

Zeitschrift: Veröffentlichungen des Geobotanischen Institutes der Eidg. Tech. Hochschule, Stiftung Rübel, in Zürich

Herausgeber: Geobotanisches Institut, Stiftung Rübel (Zürich)

Band: 122 (1994)

Artikel: Simulation der räumlichen Verteilung von Pflanzengesellschaften auf der Basis von Standortskarten : dargestellt am Beispiel des MaB-Testgebiets Davos = Simulation of the special distribution of plant communities based on maps of site factors : investigated in the MaB test site Davos

Autor: Fischer, Hagen S.

Kapitel: 5: Das Wiesen-Modell

DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-308986>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. 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. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

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. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

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. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

Download PDF: 01.02.2026

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

5. DAS WIESEN-MODELL

Das in Kapitel 4 beschriebene Modell arbeitet mit metrischen und mit kategorischen Daten flächendeckend für das ganze MaB-Testgebiet. Für einen Teil der Vegetation, die Fett- und Magerwiesen, wird nun ein Modell entwickelt, das ausschliesslich metrische Variablen benutzt. Dabei wird der Zusammenhang zwischen Vegetation und Standort nicht mittels Überlagerung von Karten untersucht, sondern aufgrund differenzierter pflanzensoziologischer Aufnahmen und bodenchemischer Analysen.

5.1. KANONISCHE KORRESPONDENZANALYSE

Im Kontext der in der numerischen Ökologie häufig benutzten geometrischen Raumkonzepte (ORLOCI 1966) ist das Vegetationsmodell die Abbildung eines Punktes vom ökologischen Raum, dessen Achsen von den Standortsfaktoren gebildet werden, auf den floristischen Raum mit Pflanzenarten als Achsen. Eine solche Abbildung kann z.B. faktorenanalytisch (GOODALL 1954, PIELOU 1984) geschehen. Der faktorenanalytischen Abbildung liegt ein lineares Modell zugrunde. Das Verhalten der Arten (species response curve) ist jedoch in der Regel nicht linear, meist nicht symmetrisch und oft bimodal (AUSTIN 1987). Deshalb wäre ein nichtlineares Abbildungsmodell sinnvoll.

Ein solches Modell hat die von TER BRAAK (1987) entwickelte Kanonische Korrespondenzanalyse zum Inhalt. Eine ausführliche Darstellung dieser Methode findet sich in TER BRAAK (1987) und JONGMAN et al. (1987). Die Kanonische Korrespondenzanalyse ist als Erweiterung des Programms DECORANA (HILL 1979, HILL und GAUCH 1980) im Programm CANOCO (TER BRAAK 1988) implementiert. Sie ist eine Approximation des Gauss'schen Modells. Das Gauss'sche Modell geht davon aus, dass die Verteilungen der Arten in bezug auf die Standortsfaktoren die Form einer Gauss'schen Glockenkurve (Kap. 4.4) haben. Die Aufnahmen werden entlang der neuen Achsen so angeordnet, dass sich die Vorkommen der Arten möglichst wenig überlappen. Dadurch werden die verschiedenen Vegetationstypen optimal getrennt. Die Kanonische Korrespondenzanalyse verarbeitet zwei Sätze von Variablen, unabhängige Variablen (Standortsfaktoren) und abhängige Variablen (Artmächtigkeit der Pflanzenarten). Als Ergebnis erhält man für jede pflanzensoziologische Aufnahme Koordinaten, die Linearkombinationen der

Standortsfaktoren sind, und die Eigenschaft haben, dass sich die Gauss'schen Glockenkurven der Artmächtigkeiten der Pflanzenarten möglichst wenig überschneiden. Die Koeffizienten der Linearkombination sind die Regressionskoeffizienten der Regression der Standortsfaktoren bezüglich der neuen Achsen.

