973-1974), et 'augment' (Maiden 2003, 2005a/b). Précisons que c'est surtout par conformité avec la tradition suivie par les grammaires historiques romanes (Meyer-Lübke 1974, Tekavčić 1972, Rohlfs 1966-1969 utilisent 'infixe' dans ce contexte) que nous avons opté pour ce dernier terme.

6. *fin-isc-ono*), ainsi que l'infixe français *-iss-*, qui apparaît dans les formes de l'indicatif (*nous fin-iss-ons*) et du subjonctif présents (*que je fin-iss-e*), et dans l'indicatif imparfait (*il fin-iss-ait*), mais qui, par contre, ne se manifeste pas dans le futur (*je finirai*) et dans le conditionnel (*je finirais*), ni dans les temps du parfait (*nous finîmes*). Au deuxième groupe appartiennent, entre autres, l'infixe espagnol/portugais *-ec-* (< *-I/ESC*), constituant de verbes de la deuxième conjugaison en *-er* (*obed-ec-er* "obéir", *pad-ec-er* "souffrir") et l'infixe italien *-eggi-* (< *-IDI*), constituant de certains verbes de la première conjugaison en *-are* (*drap-eggi-are* "draper", *dan-eggi-are* "nuire").

Tandis qu'autour de l'évolution de l'infixe *-I/ESC-* il s'est construit un riche répertoire d'études[2], le sort de l'infixe *-ID(I)-* dans la morphologie verbale romane a plus été traité 'en parent pauvre' que son homologue *-I/ESC-*[3]. Dans la présente contribution, nous nous proposons d'approfondir la recherche sur le destin de *-ID(I)-*, tout en nous concentrant sur son fonctionnement flexionnel (cf. *supra*, groupe (1)) dans les variétés du ladin dolomitique. Plus particulièrement, nous examinerons le rôle joué par des facteurs *sociaux* et *géolinguistiques* dans le mécanisme de l'insertion de l'infixe dans les verbes ladins de la première conjugaison[4].

1. Origines historiques de l'infixe verbal -ID(I)- et son évolution dans les langues romanes

Il est communément accepté que les origines phonétiques de l'infixe verbal tel qu'il apparaît de nos jours dans la première conjugaison du ladin dolomitique et dans de nombreux autres idiomes romans résident dans le suffixe dérivationnel latin *-ID(I)-* [idj] (< grec *-íζ-*[5]) : *CATOMIDIĀRE* "tabasser" (< *κατωμίζω*),

---

2 Cf., parmi d'autres, Maurer (1951), Blaylock (1975), les thèses doctorales d'Allen (1980) et de Di Fabio (1990), et deux contributions du très regretté Zamboni (1982/1983 et 1983).

3 Cf. jusqu'à présent uniquement Mussafia (1883), Zamboni (1980/1981), Meul (2007 et 2009), Meul & Swiggers (2009).

4 Le présent article constitue un approfondissement d'un aspect (de la morphologie verbale ladine) qui sera traité également, mais de façon plus succincte, dans ma thèse de doctorat (intitulée « The morphological change of linguistic 'left-overs' : case-study of the evolution of the Latin infixes *-I/ESC-* and *-ID(I)-* in Romance verbal morphology », et dont la soutenance est prévue au cours de l'année universitaire 2010-2011).

5 Le segment grec *-íζ-* a été adopté en latin classique d'abord en tant que *-ISS-* (cf. *GRAECISSO, MOECHISSO, PURPURISSO*, etc.), puis réintroduit sous la double forme *-IZ-ĀRE/-IDI-ĀRE* (*BAPTIZĀRE* ~ *BAPTIDIĀRE*). La graphie *-IDI-ARE* est rare et elle est considérée comme reflétant une prononciation appartenant à la langue populaire. Plus précisément, elle serait à attribuer à la confusion phonétique entre *-Z-* (originellement [(d)z]) et *-DI-* (originellement [dj]) (en témoignent les nombreuses confusions

LACTIDIĀRE "donner des coups de pieds" (< *λακτίζω*), *GARGARIDIĀRE* "(se) gargariser" (< *γαργαρίζω*), *JŪDAIDIĀRE* (< *JUDOEUS*) "suivre la loi judaïque"[6].

Comme nous venons de le dire, d'une part, le segment verbal latin *-ID(I)-* se maintient, dans toutes les langues romanes modernes, en tant que formant dérivationnel, générant pour la plupart des verbes à aspect itératif (intensif, fréquentatif) et se manifestant dans toutes les formes du paradigme verbal: esp. *guerrear, flamear*, port. *guerrear, flamejar*, it. *guereggiare, fiammeggiare*, fr. *guerroyer, flamboyer*, prov. *guerreiar, flameiar* (cf. Tekavčić 1972, vol.III, 118), ladin (variété fassane-cazet) *verdejèr* "verdoyer", (variété gardenaise) *manejé* "manier". D'autre part, en roumain, en ladin dolomitique et dans de nombreux dialectes italiens, le segment en question a acquis, outre sa fonction dérivationnelle, une fonction flexionnelle, se limitant aux formes rhizotoniques (ind.prés./subj.prés. 1, 2, 3, 6) du paradigme de certains verbes de la première conjugaison:

Ladin (badiot)[7]		Roumain	
amiré "admirer"		*a lucra* "travailler"	
Ind.prés.	Subj.prés.	Ind.prés.	Subj.prés.
1 amir-ëi-i	1 amir-ëi-es	1 lucr-ez	1 lucr-ez
2 amir-ëi-es	2 amir-ëi-es	2 lucr-ez-i	2 lucr-ez-i
3 amir-ëi-a	3 amir-ëi-es	3 lucr-eaz-ă	3 lucr-ez-e
4 amirun	4 amirunse	4 lucrăm	4 lucrăm
5 amirëis	5 amirëise	5 lucraţi	5 lucraţi
6 amir-ëi-a	6 amir-ëi-es	6 lucr-eaz-ă	6 lucr-ez-e

Ill. 1 – La conjugaison à infixe en ladin (badiot) et en roumain.

graphiques: *ZABOLUS, ZETA, OZE* au lieu de *DIABOLUS, DIETA, ODIE*, et, inversement, *ORIDIA* au lieu de *ORYZA*) (cf. Väänänen 1967, 54-55, Sturtevant 1940, 176).

6 Cf. Job (1893, 357), Leumann (1948, 371-377), Rohlfs (1966-1969, vol.II, 244; vol. III, 465-466), Tekavčić (1972, vol.II, 443; vol.III, 118), Wilkinson (2000, 163). Pour des opinions alternatives sur les origines phonétiques de l'infixe en ladin, cf. Mussafia (1883), Gartner (1883, 127) et Elwert (1943, 144). Les auteurs en question prétendent que l'infixe ladin remonterait aux séquences latines *-IC-ARE, -ILI-ĀRE, -IG-ĀRE* plutôt qu'à *-IDI-ĀRE*. Cependant, bien que cette proposition soit acceptable pour ce qui concerne la forme de l'infixe en ladin dolomitique, elle ne saurait rendre compte des aboutissements phonétiques que l'infixe peut présenter dans les autres variétés romanes. Ainsi, l'infixe roumain *-ez-* ne peut pas provenir phonétiquement de *-IC-*, *-ILI-* ou *-IG-*. Cf. à ce propos Kramer (1976-1977, vol.I, 68): « Elwerts Versuch [...] ist im Hinblick auf die Formen in den anderen romanischen Idiomen, wo diese rein lautliche Erklärung nicht möglich ist, abzulehnen ».

7 Dans les variétés du ladin dolomitique, les pronoms personnels précèdent normalement les formes verbales. Toutefois, afin de simplifier, nous n'avons pas intégré les pronoms personnels dans les tableaux.

Afin d'expliquer cette innovation positionnelle de l'infixe à l'intérieur du paradigme verbal, on présume l'existence proto-romane d'une flexion du type (prés.ind.) :

1 sg. **VINDIC-ÍDI-O* > **VINDIC-ÉJ-O*

2 sg. **VINDIC-ÍDI-AS* >**VINDIC-ÉJ-AS*

3 sg. **VINDIC-ÍDI-AT* > **VINDIC-ÉJ-AT*

1 pl. *VINDICĀMUS*

2 pl. *VINDICĀTIS*

3 pl. **VINDIC-ÍDI-ANT* >**VINDIC-ÉJ-ANT* (cf. Rohlfs 1966-1969, vol. II, 244-245)[8]

Tandis que la fonction dérivationnelle de l'infixe peut être considérée comme étant 'pan-romane', son application en tant que morphème flexionnel est moins répandue : à côté du roumain standard, nous retrouvons un tel usage de l'infixe dans de nombreux dialectes italiens :

> en abruzzais (*lacremejje* "(il) pleure"), en trévisan (*skaivéa* "(il) bruine/pleuvine"), en napolitain (*sturéja* "(il se) dépêche"), en ancien vénitien (*testimoniéa* "(il) témoigne"), en istriote (*brontoléa* "(il) grogne"), en corse (*puzzinéghja* "(il) pue"), et dans la variété gallurese de la Sardaigne (*itturudeġġa* "(il) éternue") (Zamboni 1980-1981, 171-185)[9].

En ce qui concerne le frioulan, l'infixe connaît une certaine vitalité, mais uniquement dans les zones occidentales du Frioul, limitrophes du Veneto et du Cadore (cf. par ex. à Erto *brontolèa* "il grogne", Zamboni 1980-1981, 183). Quant au ladin dolomitique, l'infixe est connu dans toutes ses variétés, y inclus les dialectes péri-ladins, à savoir le cadorino (par ex. *tempestéa* "il fait

---

[8] Précisons qu'en ladin, en frioulan, en vénitien et en istrien, le résultat de l'évolution phonétique régulière de la séquence intervocalique [dj] est une affriquée ou une fricative, le plus souvent [(d)z] (cf. Rohlfs 1966-1969, vol. III, 392-393) : par ex. **MEDJU* > ladin *méts*, frioulan *mes*, vénitien *méso*, istrien *mezo*. Toutefois, la forme phonétique [e(j)] de l'infixe n'est pas une forme isolée – elle peut être associée au développement de *HODIE* (Maiden 2003, 27 : « [...] what is striking is that in north-eastern Italy *-edj-* behaves with respect to this anomaly just like an autonomous lexical item (*hodie*) »), pour lequel on trouve, dans les zones concernées, plutôt [j] que [(d)z] : **HINC HODJE* > ladin (gard.) *ncuéi* (Kramer 1976-1977, vol. I, 166), frioulan *uéj* (Marchetti 1967, 53).

[9] En végliote (i.e., le dialecte éteint de l'île de Veglia), l'infixe se manifestait non seulement dans la première conjugaison (*sperájo*), mais s'était étendu aussi à d'autres conjugaisons : ind.prés. 1. conj. II *potájo* "je peux", conj. III *sielgájo* "je choisis", conj. IV *venájo* "je viens", *tossájo* "je tousse") (Mussafia 1883, 19-20, Bartoli 1906, 390-391). Précisons encore que, dans les dialectes romanches de la Suisse (Graubünden), on n'utilise pas l'infixe *-IDI-* dans la première conjugaison, mais plutôt l'infixe *-esch-* (< lat. *-I/ESC-*), caractéristique de la quatrième conjugaison (*abitescha* "(il) habite", *alimentescha* "(il) alimente" (Pallioppi 1968, 27-35).

de l'orage", *tonéa* "il y a du tonnerre", *nevéa* "il neige" à Vodo) et le comelichese (*tampestèje* "il fait de l'orage" à Padola, *runćeia* "(il) ronfle", *maiusléia* "il neige légèrement" à Candide et à Casamazzagno) (Tagliavini 1926, 73-74).

Contrairement à l'infixe *-I/ESC-*, dont les vestiges romans ont été imbriqués dans de nombreux types de configurations intra-paradigmatiques (cf. Maiden 2003, Meul 2009), la distribution de l'infixe *-ID(I)-* à l'intérieur du paradigme verbal s'avère constante à travers les différentes variétés romanes qui en font usage, selon le modèle suivant : l'insertion de l'infixe dans les formes rhizotoniques (ind./subj.prés. 1, 2, 3, 6) du paradigme verbal *vs.* l'absence de l'infixe dans le reste du paradigme[10]. Traditionnellement on se réfère à des facteurs phonologiques pour expliquer cette distribution intra-paradigmatique de l'infixe : l'insertion d'un segment tonique 'stabilise' la position de l'accent sur la terminaison[11] et protège ainsi le radical contre des changements vocaliques (surtout la diphtongaison)[12] ; cf. à ce propos, Gartner dans sa *Raetoromanische Grammatik* :

> « Eine Konjugation ohne Tonwechsel stellt an die Kenntnis des betonten Stammvokals weniger Anforderungen an das Gedächtnis des Sprechenden ; sie ist bei neuen und bei fremden Verben ein erwünschtes Auskunftsmittel, daher vorzüglich bei denselben in Übung » (1883, 127).

Dans cette perspective, on peut comparer les verbes ladins (dialecte badiot) présentés dans le tableau 2 de la page 66.

---

[10] Sauf dans certaines variétés du corse, où cette bipartition (formes rhizotoniques avec infixe *vs.* formes arhizotoniques sans infixe) est troublée, l'infixe s'étant étendu à la première et à la deuxième personne du subjonctif présent, mais non pas de l'indicatif présent (cf. Yvia-Croce 1979, 80-81).

[11] Cf. Tekavčić (1972, vol. II, 335-337, 434-444), Meyer-Lübke (1974, 268-269), Rudes (1980), Anderson (2008, 16-17), Gartner (1883, 127).

[12] Maiden (2003, 2005a/b) propose une explication alternative, basée sur l'attirance 'morphomique' d'un modèle récurrent dans la morphologie verbale romane, à savoir l'occurrence de deux radicaux phonétiquement différents : un radical tonique (ind. prés./subj.prés. 1, 2, 3, 6) en opposition avec un radical atone (dans le reste du paradigme). D'après Maiden, ce patron allomorphique, généré dans la transition du latin aux langues romanes par l'alternance phonologique de la voyelle radicale (par ex. en espagnol, *perder* : ind.prés./subj.prés. 1, 2, 3, 6 *pierd- vs. perd-* dans le reste du paradigme), aurait exercé une attirance sur la configuration intra-paradigmatique des infixes *-ID(I)-* et *-I/ESC-* dans les langues romanes. Cf. Maiden (2003, 6) : « As for the augment's paradigmatic distribution, this will prove to be the tip of a much larger morphological iceberg, whereby a certain recurrent but idiosyncratic pattern of allomorphy in the Romance verb system serves as an 'attractor' for the redistribution of a wide array of paradigmatic alternants, of which the augment is merely one » (cf. Meul 2010, pour une évaluation de cette hypothèse).

Infinitif	Ind.prés. 3		Infinitif	Ind.prés. 3
cenè [tʃə'nɛ:] "dîner"	*cëna* ['tʃana]		*cercenè* [tʃɛr'tʃənɛ:] "entourer"	*cercen-ëi-a* [tʃɛrtʃə'naja]
laurè [law'rɛ:] "travailler"	*laora* [la'ora]	*vs.* verbe à infixe	*colaurè* [kolaw'rɛ:] "collaborer"	*colaur-ëi-a* [kolaw'raja]
ausé [aw'ze:] "habituer"	*aüsa* [a'yza]		*refusé* [refu'ze:] "refuser"	*refus-ëi-a* [refu'zaja]
comedè [kumə'dɛ:] "changer, améliorer"	*comöda* [kum'øda]		*runcedè* [runtʃə'dɛ:] "ronfler"	*runced-ëi-a* [runtʃə'daja]

Ill. 2 – Allomorphie radicale *vs.* insertion de l'infixe.

Les exemples présentés dans le tableau [2] montrent que, du point de vue morpho-phonologique, l'insertion de l'infixe tonique *-ëi-* simplifie en quelque sorte la conjugaison des verbes : le radical verbal est libéré de l'accent et, par conséquent, ne subit pas de modifications par rapport au radical tel qu'il se présente dans les formes arhizotoniques du paradigme (comparez par ex. avec un verbe tel que *cenè*, qui est conjugué sans infixe : le radical tonique ind. prés.3. ['tʃan-] ≠ le radical atone [tʃən-]). Ou, en d'autres termes encore, l'infixe 'empêche' l'alternance de la voyelle radicale, ce qui augmente la transparence du paradigme verbal.

