Lignes dialectométriques et isoglosses sur le domaine du montpelliérain

Autor(en): **Balmayer, Louis**

Objekttyp: **Article**

Zeitschrift: **Revue de linguistique romane**

Band (Jahr): **64 (2000)**

Heft 255-256

PDF erstellt am: **02.06.2024**

Persistenter Link: https://doi.org/10.5169/seals-400019

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Inhalten der Zeitschriften. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern.
Die auf der Plattform e-periodica veröffentlichten Dokumente stehen für nicht-kommerzielle Zwecke in Lehre und Forschung sowie für die private Nutzung frei zur Verfügung. Einzelne Dateien oder Ausdrucke aus diesem Angebot können zusammen mit diesen Nutzungsbedingungen und den korrekten Herkunftsbezeichnungen weitergegeben werden.
Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Die systematische Speicherung von Teilen des elektronischen Angebots auf anderen Servern bedarf ebenfalls des schriftlichen Einverständnisses der Rechteinhaber.

Haftungsausschluss

Alle Angaben erfolgen ohne Gewähr für Vollständigkeit oder Richtigkeit. Es wird keine Haftung übernommen für Schäden durch die Verwendung von Informationen aus diesem Online-Angebot oder durch das Fehlen von Informationen. Dies gilt auch für Inhalte Dritter, die über dieses Angebot zugänglich sind.

Ein Dienst der *ETH-Bibliothek*
ETH Zürich, Rämistrasse 101, 8092 Zürich, Schweiz, www.library.ethz.ch

http://www.e-periodica.ch

LIGNES DIALECTOMÉTRIQUES ET ISOGLOSSES SUR LE DOMAINE DU MONTPELLIÉRAIN

1 – Quatre méthodes statistiques, à notre connaissance, ont été mises au point pour l'étude de l'espace dialectal à partir des atlas linguistiques. Il s'agit, par ordre chronologique de publication, de la méthode globale de H. Guiter (1971)[1], de la méthode dialectométrique de J. Séguy (1973)[2] et de celles de l'indice général d'identité (I.G.I.) et de l'indice relatif moyen de cohérence (I.R.M.C.) de H. Goebl (1976)[3]. Nous voudrions appliquer la première et la dernière, qui se complètent, à notre *Atlas linguistic dau montpelhierenc e dau lengadocian de la finala femenina -a*. L'ouvrage étant encore inédit nous en ferons une brève présentation. Le territoire, qui a fait l'objet d'enquêtes menées pour l'essentiel de 1980 à 1990 dans 172 localités, s'étend (carte n° 1) d'Agde (AG 0) à l'Hospitalet-du-Larzac (NA 1) et de Roujan (ROJ 0) au Rhône[4], soit sur près de

---

(1) Guiter (Henri), «Atlas et frontières linguistiques». *Les dialectes romans de France à la lumière des atlas régionaux*. Colloques nationaux du C.N.R.S., n° 390, Strasbourg 24-28 mai 1971. Paris, 1973, pp. 61-100.

(2) Séguy (Jean), **a** «La dialectométrie dans l'*Atlas linguistique de la Gascogne*». Revue de Linguistique romane, 37, pp. 1-24.
b *Atlas linguistique de la Gascogne*. Volume VI et complément, C.N.R.S., Paris, 1973.

(3) Goebl (Hans), **a** «La dialectométrie appliquée à l'A.L.F. (Normandie)». *Actes du XIVe Congrès international de Linguistique et de Philologie romanes*. Naples, 1974, pp. 69-84.
b «Atlas, matrices et similarités: petit aperçu dialectométrique» *Computers and the Humanities*. 16 (1982), North-Holland Publishing Company, pp. 69-84.

(4) Liste des cantons. Les sigles sont ceux qui figurent sur les cartes.

Aveyron.
CO Cornus.
NA Nant.

Gard.
AI Aigues-Mortes.
AL Alès.
AM Saint-Ambroix.
AN Anduze.
AR Aramon.
BA Bagnols-sur-Cèze.

Hérault.
AG Agde.
ANI Aniane.
BED Bédarieux.
CA Castries.
CAI Le Caylar.
CL Claret.
CLA Clermont-l'Hérault.
FL Florensac.
FR Frontignan.

8150 km². Il couvre une aire continue, à quelques localités près, où le [-a] final atone roman se maintient avec ce timbre, alors qu'à la périphérie, au moins en finale absolue, il passe à [-å], [-ǫ] ou [-ə]. À l'intérieur de cette zone cependant on trouve |-ǫ| à Uzès (US 0), [-ə] à Lunel (LUL 0), Sommières (SO 0) et Gallargues-le-Montueux (VA 2). L'atlas comprend 1123 cartes regroupées selon l'intérêt principal de chacune d'elles en trente et une sections, elles-mêmes réparties en deux chapitres qui concernent, l'un la morphosyntaxe (654 cartes), l'autre le vocabulaire.

Sur la carte n° 1 figurent quelques isoglosses qui dorénavant seront désignées entre | | comme indiqué ci-dessous. Elles se réfèrent à des traits dialectaux bien connus et sont, parmi les plus nettes d'abord, |-a| en finale absolue opposé aux réalisations différentes citées plus haut; |b| opposé à [v]; |-ṛ-| intervocalique simple, apical, qui peut également être réalisé [d] ou s'amuir totalement, face à [r] vélaire; |ž| opposé à [dž] ou [tš]; et enfin |li| contre [lus] ou [ley], la ligne étant la même pour [las]. Nous avons pris pour ces isoglosses le tracé le plus fréquent, car bien entendu il y a des variations plus ou moins nombreuses en certains secteurs. Par exemple, à St-Geniès-des-Mourgues (CA 5) on a le plus souvent [v], mais [bèrmé] (ver de terre) et [bi] (vin). D'autres isoglosses sont plus incertaines, comme celle qui séparerait [n] de [ṅ] vélaire, nuance souvent peu accentuée et qu'il n'est pas toujours facile de saisir *à l'oreille* sur le terrain. D'autres traits encore, comme la chute de consonnes finales, et

---

BE Beaucaire.
CH Saint-Chapte.
GI Saint-Gilles.
IP Saint-Hypolite-du-Fort.
LE Lédignan.
LU Lussan.
MAM Saint-Mamert.
MA Marguerittes.
NI Nîmes.
PO Pont-Saint-Esprit.
QU Quissac.
RE Remoulins.
RO Roquemaure.
SA Sauve.
SO Sommières.
SU Sumène.
US Uzès.
VA Vauvert.
VE Vézenobres.
VI Le Vigan.
VIL Villeneuve-les-Avignon.
GA Ganges.
GIN Gignac.
LO Lodève.
LUS Lunas.
LUL Lunel.
MAR Saint-Martin-de-Londres.
MAT Les Matelles.
MAU Mauguio.
ME Mèze.
MO Montagnac.
MOR Montpellier.
PE Pezenas.
ROJ Roujan.
SE Servian.
SET Sète.

notamment celle de [–s] marque de pluriel aboutissent à des tracés variables et enchevêtrés.