Wie bei der Faktorenanalyse ist die meiste Information über die Struktur des Datensatzes in den ersten Dimensionen des neuen Raumes enthalten. Dadurch kann man sich ohne grossen Informationsverlust auf die Interpretation weniger Dimensionen beschränken. Die Reduktion der Dimensionen bietet die Möglichkeit, die Beziehungen zwischen den Vegetationstypen in einem zweidimensionalen Scatterdiagramm darzustellen und eine Diskriminanzfunktion visuell zu kontrollieren. Wenn sich die verschiedenen Vegetationstypen in diesem Raum nicht überschneiden, kann dieses Modell zur Vegetationssimulation eingesetzt werden. Aus den Standortsvariablen kann die Position einer Probefläche, für die keine Information über die Vegetation vorliegt, in diesem reduzierten ökologischen Raum berechnet werden. Damit kann auf die dort wachsende Vegetation geschlossen werden.

5.2. DATENMATERIAL

Dieses Modell wurde auf den Datensatz von ZUMBÜHL (1983) angewendet. Dieser Datensatz umfasst 50 pflanzensoziologische Aufnahmen von Wiesen aus der Umgebung von Davos. Zu diesen Aufnahmen liegen neben Angaben zu der Höhe über dem Meer, der Neigung und der Exposition auch bodenchemische Analysen vor. Diese umfassen den pH-Wert, den organischen Kohlenstoffgehalt der Böden, die Konzentrationen von K_2O , P_2O_5 , Ca^{2+} , Mg^{2+} , die Kationenaustauschkapazität (KAK) und die Basensättigung (S%).

5.3. ERGEBNISSE

Für die Kanonische Korrespondenzanalyse wurden nur Arten berücksichtigt, die eine Stetigkeit von mindestens 10% haben. Seltene Arten tragen nur wenig zur Gesamtstruktur des Datensatzes bei. Sie erzeugen aber ein "Rauschen", das die Datenstrukturen verschleiern kann. Das Datenmaterial ist sehr heterogen. Es umfasst nährstoffreiche Fettwiesen und Magerwiesen. Bei

solchen Datensätzen ist es vorteilhaft, nur die An- oder Abwesenheit der Arten in den Aufnahmeflächen zu berücksichtigen. Leider umfassen die bodenchemischen Analysen keine Messungen zum pflanzenverfügbaren Stickstoff. Dies ist ein wichtiger Standortsfaktor in terrestrischen Ökosystemen. Ersatzweise wurden deshalb die mittleren Zeigerwerte für den Stickstoff (mN, nach LANDOLT 1977) in die Analyse mit einbezogen. (Zeigerwerte sind empirische Zahlen, die die Ansprüche einer Art an einen Standortsfaktor, wie Stickstoffversorgung, ausdrücken. Werden die Zeigerwerte aller Arten einer Probefläche gemittelt, erhält man mittlere Zeigerwerte, die die ungefähren Standortsbedingungen beschreiben.)

Die von der Kanonischen Korrespondenzanalyse berechneten Eigenwerte sind ein Mass für die Trennung der Arten entlang der jeweiligen Achse, die Dispersion genannt wird. Die Dispersion ist ein Mass für die Bedeutung der Achse, analog zur Varianz bei der Faktorenanalyse. Für den analysierten Datensatz ergeben sich folgende Werte:

Achse	Eigenwert	kumulativ %
1	0.37406	45.2
2	0.15625	64.0
3	0.10324	76.5
4	0.05083	82.6

Summe aller Eigenwerte: 0.82822

Aus dem Eigenwert und der Summe aller Eigenwerte lässt sich der Dispersionsanteil auf den Achsen berechnen. Die erste Achse umfasst rund 45% der Dispersion, die ersten beiden Achsen stellen 64% der Gesamtdispersion des Datensatzes dar. Verglichen mit anderen Kanonischen Korrespondenzanalysen pflanzensoziologischen Datensätzen ist das ein relativ hoher Wert. Der reduzierte Variablenraum spiegelt also die wesentlichen Strukturen des Datensatzes wider. In Fig. 18 ist das Scatterdiagramm dieser Analyse dargestellt. Die verschiedenen Vegetationstypen sind durch unterschiedliche Symbole gekennzeichnet. Die Grösse der Symbole entspricht der Lage der Aufnahme auf der dritten Achse. Unter dem Diagramm ist ein Vergleichssymbol gezeichnet, das die maximale Grösse der Symbole zeigt. Daneben ist der Wertebereich der Koordinaten der 3. Achse angegeben.