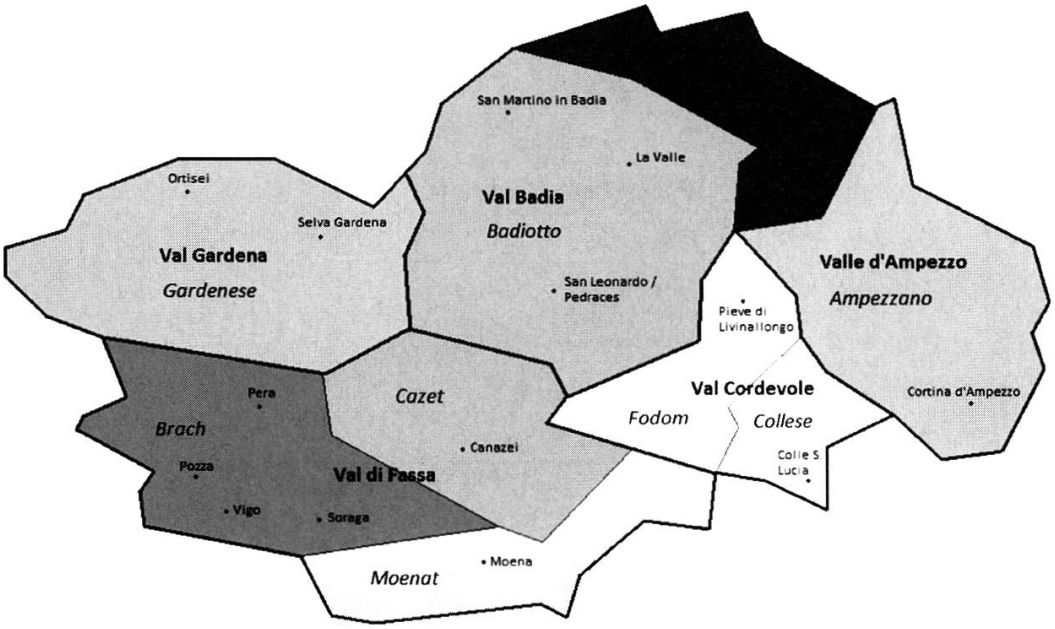
En dépit de ses présumés avantages morpho-phonologiques décrits ci-dessus, il s'agit d'un phénomène qui est loin d'être lexicalement généralisé dans les variétés ladines : nombreux sont les verbes de la première conjugaison qui échappent à l'insertion de l'infixe ou qui peuvent être conjugués avec ou sans l'infixe. Dans ce qui suit, nous nous demanderons dans quelle mesure des facteurs sociaux et géolinguistiques interviennent dans ce mécanisme d'infixation verbale.

2. Méthodologie et description de la recherche

Afin d'obtenir une idée sur les principes linguistiques et sociologiques qui (co-)déterminent si un verbe donné reçoit ou ne reçoit pas l'infixe dans les formes rhizotoniques de son paradigme, nous avons proposé un questionnaire contenant à peu près 140 verbes de la première conjugaison à 77 locuteurs ladins.[13] Les informateurs étaient invités à nous donner la troisième personne de l'indicatif présent, qui est, comme nous venons de le voir, une forme sen-

[13] L'enquête a été effectuée durant cinq semaines, du 12/07/2008 au 16/08/2008.

sible à la présence de l'infixe (cf. *supra*, tableau [1]). Le réseau d'enquête comprenait treize villages, dispersés sur cinq vallées montagnardes, et examine neuf variétés dialectales, à savoir le *badiot* parlé dans la partie méridionale du Val Badia ; le *marebban* parlé dans la partie septentrionale du Val Badia ; le *gardenais* parlé dans le Val Gardena ; le *fassan* (subdivisé dans les sous-dialectes *brach, cazet* et *moenat*) dans le Val di Fassa ; le *fodom* dans la partie occidentale (Livinallongo del Col di Lana) du Val Cordevole ; le *collais* (qui se rapproche du *ladino-agordino*) dans la partie orientale du Val Cordevole ; et, finalement, l'*ampezzan* parlé à (et dans les alentours de) Cortina d'Ampezzo[14] :



Ill.3 – Variétés ladines et villages enquêtés.

Nos 77 informateurs étaient répartis en trois fourchettes d'âge. Dans chaque village, nous avons interviewé une moyenne de six locuteurs, dont, idéalement[15], deux personnes entre 12 et 30 ans, deux entre 31 et 50 ans et deux locuteurs de plus de 50 ans. Ce n'est que pour les dialectes badiot, marebban et gardenais que nous avons pris en compte plusieurs villages ; quant aux autres variétés ladines, on n'a enquêté que dans une seule localité. En outre,

[14] Les dialectes parlés à Colle Santa Lucia (collais) et à Cortina d'Ampezzo (ampezzan) sont à considérer comme des variétés plus périphériques (i.e., des dialectes de transition entre le ladin et les variétés vénètes). Le collais présente des affinités avec le fodom (ladin central) d'une part et les variétés péri-ladines de l'Agordino d'autre part. L'ampezzan de Cortina par contre tend déjà vers les dialectes péri-ladins du Cadore.

[15] Précisons que cette répartition a été respectée dans la mesure du possible! Comme il résulte du tableau [4], nous avons parfois interviewé plus/moins de deux locuteurs par fourchette d'âge et par village.

pour le dialecte brach (fassan) on n'a pas différencié entre les communes voisines de Pozza (Pera[16]) et Vigo[17] :

		Fourchettes d'âge		
Variétés ladines	Villages[18]	12-30 ans	31-50 ans	+50 ans
Badiot	San Leonardo	1	3	2
	San Martino in Badia	3	1	2
	La Valle	2	3	1
Marebban	San Vigilio	2	2	2
	Pieve di Marebbe	2	3	2
Gardenais	Ortisei	1	4	2
	Selva Gardena	2	2	3
Brach	Pozza/Pera/Vigo	1	3	2
Cazet	Canazei	2	2	1
Moenat	Moena	1	2	1
Fodom	Pieve di Livinallongo	2	0	4
Collais	Colle Santa Lucia	2	2	1
Ampezzan	Cortina d'Ampezzo	2	2	2
		TOTAL : 77 locuteurs		

Ill. 4 – 77 locuteurs regroupés en 9 dialectes, 13 villages et 3 fourchettes d'âge.

Les 141 verbes proposés aux locuteurs avaient été choisis en fonction de trois paramètres :

(1) l'origine étymologique (retracée à l'aide de l'*Etymologisches Wörterbuch des Dolomitenladinischen* de Kramer (1988-1999)) : afin d'obtenir une sélection étymologiquement équilibrée, nous avons réparti le corpus en *(i)* verbes 'indigènes' (hérités par voie directe du latin), *(ii)* verbes empruntés aux dialectes limitrophes (italiens et germaniques) et *(iii)* verbes néologiques ;

(2) la présence 'pan-dialectale' des verbes : afin d'obtenir neuf questionnaires *parallèles*, nous avons retenu surtout des verbes qui étaient connus dans les neuf variétés ladines examinées ;

(3) la fréquence et la vitalité des verbes : avant d'entamer l'enquête sur le terrain, nous avons présenté les listes constituées en fonction des critères (1)

[16] Pera est (depuis 1952) une subdivision de la commune de Pozza di Fassa.

[17] La sélection des villages a été basée en grande partie sur le réseau d'enquête de l'*ALD* (*Atlante linguistico del ladino dolomitico e dei dialetti limitrofi*).

[18] Précisons que nous avons adopté la toponymie italienne pour les noms des villages.

et (2) à un 'groupe de contrôle', formé de quelques locuteurs natifs du ladin, pour nous assurer que les verbes en question seraient effectivement connus et utilisés dans le langage quotidien[19]. Le corpus a été constitué sur la base des différents dictionnaires du ladin qui sont disponibles : Mischì (2001) pour le badiot, Videsott & Plangg (1998) pour le marebban, Forni (2003) pour le gardenais, De Rossi (1999) pour le brach (fassan), Mazzel (1995) pour le cazet (fassan), Dell'Antonio (1972) pour le moenat (fassan), Masarei (2005) pour le fodom, Colle e.a. (1997) pour l'ampezzan, Pallabazzer (1989) pour le collais.

Dans les trois tableaux ci-dessous nous présentons, pour les variétés ladines étudiées, le paradigme à infixe[20] du verbe *batolè* "bavarder" :

	Badiot		Marebban		Gardenais[21]	
	batolè		batolé		batulé	
	Pres.ind.	Pres.subj.	Pres.ind.	Pres.subj.	Pres.ind.	Pres.subj.
1	batol-ëi[aj][22]-i	batol-ëi-es	batol-ei[ej][23]-i	batol-ei-i	batul-ei[ej]-e	batul-ei-e
2	batol-ëi-es	batol-ëi-es	batol-ei-es	batol-ei-i	batul-ei-es	batul-ei-es
3	batol-ëi-a	batol-ëi-es	batol-ei-a	batol-ei-i	batul-e[e]-a	batul-ei-e
4	batolun	batolunse	batolun	batolunse	batulon	batulonse
5	batolëis	batolëise	batoleis	batoleise	batulëis	batuleise
6	batol-ëi-a	batol-ëi-es	batol-ei-a	batol-ei-i	batul-e-a	batul-ei-e

[19] Malgré notre objectif de constituer un corpus aussi homogène et pertinent que possible, il y a quand même certains verbes pour lesquels nous n'avons obtenu qu'un nombre très limité de réponses. Dans la plupart des cas, ceci est à attribuer au fait que ces verbes (souvent sur les conseils des locuteurs) n'ont été ajoutés que dans un stade plus tardif des enquêtes.

[20] Précisons toutefois que le verbe *batolè* peut aussi être conjugué sans l'infixe!

[21] En gardenais, l'infixe se présente comme *-e-* [e] si le radical se termine par une consonne et si la voyelle de la terminaison est *-a* (donc aux personnes 3 et 6 de l'indicatif présent). Lorsque la voyelle de terminaison n'est pas *-a* mais *-e*, l'infixe se transforme en *-ei-* [ej], pour des raisons phonétiques : tant dans la flexion nominale que verbale, entre un *-e-* tonique suivi d'un *-e* atone s'intercale une semi-voyelle notée *-i-* (par ex. sg. *kurea* "lacet en cuir", pl. *kureies* "lacets en cuir"). Lorsque le radical du verbe se termine par la voyelle *-i*, l'infixe est uniformément *-ei-* [ɐj] dans toutes les formes du paradigme ([ɐ] étant un son qui est un peu plus ouvert que [ə]), par ex. *arpi-ei-a* "(il) ratisse". (Mourin 1980, 586, Kramer 1976-1977, vol. I, 71-72).

[22] Le *-ë-* se prononce comme un *e* très ouvert, proche du *a*.

[23] Dans le dictionnaire du marebban (Videsott & Plangg 1998), l'infixe est noté *-ëi-*. Toutefois, on précise que la prononciation du *-ë-* n'est pas (plus) [a], mais plutôt [e] ou [ɛ] (cf. Videsott & Plangg 1998, 34). Lors des enquêtes, nous avons effectivement constaté qu'en marebban l'infixe se prononce [ej] (et non pas [aj] comme en badiot).

	Fassan (Cazet)[24]		Fodom	
	batolèr		batolé	
	Pres.ind.	Pres.subj.	Pres.ind.	Pres.subj.
1	batol-e[e]-e	batol-e-e	batol-ei[ej]-e	batol-ei-e
2	batol-e-es	batol-e-es	batol-ei-e	batol-ei-e
3	batol-e-a	batol-e-a	batol-ei-a	batol-ei-e
4	batolon	batolane	batolon	batolombe
5	batolède	batolède	batolei	batoleibe
6	batol-e-a	batol-e-e	batol-ei-a	batol-ei-e

	Ampezzan		Collais	
	batorà		batolà	
	Pres.ind.	Pres.subj.	Pres.ind.	Pres.subj.
1	bator-e[e]-o	bator-e-e	batol-e[ɛ:]-e	batol-e-e
2	bator-e-es	bator-e-es	batol-e-e	batol-e-e
3	bator-e-a	bator-e-e	batol-e-a	batol-e-a
4	batoron	batorone	batolon	batolone
5	batorà	batorade	batolé	batolesà
6	bator-e-a	bator-e-e	batol-e-a	batol-e-e

Ill. 5[1], 5[2] et 5[3] – Modèles de la conjugaison à infixe.

3. La distribution lexicale de l'infixe dans les dialectes ladins dolomitiques : quelques considérations générales

Comme nous l'avons déjà dit, en ladin dolomitique, l'insertion de l'infixe dans les formes rhizotoniques des verbes de la première conjugaison est loin d'être un phénomène généralisé. Des 141 verbes proposés, il n'y en avait que 16 (cela revient à env. 11 % du répertoire complet) qui se sont avérés sans exception (i.e., par *tous* nos informateurs, indépendamment de leur âge ou de leur dialecte) conjugués *sans* infixe. Inversement, il n'y avait que 2 verbes (env. 1 % du répertoire complet) qui ont été conjugués par *tous* les informateurs *avec*

[24] Dans les deux autres variétés fassanes, à savoir le brach et le moenat, l'infinitif se termine en *-àr* et non pas en *-èr* comme en cazet. Du reste, la constitution du paradigme de l'indicatif et du subjonctif présents coïncide avec ce qu'on trouve en cazet.

infixe (pour un aperçu[25] complet de ces verbes, cf. *infra*, annexe 1, pp. 104-5). Cela implique donc que, pour la plus grande partie de notre corpus, à savoir 123 verbes (env. 87 % du questionnaire), l'absence ou la présence de l'infixe n'était pas fixe et que, par conséquent, on a pu identifier les deux formes *avec* et/ou *sans* infixe. Cette 'duplicité' se situe à deux niveaux : (1) parfois les deux formes (*sans* et *avec* infixe) étaient produites par le même locuteur (variabilité 'intrapersonnelle') ; (2) parfois les deux formes (*sans* et *avec* infixe) du verbe étaient produites par des locuteurs différents, appartenant par exemple (mais pas nécessairement) à différentes fourchettes d'âge ou à un groupe dialectal différent (variabilité 'interpersonnelle'/'idiosyncrasique').

Parmi ces 123 verbes appartenant à la zone 'grise' où étaient admises les deux formes *sans* et *avec* infixe, on peut encore isoler 10 verbes conjugués par *presque* (on parle de plus de 95 %) tous les informateurs *sans* infixe et 5 verbes conjugués par *presque* (plus de 95 %) tous les informateurs *avec* infixe (cf. le *infra*, annexe 1, pp. 104-5). Pour ces 15 verbes, les réponses se situant dans la catégorie opposante (donc moins de 5 %) peuvent être considérées comme 'négligeables'/'fautives'. Ainsi, pour le verbe *mud-/müd-* "changer" un seul locuteur (gardenais, d'Ortisei, appartenant à la fourchette d'âge entre 31 et 50 ans) conjugue ce verbe *avec* infixe (prés.ind.3. **mud-ëi-a*), tandis que les 76 autres informateurs donnent invariablement la forme *sans* infixe (prés. ind. *muda/müda*). Inversement, pour *puzen-* "nettoyer", un seul informateur (moenat, appartenant à la fourchette d'âge entre 12 et 30 ans) donne la forme *sans* infixe (prés.ind. **puzena* [pu'tsena]/['putsena]), tandis que les 57 autres informateurs donnent invariablement le paradigme *avec* infixe (prés.ind.3. *puzen-ëi/ei/é-a*). Si on considère les 10 verbes en question comme étant toujours conjugués *sans* infixe et les 5 verbes en question comme étant toujours conjugués *avec* infixe, il reste 108 verbes dans la catégorie hybride '*sans/avec* infixe'.

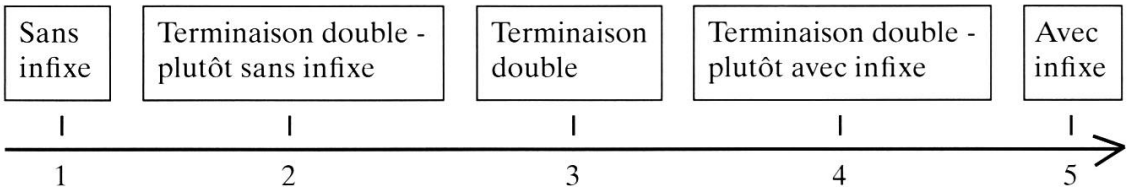
En général, il s'est avéré que les 108 verbes qui sont *sensibles* à l'insertion de l'infixe (sans qu'ils soient impérativement conjugués *avec* infixe) dans les formes rhizotoniques de leur paradigme sont caractérisés par (a) une étymologie non-indigène (des néologismes, tels que *film-* "filmer", *fotocopi-* "fotocopier", *program-* "programmer" ; des emprunts aux dialectes germaniques, tels que *ciauni-/ciaugn-/zaun-/ciugn-* "mâcher" < vieux haut-allemand *kiuwan* ; *tafl-* "couvrir de bois" < tirolais *täflen* ; des emprunts aux dialectes

[25] Pour des raisons pratiques, nous n'indiquons dans le répertoire proposé dans l'annexe 1 (pp. 104-5) que les radicaux des verbes en question. Cela vaudra également pour les renvois aux verbes dans le texte même. Les terminaisons de l'infinitif varient d'après les dialectes (cf. le tableau 5).

italiens septentrionaux (vénètes), tels que *davagn-/vadagn-* "gagner" < vénète *davagnar/vadagnar*[26]) et/ou (b) des radicaux polysyllabiques, souvent formés à l'aide de certains suffixes dérivationnels/évaluatifs (par ex. *pasc-ent-/pasci-ont-* "paître" < latin *PASCĔRE* + suffixe factitif *-ENT-ĀRE*; *sfrog-or-/sfrogh-er-/sfrig-ul-/sfreg-ol-/freg-or-* "fragmenter, éparpiller" < latin *FRICĀRE* + suffixe intensificateur *-UL-ĀRE*) (cf. Kramer 1988-1999). Ces deux critères de type 'intralinguistique' (étymologie et constitution syllabique des verbes) déterminent donc, de façon générale, si un verbe donné de la première conjugaison est oui ou non *susceptible* de recevoir l'infixe. Dans ce qui suit, nous vérifierons si le mécanisme de l'insertion de l'infixe peut également être défini en prenant en compte des variables sociales et géolinguistiques.

