

# Influence des dispersions de structure sur la perception sonore

Vincent Koehl

▶ **To cite this version:**

Vincent Koehl. Influence des dispersions de structure sur la perception sonore. Mécanique [physics.med-ph]. INSA de Lyon, 2005. Français. NNT : 2005ISAL00102 . tel-00607564

**HAL Id: tel-00607564**
**https://theses.hal.science/tel-00607564**

Submitted on 9 Jul 2011

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

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

N° d'ordre : 2005-ISAL-00102 Année 2005

Thèse

# INFLUENCE DES DISPERSIONS DE STRUCTURE SUR LA PERCEPTION SONORE

*présentée devant*
L'Institut National des Sciences Appliquées de Lyon

*pour obtenir*
Le grade de docteur

École doctorale : Mécanique, Énergétique, Génie Civil et Acoustique (MEGA)
Spécialité : Acoustique

*par*
Vincent KOEHL
Ingénieur diplômé de l'INSA de Lyon

Soutenue le 6 décembre 2005 devant la commission d'examen

**Jury**

| | | |
|---|---|---|
| CHAIGNE Antoine | Professeur (ENSTA Paris) | Rapporteur |
| HAMZAOUI Nacer | Professeur (INSA Lyon) | Président |
| MARQUIS-FAVRE Catherine | Chargée de recherche (ENTPE Lyon) | Invitée |
| MEUNIER Sabine | Chargée de recherche (LMA Marseille) | |
| PARIZET Etienne | Professeur (INSA Lyon) | Directeur |
| SUSINI Patrick | Chargé de recherche (IRCAM Paris) | |
| WEBER Reinhard | Professeur (CvO Universität Oldenburg) | Rapporteur |

# Écoles doctorales habilitées pour la période 2003-2007

2005

| SIGLE | ECOLE DOCTORALE | NOM ET COORDONNEES DU RESPONSABLE |
|---|---|---|
| | **CHIMIE DE LYON**<br><br>Responsable : M. Denis SINOU | M. Denis SINOU<br>Université Claude Bernard Lyon 1<br>Lab Synthèse Asymétrique UMR UCB/CNRS 5622<br>Bât 308<br>2ème étage<br>43 bd du 11 novembre 1918<br>69622 VILLEURBANNE Cedex<br>Tél : 04.72.44.81.83 Fax : 04 78 89 89 14<br>sinou@univ-lyon1.fr |
| **E2MC** | **ECONOMIE, ESPACE ET MODELISATION DES COMPORTEMENTS**<br><br>Responsable : M. Alain BONNAFOUS | M. Alain BONNAFOUS<br>Université Lyon 2<br>14 avenue Berthelot<br>MRASH M. Alain BONNAFOUS<br>Laboratoire d'Economie des Transports<br>69363 LYON Cedex 07<br>Tél : 04.78.69.72.76<br>Alain.bonnafous∂ish-lyon.cnrs.fr |
| **E.E.A.** | **ELECTRONIQUE, ELECTROTECHNIQUE, AUTOMATIQUE**<br><br>M. Daniel BARBIER | M. Daniel BARBIER<br>INSA DE LYON<br>Laboratoire Physique de la Matière<br>Bâtiment Blaise Pascal<br>69621 VILLEURBANNE Cedex<br>Tél : 04.72.43.64.43 Fax 04 72 43 60 82<br>Daniel.Barbier@insa-lyon.fr |
| **E2M2** | **EVOLUTION, ECOSYSTEME, MICROBIOLOGIE, MODELISATION**<br>**http://biomserv.univ-lyon1.fr/E2M2**<br><br>**M. Jean-Pierre FLANDROIS** | M. Jean-Pierre FLANDROIS<br>UMR 5558 Biométrie et Biologie Evolutive<br>Equipe Dynamique des Populations Bactériennes<br>Faculté de Médecine Lyon-Sud Laboratoire de Bactériologie BP 1269600 OULLINS<br>Tél : 04.78.86.31.50 Fax 04 72 43 13 88<br>E2m2∂biomserv.univ-lyon1.fr |
| **EDIIS** | **INFORMATIQUE ET INFORMATION POUR LA SOCIETE**<br>http://www.insa-lyon.fr/ediis<br><br>M. Lionel BRUNIE | M. Lionel BRUNIE<br>INSA DE LYON<br>EDIIS<br>Bâtiment Blaise Pascal<br>69621 VILLEURBANNE Cedex<br>Tél : 04.72.43.60.55 Fax 04 72 43 60 71<br>ediis@insa-lyon.fr |
| **EDISS** | **INTERDISCIPLINAIRE SCIENCES-SANTE**<br>http://www.ibcp.fr/ediss<br><br>M. Alain Jean COZZONE | M. Alain Jean COZZONE<br>IBCP (UCBL1)<br>7 passage du Vercors<br>69367 LYON Cedex 07<br>Tél : 04.72.72.26.75 Fax : 04 72 72 26 01<br>cozzone@ibcp.fr |
| | **MATERIAUX DE LYON**<br>http://www.ec-lyon.fr/sites/edml<br><br>M. Jacques JOSEPH | M. Jacques JOSEPH<br>Ecole Centrale de Lyon<br>Bât F7 Lab. Sciences et Techniques des Matériaux et des Surfaces<br>36 Avenue Guy de Collongue BP 163<br>69131 ECULLY Cedex<br>Tél : 04.72.18.62.51 Fax 04 72 18 60 90<br>Jacques.Joseph@ec-lyon.fr |
| **Math IF** | **MATHEMATIQUES ET INFORMATIQUE FONDAMENTALE**<br>http://www.ens-lyon.fr/MathIS<br><br>M. Franck WAGNER | M. Franck WAGNER<br>Université Claude Bernard Lyon1<br>Institut Girard Desargues<br>UMR 5028 MATHEMATIQUES<br>Bâtiment Doyen Jean Braconnier<br>Bureau 101 Bis, 1er étage<br>69622 VILLEURBANNE Cedex<br>Tél : 04.72.43.27.86 Fax : 04 72 43 16 87<br>wagner@desargues.univ-lyon1.fr |
| **MEGA** | **MECANIQUE, ENERGETIQUE, GENIE CIVIL, ACOUSTIQUE**<br>http://www.lmfa.ec-lyon.fr/autres/MEGA/index.html<br><br>M. François SIDOROFF | M. François SIDOROFF<br>Ecole Centrale de Lyon<br>Lab. Tribologie et Dynamique des Systêmes Bât G8<br>36 avenue Guy de Collongue<br>BP 163<br>69131 ECULLY Cedex<br>Tél :04.72.18.62.14 Fax : 04 72 18 65 37<br>Francois.Sidoroff@ec-lyon.fr |