Das *Polygono-Trisetion* und die diesem nahe stehende *Ligusticum mutellina-Festuca violacea*-Gesellschaft trennen sich deutlich von den Magerwiesen ab. Innerhalb der Magerwiesen kommt es jedoch zu grossen Überschneidungen.

Der Ort einer Aufnahme im Raum der neuen Dimensionen kann als Linear-

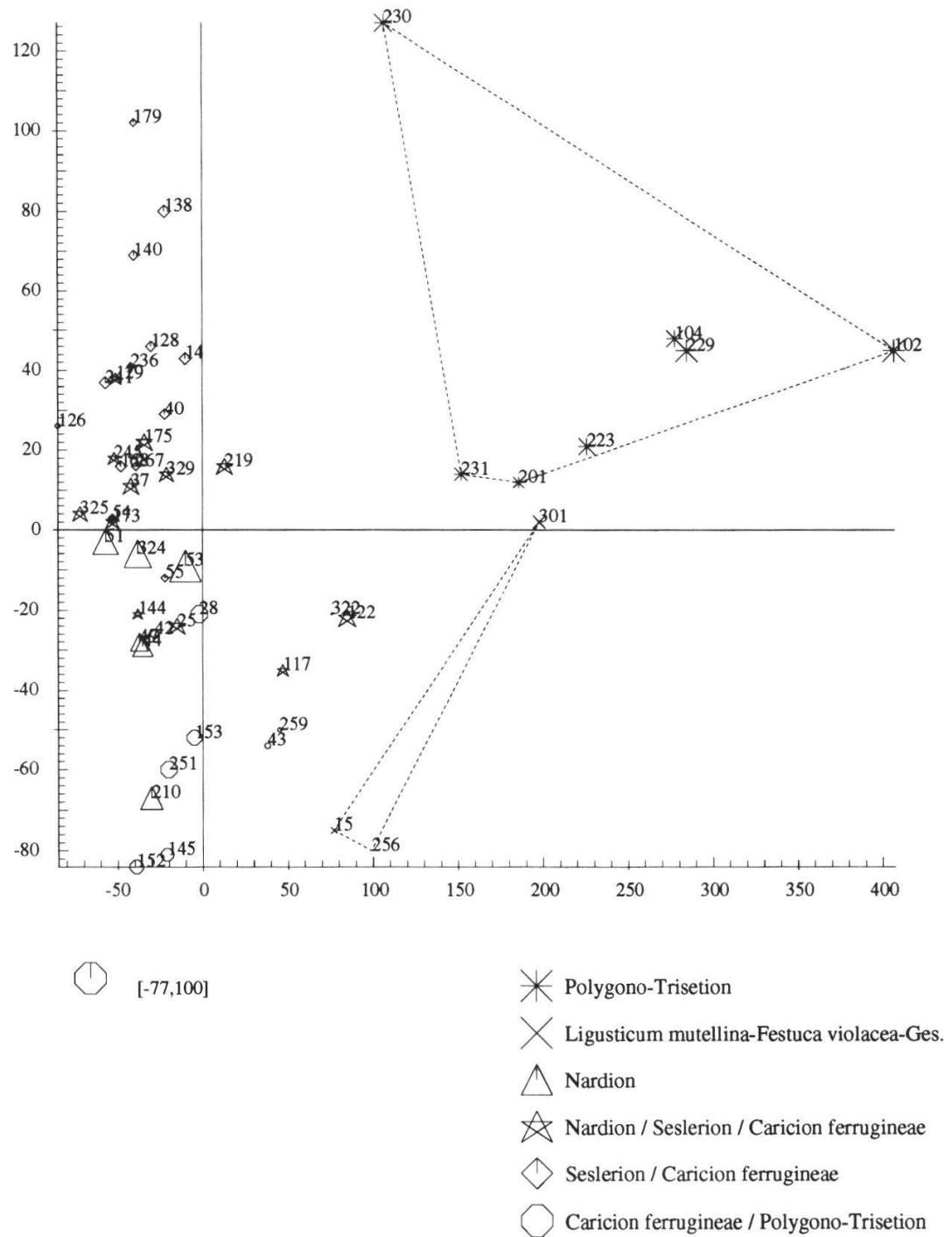


Fig. 18. Scatterdiagramm der Kanonischen Korrespondenzanalyse der Wiesen.
Scatter diagram of the canonical correspondence analysis of the meadows.

kombination der Standortsvariablen berechnet werden. Hierzu müssen die Standortsvariablen mit dem Mittelwert und der Standardabweichung der Stichprobe, mit der die Kanonische Korrespondenzanalyse durchgeführt wurde, standardisiert werden. Aus den standardisierten Standortsvariablen können dann mit den Regressionskoeffizienten die Koordinaten auf den beiden Achsen berechnet werden.

$$c_1 = \sum_{u=1}^q b_{1u} z_u$$

$$c_2 = \sum_{u=1}^q b_{2u} z_u$$

mit:

c_1, c_2	Koordinate auf der 1. bzw. 2. Achse
b_{1u}, b_{2u}	Regressionskoeffizient der u-ten Standortsvariablen mit der 1. bzw. 2. Achse
z_u	standardisierte Standortsvariable: $z_u = \frac{x_u - \bar{x}_u}{\sigma_u}$
\bar{x}_u	Mittelwert der u-ten Standortsvariablen
σ_u	Standardabweichung der u-ten Standortsvariablen

Die Parameter für diese Berechnung sind in Tab. 28 aufgelistet.

Tab. 28. Parameter zur Berechnung der Aufnahmekoordinaten aus den Standortsfaktoren für den Gesamtdatensatz.