4. Données quantitatives de base

Pour le corpus de 141 verbes ladins de la première conjugaison, nous avons obtenu un total de 8215 réponses (i.e., le verbe conjugué à la troisième personne de l'indicatif présent). Nous avons assigné à ces réponses (ind.prés.3.) un chiffre, exprimant la relation par rapport à l'insertion de l'infixe sur une échelle allant de 1 à 5 : 1 = le locuteur admet, pour un verbe donné, uniquement la forme sans infixe ; 2 = le locuteur approuve les deux formes (sans/avec infixe) mais il a une préférence marquée pour la forme sans infixe ; 3 = le locuteur admet la double possibilité (sans/avec infixe) sans qu'il ait une préférence pour l'une des deux formes (les deux formes lui semblent donc autant correctes) ; 4 = le locuteur approuve les deux formes (sans/avec infixe), avec une prédilection pour la forme avec infixe ; 5 = le locuteur admet uniquement la forme avec infixe :



Ill. 6 – Echelle de la classification des réponses.

Sur le total de 8215 réponses, nous en avons obtenu 4961 (= 57,1 %) se situant dans la catégorie 1 'sans infixe' ; 49 (= 0,6 %) se situant dans la catégo-

[26] Cf. Kramer (1988-1999), sous le lemme *davagnè*: « Es handelt sich mit Sicherheit nicht um eine direkte Entlehnung aus dem Langobardischen oder Fränkischen, sondern um ein durch die Mundarten des Veneto vermitteltes Element, wie man deutlich an der Umstellung der Anfangssilben (*vadagnè* > *davagnè*) sehen kann, die typisch für Veneto ist ».

rie 2 'terminaison double – plutôt sans infixe' ; 421 (= 5,1 %) dans la catégorie 3 'terminaison double' ; 39 (= 0,5 %) dans la catégorie 4 'terminaison double – plutôt avec infixe' ; 3015 (= 36,7 %) dans la catégorie 5 'avec infixe' :

Réponses données par les informateurs	Fréquence absolue	Fréquence relative
1. Sans infixe	4691	57,1 %
2. Terminaison double - mais plutôt sans infixe	49	0,6 %
3. Terminaison double	421	5,1 %
4. Terminaison double - mais plutôt avec infixe	39	0,5 %
5. Avec infixe	3015	36,7 %
TOTAL	8215	100 %

Ill. 7 – Répartition des réponses en cinq catégories.

L'analyse statistique que nous présenterons dans la suite de cette contribution, sera basée essentiellement sur deux types de tests :

(a) *le test de χ^2 (khi-deux/khi-carré) d'indépendance (khi-carré de Pearson)*, qui permet de vérifier s'il existe un rapport statistiquement significatif entre la variable indépendante (par ex. l'âge des locuteurs) et la variable dépendante (i.e., l'insertion de l'infixe)[27] ;

(b) *le test non-paramétrique de Mann-Whitney* (si la variable indépendante est exprimée en deux catégories, par ex. masculin *vs.* féminin) ou de *Kruskal-Wallis* (si la variable indépendante consiste en plus de deux catégories, par ex. 12-30 ans *vs.* 31-50 ans *vs.* +50 ans), qui permet de vérifier si, entre les différentes catégories de la variable indépendante, il y a des différences statistiquement significatives quant au *niveaux totaux* (les sommes) des scores (dans notre cas, 1, 2, 3, 4, 5) obtenus par les différentes catégories dont est constituée la variable dépendante[28].

Afin de rendre le test de χ^2 plus transparent, nous avons réduit le nombre de catégories de 5 à 3, fusionnant les catégories intermédiaires 2, 3, et 4 (cf. *supra*,

[27] En statistique, une variable indépendante est un paramètre qui peut adopter au moins deux valeurs différentes, et dont la variation influence la variation d'une ou de plusieurs autres variables, à savoir les variables dépendantes (cf. Field 2007, 784, 787).

[28] Pour des explications approfondies sur le test de khi-deux et le test de Mann-Whitney/Kruskal-Wallis, cf. Field (2007, 539-572, 686-701).

ill. 6) en un seul groupe de 'terminaison double', renuméroté 2 (et donc sans préciser d'éventuelles préférences du locuteur pour l'une ou l'autre forme). La simplification de l'échelle des réponses est représentée dans le tableau 8, où la fréquence et le pourcentage observés pour la catégorie intermédiaire 2 correspondent respectivement à la somme des fréquences et à la somme des pourcentages des catégories 2, 3 et 4 du tableau précédent (7) :

Réponses données par les informateurs	Fréquence absolue	Fréquence relative
1. Sans infixe	4691	57,1 %
2. Terminaison double	509	6,2 %
3. Avec infixe	3015	36,7 %
TOTAL	8215	100 %

Ill. 8 – Répartition simplifiée des réponses en trois catégories.

Dans ce qui suit, nous examinerons successivement, sur la base des deux tests statistiques décrits brièvement ci-dessus, l'impact d'une série de variables sociologiques (âge, origine, sexe des locuteurs) et géolinguistiques (dialecte et village des locuteurs) sur le mécanisme de l'infixation verbale en ladin dolomitique. Nous travaillerons sur le corpus entier, sans donner des spécifications par verbe. Les données sont analysées dans le logiciel SPSS[29] (*Statistical Package for the Social Sciences*).

5. Facteurs sociolinguistiques et leur influence sur le mécanisme de l'insertion de l'infixe dans les verbes de la première conjugaison en ladin dolomitique

5.1. Le rapport entre l'âge des locuteurs et l'insertion de l'infixe

Comme nous venons de le mentionner (cf. *supra*, p. 73, tableau 4), les 77 locuteurs interviewés ont été répartis en trois fourchettes d'âge : (1) 12-30 ans ; (2) 31-50 ans ; (3) +50 ans. Au total, nous avons interviewé 23 locuteurs entre 12 et 30 ans ; 29 locuteurs entre 31 et 50 ans ; et 25 locuteurs ayant plus de 50 ans[30] :

[29] Nous avons utilisé la version 17.0 de 2008.

[30] Nous rappelons que cela ne signifie toutefois pas que chaque verbe du questionnaire ait été proposé à tous les 77 informateurs (cf. *supra*, note 19).

Âge des informateurs	Fréquence absolue	Fréquence relative
12-30 ans	23	29,9 %
31-50 ans	29	37,7 %
+50 ans	25	32,5 %
TOTAL	77	100 %

Ill. 9 – Répartition des informateurs en trois fourchettes d'âge.

En fonction des fréquences et des pourcentages présentés dans le tableau 10 (cf. *infra*, p. 76), nous constatons que la catégorie 'sans infixe' est le mieux représentée chez les locuteurs les plus jeunes, ayant entre 12 et 30 ans, et le moins représentée chez les locuteurs entre 31 et 50 ans.

Plus précisément, 61,2 % des réponses données par les locuteurs appartenant à la fourchette d'âge allant de 12 à 30 ans se situent dans la catégorie 'sans infixe' *vs.* seulement 53 % des réponses données par les informateurs entre 31 et 50 ans. Inversement, la catégorie 'avec infixe' est le mieux représentée chez les locuteurs entre 31 et 50 ans (38,1 % des réponses) et le moins représentée chez les locuteurs entre 12 et 30 ans (33,8 % des réponses). On déduit de ces données que le mécanisme de l'insertion de l'infixe est le plus 'populaire' chez les locuteurs appartenant à la fourchette d'âge intermédiaire (31-50 ans), suivis de très peu (il s'agit d'une différence de 0,3 %) par les locuteurs ayant plus de 50 ans (37,8 % des réponses).

Pour ce qui concerne la catégorie hybride 'sans/avec infixe', on observe que celle-ci est également le mieux représentée chez les locuteurs entre 31 et 50 ans (8,9 % des réponses) et le moins représentée chez les locuteurs ayant plus de 50 ans (seulement 4 % des réponses), d'où l'on conclut que la tolérance (ou l'hésitation!) face à l'insertion/non-insertion de l'infixe est plus grande dans la fourchette d'âge intermédiaire que dans les deux fourchettes d'âge extrêmes, regroupant les locuteurs les plus jeunes et les plus âgés.

On constate donc, sans trop de surprise, que la répartition des réponses en trois catégories diffère selon les trois fourchettes d'âge. Reste la question de savoir si ces différences sont statistiquement significatives ou si, par contre, elles peuvent être considérées comme étant négligeables.

			Réponses données par les informateurs			
			Sans infixe	Sans/avec infixe	Avec infixe	TOTAL
Âge des informateurs	12-30 ans	Fréq. abs.	1502	123	829	2454
		Fréq. rel.	61,20 %	5 %	33,80 %	100 %
	31-50 ans	Fréq. abs.	1660	280	1194	3134
		Fréq. rel.	53 %	8,90 %	38,10 %	100 %
	+50 ans	Fréq. abs.	1529	106	992	2627
		Fréq. rel.	58,20 %	4 %	37,80 %	100 %

Ill.10 – Répartition des observations en fonction de l'âge des locuteurs.

Afin de déterminer s'il existe un rapport statistiquement significatif entre les deux variables *âge* et *infixation*, nous effectuerons d'abord le test de khi-deux. Le principe théorique sur lequel repose ce test statistique consiste à examiner l'écart entre les fréquences 'observées' et les fréquences 'théoriques' indiquées dans les cellules du tableau de contingence[31]. La fréquence 'observée' est simplement le nombre réel (et donc obtenu suite à une expérimentation) d'observations par cellule ; la fréquence 'théorique' ou 'prévue' est un nombre hypothétique d'observations par cellule, qu'on obtiendrait si l'hypothèse nulle (notée H_0), à savoir l'*indépendance* entre les deux variables, était vérifiée (cf. *infra* le tableau 11)[32]. Le khi-deux de Pearson mesure l'écart entre l'ensemble des fréquences théoriques et l'ensemble des fréquences observées, selon la formule suivante :

$$x^2 = \sum \frac{(Fréquence\ observée_{ij} - Fréquence\ théorique_{ij})^2}{Fréquence\ théorique_{ij}}$$

En effectuant pour nos données le test de khi-deux dans SPSS, nous obtenons une valeur χ^2 de 88,626, significative[33] à $p = 0.000$, d'où nous pou-

---

31 Un 'tableau de contingence' a une structure matricielle et on y représente simultanément deux (ou plusieurs) caractères (variables) observé(e)s sur une même population (cf. Lemelin 2004).

32 La *fréquence théorique* pour la cellule formée par l'intersection de la rangée *i* et de la colonne *j* est calculée en divisant le produit du total des observations pour la rangée *i* et pour la colonne *j* par le total des observations. Ainsi, dans notre cas, pour la cellule à l'intersection de la rangée *12-30 ans* avec la colonne *sans infixe*, la fréquence théorique correspond à 1401.3 (= [2454 X 4691] : 8215) (cf. tableau 11).

33 En statistique, le seuil de significativité (p) indique le pourcentage des chances qu'un certain résultat obtenu grâce à un test statistique doive être attribué au hasard. Généralement on établit le seuil de significativité à un niveau inférieur à 0,05 (5 %),

vons conclure que les fourchettes d'âge auxquelles appartiennent les informateurs, affectent de façon substantielle (significative) les distributions des observations sur les trois catégories de réponse. Nous pouvons donc rejeter l'hypothèse nulle (i.e., l'indépendance[34] entre les deux variables) et conclure au contraire qu'il y a décidément un rapport statistiquement significatif entre l'âge des locuteurs et l'insertion de l'infixe. Ou en d'autres termes encore : l'âge du locuteur modifie considérablement la manière dont ce locuteur déploie le mécanisme de l'insertion de l'infixe dans les verbes de la première conjugaison. Afin d'obtenir une idée de *l'impact* de l'association entre l'âge et l'insertion de l'infixe, on peut encore calculer ce qu'on appelle 'la valeur *V* de Cramer' (cf. Field 2007, 695) et qui correspond à la formule suivante, où *n* = le nombre total des observations (8215 dans notre cas) ; *k* = le nombre de rangées ou de colonnes du tableau de contingence, le moindre des deux (3 dans notre cas)[35] :

$$v = \sqrt{\frac{x^2}{n(k - 1)}}$$

En appliquant cette formule à nos données, on aboutit à une valeur *V* de 0,073. Généralement, une valeur *V* proche de 0 signifie qu'il existe une *faible* relation entre les variables ; une valeur *V* proche de 1 signifie qu'il y a une *forte* liaison entre les deux variables. Dans notre cas, une valeur de 0,073 représente un rapport qui, malgré sa significativité, est donc relativement faible.

À partir des *résidus standardisés*[36] indiqués dans le tableau 11, nous pouvons affiner et approfondir le résultat fourni par le test de khi-deux. Les résidus standardisés marqués en gris dans le tableau 12 sont statistiquement significatifs (au moins à un niveau de $p < 0{,}05$, cf. note 33) parce que leurs valeurs

---

ce qui veut dire qu'on exige qu'il y ait moins de 5 % de chances que le résultat observé soit dû au hasard pour qu'il puisse être considéré comme statistiquement significatif.

34 Précisons encore que, en statistique, un événement aléatoire *A* est indépendant d'un autre événement *B* si la probabilité que l'événement *A* se produise demeure la même, que l'événement *B* se produise ou non (cf. Lemelin 2004, 18). Dans notre cas, il y aurait indépendance entre l'âge des locuteurs et la (non-)insertion de l'infixe si, pour un locuteur choisi au hasard, la probabilité de répondre dans une des catégories données (1, 2, ou 3) est la même, quelle que soit l'âge de ce locuteur.

35 Par exemple, pour un tableau de contingence formé de 4 rangées et 3 colonnes, $k = 3$. Dans notre cas, le nombre de rangées (3 fourchettes d'âge) est égal au nombre de colonnes (3 catégories de réponses), donc $k = 3$.

36 Le *résidu standardisé* d'une cellule formée par l'intersection de la rangée *i* et de la colonne *j* est calculé en divisant la différence entre la *fréquence observée* et la *fréquence théorique* par la racine carrée de la *fréquence théorique* de cette cellule (cf. Field 2007, 689, 698, et cf. *supra*, note 32).

dépassent le seuil établi de ±1,96 (cf. Field 2007, 699). Ceci implique que, dans les cellules à résidus significatifs, les fréquences observées diffèrent significativement des fréquences (théoriques) auxquelles on pourrait s'attendre sur la base de l'hypothèse nulle (i.e., l'indépendance des deux variables, c'est-à-dire l'âge des locuteurs et l'insertion de l'infixe). La conclusion principale qui se dégage de l'examen des résidus standardisés est que les informateurs les plus jeunes, ceux entre 12 et 30 ans, emploient significativement *moins* (cf. un résidu standardisé négatif, de -2,4) l'infixe que prévu (sur la base de l'hypothèse nulle), tandis que, par contre, pour les informateurs appartenant aux deux autres fourchettes d'âge (les informateurs entre 31 et 50 ans et ceux ayant plus de 50 ans), les fréquences observées dans la catégorie 'avec infixe' correspondent aux suppositions d'une distribution homogène, non influencée par l'âge des locuteurs (cf. les deux résidus standardisés non-significatifs, de +1,3 et +0,9 respectivement). D'une manière générale, ceci laisse surtout présager que le mécanisme de l'infixation verbale est en voie de 'dégradation' dans la plus jeune génération de locuteurs (les informateurs entre 12 et 30 ans).

			Réponses données par les informateurs			TOTAL
			Sans infixe	Sans/ avec infixe	Avec infixe	
Âge des informateurs	12-30 ans	Fréquence observée	1502	123	829	2454
		Fréquence théorique	1401,3	152	900,6	2454
		Résidu standardisé	2,7	-2,4	-2,4	
	31-50 ans	Fréquence observée	1660	280	1194	3134
		Fréquence théorique	1789,6	194,2	1150,2	3134
		Résidu standardisé	-3,1	6,2	1,3	
	+50 ans	Fréquence observée	1529	106	992	2627
		Fréquence théorique	1500,1	162,8	964,1	2627
		Résidu standardisé	0,7	-4,4	0,9	
TOTAL		Fréquence observée	4691	509	3015	8215
		Fréquence théorique	4691	509	3015	8215

Ill. 11 – Répartition des réponses (fréquences observées et théoriques, résidus standardisés) en fonction de l'âge des locuteurs.