Il n'est pas possible de faire figurer dans cet article toutes les données de base chiffrées, ni même le résultat de tous les calculs et nous nous contenterons de ceux qui nous paraissent les plus intéressants. Nous avons jugé inutile également de détailler les procédés qui figurent dans les ouvrages de Muller(5), Guiter ou Goebl cités en référence et on ne trouvera qu'un minimum de précisions pour les autres. Au terme de *limite* employé par les deux derniers auteurs nous substituons par prudence celui de *ligne dialectométrique*. Nous utilisons les symboles suivants: D désigne le nombre de différences ou *distance dialectale* soit entre deux points soit pour tout ou partie des segments qui relient les points deux à deux dans la triangulation. Il correspond à N chez Guiter. G est la *distance* géographique qui sépare deux localités; m signifie moyenne; s, écart type; z, écart réduit; med. médiane et mod. mode.

2 – *Application de la méthode globale de H. Guiter*. L'utilisation de la méthode globale sous sa forme originelle peut susciter quelque réticence dans le cas présent si on considère l'irrégularité du maillage des points d'enquête (due en partie à la difficulté qu'on éprouve parfois à rencontrer des témoins convenables et disponibles). On sait qu'il s'agit de compter une différence au maximum par segment de triangulation et par carte, sur une centaine de cartes au moins. 200 ont été ici tirées au sort, réparties dans les diverses sections de l'atlas, en proportion de l'importance numérique de ces dernières. À ces données brutes, exprimées en pourcentages on a appliqué uniquement la correction mise au point pour les atlas non exhaustifs de façon à obtenir D′, équivalent de N′ chez Guiter. On peut alors tracer le schéma n° 2 qui à première vue souligne la complexité des faits plutôt qu'il ne révèle des *limites* bien définies. Les lignes sont pour la plupart, selon la hiérarchie établie pour la méthode globale, du niveau des parlers et des sous-dialectes et en de nombreux cas elles enserrent, plus ou moins complètement, un petit nombre de localités, voire une seule comme dans le cas de Lunel (LUL 0) ou à un segment près comme pour Cabrières (MO 3) ou Gallargues-le-Montueux (VA 2). Cependant on note ici et là des tronçons de quelque longueur qui suivent le tracé des isoglosses, et en soi cela n'a rien de surprenant. Mais alors on est tenté de chercher s'il y a une relation directe

(5) Muller (Charles), *Initiation aux méthodes de la statistique linguistique*. Paris, Librairie Hachette, 1973.

entre les valeurs de D´ et les lignes isoglosses citées plus haut, ce qui donne le tableau n° 1.

Tableau n° 1

a	b	c	m	z	p	d	e
|ā|	88	3132	35,6	+ 9,185	0	1	1
|oe|	61	1793	29,4	+ 2,194	3/100	6	6
|b|	21	701	33,4	+ 3,347	8/10 000	4	4
|ž|	18	609	33,8	+ 3,313	1/1000	3	5
|ṛ|	22	751	34,1	+ 3,827	2/10 000	2	2
|lus|	29	952	32,8	+ 3,599	4/10 000	5	3
a.s.	285	6155	21,6	– 10,066	0		
Total	524	14093	29,9				

a: isoglosses, a.s. = autres segments. **b:** nombre de segments coupés. **c:** total de D´. **m:** moyenne. **z:** écart réduit de la moyenne. **p:** probabilité approchée d'obtenir une moyenne **m** d'écart réduit **z** en tirant au hasard parmi les 524 segments un échantillon de taille **b. d:** rang selon **m. e:** rang selon **z.**

Le total du nombre de segments est de 524 alors que la carte de triangulation n'en comporte que 478 parce que certains sont coupés par deux, voire trois isoglosses. Les moyennes de ces dernières sont supérieures à celles des autres segments réunis et à celle de l'ensemble. Elles se situent au niveau sous-dialectal sauf celle de |oe| qui est légèrement au-dessous. La distribution de D´ suit approximativement la loi normale(6) et en prenant pour hypothèse nulle une répartition régulière entre les 524 segments on voit que l'écart réduit des moyennes est hautement significatif sauf dans le cas de |oe| dont l'écart ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle avec autant d'assurance mais dont la probabilité se situe cependant au-dessous du seuil de 5 %. La méthode globale confirme donc le rôle joué ici par les isoglosses pour la délimitation d'aires dialectales et permet de les classer entre elles. Au reste les cartes qui accompagnent l'étude de Ch. Camps(7) dans laquelle il applique la méthode globale au

(6) En témoignent les paramètres suivants pour lesquels nous indiquons entre parenthèses ce qu'ils seraient si la distribution était parfaitement aléatoire: m = 26,9; méd. = 26; mod. = 22 (égaux entre eux); intervalles m +/– 2s/3; s; 2s; 3s: 49,8 % des valeurs; 68,7 %; 96,8 %; 99,2 % (50 %; 68 %; 95 %; 99,7 %).

(7) Camps (Christian), **a** «Limites linguistiques en Languedoc oriental». Actes du XVIIIe *Congrès international de Linguistique et de Philologie romanes*. Trèves 1986. Max Niemeyer Verlag, Tübingen, 1991.

b «Limites linguistiques dans le Biterrois». *Actes du 110e Congrès national des Sociétés savantes, Montpellier, 1985, Histoire médiévale*. T. II, pp. 229-239.

premier volume de l'*Atlas linguistique du Languedoc Oriental* de J. Boigontier montrent bien qu'une limite sous-dialectale, en quelques sections dialectales, suit parfaitement la limite [ˊa] de l'A.L.L.Or., à deux exceptions près: Roqueredonde (34-01) qui d'extérieur devient intérieur et Sorbs (34-10) pour lequel c'est l'inverse. Il en est de même pour la zone [ˊa] constituée par les points 30-10, 11 et 12. On trouvera de semblables correspondances dans *Limites linguistiques du Biterrois* et *Limites linguistiques d'après l'Atlas linguistique et ethnographique du Languedoc Occidental* du même auteur.