# Remerciements

En tout premier lieu, je tiens à remercier mon directeur de recherche, Etienne Parizet, de la confiance et de la liberté accordées dans la réalisation de ce travail. L'avancement de ce dernier est en grande partie dû à son soutien permanent, sa disponibilité, ses remarques constructives et sa curiosité scientifique communicative.

Je suis très reconnaissant à Messieurs Antoine Chaigne et Reinhard Weber du temps consacré à la relecture de mon manuscrit. Je remercie également Mesdames Catherine Marquis-Favre et Sabine Meunier ainsi que Messieurs Nacer Hamzaoui et Patrick Susini d'avoir accepté de participer au jury.

Je remercie Messieurs Giovanni Orefice (FIAT) et Florent Richard (PSA) d'avoir gracieusement fourni des enregistrements sonores.

Je remercie Monsieur Jean-Claude Valletta pour son aide précieuse sur les plans d'expériences.

Je tiens évidemment à remercier sincèrement toute l'équipe du Laboratoire Vibrations Acoustique (du haut et du bas) à commencer par son directeur, Jean-Louis Guyader, pour l'accueil chaleureux ainsi que l'excellente ambiance dans laquelle il m'a été permis d'effectuer ce travail. Merci à tous ceux que j'ai croisés au cours de ces trois belles années pour leur aide et/ou leur franche camaraderie. Je remercie pêle-mêle Céline, Charles, Lionel, Simon, Quentin, Nicolas, Jean-Daniel, Morvan, Thomas, Salim et les autres, trop nombreux pour être tous cités. Je ne saurais cependant oublier de remercier spécialement Jérémie qui a partagé mon bureau de m'avoir supporté (et réciproquement) durant ces trois ans.

J'adresse mes remerciements à ma famille et mes amis qui m'ont toujours encouragé dans ce que j'ai entrepris ainsi qu'à tous ceux qui ont contribué, de près ou de loin, à l'accomplissement de ce travail de thèse. Merci à tous les sujets qui ont participé aux différents tests perceptifs ayant permis de réaliser ce travail.