Parameters for the calculation of sample scores from site factors in the whole data set.

KAK Kationenaustauschkapazität - *cations exchange capacity*

S% Basensättigung - *base saturation*

mN mittlere Stickstoffzahl - *indicator value for nitrogen*

Standortsfaktor	Mittelwert	Standardabweichung	Regressionskoeffizient	
			Achse 1	Achse 2
Höhe	2001.3762	108.2046	-.280	-.393
Neigung	40.7418	13.5352	-.041	.036
org. C	7.9306	1.4032	.047	.101
K ₂ O	1.4621	1.3364	.026	-.006
P ₂ O ₅	4.4694	2.2296	-.037	-.070
pH	5.0663	0.6474	.157	.025
Ca ²⁺	242.7708	146.6624	-.268	-.070
Ca ²⁺ /Mg ²⁺	3.2043	2.3995	.097	-.004
KAK	25.7063	7.3305	.079	.058
S%	68.8501	16.5002	-.244	.121
mN	3.0102	0.8052	.712	-.219

Nimmt man an, dass die Aufnahmen im Raum der 2 ersten neuen Dimensionen bivariat normal verteilt sind, kann für alle Punkte die Wahrscheinlichkeit des Auftretens aller Vegetationstypen mit der bivariaten Form der Bayesformel berechnet werden:

$$p(V_i|c_1, c_2) = \frac{p(c_1, c_2|V_i) \cdot p(V_i)}{p(c_1, c_2)}$$

Da $p(c_1, c_2)$ für einen bestimmten Punkt konstant ist, kann

$$p(c_1, c_2|V_i) \cdot p(V_i)$$

als Diskriminanzfunktion für die Simulation benutzt werden.

$$p(c_1, c_2|V_i) = \frac{1}{2\pi\sigma_{1i}\sigma_{2i}\sqrt{1-r_i^2}} \cdot e^{\frac{-0.5}{1-r_i^2} \left[\frac{(c_1 - \bar{c}_{1i})^2}{\sigma_{1i}^2} - 2r_i \frac{(c_1 - \bar{c}_{1i})(c_2 - \bar{c}_{2i})}{\sigma_{1i}\sigma_{2i}} + \frac{(c_2 - \bar{c}_{2i})^2}{\sigma_{2i}^2} \right]}$$

mit:

- | | |
|------------------------------|---|
| π | Kreiszahl (≈ 3.1415926535898) |
| c_1, c_2 | Koordinate auf der 1. bzw. 2. Achse |
| $\bar{c}_{1i}, \bar{c}_{2i}$ | Mittelwert der Koordinaten des i-ten Vegetationstyps auf der 1. bzw. 2. Achse |
| σ_{1i}, σ_{2i} | Standardabweichung der Koordinaten des i-ten Vegetationstyps auf der 1. bzw. 2. Achse |
| r_i | Korrelation der Koordinaten des i-ten Vegetationstyps auf der 1. und 2. Achse |

Für den vorliegenden Datensatz wurden folgende Ergebnisse erzielt:

Vegetationstyp:	richtig simuliert (%):
<i>Polygono-Trisetion</i>	100
<i>Ligisticum mutellina-Festuca violacea</i> Gesellschaft	100
<i>Nardion</i>	50
<i>Nardion/Seslerion/Caricion ferrugineae</i>	25
<i>Seslerion/Caricion ferrugineae</i>	85
<i>Caricion ferrugineae/Polygono-Trisetion</i>	78

Wie Fig. 18 zeigt, können mit dieser Analyse die nährstoffreichen Wiesen (*Polygono-Trisetion* und *Ligisticum mutellina-Festuca violacea*-Gesellschaft) von den Magerwiesen abgetrennt werden. Innerhalb der Magerwiesen

kommt es jedoch zu starken Überlappungen der Vegetationstypen. Um eine bessere Auftrennung der Magerwiesen zu erreichen, wurde die Kanonische Korrespondenzanalyse mit einem Teildatensatz wiederholt, der nur die Magerwiesen enthält. Diese Analyse der verbleibenden 40 Aufnahmen zeigte folgende Eigenwerte:

Achse	Eigenwert	kumulativ (%)
1	0.17976	33.1
2	0.12194	55.6
3	0.06463	67.5
4	0.04017	74.9
Summe aller Eigenwerte: 0.54269		

Fig. 19 zeigt das Scatterdiagramm dieser Analyse mit den Grenzlinien der Diskriminanzfunktion. Mit dieser Diskriminanzfunktion werden 6 von 40 Aufnahmen einem falschen Vegetationstyp zugeordnet. Die Fehler treten vor allem im linken Teil des Scatterdiagramms bei der Abgrenzung des *Caricion ferrugineae/Polygono-Trisetion* gegen das *Nardion* und das *Nardion/Seslerion/ Caricion ferrugineae* auf. Betrachtet man die Verteilung der Aufnahmen des *Caricion ferrugineae/Polygono-Trisetion* so fällt auf, dass diese Einheit in zwei Gruppen aufgetrennt ist. Drei Aufnahmen (43, 259 und 322), die alle zur "Einheit 11" in ZUMBÜHL (1983) gehören, liegen im 3. Quadranten des Diagramms. Die restlichen liegen mit Ausnahme von Aufnahme 42 im 4. Quadranten. Wendet man die Diskriminanzfunktion auf diese 5-Gruppen-Klassifikation an, treten nur noch 3 falsche Zuordnungen auf (Aufnahme 42, 55 und 129). Somit sind also 92.5% der Magerwiesen aufgrund des Standorts dem richtigen Vegetationstyp zugeordnet worden.

Mit Hilfe einer nichtlinearen Abbildung der Aufnahmepunkte aus dem floristischen Raum auf den ökologischen Raum und einer Diskriminanzfunktion auf der Basis der Bayes-Formel ist es also möglich, die verschiedenen Vegetationstypen zu trennen. Die zweistufige Analyse ermöglicht eine Beschränkung auf nur zwei Dimensionen und damit die visuelle Kontrolle der Diskriminanzfunktion in einem zweidimensionalen Scatterdiagramm.