On est alors conduit à se demander si le trait qui définit chaque isoglosse suffit à expliquer l'écart qu'elle présente par rapport aux autres segments et d'une façon plus générale à se demander *ce qui se cache* derrière les lignes dialectométriques. Nous pouvons remarquer d'ores et déjà que l'importance de l'isoglosse |lus| ne saurait être due, au point de vue statistique, à un trait de morphosyntaxe qui n'est représenté que par un petit nombre de cartes parmi celles qui ont été tirées au sort (3 sur 200). Cela nous amène à modifier l'application de la méthode globale, mais d'abord à essayer d'éliminer le handicap que nous signalions au début du deuxième paragraphe, à savoir l'irrégularité du maillage.

3 – *Distance géographique et distance dialectale*. La méthode globale, comme les autres procédés dialectométriques, et selon l'expression de G. Tuaillon (1, p. 108), dans une remarque dont la suite, soit dit en passant, nous paraît moins convaincante) repose *sur le postulat que l'espace dialectal est un espace différencié de façon progressivement continue*. Pour H. Goebl encore (3a, p. 166) *la dialectométrie dispose à cause du quadrillage uniforme de ses données de base d'un énorme avantage sur d'autres sciences anthropométriques...* Y a-t-il donc un lien direct et mesurable entre la distance géographique et la distance dialectale qui séparent deux points? Nous avons demandé une réponse à l'une des méthodes statistiques qui permettent de comparer la distribution de deux variables de nature différente(8). Les distances géographiques (la longueur des segments) ont été mesurées en millimètres sur une carte au 1/700 000e, à 5 mm près, ce qui revient à distinguer des classes de 10 mm d'amplitude et à traiter cette

---

c «Limites linguistiques d'après l'*Atlas linguistique et ethnographique du Languedoc occidental.*» *Actes du XVIIe Congrès international de Linguistique et Philologie romanes* (Aix-en-Provence, 29 août - 3 septembre 1983). Vol. n° 6, Université de Provence – Jeanne Laffitte, Marseille, 1986, pp. 120-135.

(8) Grais (Bernard), *Méthodes statistiques*. Dunod, Paris, 1996.

variable continue en variable discrète. Les distances dialectales D constituent, exprimées en valeurs brutes (nombre de différences) une variable discrète qui devient continue lorsqu'elle est exprimée en pourcentages mais perd ce caractère si ceux-ci sont arrondis à l'unité voisine. Ces distances dialectales ont été rangées en classes d'amplitude 10. La distribution des 478 segments en fonction de G et de D est donnée dans le tableau n° 2.

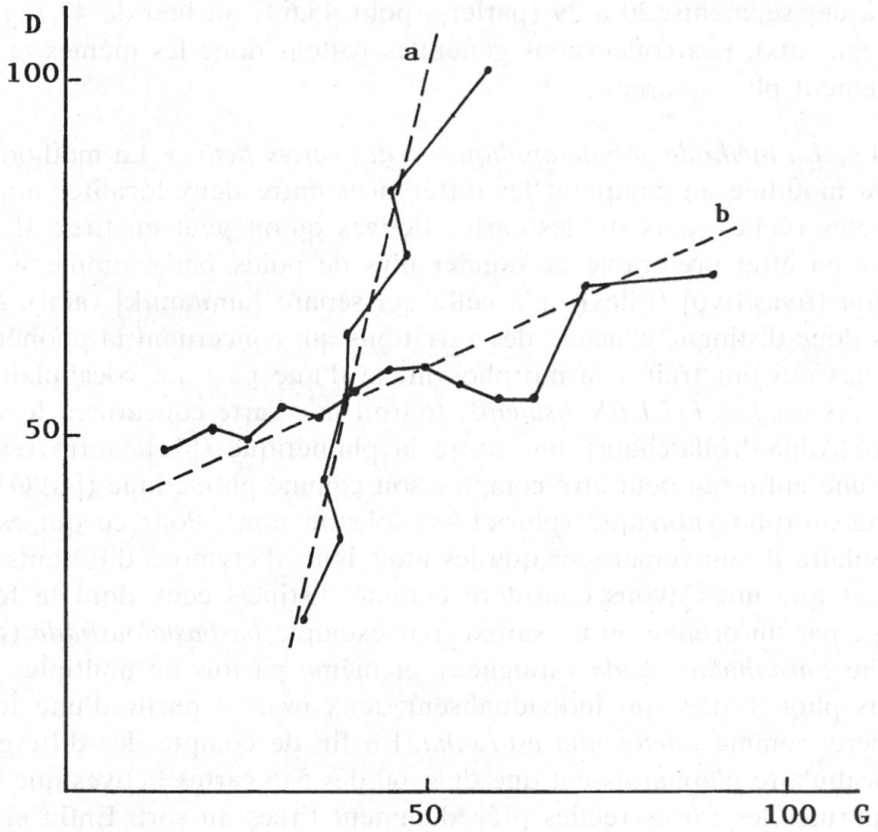
Tableau n° 2

	G	10 et 15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70 et 75	80 à 110	Tot.
D	centre	14	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	72	90	
– de 30	23,8	2	4	6	5	5	1	2	2	0	2	1	0	0	30
30 à 39	35,3	7	7	7	6	10	9	3	4	9	4	4	0	1	71
40 à 49	44,3	11	6	21	13	12	7	7	6	4	2	4	3	2	98
50 à 59	54,8	7	9	7	13	15	9	9	6	9	6	3	3	1	97
60 à 69	64,2	3	8	12	10	11	6	8	7	7	3	4	3	1	83
70 à 79	74,8	2	2	1	7	4	8	1	5	6	4	3	5	3	51
80 à 89	84,5	1	2	2	4	2	4	7	2	1	2	2	2	2	33
90 et +	101	0	0	1	0	2	0	1	3	2	0	0	3	3	15
Total		33	38	57	58	61	44	38	35	38	23	21	19	13	478

À partir de ce tableau on peut tracer un diagramme (tableau n° 3) dont l'aspect révèle au premier coup d'œil une corrélation partielle entre G et D. (Si les deux variables étaient indépendantes les droites d'ajustement seraient orthogonales entre elles et parallèles aux axes des coordonnées.)