Enfin, je remercie du fond du coeur Emilie pour ses relectures et corrections patientes, son soutien, son aide, son affection...

"La réponse est oui. Mais quelle était la question ?"

*Woody Allen*

# Table des matières

**Écoles doctorales habilitées pour la période 2003-2007** **3**

**Remerciements** **5**

**Liste des figures** **13**

**Liste des tableaux** **17**

**Introduction** **19**

**1 Dispersions des structures et conséquences pour la perception du son** **21**
1.1 Dispersions du comportement vibro-acoustique des structures . . . . . 21
1.1.1 Observation de la variabilité . . . . . 21
1.1.2 Détection des sources de dispersion dans les structures . . . . . 22
1.1.3 Prévision de la variabilité . . . . . 22
1.1.4 Conséquences perceptives de la dispersion du comportement . . . . . 23
1.2 Le timbre . . . . . 25
1.2.1 Définition . . . . . 25
1.2.2 Méthodes classiques de détermination du timbre . . . . . 26
1.2.3 Timbre musical : approche multidimensionnelle . . . . . 26
1.2.4 Timbre non-musical . . . . . 29
1.2.5 Caractère contextuel du timbre . . . . . 29
1.2.6 Corrélats acoustiques du timbre . . . . . 30
1.2.7 Relations entre structure et timbre . . . . . 32
1.2.8 Seuils différentiels de perception : approche psychophysique . . . . . 32
1.2.9 Seuils différentiels de perception : approche psychoacoustique . . . . . 33
1.3 Effets des dispersions structurales sur l'identité sonore . . . . . 36
1.3.1 Influence de modifications structurales sur la perception du son . . . . . 36
1.3.2 Influence des paramètres d'excitation sur la perception du son . . . . . 37
1.3.3 Conclusions . . . . . 38
1.4 Déroulement de l'étude . . . . . 38

**2 Observation et quantification des dispersions sur le son de véhicules automobiles** **41**
2.1 Enregistrements du bruit intérieur en phase de roulage stationnaire . . . . . 41
2.1.1 Constructeur A . . . . . 41
2.1.2 Constructeur B . . . . . 41

2.1.3 Évaluation perceptive des enregistrements . . . 42
2.2 Descripteurs perceptifs des enregistrements . . . 42
2.2.1 Véhicule Ae . . . 44
2.2.2 Véhicule Be . . . 45
2.3 Espace perceptif du bruit intérieur . . . 45
2.4 Conclusions sur les effets des dispersions sur le timbre des véhicules . . . 46

**3 Estimation des conséquences perceptives de variabilités de structure par la méthode des plans d'expériences fractionnaires 47**
3.1 Les plans d'expériences fractionnaires . . . 47
3.1.1 Introduction aux plans d'expériences fractionnaires . . . 47
3.1.2 Terminologie . . . 48
3.1.3 Matrice d'expérience . . . 48
3.1.4 Détermination des effets . . . 49
3.1.5 Rapport *signal/bruit* . . . 49
3.1.6 Application en perception . . . 50
3.1.7 Modèle prédictif . . . 51
3.2 Première expérience perceptive $T1$ . . . 51
3.2.1 Protocole expérimental . . . 51
3.2.2 Plan d'expérience . . . 51
3.2.3 Procédure d'enregistrement du son . . . 55
3.2.4 Auditeurs . . . 55
3.2.5 Choix de la procédure de test perceptif . . . 56
3.2.6 Analyse des résultats . . . 59
3.2.7 Vérification du modèle additif de similarité . . . 64
3.3 Détermination des interactions du premier ordre : analyse factorielle de la variance à deux paramètres . . . 65
3.3.1 Analyse factorielle de la variance à deux paramètres par mesures répétées . . . 65
3.3.2 Analyse factorielle de la variance à deux paramètres par valeurs moyennes . . . 66
3.3.3 Explication physique des interactions . . . 67
3.4 Seconde expérience perceptive $T2$ . . . 69
3.4.1 Plan d'expérience . . . 69
3.4.2 Procédure de mesure et de test . . . 70
3.4.3 Auditeurs . . . 71
3.4.4 Analyse des résultats de l'expérience $T2$ . . . 71
3.4.5 Modèle additif commun . . . 74
3.4.6 Validation du modèle . . . 75
3.5 Liens entre les similarités subjectives et les descripteurs perceptifs . . . 76
3.6 Conclusions sur l'application perceptive des plans d'expériences fractionnaires . . . 79