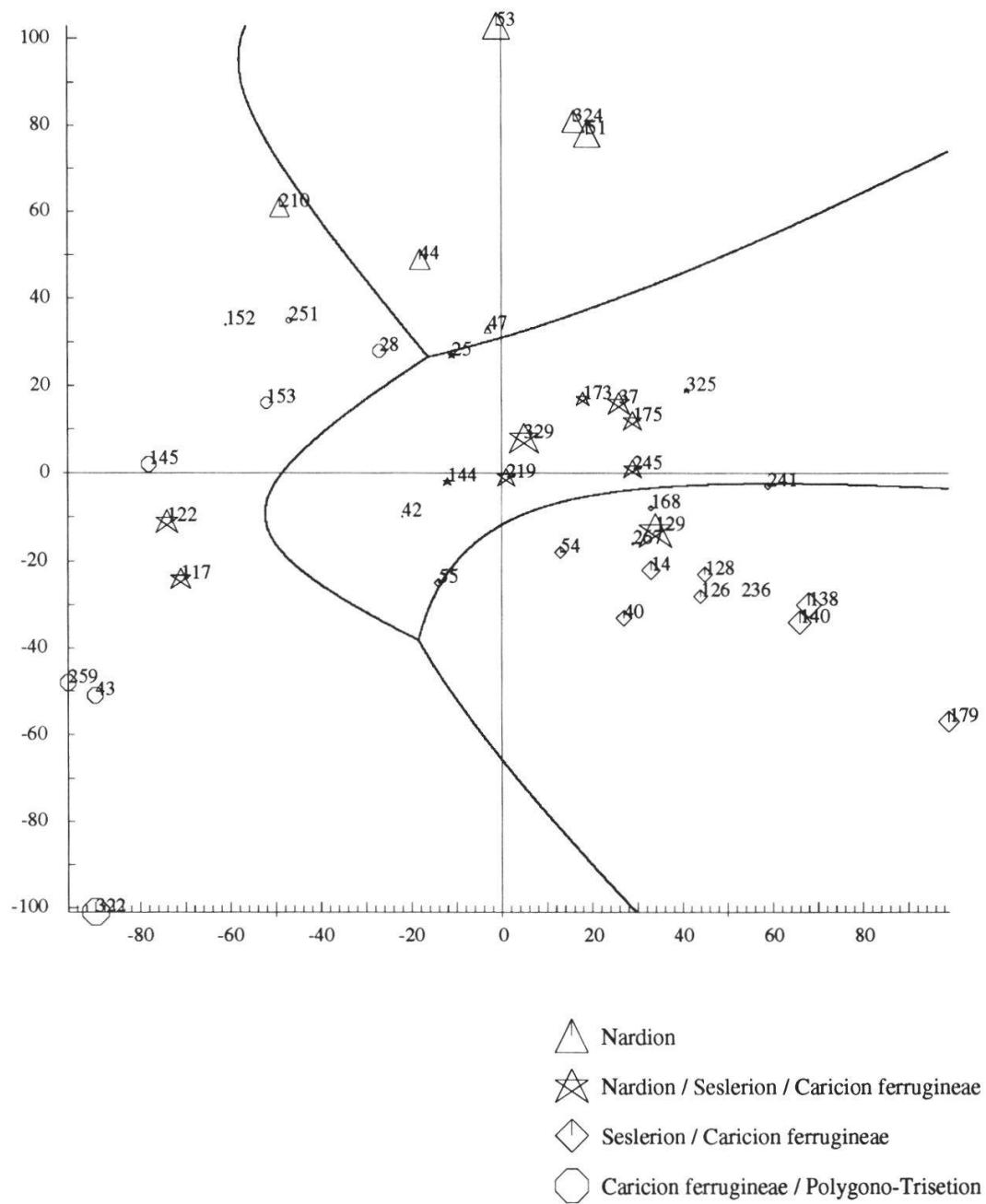


Fig. 19. Grenzlinien der Diskriminanzfunktion für 4 Gruppen.
Boundaries of the discriminant function for 4 groups.