On peut calculer également le rapport de corrélation, n, qui mesure l'intensité de la corrélation, variant de 0, lorsqu'il y a indépendance, à 1 quand il s'agit au contraire d'une liaison fonctionnelle. En l'occurrence n = 0,30 indique une liaison réelle mais relativement faible. En outre 9,10 % de la variance de D est expliqué par la courbe de liaison. Quant au coefficient de corrélation, r, d'un emploi plus sujet à caution ici puisque les deux variables ne suivent pas exactement la loi normale, il est égal à 0,261, ce qui va dans le même sens. En conclusion, les différences dialectales augmentent bien, à considérer l'ensemble du domaine, en fonction des distances qui séparent les localités, mais, comme il était prévisible, cela ne suffit pas, et de loin, à les expliquer.

Tableau n° 3



En abcisse et ordonnée, centres de classes. **a:** droite d'ajustement de G en D; **b:** de D en G.

Ces mêmes calculs permettent encore d'éliminer en grande partie l'impact de la distance géographique sur la distance dialectale. En effet, lorsque deux variables sont indépendantes leurs moyennes conditionnelles sont égales entre elles et égales à la moyenne marginale[8]. On peut donc calculer pour chaque classe de G le rapport entre la moyenne marginale et la moyenne conditionnelle, ce qui donne le *coefficient de correction c* appliqué aux valeurs de D pour obtenir Dc. La liaison entre G et Dc, si on utilise les mêmes procédés que ci-dessus apparaît alors comme négligeable: n = 0,06; r = 0,042; variance expliquée 0,36 %. À Dc nous pouvons appliquer en sus la correction pour les atlas non exhaustifs et la carte (non présentée ici) qu'on obtient alors montre bien qu'il y a quelques changements par rapport à la carte n° 2. Le niveau de la ligne dialectométrique est différent pour certains segments, mais les proportions restent sensiblement voisines: 50 et plus (dialectes différents) pour 0,6 % des seg-

ments au lieu de 0,2 %; 30 à 49 (sous-dialectes) pour 30,8 % au lieu de 30,5 % des segments; 20 à 29 (parlers) pour 45,6 % au lieu de 47,7 % (sur 478 segments). Les conclusions générales restent donc les mêmes et sont simplement plus assurées.

4 – *La méthode gobale appliquée à des cartes fictives*. La méthode est encore modifiée en comptant les différences entre deux localités non sur les cartes réelles mais sur les cartes fictives qu'on peut en tirer. Il nous semble en effet préférable de donner plus de poids, par exemple, à l'opposition [fíyas/fíyǫ] (filles) qu'à celle qui sépare [amí/amík] (ami). Nous avons donc distingué chacune des variations qui concernent la phonétique de celles qui ont trait à la morphosyntaxe d'une part, au vocabulaire de l'autre. Ainsi *Les FILLES disaient...* fournit une carte concernant le vocabulaire (filha/dròlla/chata), une autre la phonétique ([-́a]/–autre réalisation), une enfin qui peut être comptée soit comme phonétique ([-s]/Ø) soit comme morphosyntaxique (pluriel sensible ou non). Pour ce qui est du vocabulaire il faut remarquer que les mots issus d'étymons différents sont rares et que nous avons considéré comme distincts ceux dont la forme diverge par un préfixe ou un suffixe, par exemple *barbasta/barbuda* (gelée blanche), *aranha/aranhada* (araignée), et même parfois de multiples altérations phonétiques qui individualisent deux mots à partir d'une forme première, comme *esteliganha estiranha*. En fin de compte des différences de vocabulaire n'apparaissent que dans 60 des 545 cartes fictives que nous ont fournies les cartes réelles précédemment tirées au sort. Enfin et surtout, la prise en considération de cartes fictives présente l'avantage d'identifier les divergences et de permettre de les classer.

À ces nouvelles bases chiffrées nous avons appliqué les mêmes traitements que plus haut et à partir de Df, nombre brut de différences, obtenu Dfc, corrigé en fonction de G, et enfin D´fc qui tient compte du caractère non exhaustif de l'atlas. Il convient par ailleurs de modifier les seuils de classement des lignes dialectométriques. En effet le champ de la variable D´c va de 8 à 58, celui de la variable D´fc s'étend de 3 à 26. Si le nombre de cartes en passant d'un type de décompte à l'autre est multiplié par 2,725 le nombre total de divergences enregistrées passe seulement de 26 325 à 29 255, soit 1,111 fois plus. Bien entendu le rapport D/Df varie d'un segment à un autre mais pour calculer les nouveaux seuils susceptibles d'apparaître pour cet atlas, et ceux-là seuls, on se basera sur la valeur moyenne du rapport: les seuils établis par H. Guiter (1, p. 97) sont à diviser par 2,725/1,111, soit 2,453. On obtient finalement, et en arrondissant les résultats, une limite de parlers de 8 à 12 %, de sous-dialectes de 12 à 20 % et de dialectes de 20 à 32 %, ces fourchettes étant bien

entendu les seules qui nous intéressent ici. Au reste, la comparaison de traits différents entre langues de même famille, a fortiori de familles différentes, paraît plus difficile à réaliser en ce qui concerne la phonétique ou la morphosyntaxe.

Comme celle de D´ la distribution de D´fc est assez proche de la loi normale et si elle n'interdit pas l'utilisation de certains procédés statistiques elle permet de supposer que le hasard n'intervient pas seul. Voici d'ailleurs ce que devient la répartition en fonction des isoglosses: nous reprenons dans le tableau n° 4 la disposition et les symboles du tableau n° 1 (§ 2).

Tableau n° 4

a	b	c	m	z	p	d	e
|´a|	88	1381	15,7	+ 9,732	0	1	1
|oe|	61	765	12,5	+ 2,115	3/100	6	6
|b|	21	298	14,2	+ 3,1	2/1000	4	4
|ž|	18	263	14,6	+ 3,286	1/1000	3	3
|ṛ|	22	322	14,6	+ 3,667	2/10 000	2	2
|lus|	29	391	13,5	+ 2,689	7/1000	5	5
a.s.	285	2569	9,1	– 9,532	0		
Total	524	5989	11,4				

Le seul changement notable par rapport au tableau n° 1 est le passage de |lus| du 3e au 5e rang dans le classement en fonction de l'écart réduit.