Le rapport entre l'âge et l'insertion de l'infixe étant établi à l'aide du test de khi-deux, on pourrait encore le considérer sous un autre angle, en se posant la

question de savoir si, entre les trois fourchettes d'âge, il y a des différences statistiquement significatives par rapport aux *niveaux totaux* des scores obtenus. En d'autres termes : est-ce que, par exemple, dans la fourchette d'âge entre 31 et 50 ans on donne en général plus de réponses/scores 'élev(é)es' (donc plus vers la catégorie 'avec infixe') que dans les autres fourchettes d'âge ? Tandis que dans l'analyse précédente (χ^2) on a examiné de façon spécifique si les différentes fourchettes d'âges ont une influence statistiquement significative sur la répartition (en trois catégories) des réponses, nous vérifierons maintenant si ces différences peuvent être généralisées sur une échelle allant de 'moins infixe' vers 'plus infixe'. Les différences entre les niveaux des scores obtenus seront examinées à l'aide du test de *Mann-Whitney* (si la variable indépendante est subdivisée en 2 catégories) ou de *Kruskal-Wallis* (si la variable indépendante est subdivisée en plus de 2 catégories) (cf. *supra*, pp. 73-74). Étant donné que la variable indépendante, à savoir l'âge des locuteurs, consiste en *trois* catégories, le test indiqué sera celui de Kruskal-Wallis. Afin d'obtenir un résultat plus précis, nous utiliserons cette fois-ci l'échelle allant de 1 à 5 (cf. *supra*, figure 6, p. 72), parce que le test de Kruskal-Wallis est basé sur la *somme* et la *moyenne* des *rangs* [37] attribués aux scores, et non pas sur la *fréquence* des scores (comme le test de khi-deux).

En effectuant le test de Kruskal-Wallis dans SPSS, nous obtenons une valeur *H* (abréviation pour Kruskal-Wallis) de 27,114, significative à $p = 0{,}000$, par où nous pouvons conclure que les *niveaux totaux* des scores diffèrent significativement selon les fourchettes d'âge. Ou en d'autres termes encore : il y a des différences significatives entre les trois fourchettes d'âge en ce qui concerne la somme des scores/rangs (exprimée sur une échelle allant de 1 à 5). Afin de déterminer le/les 'locus' exacts de ces différences quantitatives entre les fourchettes d'âge, il convient d'effectuer, *post-hoc*, une série de tests de Mann-Whitney, chaque test visant à comparer les différences des scores entre *deux* fourchettes d'âge. Plus particulièrement, les combinaisons suivantes doivent être analysées : (1) 12-30 ans *vs.* 31-50 ans ; (2) 12-30 ans *vs.* +50 ans ; (3) 31-50 ans *vs.* +50 ans. Pour éviter des erreurs statistiques de Type I [38],

[37] L'avantage principal de l'assignation de rangs aux scores est que des 'rangs' facilitent les calculs qui seront effectués par la suite (on 'efface' de cette façon par exemple des valeurs négatives ou décimales très compliquées). Dans notre cas, les observations sont déjà exprimées par des rangs (une échelle de 1 à 5) et non pas par des scores absolus, ce qui rend l'assignation de nouveaux rangs aux scores en quelque sorte superflue. Cependant, dans SPSS, le test de Kruskal-Wallis sera automatiquement basé sur une telle réassignation de rangs (l'ordre de 1 à 5 sera donc réinterprété) (cf. Chan & Walmsley 1997).

[38] Des erreurs statistiques dénommées « Type I » surviennent si l'hypothèse nulle est rejetée à tort (donc quand on suppose qu'il y a un effet statistiquement significatif tandis qu'en vérité il n'y en a pas).

il faut appliquer ce qu'on appelle *la correction de Bonferroni*, qui consiste à diviser le seuil de significativité par le nombre de tests qu'on veut accomplir[39]. Dans notre cas, chaque test effectué devra être évalué en fonction d'un seuil de significativité de 0,05/3 = 0,0167. Les trois tests de Mann-Whitney étant effectués dans SPSS, nous aboutissons aux résultats suivants :

12-30 ans *vs.* 31-50 ans		12-30 ans *vs.* +50 ans		31-50 ans *vs.* +50 ans	
	Réponses		Réponses		Réponses
Mann-Whitney U	3571017	Mann-Whitney U	3109540	Mann-Whitney U	3976210
Z	-5,221	Z	-2,529	Z	-2,534
Asymp. Sig. (2-tailed)	0	Asymp. Sig. (2-tailed)	0,011	Asymp. Sig. (2-tailed)	0,011

Ill. 12 – Trois tests de Mann-Whitney (âge *vs.* insertion de l'infixe).

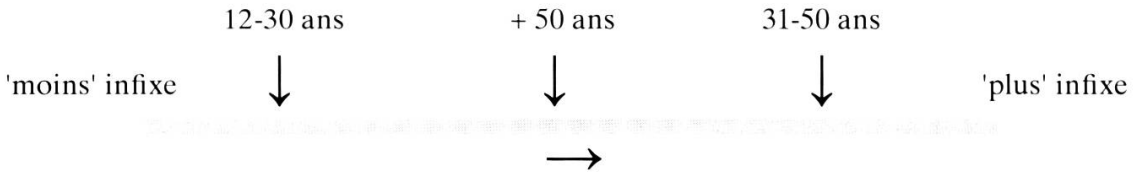
Des tableaux présentés ci-dessus, il résulte que les trois comparaisons effectuées sont significatives par rapport au seuil établi de $p < 0,0167$. En examinant les moyennes des rangs pour les trois catégories d'âge (cf. tableau 13), on peut établir une classification globale des fourchettes d'âge en fonction du niveau des scores obtenus : les informateurs appartenant à la fourchette d'âge entre 12 et 30 ans donnent significativement plus de réponses « basses » (donc on se rapproche de 1, i.e. 'sans infixe') et moins de réponses « élevées » (donc en se rapprochant de 5, i.e., 'avec infixe') que les informateurs entre 31 et 50 ans (les moyennes des rangs pour les deux fourchettes d'âge concernées sont, respectivement, 3949,81 *vs.* 4240,32, cf. tableau 13), qui, à leur tour, donnent significativement moins de réponses « basses » et plus de réponses « élevées » que les informateurs ayant plus de 50 ans (moyennes 4240,32 *vs.* 4097,91) :

Âge des informateurs	Nombre d'observations	Moyenne des rangs
12-30 ans	2454	3949,81
31-50 ans	3134	4240,32
+50 ans	2627	4097,91
TOTAL	8215	

Ill. 13 – Moyennes des rangs calculées pour les sommes des scores par fourchette d'âge.

[39] Précisons toutefois que la correction de Bonferroni tend parfois à 'surprotéger' quand le nombre de tests performés est élevé (cf. Field 2007, 782).

En conformité avec ces résultats, nous pouvons établir une classification des fourchettes d'âge, de 'moins' infixe vers 'plus' infixe, en fonction des niveaux totaux (sommes) des scores/réponses obtenu(e)s :



Ill. 14 : Classification des fourchettes d'âge, sur une échelle allant de 'moins' vers 'plus' infixe.

Si on compare la classification présentée ci-dessus (figure 14) aux résultats du test de khi-deux (cf. tableau 11), nous constatons que la différence entre la fourchette d'âge 31-50 ans d'une part et la fourchette d'âge +50 d'autre part se situe non pas vraiment dans la catégorie 'avec infixe', mais plutôt dans la catégorie hybride 'sans/avec infixe' (cf. le résidu standardisé positif de 6.2 dans cette catégorie) : la moyenne la plus élevée, obtenue par le groupe des informateurs entre 31 et 50 ans (cf. tableau 13), doit être attribuée non pas au fait que ces informateurs conjuguent plus de verbes *avec* l'infixe, mais plutôt au fait qu'ils admettent plus souvent que les informateurs les plus âgés (+50 ans) la double possibilité 'sans/avec infixe' (i.e., pour le test de Kruskal-Wallis, les scores entre 2 et 4). Ou, en d'autres termes : dans le test de Kruskal-Wallis, la position intermédiaire occupée par le groupe d'informateurs ayant plus de 50 ans est due au fait que ces locuteurs sont moins hésitants/tolérants face à la (non-)insertion de l'infixe (cf. le résidu standardisé négatif de -4.4. dans la catégorie 'sans/avec infixe').

Afin d'obtenir une idée standardisée de l'ampleur des différences quantitatives entre les fourchettes d'âge, nous pouvons calculer les effets (r), tout en utilisant les valeurs z générées en effectuant les tests de Mann-Whitney (cf. tableau 12), selon la formule suivante (Rosenthal 1991, 19) :

$$r = \frac{Z}{\sqrt{N}}$$

Ainsi, pour la première comparaison (12-30 ans *vs.* 31-50 ans) nous obtenons un effet de -0,07 ; pour la deuxième comparaison (12-30 ans *vs.* +50 ans) l'effet remonte -0,04 ; et finalement, pour la troisième comparaison (31-50 ans *vs.* +50 ans) l'effet est de -0,03. Cela implique que les différences entre les trois

fourchettes d'âge par rapport aux *niveaux totaux* des scores sont, bien que statistiquement significatives, très subtiles (cf. les valeurs d'effet très proches de zéro).

5.2. Le rapport entre les « compétences ladines » (« origines ») des locuteurs et l'insertion de l'infixe

Bien que nous ayons tenté de sélectionner surtout des informateurs qui parlaient, en famille, exclusivement le ladin, pour quatre des septante-sept personnes interviewées le rapport linguistique qu'ils entretiennent avec le ladin était moins univoque : deux locuteurs affirmaient parler dans des contextes privés, à côté du ladin, l'italien ou l'allemand (par exemple avec un des deux parents) ; deux autres informateurs n'avaient appris le ladin qu'à un âge plus avancé, à l'école :

Origine des informateurs	Fréquence absolue	Fréquence relative
Ladin 'DOC'	73	94,8 %
Ladin + italien/allemand en famille (par ex. avec un des deux parents)	2	2,6 %
Ladin appris à l'école	2	2,6 %
TOTAL	77	100 %

Ill. 15 – Répartition des informateurs en trois 'groupes d'origine'.

En dépit du nombre restreint de locuteurs non-natifs (ou 'partiellement natifs') du ladin, nous pouvons quand même évaluer le total de leurs réponses afin de vérifier s'il existe des écarts significatifs par rapport aux locuteurs natifs (dénommés dans le tableau 15 et suivants 'Ladin DOC'[40]) par rapport à l'insertion de l'infixe.

Du tableau 16, présenté ci-dessous, nous pouvons conclure que la catégorie 'sans infixe' est le mieux représentée chez les locuteurs qui ont, à côté du ladin, l'italien ou l'allemand comme langue maternelle, et le moins représentée chez les locuteurs ayant appris le ladin en tant que deuxième ou troisième langue dans le contexte scolaire : 60,8 % des réponses données par les informateurs appartenant à ce premier groupe se situent dans la catégorie 'sans infixe' *vs.* seulement 42 % des réponses données par les informateurs

[40] Par « Ladins DOC » (it. *Denominazione di Origine Controllata* !), nous nous référons donc aux informateurs pour qui le ladin s'avérait la langue principale (et maternelle) dans des contextes de famille.

appartenant à ce deuxième groupe. Le principe s'inverse pour la catégorie 'avec infixe' : les informateurs non-natifs conjuguent 43,2 % des verbes avec infixe, tandis que pour les informateurs 'partiellement natifs' il ne s'agit que de 30,6 % des verbes. Pour ce qui concerne la catégorie hybride, incluant les indicatifs présents admettant la double possibilité 'sans/avec infixe', nous observons qu'elle est le mieux représentée chez les locuteurs non-natifs du ladin (14,8 % des réponses) et le moins représentée chez les locuteurs 'DOC' (seulement 5,9 % des réponses) :

			Réponses données par les informateurs			
			Sans infixe	Sans/avec infixe	Avec infixe	TOTAL
Origine des informateurs	Ladin 'DOC'	Fréq. abs.	4479	464	2871	7814
		Fréq. rel.	57,3 %	5,9 %	36,7 %	100 %
	Ladin + ital. /all. en famille	Fréq. abs.	141	20	71	232
		Fréq. rel.	60,8 %	8,6 %	30,6 %	100 %
	Ladin appris à l'école	Fréq. abs.	71	25	73	169
		Fréq. rel.	42,0 %	14,8 %	43,2 %	100 %

Ill. 16 – Répartition des observations en fonction de l'origine des informateurs.

Tout d'abord, nous vérifierons au moyen du test de khi-deux si les différences quantitatives que nous observons dans le tableau 16 entre les trois groupes d'origine par rapport à la répartition des réponses sont statistiquement significatives.

En effectuant le test de khi-deux dans SPSS, nous obtenons une valeur χ^2 de 34,848, significative à $p = 0{,}000$ (et donc largement en-dessous du seuil $p < 0{,}05$). Nous pouvons donc rejeter l'hypothèse nulle et assumer qu'il y a effectivement un rapport statistiquement significatif entre l''origine' des locuteurs et l'insertion de l'infixe.

Afin d'identifier le(s) 'locus' de significativité, nous regardons à nouveau les résidus standardisés, qui, rappelons-le, permettent de déterminer pour quelles catégories de réponses les différents groupes d'origines modifient de façon significatives les fréquences théoriques établies sur la base de l'hypothèse nulle.

			Réponses données par les informateurs			TOTAL
			Sans infixe	Sans/ avec infixe	Avec infixe	
Origine des informateurs	Ladin 'DOC'	Fréquence observée	4479	464	2871	7814
		Fréquence théorique	4462	484,2	2867,8	7814
		Résidu standardisé	0,3	-0,9	0,1	
	Ladin + ital. / all. en famille	Fréquence observée	141	20	71	232
		Fréquence théorique	132,5	14,4	85,1	232
		Résidu standardisé	0,7	1,5	-1,5	
	Ladin appris à l'école	Fréquence observée	71	25	73	169
		Fréquence théorique	96,5	10,5	62	169
		Résidu standardisé	-2,6	4,5	1,4	
TOTAL		Fréquence observée	4691	509	3015	8215
		Fréquence théorique	4691	509	3015	8215

Ill. 17 – Répartition des réponses (fréquences observées et théoriques, résidus standardisés) en fonction des 'origines' linguistiques des informateurs.

Du tableau 17, présenté ci-dessus, il s'avère que pour les informateurs appartenant aux groupes « Ladin 'DOC' » et « Ladin+italien/allemand dans des contextes de famille » les résidus standardisés ne sont pas significatifs, ne dépassant pas la valeur critique de ±1,96. Concrètement cela implique donc que, pour ces deux groupes d'informateurs, le nombre observé de réponses dans chaque catégorie ('sans infixe', 'sans/avec infixe, 'avec infixe') correspond plus ou moins au nombre prévu de réponses (rappelons à nouveau que la fréquence théorique ou prévue représente un nombre fictif, basé sur la répartition homogène des totaux des observations par rangées et par colonnes, et donc en correspondance avec l'hypothèse nulle). Par contre, pour ce qui concerne les (deux) locuteurs non-natifs (groupe « Ladin appris à l'école »), on observe qu'il y a deux résidus standardisés significatifs, excédant la valeur critique de ±1,96. Plus particulièrement, il s'agit de la catégorie 'sans infixe' qui contient significativement (-2,6 > ±1,96) *moins* de réponses que prévu, tandis que la catégorie hybride 'sans/avec infixe' contient significativement *plus* (+4,5 > ±1,96) de réponses que prévu. En d'autres termes : les deux locuteurs en question conjuguent donc significativement *moins* de verbes que prévu *sans infixe* et ils admettent pour significativement *plus* de verbes que prévu

la double forme *sans/avec infixe*. C'est surtout ce dernier écart qui ne devrait pas nous surprendre : il est logique que 'l'hésitation' par rapport à l'insertion ou à la non-insertion de l'infixe soit plus grande chez les informateurs qui sont le moins familiarisés avec le ladin.

Quant à l''impact' de l'association entre les différents groupes d'origine et l'insertion de l'infixe, une valeur *V* (cf. *supra*, p. 77, pour la formule) de 0,046 réfère à nouveau à une association (très) faible (mais qui est toutefois statistiquement significative).