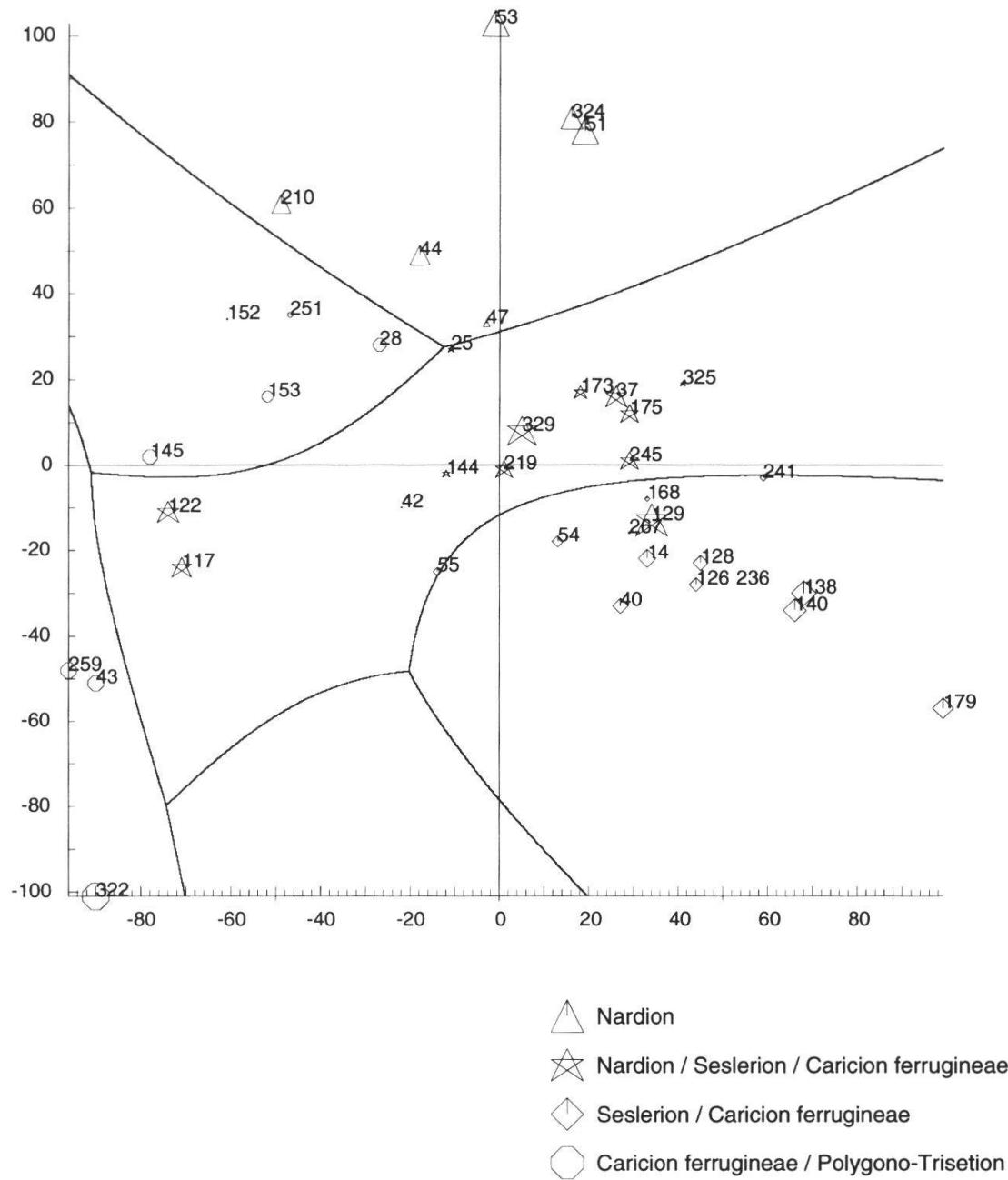


Fig. 20. Grenzlinien der Diskriminanzfunktion für 5 Gruppen.
Boundaries of the discriminant function for 5 groups.