**4 Évaluation de similarité et catégorisation de sons synthétisés par modèle physique 81**
4.1 Introduction à la catégorisation des évènements sonores . . . 82
4.1.1 Définition . . . 82
4.1.2 La validité écologique . . . 82
4.1.3 La qualité sonore . . . 83

4.1.4 L'identification du timbre . . . 84
4.1.5 Type de réponse . . . 84
4.1.6 Transformation des données . . . 85
4.1.7 Arbre d'agglomération des items : dendrogramme . . . 86
4.1.8 Comparaison de partitions par l'indice de Rand . . . 87
4.1.9 Notations et formulations . . . 87
4.2 Modélisation . . . 93
4.2.1 Présentation du modèle physique . . . 93
4.2.2 Vibrations de flexion de la plaque . . . 93
4.2.3 Méthode des mobilités . . . 94
4.2.4 Calcul de la pression rayonnée . . . 95
4.2.5 Sources de dispersion affectant le modèle . . . 96
4.2.6 Simulation de Monte-Carlo . . . 97
4.2.7 Synthèse sonore . . . 98
4.3 Évaluation perceptive du son synthétisé . . . 101
4.3.1 Auditeurs . . . 101
4.3.2 Test mixte de similarité $T3$ . . . 101
4.3.3 Test de catégorisation $T4$ . . . 106
4.3.4 Partition optimale . . . 109
4.3.5 Stabilité de la partition optimale . . . 111
4.3.6 Indicateurs perceptifs de différentiation sonore . . . 117
4.4 Similarité ou agrément : vérification par un test de comparaison par paires $T5$ . . . 123
4.4.1 Auditeurs . . . 123
4.4.2 Procédure . . . 123
4.4.3 Analyse des résultats . . . 124
4.4.4 Remarques sur la similarité et la catégorisation . . . 128
4.5 Comparaison d'objets nominalement différents . . . 129
4.5.1 Modélisation . . . 129
4.5.2 Test de catégorisation $T6$ . . . 130
4.5.3 Test de comparaison par paires $T7$ . . . 136
4.6 Conclusions sur l'appréciation perceptive des dispersions . . . 141
4.6.1 Perception des variabilités du modèle . . . 141
4.6.2 Espaces perceptifs de similarité . . . 141
4.6.3 Confusion par le timbre . . . 142

**Conclusions et perspectives** **143**

**Bibliographie** **145**

**A Analyse multidimensionnelle de proximité** **154**
A.1 Les différents algorithmes de MDS . . . 154
A.1.1 MDSCAL . . . 154
A.1.2 INDSCAL . . . 154
A.1.3 EXSCAL . . . 155
A.1.4 CLASCAL . . . 155

A.1.5 CLASCAL étendu . . . . . 155

**B Lexique** **156**

**C Arbre d'agglomération des auditeurs au test *T*3** **157**

**D Réponse impulsionnelle du système modélisé** **158**

**E Séries de Ross** **159**

**F Dendrogramme** **160**

**G Comparaison de partitions** **163**

**H Analyse procrustéenne** **166**

# Liste des figures


1.1 Espace perceptif tridimensionnel du timbre musical de McAdams et al. [MWD$^+$ 95]. 28

2.1 Représentation des véhicules Ae et Be dans un espace perceptif à 2 dimensions ($N$, $CGS$), pour des enregistrements à 50 km/h en $3^{\text{ème}}$. Le mannequin acoustique est en position avant droite pour les 6 véhicules Ae ($*$) et les 5 véhicules Be (o) ainsi qu'en position arrière droite pour les 6 véhicules Ae (+). . . . . 46