On doit se demander cependant si le fait que certains segments soient coupés par plusieurs isoglosses ne modifie pas la moyenne de ces dernières de façon significative. Il convient donc de reprendre les calculs en éliminant chaque fois des données de ces segments les traits qui définissent les isoglosses *concurrentes*. Ainsi pour |´a| on omet les différences dues à [ü/oe] pour 5 segments coupés par |oe|; celles qui viennent de l'opposition [ṛ/r] pour un segment coupé par |ṛ|; etc. Cette précaution minimale montre que seules les isoglosses |´a|, |ž| et |ṛ| conservent dans ces conditions une moyenne significativement plus élevée que celle de l'ensemble des 524 segments.

5 – *Importance relative des traits dans la fragmentation dialectale*. Les calculs de ce paragraphe prennent simplement en compte les valeurs brutes Df. Le critère de classement est donné par la formule CxS/Df dans laquelle C représente le nombre de cartes fictives (545 pour l'ensemble, mais variable bien entendu, comme Df, en fonction des traits), S le

nombre de segments (478). Pour l'ensemble les 29256 divergences recensées représentent donc 11,2 % du maximum théorique. Elles se répartissent ainsi: 6,1 % sont dues à la phonétique, 3,4 % à la morphosyntaxe et 1,7 % au vocabulaire.

Quant aux traits phonétiques, les 15885 différences, sur un maximum théorique de 169212, se distribuent de la façon suivante:

1	[´a]/–autre	2,29 %	11	[e´/ i´]	0,27 %
2	[r/ṛ/d/Ø] interv.	1,13 %	12	[–tš, –k, –n/Ø]	0,24 %
3	[–s/–Ø]	1,06 %	13	[n/ṅ]	0,21 %
4	[oe/ü]	0,61 %	14	[´a/–ę́]	0,14 %
5	[r/ṛ] tte posit.	0,444 %	15	[aw–/u–]	0,12 %
6	[ž/dž/tš]	0,442 %	16	[å´/a´]	0,07 %
7	[–t/–Ø]	0,42 %	17	[–d–/–Ø–]	0,06 %
8	[ę./e]	0,39 %	18	[ãn/õn]	0,02 %
9	[b/v]	0,278 %		Total	8,46 %
10	[–l/–w]	0,277 %		Autres	0,92 %

Dans le tableau n° 5 nous envisageons la répartition des traits constitutifs de D et Df les plus importants en fonction des six isoglosses. En ce qui concerne les traits phonétiques pris séparément (deuxième partie du tableau) nous n'avons retenu que ceux qui font l'objet de plus de 5 cartes fictives. Pour [aw´/u´], [ṛ/r] non intervocalique et [–á/–ę́] les calculs n'ont

Tableau n° 5

Isoglosses	|´a|	|oe|	|b|	|ž|	|ṛ|	|lus|
Traits						
morph.			+ 5,8			+ 14
voc.		+ 2,1		+ 2		+ 2,5
phon.	+ 8,7				+ 4,9	
[r/ṛ/d/Ø]		+ 4,5		+ 11,5		
[–s/–Ø]			+ 5,8		+ 3,7	+ 2,2
[e´/ i´]				+ 3,5		
aut. cons. fin./Ø			+ 13,1		+ 3,6	
[ę/e]		+ 3,1	+ 2,8		+ 4,4	+ 8,1
[aw´/u´]		+ 2,9				+ 3,9
[n/ṅ]						+ 18,4
[–l/–w]						+ 5,5
[r/ṛ] tte posit.				+ 3,8		
[–á/–ę́]		+ 2,1	+ 3,5			
Classement	6	2	2	4	4	1

été effectués que pour les isoglosses qui traversent les zones réduites dans l'espace et bien délimitées où ces oppositions se font jour. Les traits qui définissent les six isoglosses et ne sont guère représentés en dehors de ces dernières n'apparaissent pas, bien entendu, dans le tableau. L'hypothèse nulle est une répartition régulière des différences introduites par les traits ou les ensembles de traits entre les segments coupés par les isoglosses, à l'exclusion des autres et les seuls résultats retenus ici sont ceux qui offrent un écart réduit positif à partir du minimum z = 2 auquel correspond une probabilité égale ou inférieure à 5 %. La dernière ligne du tableau donne le classement des isoglosses en fonction du nombre d'écarts positifs significatifs dans la distribution des traits phonétiques envisagés individuellement.

On voit que le nombre de différences dues à la morphosyntaxe est particulièrement significatif pour |b| et |lus| alors que le vocabulaire ne présente guère d'écart acceptable que pour |lus|. L'écart réduit de la phonétique est particulièrement significatif pour |ṛ| et plus encore pour |-´a|, mais dans ce dernier cas il ne se dégage aucun trait au-dessus des autres dans la seconde partie du tableau. On remarque encore qu'un phénomène aussi diffus dans l'espace que la chute du –s final après syllabe atone se voit marquer particulièrement |lus|, atteint son maximum pour |b| et joue encore un rôle important pour |ṛ|. C'est dire qu'on peut assigner à l'opposition [–s/–Ø] le même tracé que pour [b/v]. La divergence [–l/–w] dont l'isoglosse est mouvante sur les cartes individuelles affecte essentiellement |lus|. Etc.

On se demandera d'autre part si une isoglosse, une fois éliminé le trait qui la définit, présente encore une différence significative avec l'ensemble des 524 segments dont on aura omis successivement, bien entendu, les mêmes traits. Les calculs ont été effectués à partir de D´fc en évaluant les paramètres de la distribution des 524 segments à partir d'un échantillon représentatif de 50. Les conclusions sont d'ailleurs les mêmes si on se base directement sur Df. On constate alors que |-´a|, |oe| et |ṛ|, sans le trait qui les définit ne présentent pas d'écart significatif, loin de là, les probabilités se situant entre 70 et 90 chances sur cent. |b| ne présente un écart aléatoire avec l'ensemble que si on élimine, outre le trait [b/v] la divergence [–s/–Ø]. Pour |ž| il convient de supprimer [ž/dz/tš], [ü/oe] et [ṛ/r] non intervocalique. Pour |lus| enfin c'est la suppression de [-´a]/–autre qui permet d'aboutir au même résultat. Mais cela ne signifie pas, bien entendu, que seuls les traits éliminés expliquent les résultats significatifs mentionnés au paragraphe 3, tableau n° 4.