Le rapport entre l'origine linguistique des informateurs et l'insertion de l'infixe étant établi ci-dessus à l'aide du test de khi-deux, nous vérifierons maintenant, au moyen du test de Kruskal-Wallis, si nous pouvons observer entre les trois groupes d'origine des différences générales par rapport aux *niveaux totaux* des scores obtenus. En effectuant le test de Kruskal-Wallis dans SPSS, nous obtenons une valeur *H* de 12,483, significative à $p = 0{,}002$ (et donc $p < 0{,}05$). Le test étant significatif, on présume qu'entre les groupes d'origine il y a des différences statistiquement significatives quant au niveau total des scores obtenus. Afin de déterminer où (entre quels groupes) de telles différences se situent, on effectue trois tests de Mann-Whitney pour les comparaisons suivantes : (1) « Ladin 'DOC' » *vs.* « Ladin+italien/allemand en famille » ; (2) « Ladin 'DOC' » *vs.* « Ladin appris à l'école » ; (3) « Ladin+italien/allemand en famille » *vs.* « Ladin appris à l'école ». On applique à nouveau la correction de Bonferroni, en divisant le seuil de significativité de 0,05 par le nombre de tests qui seront accomplis : 0,05/3 = 0,0167. SPSS nous fournit les résultats suivants :

Ladin 'DOC' *vs.* Ladin+italien/allemand en famille		Ladin 'DOC' *vs.* Ladin appris à l'école		Ladin+italien/allemand en famille *vs.* Ladin appris à l'école	
	Réponses		Réponses		Réponses
Mann-Whitney U	862526	Mann-Whitney U	577839	Mann-Whitney U	16050
Z	-1,443	Z	-3,181	Z	-3,456
Asymp. Sig. (2-tailed)	0,149	Asymp. Sig. (2-tailed)	0,001	Asymp. Sig. (2-tailed)	0,001

Ill. 18 – Trois tests de Mann-Whitney (origine *vs.* insertion de l'infixe).

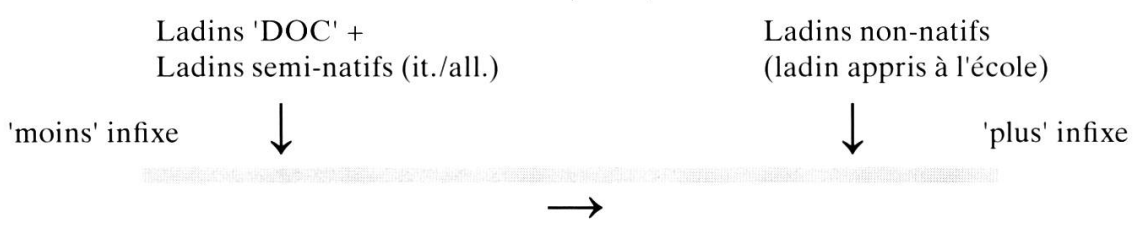
Du tableau présenté ci-dessus, il ressort que deux des trois comparaisons sont significatives par rapport au seuil établi de $p < 0{,}0167$. Apparemment il n'y

a pas de différence significative quant au niveau total des scores entre les locuteurs natifs (« Ladin 'DOC' ») et les locuteurs semi-natifs (« Ladin+italien/allemand en famille »). Par contre, les deux autres comparaisons (« Ladin 'DOC' » *vs.* « Ladin appris à l'école » ; « Ladin+italien/allemand en famille » *vs.* « Ladin appris à l'école ») sont significatives à $p = 0{,}001$ (et donc la valeur p est inférieure au seuil établi de 0,0167). En comparant ces données aux moyennes des rangs, exposées dans le tableau 19, il résulte que les locuteurs non-natifs (« Ladin appris à l'école ») donnent significativement plus de réponses « élevées » (donc plus vers 5, 'avec infixe') que les locuteurs natifs et semi-natifs.

	Origine des informateurs	Nombre d'observations	Moyenne des rangs
Réponses données par les informateurs	Ladin 'DOC'	7814	4103,07
	Ladin + italien/allemand en famille	232	3903,47
	Ladin appris à l'école	169	4616,86
	TOTAL	8215	

Ill. 19 – Moyennes des rangs calculées pour les sommes des scores par fourchette d'âge.

En fonction des résultats du test de Kruskal-Wallis et des tests *post-hoc* de Mann-Whitney, nous pouvons établir une classification des groupes 'd'origine', par rapport aux niveaux totaux des scores obtenus. Étant donné que la différence entre le groupe des locuteurs natifs (DOC) et celui des locuteurs semi-natifs (donc ladin en combinaison avec l'italien ou l'allemand dans des contextes privés) n'était pas significative, les deux groupes occupent la même position sur l'axe présenté ci-dessous :



Ill. 20 - Classification des groupes d'origine, sur une échelle allant de 'moins' vers 'plus' infixe.

En comparant cette classification (figure 20) aux résultats du test de khi-deux (cf. tableau 17), nous constatons que la différence entre ces deux groupes se situe surtout dans la catégorie hybride 'sans/avec infixe', pour laquelle le groupe de locuteurs non-natifs présente un résidu standardisé hautement significatif (+4,5) comparé aux deux autres groupes d'origines. En d'autres termes, le fait que le groupe de locuteurs non-natifs obtient le score total le plus élevé doit être attribué en premier lieu au fait que ces locuteurs hésitent significativement plus entre la forme sans ou avec infixe (et qu'ils donnent donc plus "fréquemment" que les deux autres groupes des scores entre 2 et 4).

Afin d'obtenir une idée de l'ampleur de ces différences significatives, nous convertissons les scores *z* (cf. tableau 18) des deux comparaisons significatives dans une mesure d'effet (cf. *supra*, p. 85). Pour l'opposition « locuteur natif (DOC) » *vs.* « locuteur non-natif (ladin appris à l'école » nous obtenons un effet de -0,04 ; pour l'autre opposition significative, « locuteur semi-natif » *vs.* « locuteur non-natif (ladin appris à l'école) », l'effet remonte à -0,173. À nouveau, nous pouvons donc parler de différences qui sont significatives mais toutefois assez subtiles.

5.3. Le rapport entre le sexe des locuteurs et l'insertion de l'infixe

Comme dernier facteur social, nous examinerons s'il existe des différences statistiquement significatives entre les locuteurs masculins et féminins pour ce qui concerne la (non-)insertion de l'infixe. Sur le total des 77 locuteurs interviewés, il y avait 34 hommes (= 44,2 %) et 43 femmes (55,8 %) :

Sexe des informateurs	Fréquence absolue	Fréquence relative
Homme	34	44,2 %
Femme	43	55,8 %
TOTAL	77	100 %

Ill. 21 – Répartition des locuteurs en fonction du sexe.

Du tableau 22, présenté ci-dessous, on conclut que les hommes conjuguent légèrement *plus* de verbes 'sans infixe' que les femmes (57,6 % des réponses données par les hommes *vs.* 56,7 % des réponses données par les femmes), qui, elles, à leur tour, conjuguent légèrement plus de verbes 'avec infixe' (36,9 % *vs.* 36,4 % des réponses). Finalement, la catégorie de la double possibilité 'sans/avec infixe' est légèrement mieux représentée chez les femmes (6,4 % des réponses) que chez les hommes (6 % des réponses).

			Réponses données par les informateurs			
			Sans infixe	Sans/avec infixe	Avec infixe	TOTAL
Sexe	Homme	Fréq. abs.	2071	215	1308	3594
		Fréq. rel.	57,60 %	6,00 %	36,40 %	100 %
	Femme	Fréq. abs.	2620	294	1707	4621
		Fréq. rel.	56,70 %	6,40 %	36,90 %	100 %

Ill. 22 – Répartition des observations en fonction du sexe des locuteurs.

Les différences entre les deux sexes par rapport aux fréquences observées dans les catégories de réponses étant minimes (il s'agit respectivement d'une différence de 0,9 % pour la catégorie 'sans infixe', de 0,4 % pour la catégorie 'sans/avec infixe' et de 0,5 % pour la catégorie 'avec infixe'), nous pouvons nous attendre à ce qu'elles ne soient pas statistiquement significatives, et que, en d'autres termes, l'opposition masculin – féminin n'exerce pas d'influence sur la répartition des réponses / la (non-)insertion de l'infixe dans les verbes ladins de la première conjugaison. Conformément à ces attentes, le test de khi-deux ne s'avère pas significatif ($p = 0{,}626$, donc $p > 0{,}05$), d'où nous pouvons conclure qu'il n'y a pas de rapport statistiquement significatif entre les deux variables, c'est-à-dire le sexe des informateurs et l'insertion de l'infixe. Le test de Mann-Whitney, qui repère d'éventuelles différences quant aux niveaux des scores dans les deux groupes, n'est pas non plus significatif ($p = 0{,}467$, donc $p > 0{,}05$). Nous en concluons que l'opposition entre locuteurs masculins et féminins n'affecte pas de façon significative le mécanisme de l'insertion de l'infixe : en effet, nous n'avons pas pu identifier de différences quant à la répartition des indicatifs présents dans les trois catégories de réponses (cf. test de khi-deux), ni des différences quant aux niveaux totaux des scores (cf. test de Kruskal-Wallis/Mann-Whitney).

6. Facteurs géolinguistiques et leur influence sur le mécanisme de l'insertion de l'infixe dans les verbes de la première conjugaison en ladin dolomitique

6.1. Le rapport entre l'insertion de l'infixe et le dialecte ladin parlé par le locuteur

Comme nous l'avons déjà mentionné plus haut, les 77 locuteurs interviewés ont été classés en fonction de neuf variétés ladines, selon les proportions suivantes :

Variété ladine parlée par les informateurs	Fréquence	Pourcentage
Badiot	18	23,4 %
Marebban	13	16,9 %
Gardenais	14	18,2 %
Brach	6	7,8 %
Cazet	5	6,5 %
Moenat	4	5,2 %
Fodom	6	7,8 %
Collese	5	6,5 %
Ampezzan	6	7,8 %
TOTAL	77	100 %

Ill. 23 – Répartition des informateurs selon 9 variétés dialectales.

Du tableau 24, présenté ci-dessous, il résulte que la catégorie 'sans infixe' est le mieux représentée dans le dialecte moenat (76,7 % des observations) et le moins représentée dans le dialecte badiot (seulement 43,8 % des réponses est 'sans infixe'). Inversement, la réponse 'avec infixe' s'avère le plus populaire dans le dialecte badiot (50,6 % des observations) et le moins populaire dans le dialecte ampezzan (seulement 15,3 % des observations).

En général, il apparaît que la catégorie 'avec infixe' occupe une portion relativement large des observations en badiot (50,6 %), en marebban (46,6 %), et en gardenais (44,6 %) ; une portion intermédiaire en fodom et en collais (36,6 %) ; et une portion relativement discrète en collais (21,7 %), en ampezzan (15,3 %) et dans les différents sous-dialectes du fassan (respectivement 15,8 % pour le brach ; 17,9 % pour le cazet ; 18,3 % pour le moenat).

En outre, il paraît que le badiot est la seule variété ladine pour laquelle le nombre de verbes conjugués avec infixe est supérieur au nombre de verbes conjugués sans infixe : 50,6 % des réponses données par les locuteurs badiots se situent dans la catégorie 'avec infixe' *vs.* seulement 43,8 % des réponses dans la catégorie 'sans infixe'. Cette proportion s'inverse dans les autres variétés, où, par contre, la majorité des réponses appartiennent à la catégorie 'sans infixe'. Quant à la catégorie hybride de la double possibilité 'sans/avec infixe', elle attire le plus de réponses en cazet (11 %) et le moins en gardenais (seulement 3,6 % des réponses).

			Réponses données par les informateurs			TOTAL
			Sans infixe	Sans/ avec infixe	Avec infixe	
Variété ladine parlée par les informateurs	Badiot	Fr. abs.	912	116	1054	2082
		Fr. rel.	43,8 %	5,6 %	50,6 %	100 %
	Marebban	Fr. abs.	701	83	684	1468
		Fr. rel.	47,8 %	5,7 %	46,6 %	100 %
	Gardenais	Fr. abs.	646	45	556	1247
		Fr. rel.	51,8 %	3,6 %	44,6 %	100 %
	Brach	Fr. abs.	507	54	105	666
		Fr. rel.	76,1 %	8,1 %	15,8 %	100 %
	Cazet	Fr. abs.	409	63	103	575
		Fr. rel.	71,1 %	11 %	17,9 %	100 %
	Moenat	Fr. abs.	343	22	82	447
		Fr. rel.	76,7 %	4,9 %	18,3 %	100 %
	Fodom	Fr. abs.	365	32	229	626
		Fr. rel.	58,3 %	5,1 %	36,6 %	100 %
	Collais	Fr. abs.	366	42	113	551
		Fr. rel.	70,2 %	8,1 %	21,7 %	100 %

Ill. 24 – Répartition des observations en fonction de la variété ladine parlée par les informateurs.

Conformément aux analyses précédentes, nous vérifierons d'abord, sur la base du test de khi-deux, si les différences entre les dialectes par rapport à la répartition des réponses peuvent être considérées comme étant statistiquement significatives ou non. En effectuant le test de khi-deux en SPSS, nous obtenons une valeur χ^2 de 740,769, significative à $p = 0{,}000$, d'où nous pouvons conclure qu'il existe effectivement un rapport statistiquement significatif entre le dialecte parlé par les informateurs et la manière dont les indicatifs présents sont répartis sur les trois catégories de réponse. Quant à l'intensité de cette association, nous obtenons une valeur V de 0,212, ce qui représente un rapport *faible* à *modéré* entre les deux variables. Toutefois, si on compare un effet de 0,212 avec les valeurs V obtenues pour les variables sociologiques examinées ci-dessus dans la section 5 (âge : $V = 0{,}073$; origine : $V = 0{,}046$), on constate tout de même qu'il s'agit dans ce cas-ci d'un effet qui est 3 à 5 fois

plus grand, ce qui revient à dire que la variation dialectale a une plus grande influence sur la manière dont les verbes de notre corpus sont conjugués que la variabilité sociale (âge, origine des locuteur).

En fonction des résidus standardisés indiqués dans le tableau 25 (cf. *infra*, p. 91), nous pouvons décrire ce rapport de façon plus approfondie. Tout d'abord, il s'avère que la plupart des résidus standardisés sont significatifs, dépassant la valeur critique de ±1,96. Ce n'est qu'en fodom que les distributions observées ne diffèrent pas significativement de ce qui est prévu sur la base de l'hypothèse nulle (c.-à-d., la répartition homogène des réponses, sans interférence modifiante de la variable colonne). Pour ce qui concerne la catégorie 'avec infixe', on constate qu'elle contient significativement *plus* de réponses que prévu (cf. les valeurs positives des résidus standardisés) pour le badiot, le marebban et le gardenais ; inversement, elle contient significativement *moins* d'observations que prévu pour les variétés du fassan (brach, cazet, moenat) et pour l'ampezzan. Pour ce qui concerne la catégorie intermédiaire 'sans/avec infixe', elle contient significativement *moins* d'observations que prévu pour le gardenais, d'où nous pouvons conclure que les informateurs du Val Gardena hésitent significativement moins que prévu entre la forme sans ou avec infixe ; au contraire, cette même catégorie contient significativement *plus* d'observations que prévu pour les variétés du fassan (brach et cazet) et pour l'ampezzan :

		Réponses données par les informateurs (résidus standardisés)		
		Sans infixe	Sans/ avec infixe	Avec infixe
Variété ladine parlée par les informateurs	Badiot	-8	-1,1	10,5
	Marebban	-4,7	-0,8	6,3
	Gardenais	2,5	-3,7	4,6
	Brach	6,5	2	-8,9
	Cazet	4,5	4,6	-7,4
	Moenat	5,5	-1,1	-6,4
	Fodom	0,4	-1,1	0
	Collais	4	1,7	-5,7
	Ampezzan	6	2,6	-8,5

Ill. 25 – Résidus standardisés pour le rapport entre la répartition des réponses et le dialecte des informateurs.

Cette 'abondance' de doubles formes 'sans/avec infixe' dans les variétés susmentionnées (brach, cazet et ampezzan) pourrait s'expliquer à la lumière d'un phénomène de différentiation sub-sémantique/aspectuelle qui est apparu au cours des enquêtes. Plus particulièrement, pour certains verbes, une partie des informateurs fassans et ampezzans associaient la forme *sans* infixe à des contextes simples / concrets / ponctuels / (peu) duratifs, tandis que la forme *avec* infixe était parfois mise en rapport avec des actions typiques ou caractéristiques, souvent appuyées au niveau syntaxique par l'addition de certains compléments adverbiaux exprimant l'itération, la continuité, ou l'habitualité. Nous avons calculé que pour le brach, le cazet et l'ampezzan, respectivement 15,7 %, 50 % et 57,8 % des observations classées dans la catégorie intermédiaire 'sans/avec infixe' présentent ce type de différentiation sub-sémantique/aspectuelle[41]. Quelques exemples qui nous ont été signalés par les informateurs :

Fassano (Brach, Cazet) :

(1) *El critica le professor* "Il critique le professeur" *vs. El critich-é-a tres döt* "Il critique toujours tout".

(2) *El parcheja süa auto dant l'hotel* "Il gare sa voiture devant l'hôtel" *vs. El parchej-é-a auto dant l'hotel* "Il gare des voitures devant l'hôtel" (sc. : il le fait tous les jours parce que c'est son métier).

(3) *El se abona a la revista* "Il s'abonne à la revue" *vs. Ogne an el se abon-é-a a la revista* "Chaque année, il s'abonne à la revue".

Ampezzano :

(1) *Senti cemódo che beštema* "Écoute comment il jure" *vs. L'é un che beštem-é-a sènpre* "C'est quelqu'un qui jure toujours".