3.1 Schéma du banc d'essai . . . . . 52
3.2 Points d'applications des six facteurs dispersifs sur le banc d'essai. . . . . 53
3.3 Mannequin acoustique placé en position d'enregistrement au-dessus du banc d'essai, configuré selon la matrice d'expérience (tableau 3.3). . . . . 55
3.4 Interface de réponse du test de comparaison par paires. . . . . 56
3.5 Réponses d'un auditeur lors du test de comparaison par paires. . . . . 57
3.6 Interface de réponse du test mixte. Le voyant à gauche de chaque son à tester est rouge tant que le stimulus correspondant n'a pas été écouté. Le bouton permettant l'écoute du son de référence se trouve au-dessus des curseurs. Le bouton permettant la réorganisation des sons selon la différence croissante est placé sur la droite. . . . . 58
3.7 Scores de dissemblance (dans leur intervalle de confiance à 95 %) des 22 sons testés ($T1$-1 à $T1$-18 selon la table $L_{18}$, et $T1$-19 à $T1$-22 pour la validation). L'étroitesse de l'intervalle de confiance à 95 % indique une bonne répétabilité du test sur des sujets différents. . . . . 59
3.8 Comparaison test-retest des réponses d'un individu ; les réponses au premier test (trait continu) sont très similaires aux réponses au second test (trait discontinu). . . . . 60
3.9 Deux stratégies de réponse observées lors de l'évaluation mixte de dissemblance ; les sons sont rangés selon la dissemblance croissante (a) ou placés au même niveau si évalués comme également dissemblants du son de référence (b). . . . . 61
3.10 Effets des facteurs $F$ (a), $B$ (b) et $C$ (c), à chacun de leurs trois niveaux, sur la dissemblance mesurée lors de l'expérience $T1$. . . . . 63
3.11 Comparaison des scores de dissemblance mesurés (trait continu, dans leur intervalle de confiance à 95 %) et des scores de similarité théoriques (trait discontinu) recalculés par le modèle additif de l'équation (3.6) pour les 4 sons de validation ($T1$-19 à $T1$-22). 64
3.12 Signatures vibratoires des facteurs dispersifs sur le spectre du son émis : état de référence (a). Un déséquilibrage dynamique a été introduit sur la configuration émettrice du spectre (b), tandis qu'un mésalignement axial était introduit sur la configuration émettrice du spectre (c). Enfin, ces deux variabilités agissent simultanément dans la configuration à l'origine du son représenté par le spectre (d). . . . . 68

3.13 Scores de similarité (dans leur intervalle de confiance à 95 %) des 22 sons testés ($T2$-1 à $T2$-9 selon la table $L_9$-$I$, $T2$-10 à $T2$-18 selon la table $L_9$-$II$ et $T$-19 à $T2$-22 pour la validation. . . . . 71
3.14 Effets des facteurs $B$ (a), $A$ (b) et $E$ (c), à chacun de leurs trois niveaux, sur la dissemblance mesurée lors de l'expérience $T2$. . . . . 74
3.15 Comparaison des scores de similarité moyens mesurés (trait continu), dans leur intervalle de confiance à 95%, et des scores de similarité théoriques (trait discontinu) recalculés par le modèle additif de l'équation (3.12) pour les 4 sons de validation ($T2$-19 à $T2$-22). . . . . 75
3.16 (a) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T1$ et calculées par le modèle de régression avec la sonie décrit par l'équation (3.13). (b) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T1$ et calculées par le modèle de régression avec la sonie et l'acuité décrit par l'équation (3.14). . . . . 77
3.17 (a) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T2$ et calculées par le modèle de régression avec la sonie décrit par l'équation (3.15). (b) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T2$ et calculées par le modèle de régression avec la sonie et l'acuité décrit par l'équation (3.16). . . . . 78

4.1 Arbres d'agglomération des 6 items obtenus avec la matrice de distance du tableau 4.3 selon trois méthodes d'agglomération : liens simples (a), liens moyens (b) et liens complets (c). Distances entre les classes indiquée par l'axe sous les arbres. . . . . 87
4.2 Schéma du système mécanique modélisé ; un point d'écoute est symbolisé par un microphone. . . . . 93
4.3 Système de coordonnées sphériques pour le calcul de la pression rayonnée au point d'écoute P. . . . . 95
4.4 Pression acoustique au point d'écoute, en fonction de la fréquence, calculée par l'intégrale de Rayleigh pour 100 simulations aléatoires. . . . . 98
4.5 Interface de réponse (en cours d'utilisation) du test mixte de similarité $T3$. Ici quelques sons ont déjà été écoutés, comparés à la référence et réorganisés selon la dissemblance croissante. . . . . 101
4.6 Scores de similarité (dans leur intervalle de confiance à 95 %) des 24 sons testés lors de l'expérience $T3$. . . . . 102
4.7 Comparaison des scores de dissemblance moyens mesurés (trait continu), dans leur intervalle de confiance à 95%, et des scores de dissemblance théoriques (trait discontinu) recalculés par le modèle additif de l'équation (4.33) pour les 6 sons de validation ($T3$-19 à $T3$-24). . . . . 104
4.8 Interface de réponse (en cours d'utilisation) du test de catégorisation $T4$ des 38 sons. Les sons sous le trait noir au bas de l'écran n'ont pas encore été écoutés. Le numéro du son apparaît en rouge dès lors que celui-ci a été écouté au moins une fois. Ici, l'auditeur a commencé à organiser quelques sons en catégories. . . . . 107
4.9 Distribution du nombre de classes parmi les 20 partitions individuelles. . . . . 108
4.10 Dendrogramme des 38 sons, obtenu par la méthode d'agglomération selon les liens moyens. Distance entre les agglomérats (niveau de fusion) indiquée par l'échelle au bas de la figure. . . . . 109