6 – *Application de la méthode de l'I.R.M.C.* Rappelons que cette méthode consiste à relever pour chaque localité et chaque carte réelle ou fictive le nombre n de points qui ont en commun avec elle le même trait dialectal. L'indice est donné par la formule N/(CxP) dans laquelle N représente la somme des termes (n + 1), C le nombre de cartes dépouillées (ici 250 cartes fictives prises dans un échantillon de 120 cartes réelles tirées au sort de la même façon que pour la méthode globale) et P le nombre total de localités prises en compte. Cet indice peut être présenté sous forme de pourcentage. Nous n'avons pas poussé au-delà de 250 cartes fictives parce que à partir de 180 l'indice ne varie pas de plus de 1 %. Les résultats, qui se regroupent en moins d'une vingtaine de valeurs figurent dans le tableau n° 6.

Tableau n° 6

a	**b**	**c**	**a**	**b**	**c**	**a**	**b**	**c**
51	3	153	58	9	522	65	14	910
52	1	52	59	3	177	66	23	1518
53	1	53	60	10	600	67	13	871
54	3	162	61	8	488	68	17	1156
55	3	165	62	14	868	69	7	483
56	3	168	63	16	1008	70	2	140
57	8	456	64	14	896	Tot.	172	10846

a: valeur de l'I.R.M.C.; **b:** nombre de localités; **c = a** x **b.**

Ce tableau laisse soupçonner à première vue que la distribution est assez éloignée de la courbe normale et on ne s'attend pas en effet à ce que les localités qui présentent les indices les plus élevés soient en petit nombre, symétriquement avec celles qui ont les indices les plus faibles(9). La carte (qui ne figure pas ici) fait apparaître des zones souvent imbriquées mais dans ses grandes lignes montre que l'I.R.M.C., comme il est prévisible, va en diminuant du centre vers les marges Est et Ouest, en *zones floues*, et on constate que l'aire centrale, celle des indices les plus élevés, est décalée vers l'Ouest et en majorité contenue dans la zone [b].

Par ailleurs, en examinant la liste détaillée des localités on s'aperçoit qu'à quelques exceptions près l'I.R.M.C. varie de moins de 5 % à l'intérieur d'un même canton. Les seuls points atteignant entre eux un écart absolu égal à 5 % sont CAI 1 et CAI 3 (Les Rives, Sorbs), CLA 1 et CLA 5

(9) m = 63,1; méd. 64; mod. 66; intervalles: 38,37 %; 66,86 %; 95,35;%; 100 % (cf. note 5).

(Valmascle, Aspiran), CLA 1 et CLA 6 (Paulhan), LUS 1 et LUS 5 (Le Bousquet-d'Orb, Octon), BE 1 et BE 2 (Bellegarde, Jonquières-et-St-Vincent); au-delà on trouve (6 %) NA 1 et NA 2 (L'Hospitalet-du-Larzac, La Pezade), (7 %) AI 0 et AI 1 (Aigues-Mortes, St-Laurent-d'Aigouze), (7 %) RE 2 et RE 3 (Valliguières, Fournès). Ces moyennes par canton varient de 51 à 59 et présentent une distribution qui se rapproche davantage de la loi normale, mais avec des hiatus notables(10). Si on compare la carte n° 1 et la carte n° 3 qui porte ces moyennes on voit bien que certaines zones délimitées par les isoglosses doivent correspondre à des I.R.M.C. moyens relativement voisins. On peut soupçonner sans grand risque d'erreur que l'indice de la zone |ž| ou celui de la zone |li| s'écarte sensiblement de la moyenne générale qui est de 63. Le tableau n° 7 indique ce qu'il en est exactement.

Tableau n° 7

a	b	m	c	z	p	d
[´a]	110	65,2	+ 2,2	+ 5,357	0	2
–autre	62	59,3	– 3,7	– 6,764	0	
[oe]	93	64,3	+ 1,3	+ 2,911	3/1000	4
[ü]	79	61,6	– 1,4	– 2,889	3/1000	
[ṛ] int.	74	59,3	– 2,9	– 7,389	0	
[r] int.	98	65,9	+ 2,9	+ 6,665	0	1
[b]	95	64,1	+ 1,1	+ 2,489	1/100	6
[v]	77	61,8	– 1,2	– 2,489	1/100	
[ž]	27	60	– 3	– 3,619	2/10 000	5
[dž]	145	63,6	+ 0,6	+ 1,677	9/100	
[lus]	131	64,4	+ 1,4	+ 3,720	2/10 000	3
[li]	41	58,8	– 4,2	– 6,244	0	

a: zones délimitées par les isoglosses; **b:** nombre de points d'enquête; **c:** écart absolu entre la moyenne (**m**) de la zone et celle de l'ensemble; l'écart réduit (**z**) est celui de la moyenne; **d:** classement des écarts réduits positifs.

Seule la zone [dž] présente un écart non significatif, ce qui n'est pas surprenant puisqu'elle occupe la majeure partie du territoire. Mais des zones à peine plus réduites, comme celles de [´a] ou [lus] ont des écarts dont la probabilité est insignifiante. Au reste, à considérer les zones deux par deux suivant les oppositions qui les définissent, on voit bien que c'est la plus centrale, celle qui inclut l'arrondissement de Montpellier qui présente la

(10) m = 62,1; 63; 60; intervalles: 50,94 %; 62,26 %; 98,11 %; 100 % (cf. note 5).

moyenne la plus élevée et un écart réduit positif. Les zones du r intervocalique sont à part de ce point de vue étant donné que l'isoglosse passe au milieu de l'arrondissement et le coupe en deux parties à peu près égales.

7 – *Conclusions.* L'exploitation des données numériques tirées de l'atlas peut être prolongée bien au-delà du point où nous l'avons menée, raison suffisante pour considérer comme provisoires les conclusions qui vont suivre. Mais en outre, en ce qui concerne ces mêmes données, il serait bon de distinguer d'une façon plus précise les phénomènes linguistiques – séparer par exemple les diverses consonnes finales susceptibles de s'amuir –. Cela suppose que chaque catégorie retenue soit représentée par un nombre suffisamment élevé et par conséquent des moyens informatiques bien plus puissants que ceux – très réduits – dont nous disposions. D'autres paramètres seraient à prendre en compte à notre avis, comme la fréquence des phénomènes dans le discours spontané, fréquence dont un atlas linguistique ne peut donner qu'une image déformée, etc.(11)

Nous pensons avoir montré cependant que les méthodes dialectométriques peuvent se combiner avec celle des simples isoglosses et apporter ainsi quelques enseignements. Qu'on nous permette de résumer les résultats dans un dernier tableau.