(2) *El el sošpeta ra vejinànza* "Il soupçonne la voisine" *vs. El el sošpet-é-a sènpre dùte* "il soupçonne toujours tout le monde" (sc. c'est une personne méfiante).

---

[41] La problématique de la différentiation sémantico-aspectuelle entre forme infixée et non-infixée mérite d'être examinée de façon plus approfondie. Nous avons effectué une enquête supplémentaire (du 4 juillet au 9 août 2009) afin de déterminer avec plus d'exactitude dans quelles zones dialectales, par quels (types de) locuteurs et dans quels contextes syntaxiques, de telles différences sémantico-aspectuelles sont identifiées. Quant à l'extension géographique de ce phénomène, il s'est avéré qu'on le retrouve non seulement en ladin dolomitique (surtout en fassan et en ampezzan), mais également dans certaines variétés du domaine trévisan-bellunais : cf. par ex. *el can scan scaina* "le chien aboie" (référant, selon plusieurs locuteurs, au fait que le chien aboie une seule fois ou un nombre limité de fois) *vs. el can scain-é-a* "le chien aboie" (sc. 'à plusieurs reprises', 'continuellement'). Les résultats de cette enquête seront examinés dans la suite de notre recherche.

Pour le test de Kruskal-Wallis, appliqué aux mêmes variables (variation macro-dialectale *vs.* infixation), nous obtenons une valeur H de 649,639, significative à $p = 0{,}000$, ce qui implique qu'entre les différents dialectes il y a également des différences statistiquement significatives quant aux niveaux totaux des scores obtenus. Afin de déterminer où exactement (donc entre quels dialectes ou quels groupes de dialectes) se situent les différences significatives, nous avons effectué *post-hoc* une série de tests de Mann-Whitney, ce qui nous a permis d'isoler *quatre groupes dialectaux* entre lesquels il y a des différences significatives quant aux niveaux totaux des scores obtenus[42]. Dans le tableau 26, les dialectes ont été classés selon les moyennes de leurs rangs (par ordre descendant) :

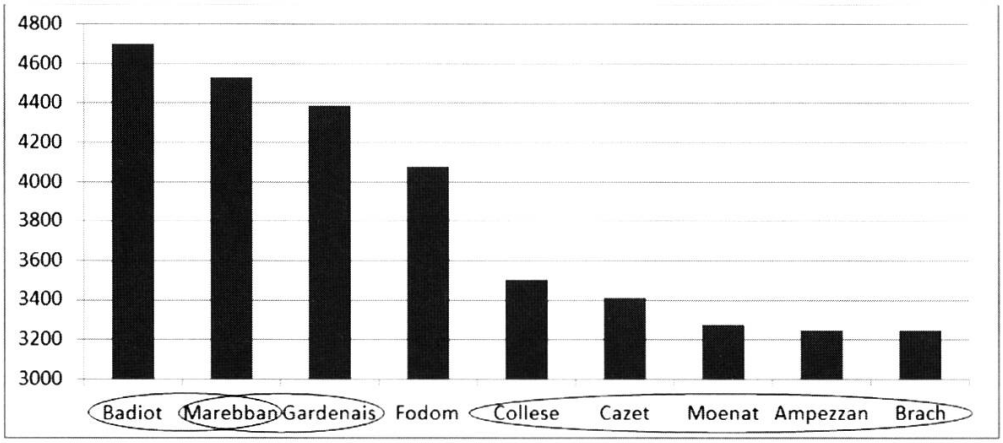
		Moyenne des rangs
1.	Badiot	4698,23
2.	Marebban	4526,01
3.	Gardenais	4385,25
4.	Fodom	4075,94
5.	Collese	3504,70
6.	Cazet	3410,74
7.	Moenat	3272,28
8.	Ampezzan	3244,21
9.	Brach	3243,48

Ill. 26 – Classification (par ordre descendant) des moyennes des rangs par dialecte.

Dans l'histogramme présenté ci-dessous (graphique 27), les quatre groupes concernés ont été encerclés. Le premier groupe est constitué par le badiot et le marebban : ces deux variétés ont les moyennes les plus élevées (donc avec le plus d'observations dans la direction de l'option 5, 'avec infixe'), c.-à-d. respectivement 4698,23 et 4526,01, qui ne diffèrent pas significativement entre elles d'après le résultat du test de Mann-Whitney. Le deuxième groupe homogène contient le marebban et le gardenais : le test de Mann-Whitney a révélé qu'il n'y a pas de différences entre les moyennes du marebban (moyenne 4526,01) et du gardenais (moyenne 4385,25), mais que, au contraire, les moyennes du gardenais (moyenne 4385,25) et du badiot (4698,23) diffèrent significativement. Une position intermédiaire est occupée par le fodom (moyenne 4075,94), qui

[42] Nous ne parcourrons pas ici en détail tous les tests qui ont précédé l'identification de ces quatre groupes dialectaux. Un résumé des résultats se trouve dans le tableau récapitulatif 34 aux pages 106-7.

se positionne entre le groupe marebban-gardenais d'une part et le groupe collais-cazet-moenat-ampezzan-brach d'autre part :



Ill. 27 – Histogramme de la classification descendante des dialectes par rapport à l'insertion de l'infixe (exprimée par les moyennes des rangs, cf. tableau 26).

De l'histogramme 27, présenté ci-dessus, on peut conclure que le plus grand écart par rapport à l'insertion de l'infixe se situe entre le badiot, le marebban et le gardenais d'une part et le collais, le cazet, le moenat, l'ampezzan et le brach d'autre part, avec le fodom disposé dans une position intermédiaire. En calculant l'effet de la différence entre ces deux blocs (badiot-marebban-gardenais *vs.* collais-cazet-moenat-ampezzan), nous obtenons une valeur de -0,29, ce qui représente un effet 'medium'. Ceci implique qu'il y a une différence significative et substantielle (relativement grande) entre les deux groupes dialectaux par rapport à l'insertion de l'infixe : en badiot, en marebban, et en gardenais le niveau des scores obtenus est considérablement plus élevé que dans les autres dialectes ladins. Si on calcule par exemple, afin de permettre une comparaison, l'ampleur de l'effet pour la différence entre le badiot et le gardenais quant aux niveaux totaux des scores, on aboutit à la valeur quasiment négligeable de -0,07.

Nous pensons que cette 'bipartition' des zones dialectales par rapport à l'insertion de l'infixe doit être interprétée dans le contexte social, politique et administratif des zones ladines. Dans le Val Badia (badiot et marebban) et le Val Gardena (gardenais) la langue ladine jouit de plus de possibilités politico-administratives que les variétés parlées dans les autres vallées. Ainsi, dans les vallées de Badia et Gardena, qui appartiennent toutes les deux à la Province de Bolzano, on a instauré, depuis 1948, le soi-disant 'insegnamento paritetico', basé sur l'équilibre de l'italien, de l'allemand et du ladin dans l'enseignement[43].

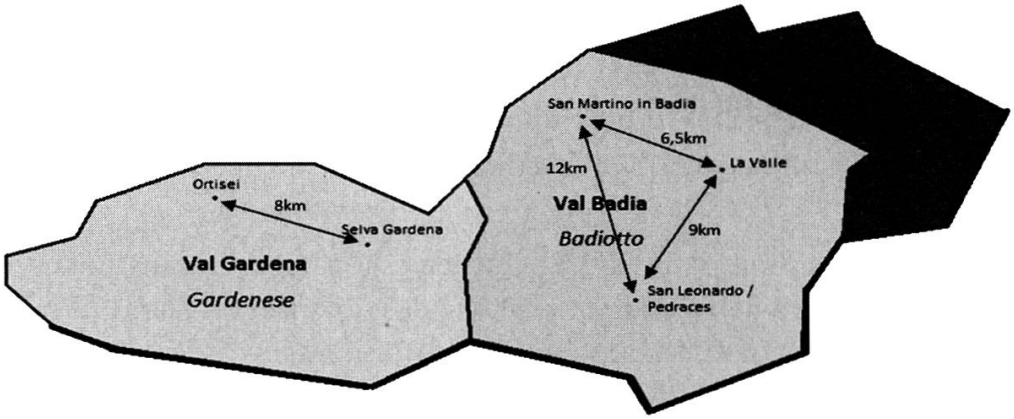
[43] Pour un aperçu détaillé des structures de l'enseignement dans le Val Badia et le Val Gardena, cf. e.a. Ellecosta (2007) et Verra (2008).

Par contre, dans le Val di Fassa, qui appartient à la Province de Trente, un tel arrangement (c.-à-d., l'enseignement du fassan à l'école) n'a été effectué que dans les années septante, et, dans le Val Cordevole (fodom et collais) et à Cortina (ampezzano), appartenant tous les deux à la Province de Belluno, de telles mesures linguistiques/didactiques n'ont pas encore été prises. Ces dernières zones, Fassa, Cordevole et Cortina, sont donc moins 'ladinisées' au niveau socio-administratif et il s'ensuit que, au niveau linguistique aussi, elles sont plus sensibles aux influences italiennes. Dans cette perspective, il n'est pas surprenant qu'un processus linguistique très 'ladinisant', tel que l'insertion d'un infixe dans les verbes de la première conjugaison, y est moins fructueux que dans les autres vallées.

Dans la dernière partie de cette analyse, nous examinerons si le mécanisme de l'insertion de l'infixe est sensible à des *fluctuations micro-dialectales*. Plus précisément, nous vérifierons si, entre différents villages situés dans une même zone dialectale (donc pour le même dialecte), il y a des différences statistiquement significatives par rapport à l'insertion de l'infixe.

6.2. Le rapport entre l'insertion de l'infixe et les villages auxquels appartiennent les locuteurs

Rappelons que ce n'est que pour le badiot, le marebban et le gardenais que nous avons pris en compte plusieurs villages : pour le badiot nous avons différencié entre San Leonardo, San Martino in Badia et La Valle ; pour le marebban entre San Vigilio et Pieve di Marebbe ; et pour le gardenais entre Selva Gardena et Ortisei :



Ill. 28 – Villages enquêtés pour le gardenais, le badiot et le marebban et distance approximative entre les villages.

Pour chacun des trois dialectes concernés, nous avons interviewé entre 6 et 7 locuteurs par village (cf. aussi le tableau 4, p. 68) :

Dialecte	Village	Nombre d'informateurs
Badiot	San Leonardo	6
	San Martin de Tor	6
	La Valle	6
Marebban	San Vigilio	6
	Pieve di Marebbe	7
Gardenais	Ortisei	7
	Selva Gardena	7

Ill. 29 – Nombre d'informateurs par village.

Dans ce qui suit, nous nous proposons d'établir si, entre différents villages situés à l'intérieur d'une seule zone dialectale, il y a des différences statistiquement significatives par rapport à l'insertion de l'infixe.

Des données présentées dans le tableau 30, il s'avère que, pour ce qui concerne la zone 'badiotte', la catégorie 'sans infixe' est le moins représentée à San Martino (42,1 % des réponses) et le plus représentée à La Valle (45,1 % des réponses) ; inversement, la catégorie 'avec infixe' occupe le pourcentage le plus élevé des réponses à San Martino di Badia (51,5 % des réponses) et le pourcentage le moins élevé à San Léonardo (50,1 % des réponses).

Quant aux villages marebbans, à Pieve di Marebbe on conjugue plus de verbes 'sans infixe' (51,4 % des réponses) et moins de verbes 'avec infixe' (43.7 % des réponses) qu'à San Vigilio (respectivement 43,5 % et 50 % des réponses).

Finalement, à l'intérieur du Val Gardena, la catégorie 'sans infixe' est le mieux représentée à Selva Gardena (54,7 % des réponses) et dans une moindre mesure à Ortisei (48,6 % des réponses) ; inversement, la catégorie 'avec infixe' est le plus populaire à Ortisei (45,4 % des réponses) et le moins populaire à Selva Gardena (43,9 % des réponses).

En général, nous pouvons en conclure que les différences entre les villages situés à l'intérieur d'une même vallée sont minimales, surtout pour ce qui concerne les trois villages badiots (San Leonardo *vs.* San Martin *vs.* La Valle), pour lesquels les trois distributions sont quasiment identiques :

				Réponses données par les informateurs			TOTAL
				Sans infixe	Sans/ avec infixe	Avec infixe	
Variété ladine parlée par les informateurs	Badiot	San Leonardo	Fr. abs.	307	40	348	695
			Fr. rel.	44,2 %	5,8 %	50,1 %	100 %
		San Martin	Fr. abs.	290	44	355	369
			Fr. rel.	42,1 %	6,4 %	51,5 %	100 %
		La Valle	Fr. abs.	315	32	351	698
			Fr. rel.	45,1 %	4,6 %	50,3 %	100 %
	Marebban	San Vigilio	Fr. abs.	296	44	340	680
			Fr. rel.	43,5 %	6,5 %	50 %	100 %
		Pieve di Marebbe	Fr. abs.	405	39	344	788
			Fr. rel.	51,4 %	4,9 %	43,7 %	100 %
	Gardenais	Ortisei	Fr. abs.	288	36	269	593
			Fr. rel.	48,6 %	6,1&	45,4 %	100 %
		Selva Gardena	Fr. abs.	358	9	287	654
			Fr. rel.	54,7 %	1,4 %	43,9 %	100 %

Ill. 30 – Répartition des observations en fonction des villages auxquels appartiennent les informateurs.

En effet, si nous appliquons le test de khi-deux à ces données, il s'avère qu'il n'y a pas de différence statistiquement significative entre ces trois villages badiots. Nous obtenons une valeur χ^2 de 3,014, et $p = 0{,}555$. Par contre, quant aux villages marebbans, le test de khi-deux révèle une différence statistiquement significative entre Pieve di Marebbe et San Vigilio : $\chi^2 = 9{,}378$, $p = 0{,}009$ (et donc $p < 0{,}05$).

Toutefois, si on jette un coup d'œil sur les résidus standardisés obtenus pour ces deux villages (cf. tableau 31), on constate qu'aucun des résidus n'est significatif, ne dépassant jamais la valeur critique de ±1,96. C'est la raison pour laquelle l'association entre la différence San Vigilio *vs.* Pieve di Marebbe et la variation dans la répartition des réponses doit être relativisée (voire négligée?).

			Réponses données par les informateurs			TOTAL
			Sans infixe	Sans/ avec infixe	Avec infixe	
Villages des informateurs	San Vigilio	Fréquence observée	296	44	340	680
		Fréquence théorique	324,7	38,4	316,8	680
		Résidu standardisé	-1,6	-0,9	1,3	
	Pieve di Marebbe	Fréquence observée	405	39	344	788
		Fréquence théorique	376,3	44,6	367,2	788
		Résidu standardisé	1,5	-0,8	-1,2	
TOTAL		Fréquence observée	701	83	684	1468
		Fréquence théorique	701	83	684	1468

Ill. 31 – Répartition des réponses (fréquences observées et théoriques, résidus standardisés) en fonction du village (marebban) des locuteurs.

En effectuant le test de khi-deux pour les deux villages gardenais, à savoir Selva et Ortisei, nous obtenons une valeur χ^2 de 21,435, significative à p = 0,000. Pour ce qui concerne l'intensité de l'association entre les deux variables (variation micro-dialectologique entre Selva et Ortisei *vs.* distribution des réponses), la valeur V est de 0,092 (et donc proche de zéro), ce qui indique que le rapport est, en dépit de sa significativité, plutôt faible.

Du tableau de contingence 32, présenté ci-dessous, il résulte qu'il n'y a que deux résidus standardisés qui sont significatifs et qui dépassent donc la valeur critique de ±1,96. Les résidus concernés se situent tous les deux dans la catégorie de réponse 'sans/avec infixe'. À Ortisei, cette catégorie contient significativement plus de réponses (+3,2) que prévu ; par contre, à Selva Gardena, cette catégorie contient significativement moins de réponses que prévu (-3,0).

Pour ce qui concerne les autres catégories de réponses, 'sans infixe' et 'avec infixe', les fréquences observées ne diffèrent pas significativement de ce qui est prévu sur la base de l'hypothèse nulle, d'où on peut conclure que, pour ces deux catégories de réponse, l'appartenance aux villages de Selva/Ortisei ne modifie pas de façon significative le nombre d'observations.

			Réponses données par les informateurs			TOTAL
			Sans infixe	Sans/ avec infixe	Avec infixe	
Villages des informateurs	Ortisei	Fréquence observée	288	36	269	593
		Fréquence théorique	307,2	21,4	264,4	593
		Résidu standardisé	-1,1	3,2	0,3	
	Selva Gardena	Fréquence observée	358	9	287	654
		Fréquence théorique	338,8	23,6	291,6	654
		Résidu standardisé	1	-3	-0,3	
TOTAL		Fréquence observée	646	45	556	1247
		Fréquence théorique	646	45	556	1247

Ill. 32 – Répartition des réponses (fréquences observées et théoriques, résidus standardisés) en fonction du village (gardenais) des locuteurs.