Tableau n° 8

a	b	c	d	e	f	g	h
|-́a|	1	1	[-́a]/autre.	6		1	2
|oe|	6	6*	[oe/ü].	2	[–r–/–ṛ–]; [ẹ/e]; [aw-́/u-́]; [–á/–ẹ́].	4	4
|b|	4	5*	[b/v]; [–s/–Ø].	2	[–s/–Ø]; aut. cons. fin./–Ø; [ẹ/e]; [–á/–ẹ́].	13	6
|ž|	3	3	[ž/dž/tš]; [oe/ü]; [r/ṛ] tte posit.		[r/ṛ] tte posit.; [e-́/i-́]; [–r–/–ṛ–].	10	5
|r|	2	2	[–r–/–ṛ–].	4	[–s/–Ø]; autre cons. fin./–Ø; [ẹ/e].	2	1
|lus|	5	4*	[-́a]/autre.	1	[–s/–Ø]; [ẹ/e]; [aw-́/u-́]; [n/ṅ]; [–l/–w]	3	3

a: isoglosses; **b:** rang selon l'écart réduit de la moyenne D´fc (tableau n° 4); **c:** id. compte non tenu pour les segments coupés par d'autres iso-

(11) Un rapide sondage effectué à l'aide des paroles spontanées, formant de brefs récits improvisés, de quatre personnes, dans quatre localités différentes donne les traits dans l'ordre suivant: [-́a], |b|, |oe|, |ṛ|, |ž|, |lus|.

glosses des différences dues aux traits qui définissent celles-ci (§ 4 in fine); le signe * indique que dans ces conditions l'écart de la moyenne n'est plus significatif; **d:** traits dont la suppression rend la moyenne D´fc de l'isoglosse non significative (§ 5 in fine); **e:** rang selon le nombre de traits qui présentent un nombre de différences significativement élevé pour l'isoglosse (tableau n° 5); **f:** ces mêmes traits; **g:** importance relative du trait qui définit l'isoglosse dans la distribution des différences sur l'ensemble des 524 segments; **h:** rang selon l'écart réduit de la moyenne de l'I.R.M.C. pour l'une des deux zones séparées par l'isoglosse (écart réduit positif significatif, tableau n° 7).

On aimerait bien entendu aboutir à un seul nombre par isoglosse afin d'obtenir un classement aussi objectif que possible, mais nous pouvons nous baser sur le classement en fonction de D´fc (**b**) en y apportant des corrections d'après la suite du tableau et nous retiendrons comme primordiales:

1° l'isoglosse |–a| qui occupe le premier rang dans trois classements sur 5 et bien qu'en dehors de celui qui la définit aucun trait ne se dégage de l'ensemble de ceux qui lui donnent son importance dialectométrique. On observe en outre que selon le sondage mentionné en note n° 10 ce trait est le plus récurrent dans le discours spontané et enfin que le passage de |–a| à |–ǫ| est l'un des plus anciens (XIVe-XVe s.) parmi les phénomènes envisagés ici.

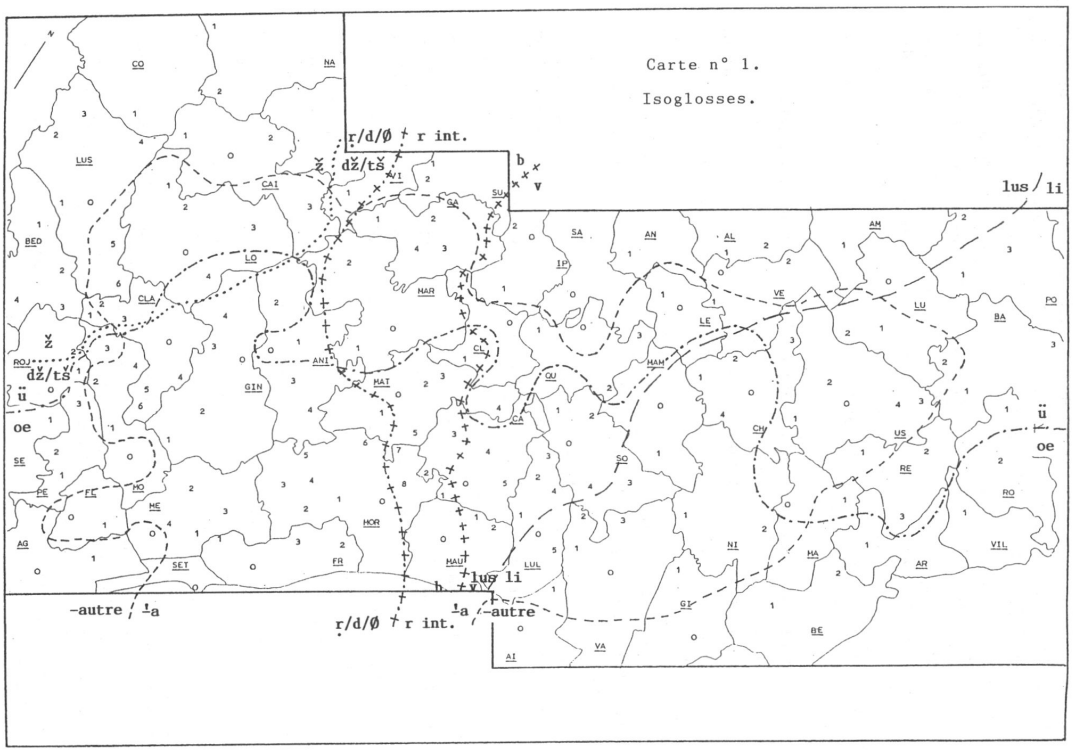
2° |b| et |ṛ| sont à considérer conjointement et le rang de la seconde doit être attribué à la première étant donné que, hors celui qui les définit, ce sont les mêmes traits qui les caractérisent (**f**). Par ailleurs, si le passage à [b] est ancien il est vraisemblable que la vélarisation de [ṛ] est plus récente (dans le domaine du français il est daté des XVIIe, XVIIIe s. pour Paris) et l'isoglosse pourrait n'être que la ligne avancée d'une progression qui se fait vers l'Ouest.