Nous pouvons donc résumer les observations qui précèdent de la manière suivante : (a) apparemment la différence entre les villages badiots (San Martino in Badia – La Valle – San Leonardo) n'affecte pas significativement la répartition des réponses ; en d'autres termes, pour les trois villages badiots, les réponses sont réparties de façon homogène (c.-à-d. sur la base de l'hypothèse nulle) ; (b) pour ce qui concerne le dialecte marebban, bien que le résultat du test de khi-deux se soit avéré significatif ($\chi^2 = 9{,}378$, $p < 0{,}01$), on n'a pas pu identifier de résidus standardisés significatifs – cette contradiction laisse présager qu'un éventuel rapport entre la différence San Vigilio-Pieve et la répartition des réponses doit être relativisé, voire rejeté ; (c) pour le gardenais aussi, le test de khi-deux était significatif ($\chi^2 = 21{,}435$ ($dl = 2$), $p < 0{,}01$) et l'analyse *post-hoc* des résidus standardisés dans le tableau de contingence montre que les écarts significatifs par rapport à l'hypothèse nulle se situent surtout dans la catégorie intermédiaire 'sans/avec infixe' : à Ortisei cette catégorie contient significativement plus de réponses que prévu, et, inversement, à Selva cette catégorie contient significativement moins de réponses que prévu.

Finalement, nous confronterons ces mêmes données au test de Kruskal-Wallis/Mann-Whitney, afin de déterminer si entre les différents villages appartenant à une seule zone dialectale il y a des différences statistiquement significatives quant aux niveaux totaux des scores. Pour ce qui concerne le badiot, la non-significativité du test de khi-deux correspond à la non-significativité du test de Kruskal-Wallis ($H = 0{,}709$, $p = 0{,}702$) : entre les trois villages

examinés, il n'y a donc pas de différence dans la répartition des réponses, ni de différence dans le total des scores obtenus. Par contre, pour le marebban, en comparant le niveau total des scores obtenus à Pieve avec le niveau total des scores obtenus à San Vigilio, nous obtenons une valeur *U* (Mann-Whitney) de 247861,000, une cote *z* de -2,787, et $p = 0{,}005$. Sur la base des moyennes des rangs (764,00 pour San Vigilio ; 709,04 pour Pieve di Marebbe), nous pouvons conclure qu'à San Vigilio le score total obtenu est significativement plus élevé que celui obtenu à Pieve di Marebbe. Concrètement, cela signifie donc que les locuteurs de San Vigilio donnent significativement plus de réponses 'élevées' (donc se rapprochant plus de 5, 'avec infixe') que les locuteurs de Pieve di Marebbe. Cependant, en calculant l'effet, nous obtenons une valeur de -0,07, ce qui indique une différence statistiquement significative mais tout de même très 'subtile'. En dernier lieu, quant au gardenais, le test de Mann-Whitney révèle qu'il n'y a pas de différence significative entre Selva et Ortisei en ce qui concerne le niveau total des scores obtenus ($U = 185909{,}000$, $p = 0{,}152$). Cependant, sur la base du test de khi-deux ($\chi^2 = 21{,}435$, $p = 0{,}000$), on avait pu constater qu'il y avait, entre les deux villages gardenais, une différence significative en ce qui concerne la répartition des réponses. Concrètement, la non-compatibilité des deux résultats (χ^2 significatif *vs.* *U* non-significatif) implique qu'entre les deux villages concernés il n'y pas de différence quantitative quant aux niveaux des réponses (les niveaux totaux/sommes des scores/rangs ne diffèrent pas de façon significative), mais que, par contre, dans les deux villages, les répartitions des réponses sont significativement différentes.

En général, pour ce qui concerne la variation micro-dialectale, nous pouvons conclure que le badiot constitue une variété homogène par rapport à l'insertion de l'infixe, puisqu'il s'est avéré qu'il n'y a pas de différences significatives entre les trois villages enquêtés (San Martino, San Leonardo, La Valle). Quant au marebban, le résultat du test de khi-deux étant ambigu ($p < 0{,}05$, mais *absence* de résidus standardisés significatifs), nous avons quand même pu constater, au moyen du test de Mann-Whitney, qu'à San Vigilio on attribue plus de scores élevés aux verbes (donc plus vers 5, 'avec infixe') qu'à Pieve di Marebbe. Pour ce qui concerne le gardenais, la significativité du test de khi-deux implique qu'il y a une différence substantielle entre Selva et Ortisei quant à la répartition des réponses. En fonction des résidus standardisés, nous pouvons dire que le 'locus' de cette différence se situe surtout dans la catégorie 'sans/avec infixe', qui, à Ortisei contient significativement *plus* de réponses que prévu et à Selva significativement *moins* de réponses que prévu. Donc : homogénéité par rapport à l'insertion de l'infixe en badiot ; diversification très subtile (cf. les valeurs des effets) entre les villages pour le gardenais et le marebban. En jetant encore un coup d'œil sur la carte 29 présentée au début

de cette section, il est clair que la distance entre les villages ne joue aucun rôle : malgré le fait que pour le badiot les distances mesurées entre les villages soient plus grandes que pour les deux autres variétés, on n'a pas pu y identifier de différences significatives par rapport à l'insertion de l'infixe.

7. Conclusions

Dans cette contribution, nous nous sommes proposé de vérifier si des facteurs sociaux et géolinguistiques interviennent de façon significative dans la (non-)insertion de l'infixe dans les verbes de la première conjugaison du ladin dolomitique. À partir d'un corpus constitué de 8215 indicatifs présents (troisième personne du singulier), c.-à-d., le total des réponses fournies par nos 77 informateurs pour les 141 infinitifs qui leur étaient proposés, nous avons examiné, de façon successive et à l'aide de deux types de tests statistiques (khi-deux et Kruskal-Wallis/Mann-Whitney), si le mécanisme de l'infixation verbale peut être mis en rapport avec l'âge des locuteurs (§ 5.1), avec leurs affinités avec le ladin (§ 5.2), avec leur sexe (§ 5.3), le dialecte qu'ils parlent (§ 6.1) et, finalement, leur village de résidence (§ 6.2). Il s'est avéré que, à l'exception de l'opposition masculin *vs.* féminin, les facteurs sociaux et géolinguistiques susmentionnés jouent effectivement un rôle significatif dans le mécanisme de l'infixation verbale et que, par conséquent, ils rendent compte – bien que dans une mesure plutôt restreinte (cf. les valeurs d'effet/d'intensité qui se sont avérées toujours relativement basses) – de la variabilité dans les réponses (cf. § 3, et le répertoire présenté dans l'annexe 1 aux pages 34-35). Dans l'annexe 2, nous avons présenté deux tableaux récapitulatifs (khi-deux dans le tableau 33 et Kruskal-Wallis dans le tableau 34), qui contiennent les résultats principaux de tous les tests effectués. Nous en synthétiserons les points les plus importants.

Tout d'abord, quant à la variable de l'âge des locuteurs, nous avons montré que le mécanisme de l'insertion de l'infixe dans les verbes de la première conjugaison est le moins productif chez les locuteurs les plus jeunes : il s'est avéré que nos informateurs entre 12 et 30 ans sont moins enclins à utiliser l'infixe. Ceci suggère que nous avons affaire à un processus morphologique archaïque, en proie au déclin chez la plus jeune génération. Le 'sommet' de l'emploi de l'infixe est atteint dans la fourchette d'âge intermédiaire, les informateurs entre 31 et 50 ans. À première vue, ceci pourrait nous étonner parce qu'on s'attendrait à ce que les informateurs les plus âgés (+50 ans) soient plus portés à employer l'infixe que les informateurs d'âge moyen. Cependant, il est apparu que la différence entre la fourchette 31-50 ans et +50 ans doit être cherchée non pas dans la catégorie 'avec infixe', mais surtout dans la

catégorie intermédiaire 'sans/avec infixe' : la première position occupée par la fourchette d'âge 31-50 ans dans le test de Kruskal-Wallis est due non pas au fait que ces locuteurs conjuguent plus de verbes 'avec infixe', mais plutôt au fait qu'ils admettent plus souvent la double possibilité 'sans/avec infixe'. Ou, pour le dire autrement, la deuxième position occupée par la fourchette d'âge +50 dans le test de Kruskal-Wallis est à attribuer au fait que ces locuteurs sont moins hésitants (ou tolérants) face à la (non-)insertion de l'infixe. En général, on pourrait résumer les comportements des différentes fourchettes d'âge par rapport à la (non-)insertion de l'infixe de la façon suivante, tout en conservant leur ordre établi suite au test de Kruskal-Wallis/Mann-Whitney (de 'plus' vers 'moins' infixe) :

(1) 31-50 ans : relativement beaucoup d'hésitation (catégories intermédiaires) et relativement peu de réponses 'sans infixe'.

(2) +50 ans : relativement peu d'hésitation, c.-à-d. peu de réponses dans les catégories intermédiaires.

(3) 12-30 ans : relativement beaucoup de réponses 'sans infixe' et peu d'hésitation (catégories intermédiaires).

Pour ce qui concerne la variable des 'origines' des locuteurs, le test de khi-deux a montré que le seul groupe 'déviant' est celui constitué par les (deux) informateurs qui ont appris le ladin en tant que deuxième ou troisième langue à l'école. Plus particulièrement, il s'est avéré que ces locuteurs conjuguent significativement moins de verbes 'sans infixe' et hésitent significativement plus entre la double forme 'sans/avec infixe'. Comme nous l'avons dit, ceci n'est guère surprenant : il est logique que les locuteurs qui sont moins familiarisés avec le ladin soient aussi plus hésitants face à la (non-)insertion de l'infixe et que le paradigme 'sans infixe' soit ressenti (sans doute trop) facilement comme étant caractéristique de l'italien ou de l'allemand, ce qui fait que l'on préfère l'infixe qui ajoute une tonalité 'ladinisante' à la forme verbale (on se trouverait donc devant un cas d'hypercorrection). En comparant les résultats de khi-deux à ceux obtenus au moyen du test de Kruskal-Wallis/Mann-Whitney, on peut résumer l'attitude des groupes d'origine face à la (non-)insertion de l'infixe de la manière suivante (de 'plus' vers 'moins' infixe) :

(1) Ladin appris à l'école : relativement peu de réponses 'sans infixe', beaucoup d'hésitation (catégories intermédiaires).

(2) Ladin 'DOC' = 'Ladin+italien/allemand en famille' : distributions conformes aux attentes (pas de résidus standardisés significatifs).

Quant à la variable 'macro-dialectale', il s'est avéré que la zone examinée peut être subdivisée en quatre groupes dialectaux qui se distinguent significa-

tivement quant au niveau total des réponses obtenues. Par ordre descendant (de 'plus' vers 'moins' infixe), il s'agit de :

(1) Badiot = marebban : relativement peu de réponses 'sans infixe' et beaucoup de réponses 'avec infixe'.

(2) Marebban = gardenais : ibid.

(3) Fodom : distribution conforme aux attentes (pas de résidus standardisés significatifs).

(4) Collais = cazet = moenat = ampezzan = brach : relativement beaucoup de réponses 'sans infixe' et peu de réponses 'avec infixe'.

On a vu que le plus grand écart quant aux niveaux totaux des scores se situe entre le groupe constitué par le badiot, le marebban, et le gardenais d'une part et le groupe constitué par le cazet, le moenat, l'ampezzan et le brach d'autre part (cf. la valeur d'effet de -0,29), avec le fodom occupant une position intermédiaire. Dans le premier groupe, le mécanisme de l'insertion de l'infixe s'est avéré relativement populaire ; dans le deuxième groupe, l'infixation était beaucoup moins représentée. À cet égard, nous avons soutenu que cette 'bipartition' des zones dialectales par rapport à l'insertion de l'infixe doit être interprétée à la lumière du différent contexte politique, social et administratif des zones respectives. En plus, il est apparu que, dans les variétés du fassan et en ampezzan aussi, le mécanisme de l'infixation est à la base d'un phénomène de diversification sémantique, et plus particulièrement aspectuelle. Au niveau 'micro-dialectal', nous avons constaté que les différences entre les villages situés à l'intérieur d'une même zone dialectale sont minimes. Pour le badiot, il s'agit d'une homogénéité complète (aussi bien au niveau du test de khi-deux qu'au niveau du test de Kruskal-Wallis/Mann-Whitney) entre les trois villages (San Martino, La Valle, San Leonardo) examinés ; pour le gardenais (Ortisei *vs.* Selva) et le marebban (Pieve di Marebbe *vs.* San Vigilio) on a pu discerner de légères différences entre les villages examinés. Il nous semble difficile d'intégrer cette différentiation micro-dialectale que nous avons identifiée en marebban et en gardenais par rapport à l'insertion de l'infixe dans un cadre plus général.

En guise de conclusion à cette étude statistique, nous pouvons dire que la variabilité générale du mécanisme de l'infixation verbale en ladin dolomitique peut être définie et expliquée – dans une mesure relativement limitée (cf. les valeurs d'effet) mais toutefois statistiquement significative – par une série de variables sociales et géolinguistiques. Dans la suite de nos recherches, nous compléterons cette analyse par l'examen de l'impact des facteurs *intralinguistiques* sur l'insertion de l'infixe (cf. *supra*, § 3, p. 70). Finalement, la prise en compte des facteurs (extra- et intra-linguistiques) devrait aboutir au

développement d'un modèle exhaustif, permettant de prédire, à partir de l'ensemble des variables, la (non-)insertion de l'infixe dans les verbes de la première conjugaison ladine.

Katholieke Universiteit Leuven /
FWO-Vlaanderen Claire MEUL

Annexe 1 : Tripartition (en fonction de la (non-)insertion de l'infixe) du répertoire de verbes ladins de la première conjugaison.

Les 141 verbes ladins de la première conjugaison se distribuent comme suit :

(1) Uniquement *sans* infixe[44] :

(1a) 16 verbes *toujours* (c.-à-d. par *tous* nos informateurs) conjugués *sans* infixe :

gard. *adurv-*, bad./mar. *ador-*, fod. *dour-*, coll. *duor-*, amp./moen. *dor-*, br./caz. *dur-* "utiliser"

gard./bad./mar. *cherd-*, br./caz./moen. *crid-* "crier, appeler"

gard./bad./mar./fod./amp./br./caz./moen. *ciant-*, coll. *cent-* "chanter"

br./caz./moen. *coman-* "commander"

gard./bad./mar. *cunt-*, fod./coll./amp./br./caz./moen. *cont-* "raconter/compter"

gard./bad./mar./fod. *(n)dessen-* "(se) fâcher"

gard./bad./fod./coll./br./moen. *devent-*, mar. *dont-*, amp. *deent-*, caz. *dovent-* "devenir"

coll./amp./br./caz. *imbroi-* "tromper"

br./caz./moen. *(e/i)ndrez-* "organiser"

gard./bad./mar./fod./br./caz./moen./amp./coll. *lasc-* "laisser"

bad. *laur-*, mar./fod./coll./moen. *laor-*, amp. *lour-*, br./caz. *lur-* "travailler"

gard./bad./fod./coll./amp./br./caz./moen. *salud-*, mar. *salüd-* "saluer"

gard./bad./fod./coll./br./caz./moen. *scus-*, mar. *scüs-* "plaire"

fod./amp./moen. *sporc(h)-*, coll. *sporc-* "salir"

gard./fod./coll./br./caz./moen. *spud-*, bad. *spod-*, mar. *spöd-*, amp. *sbut-* "cracher"

br./caz./moen. *zac(h)-* "mâcher"

---

[44] Pour les verbes *coman-* "commander", *imbroi-* "tromper", *(e/i)ndrez-* "organiser", *sporc(h)-* "salir" et *zac(h)-* "mâcher", le nombre de réponses était relativement bas (respectivement 15, 13, 14, 18 et 14 réponses). Ceci est à attribuer à deux raisons: (1) les verbes *coman-*, *sporc(h)-* et *imbroi-* ont été proposés à un nombre limité d'informateurs vu qu'ils n'ont été ajoutés aux listes que dans une phase ultérieure des enquêtes (cf. note 19); (2) les verbes *(e/i)ndrez-* et *zac(h)-* n'ont été proposés qu'aux informateurs du Val di Fassa, vu que dans les autres dialectes ladins on utilise d'autres verbes pour exprimer la même signification (respectivement *organis-* "organiser", *masti-* "mâcher", *ciaugn-* "mâcher").