3° Le rang de l'isoglosse |lus| doit être avancé au moins à égalité avec celui de |ž| du fait de la variété des traits qui la caractérise.

4° L'isoglosse |oe| a une importance moindre(12).

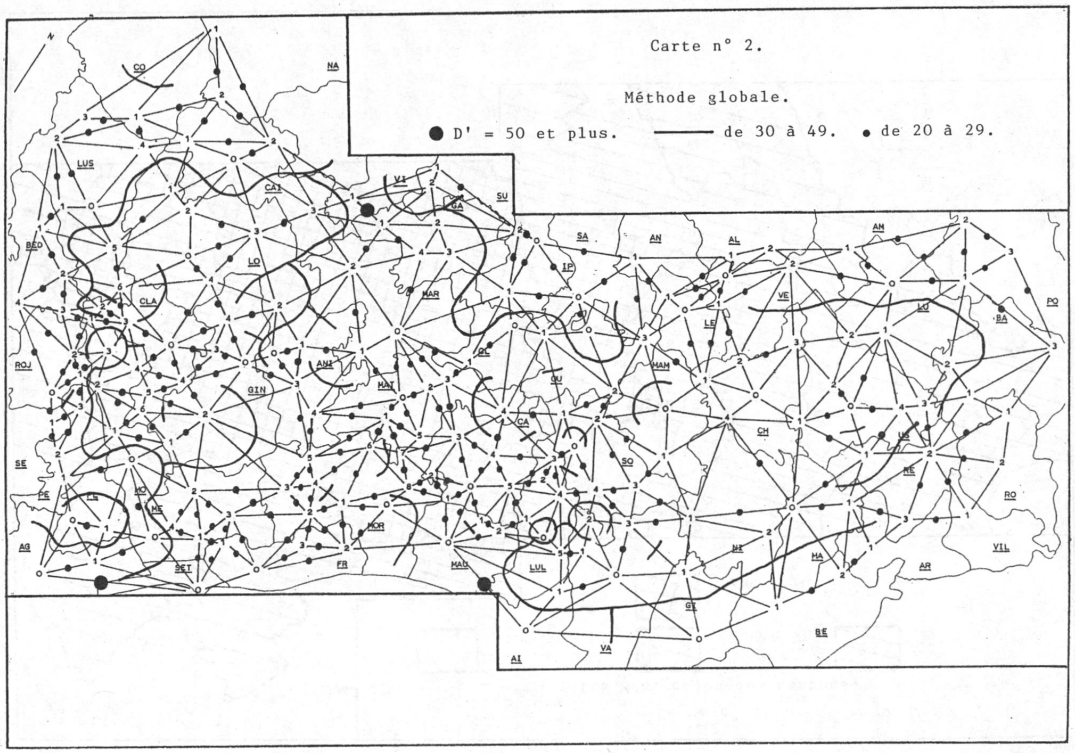
Louis BALMAYER

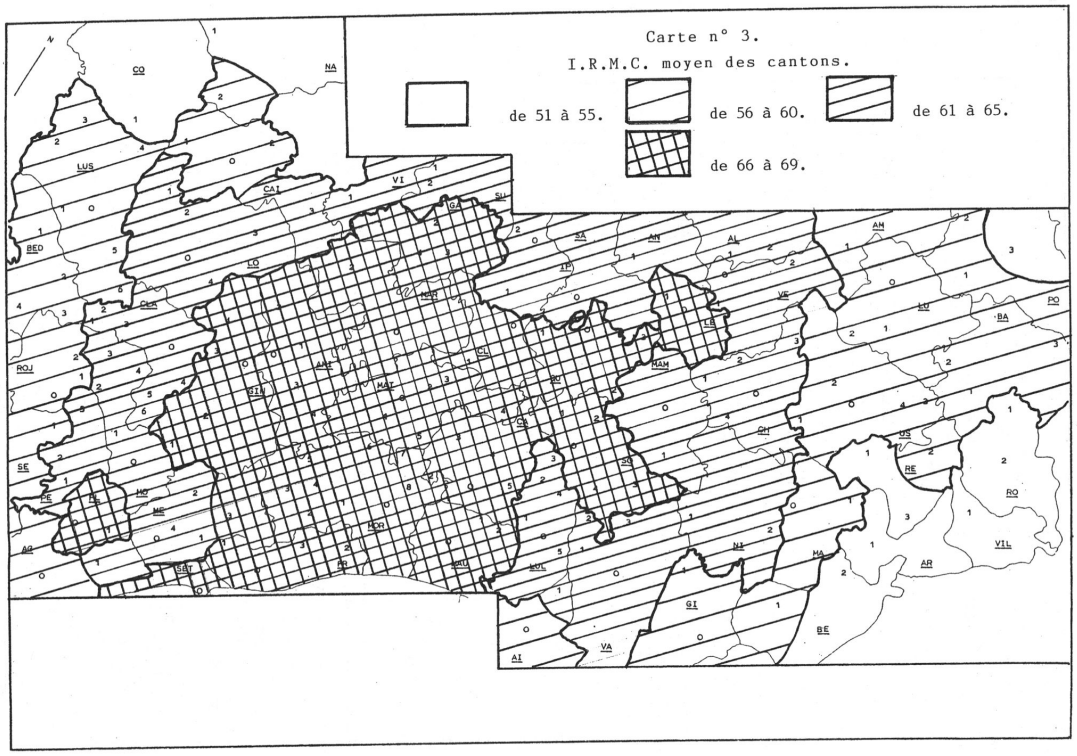
(12) Il n'est pas impossible, mais improbable à notre avis, que l'analyse dialectométrique de l'atlas révèle l'importance à cet égard d'autres isoglosses. Mais nous pouvons préciser d'ores et déjà que sur 26 d'entre elles, dont celles qui concernent les traits distinctifs retenus par Ronjat en sus de ceux utilisés ici, si on supprime les interférences avec les 6 isoglosses principales (cf. § 5 in fine) l'écart de leurs moyennes respectives avec celle de l'ensemble des segments n'est significatif que lorsqu'il est négatif.



Carte n° 1.

Isoglosses.


Carte n° 2.
Méthode globale.
● D' = 50 et plus. —— de 30 à 49. • de 20 à 29.


Carte n° 3.
I.R.M.C. moyen des cantons.
de 51 à 55.
de 56 à 60.
de 61 à 65.
de 66 à 69.