(1b) 10 verbes *quasiment toujours* (c.-à-d. par plus de 95 % de nos informateurs) conjugués *sans* infixe :

bad./mar./fod./coll./amp./br./caz./moen. *cambi-* "changer"

bad./mar./fod./coll. *ciari-* "charger"

gard./bad./mar. *cumped-* "compter"

gard./coll. *davani-*, bad./mar. *davagn-*, bad./br./caz./moen. *vadagn-*, amp. *guadagn-* "gagner"

gard. *(e/i)mpurt-*, bad./mar./fod./coll./amp./br./caz./moen. *(e/i)mport-* "être important"

gard./bad./fod./coll./amp./br./caz./moen. *mud-*, mar. *müd-* "changer"

gard. *pri-*, bad./mar./fod. *peri-*, coll./amp./br./caz./moen. *pre-* "prier"

gard. *revin-*, gard./fod./coll./br. *ruin-*, bad. *rovin-*, mar. *rün-*, fod./amp./br./caz. *roin-* "ruiner"

gard./bad./mar./fod./coll./amp./br./caz./moen. *salv-* "sauver"

gard. *scibl-*, bad. *sciur-*, mar. *sciür-*, fod. *scïol-*, coll. *siol-*, amp. *sciubi-*, br./moen. *subi-*, caz. *scigol-* "siffler"

gard. *sfri-*, bad./mar. *sferi-*, coll./amp./br./caz./moen. *sfre-* "frotter, balayer"

gard. *sfurz-*, bad./mar./fod./coll./amp./br./caz./moen. *sforz-* "forcer"

bad./mar./fod./coll. *stim-* "obéir"

(2) Uniquement avec infixe :

(2a) 2 verbes *toujours* (c.-à-d. par *tous* nos informateurs) conjugués *avec* infixe :

gard./bad./mar./fod./coll./br./moen./caz. *passen-* "convenir, aller bien"

bad./mar./fod./coll./br./caz./moen. *plindern-* "saccager ; déménager"

(2b) 5 verbes *presque toujours* (c.-à-d. par plus de 95 % de nos informateurs) conjugués *avec* infixe :

gard./bad./mar. *aji-* "salir"

bad./mar./fod.albi-, amp. albis-, br./caz./moen. *albe-* "se lever (en parlant du jour)"

gard. *malterj-*, bad./mar. *martorj-*, fod. *martori-*, coll. *marturij-*, amp./br. *martoris-*, moen. *martiris-* "martyriser"

gard./bad./mar./fod./br./caz./moen. *puzen-* "nettoyer"

gard. *sangun-*, bad./mar./fod./coll./amp./br./caz./moen. *sangon-* "saigner"

(3) Sans et/ou avec infixe : 108 verbes (= 87,23 %), quelques exemples :

bad./mar./fod./coll./amp./br./caz./moen. *bazil-* "radoter"

gard. *blestem-*, bad./mar. *blastem-*, fod./caz. *bestemi-*, amp./coll. *bestem-*, br. *biastem-*, moen. *bestiem-* "jurer"

gard./bad./mar./fod./br./caz./moen./coll./amp. *alarm-* "alarmer"

gard./mar. *batul-*, bad./coll./amp./br./caz./moen. *batol-* "bavarder"

gard./mar./bad./fod./br./caz./moen./coll./amp. *critic(h)-* "critiquer"

gard./mar./bad./fod./br./caz./moen./coll./amp. *lament-* "(se) lamenter"

Annexe 2 : Tableaux récapitulatifs pour tous les tests (khi-deux et Kruskal-Wallis/Mann-Whitney) qui ont été effectués :

		Total	V	Résidus standardisés
Âge		S	0,07	sans infixe : 12-30 ans (S+), 31-50 ans (S-)
				sans/avec infixe : 12-30 ans (S-), 31-50 ans (S+), +50 ans (S-)
				avec infixe : 12-30 ans (S-)
Origine		S	0,05	sans infixe : ladin appris à l'école (S-)
				sans/avec infixe : ladin appris à l'école (S+)
Sexe		NS		
Dialecte		S	0,21	sans infixe : bad. (S-), mar. (S-), gard. (S-), brach (S+), caz. (S+), moen. (S+), coll. (S+), amp. (S+)
				sans/avec infixe : gard. (S-), brach (S+), caz. (S+), amp. (S+)
				avec infixe : bad. (S+), mar. (S+), gard. (S+), brach (S-), caz. (S-), moen. (S-), coll. (S-), amp. (S-)
Village	Badiot	NS		
	Marebban	S	0,08	/
	Gardenais	S	0,09	sans/avec infixe : Ortisei (S+), Selva Gardena (S-)

Ill. 33 – Récapitulation des résultats des tests de khi-deux.

	II. Kruskal-Wallis/Mann-Whitney				
	Total KW	(Combinaisons de) Mann-Whitney		Effet (Mann-Whitney)	Classement (par ordre descendant) en fonction du niveau des scores
Âge	S	12-30 *vs.* 31-50 ans	S	-0,07	1. 31-50 ans
		12-30 *vs.* +50 ans	S	-0,04	2. +50 ans
		31-50 *vs.* +50 ans	S	-0,03	3. 12-30 ans

Origine		S	lad. 'DOC' *vs.* lad.+it./all. en famille	NS	/	1. Lad. appris à l'école 2. Lad. 'DOC' = Lad.+it./all. en famille
			lad. 'DOC' *vs.* lad. appris à l'école	S	-0,04	
			lad.+it./all. en famille *vs.* lad. appris à l'école	S	-0,17	
Sexe				NS		
Dialecte		S	bad. *vs.* mar.	NS		1. bad. = mar. 2. mar. = gard. 3. fod. 4. coll. = caz. = moen. = amp. = brach
			bad. *vs.* gard.	S	-0,07	
			mar. *vs.* gard.	NS		
			caz. *vs.* moen. *vs.* amp. *vs.* brach	NS		
			fod. *vs.* coll.	S		
			fod. *vs.* gard./mar.	S		
			fod. *vs.* gard.	S		
			fod. *vs.* mar.	S		
			coll. *vs.* caz./ moen./amp./brach	S		
			coll. *vs.* caz.	NS		
			coll. *vs.* moen.	NS		
			coll. *vs.* amp.	NS		
			coll. *vs.* brach	NS		
			bad./mar./gard./ fod. *vs.* coll./caz./ moen./amp./brach	S	-0,29	
Village	Badiot	NS				
	Marebban		Pieve *vs.* San Vigilio	S	-0,07	1. San Vigilio 2. Pieve di Marebbe
	Gardenais		Ortisei *vs.* Selva Gardena	NS		

Ill. 34 – Récapitulation des résultats des tests de Kruskal-Wallis/Mann-Whitney.

8. Références bibliographiques

Allen, A. Strachan, 1980. *The development of the inchoative suffix in Latin and Romance* (Ph.D., University of California), Ann Arbor, University Microfilms International.

Anderson, Stephen, 2008. « Phonologically conditioned allomorphy in the morphology of Surmiran (Rumantsch) », *Word Structure* 1, 109-134.

Bernardi, Rut, 2002. *Curs de gherdëina.Trëdesc lesions per mparé la rujeneda de Gherdëina. Tredici lezioni per imparare la lingua gardenese*, San Martin de Tor, Istitut Ladin "Micurà de Rü".

Blaylock, Curtis, 1975. « The Romance development of the Latin verbal augment *-sk-* », *Romance Philology* 28, 434-44.

Cancider, Luciano / Menardi, Elisabetta / Rita Menardi, 2003. *Grammatica ampezzana*, Cortina d'Ampezzo, Regole d'Ampezzo.

Chan, Yvonne / Roy P. Walmsley, 1997. « Learning and understanding the Kruskal-Wallis one-way analysis-of-variance-by-ranks test for differences among three or more independent groups », *Physical Therapy* 77/2, 1755-1761.

Chiocchetti, Nadia / Vigilio Iori, 2002. *Gramatica del ladin fascian*, Vigo di Fassa, Istitut Cultural Ladin "Majon di Fascegn".

Chiocchetti, Fabio / Nadia Valeruz, 1999. *Dizionèr talian – ladin fascian.* Vigo di Fassa, Istitut Cultural Ladin "Majon di Fascegn".

Colle, Liotta / Constantini, Angelo / Ernesto Majoni (e.a.), 1997. *Vocabolario Ampezzano.* Cortina d'Ampezzo, Cassa Rurale ed Artigiana di Cortina d'Ampezzo.

Cortelazzo, Manlio / Paolo Zolli, 1979-1990. *Dizionario etimologico della lingua italiana*, Bologna, Zanichelli.

Dell'Antonio, Giuseppe, 1972. *Vocabolario ladino moenese – italiano*, Trento, Gròp de Moena dell'Union di Ladins di Fassa e di Moena.

De Rossi, Hugo, 1999. *Ladinisches Wörterbuch. Vocabolario ladino (brach) – tedesco*, Vigo di Fassa, Istitut Cultural Ladin "Majon di Fascegn".

Di Fabio, Elvira Guida, 1990. *The morphology of the verbal infix* /-isk-/ *in Italian and in Romance* (Ph.D., Harvard University), Ann Arbor, University Microfilms International.

Diez, Friedrich, 1874-1876. *Grammaire des langues romanes*, Genève/Paris, Librairie A. Franck, 3 vol [édition originelle : *Grammatik der romanischen Sprachen*, Bonn, Weber, 1836-1844, 3 vol.].

Ellecosta, Lois (ed.) 2007. *La scora ladina*, Urtijëi, Comitê Provinzial por l'Evaluaziun dl sistem scolastich ladin.

Elwert, W. Theodor, 1943. *Die Mundart des Fassa-Tals*, Heidelberg, Winter.

Field, Andy, 2007. *Discovering statistics using SPSS*, Newbury Park, CA, Sage.

Forni, Marco, 2003. *Vocabuler tudësch – ladin de Gherdëina*, San Martin de Tor, Istitut Ladin Micurà de Rü.

Gartner, Theodor, 1879. *Die Gredner Mundart*, Linz.

Gartner, Theodor, 1883. *Raetoromanische Grammatik*, Heilbronn, Verlag von Gebr. Henninger.

Goebl, Hans, 1998-?. *Atlante linguistico del ladino dolomitico e dei dialetti limitrofi*, Wiesbaden, Reichert.

Job, Léon, 1893. *Le présent et ses dérivés dans la conjugaison latine d'après les données de la grammaire comparée des langues indo-européennes*, Paris, Bouillon.

Kramer, Johannes, 1976-1977. *Historische Grammatik des Dolomitenladinischen*, 3 vol, Würzburg, Wissenschaftlicher Verlag A.Lehmann.

Kramer, Johannes, 1988-1998. *Etymologisches Wörterbuch des Dolomitenladinischen*, 8 vol, Hamburg, Helmut Buske Verlag.

Lausberg, Heinrich, 1956-1962. *Romanische Sprachwissenschaft*, 3 vol ,Berlin, De Gruyter.

Lemelin, André, 2004. *Méthodes quantitatives des sciences sociales appliquées aux études urbaines et régionales*, Montréal, INRS-UCS.

Leumann, Manu, 1948. « Griechische Verba auf -ίζειν im Latein », in : *Mélanges de philologie, de littérature et d'histoires anciennes offerts à J. Marouzeau*, Paris, Belles Lettres, 371-384.

Maiden, Martin, 2003. « Verb augments and meaninglessness in Early Romance morphology », *Studi di Grammatica Italiana* 22, 1-61.

Maiden, Martin, 2005a. « La ridistribuzione paradigmatica degli "aumenti" verbali nelle lingue romanze », in : Kiss, Sandor / Mondin, Luca / Giampaolo Salvi (ed.), *Latin et langues romanes. Etudes de linguistique offertes à József Herman à l'occasion de son 80ème anniversaire*, Tübingen, Niemeyer, 431-440.

Maiden, Martin, 2005b. « Morphological autonomy and diachrony », in : Booij, Geert / Van Marle, Jaap (ed.), *Yearbook of Morphology 2004*, Dordrecht, Springer, 137-175.

Malkiel, Yakov, 1967. « Multiple versus simple causation in linguistic change », in : *To honor Roman Jakobson : Essays on the occasion of his seventieth birthday*, The Hague, Paris/Mouton, 1228-1246.

Malkiel, Yakov, 1973-1974. « New problems in Romance interfixation », *Romance Philology* 27, 204-255.

Malkiel, Yakov, 1977. « On hierarchizing the components of multiple causation », *Studies in Language* 1/1, 81-108.

Marchetti, Giuseppe, 1967. *Lineamenti di grammatica friulana*, Udine, Società filologica friulana.

Masarei, Sergio, 2005. *Dizionar fodom – talián – todësch*. Colle Santa Lucia, Istitut Cultural Ladin "Cesa de Jan" – SPELL.

Maurer, Th. Henrique Jr., 1951. « The Romance Conjugation in -ēsco (-īsco) -īre : Its Origin in Vulgar Latin », *Language* 27/2, 136-145.

Mazzel, Massimiliano, 1995. *Dizionario ladino fassano (cazet) – italiano*, Vigo di Fassa, Istitut Cultural Ladin Majon di Fascegn.

Meul, Claire, 2009a. « L'evoluzione dell'infisso latino *-idi-* nella morfologia verbale romanza : status quaestionis e approfondimenti in base ad una ricerca condotta sul ladino della Val Badia », *Italian Journal of Linguistics*, 21/2, 309-342.

Meul, Claire, 20010. « The intra-paradigmatic distribution of the infix *-i/esc-* from Latin to Modern Romance : morphomic patterning and beyond », *Morphology*, 20/1, 1-40.

Meul, Claire / Swiggers, Pierre, 2009. « Neología y Morfología variacional : verbos con infijo en el ladino dolomítico », *Revista de Investigación Lingüística* 12, 83-100.

Mischi, Giovanni, 2001. *Vocabolar TodëschLadin (Val Badia)*, San Martin de Tor, Istitut Ladin "Micurà de Rü".

Mourin, Louis, 1980. « L'infixe *-e-* des verbes de la 1re conjugaison en ladin du Val Gardena », *Studii şi cercetări lingvistice* 31, 585-589.

Mussafia, Adolf, 1883. *Zur Präsensbildung im Romanischen*, Wien, Kais. Akademie der Wissenschaften.

Pallabazzer, Vito, 1989. *Lingua e cultura ladina. Lessico e Onomastica di Laste, Rocca Pietore, Colle S. Lucia, Selva di Cadore, Alleghe,* Belluno, Istituto bellunese di ricerche sociali e culturali.

Pallioppi, Zaccharia, 1868. *La conjugaziun del verb nel idiom romauntsch d'Engadin' Ota, sistemeda per creschieus e scolars pü avanzos*, Samedan, S. Fissler.

Pellegrini, Adalberto, 1974. *Grammatica ladino – fodoma con un'appendice sull'idioma*, Bolzano, Ferrari-Auer.

Rohlfs, Gerhard, 1966-1969. *Grammatica storica della lingua italiana e dei suoi dialetti*, Torino, Einaudi, 3 vol. [édition originelle : *Historische Grammatik der italienischen Sprache und ihrer Mundarten*, Bern, Francke, 1949-1954]

Rosenthal, Robert, 1991. *Meta-analytic procedures for social research* (2e éd.), Newbury Park, CA, Sage.

Rudes, Blair, 1980. « The functional development of the verbal suffix *+esc+* in Romance », in : Fisiak, J. (ed.), *Historical Morphology*, The Hague, Mouton, 327-348.

Siegel, Sidney / N. John, Castellan, 1988. *Nonparametric statistics for the behavioral sciences*, New York, McGraw-Hill.

Sturtevant, Edgar H., 1940. *The pronunciation of Greek and Latin*, Philadelphia, Linguistic Society of America, University of Pennsylvania.

Tagliavini, Carlo, 1926. *Il dialetto del Comelico*, Olschki, Genève.

Tekavčić, Pavao, 1972. *Grammatica storica dell'italiano*, 3 vol, Bologna, il Mulino.

Väänänen, Veikko, 1967. *Introduction au latin vulgaire*, Paris, Klincksieck.

Valentin, Daria, 2004. *Curs de ladin. Önesc leziuns por imparè le ladin dla Val Badia. Undici lezioni per imparare il ladino della Val Badia*, San Martin de Tor, Istitut Ladin "Micurà de Rü".

Valentin, Daria, 2008. *Curs de ladin. Önesc leziuns por imparè le ladin dla Val Badia. Elf Lektionen zum Erlernen des Gadertalischen*, San Martin de Tor, Istitut Ladin "Micurà de Rü".

Verra, Roland, 2008. « Die Entwicklung der drei Schulmodelle in Südtirol seit 1945 », *Ladinia* 32, 223-260.

Videsott, Paul / Guntram A. Plangg, 1998. *Ennebergisches Wörterbuch – Vocabolar Mareo*, Innsbruck, Universitätsverlag Wagner.

Wilkinson, Hugh E., 2000. « Proto-Romance verb formation by suffixation », *Aoyama Journal of Business* 35/3, 157-174.

Yvia-Croce, Hyacynthe, 1979. *Grammaire corse*, Ajaccio, Éditions Cyrnos et Méditerranée.

Zamboni, Alberto, 1980-1981. « Un problema di morfologia romanza : l'ampliamento verbale in *-idio, -izo* », *Quaderni Patavini di Linguistica* 2, 171187.

Zamboni, Alberto, 1982-1983. « La morfologia verbale in *+sc+* e la sua evoluzione romanza : appunti per una nuova via esplicativa », *Quaderni Patavini di Linguistica* 3, 87-138.

Zamboni, Alberto 1983. « Note aggiuntive alla questione dei verbi in *-isco* », *Studi di grammatica italiana* 12, 231-237.