4.11 Indices de Rand moyens bruts (trait discontinu) et corrigés (trait continu) entre les partitions moyennes issues de l'arbre d'agglomération de la figure 4.10 et les 20 partitions individuelles. . . . . 110
4.12 Indices de Rand bruts individuels entre la partition de référence issue de l'arbre d'agglomération de la figure 4.10 et les 20 partitions. La nuance de la courbe indique le nombre de classes de la partition individuelle (compris entre 4 et 10). . . . . 111
4.13 Méthode de bootstrap [Hou 03] appliquée au calcul de l'indice de Rand entre les partitions issues de l'arbre de référence et les partitions issues des arbres boostrap pour un même nombre de classes. La comparaison de l'arbre de référérence à deux arbres bootstrap $i$ et $j$ est indiquée pour des partitions en 1, 2 et 3 classes. Les partitions bootstrap en 1 et 2 classes sont identiques à la partition de référence. . . . . 113
4.14 Méthode d'estimation de la partition optimale par le calcul de l'indice de Rand corrigé entre la partition de référence (à chaque niveau de partitionnement) et les partitions individuelles initiales. L'erreur-standard sur cet indice est estimée en calculant l'indice de Rand corrigé entre l'arbre du tirage bootstrap et les partitions individuelles du tirage. . . . . 114
4.15 Moyenne de l'indice de Rand corrigé pour 500 tirages bootstrap et écart-type sur les tirages, à chaque niveau d'agglomération, entre la partition de référence du tirage et les 20 partitions individuelles composant le tirage. . . . . 115
4.16 (a) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T3$ et les dissemblances calculées par le modèle de régression avec la sonie (équation (4.36)). (b) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T3$ et les dissemblances calculées par le modèle de régression avec la sonie et la rugosité (équation (4.37)). . . . . 118
4.17 Pourcentage de variance cumulée expliquée par les valeurs propres de la matrice de distance. . . . . 118
4.18 Diagrammes de sonie spécifique de sons émis par des objets composés d'une plaque mince (0.9675 mm, trait continu), nominale (1 mm, trait discontinu) et épaisse (1.0325 mm, trait mixte). . . . . 120
4.19 Représentation de la relation entre les coordonnées des sons selon la première dimension de l'espace MDSCAL et l'indicateur $N_{2.4}$ déterminé par l'équation (4.38) ; classe 1 ($*$) et autres classes (o). . . . . 120
4.20 Répartition des 38 sons dans un espace perceptif à 3 dimensions : ($*$) pour la classe 1, (o) pour la classe 2, (x) pour la classe 3, (+) pour la classe 4, ($\nabla$) pour la classe 5, ($\diamond$) pour la classe 6 et ($\Delta$) pour la classe 7. . . . . 122
4.21 Interfaces de réponse du test de comparaison par paires $T5$ pour la similarité (a) et l'agrément (b). . . . . 124
4.22 Comparaison des dissemblances moyennes (dans leurs intervalles de confiance à 95 %) relatives au son de référence ($T5$-1 ou $T3$-Ref) mesurées lors du test de comparaison par paires $T5$ (en clair) et lors du test mixte $T3$ (en foncé). . . . . 125
4.23 Pourcentage de la variance expliquée en fonction du nombre de dimensions. . . . . 126
4.24 Plan 1-2 de l'espace perceptif de similarité (a) obtenu par une analyse INDSCAL et plan 1-2 de l'espace perceptif d'agrément (b) obtenu par une analyse en composantes principales. . . . . 128

4.25 Interface de réponse (en cours d'utilisation) du test de catégorisation des 15 sons $T6$. Les boutons au bas de l'écran n'ont pas encore été manipulés. Le numéro du son apparaît en rouge dès lors que celui-ci a été écouté au moins une fois. Ici, l'auditeur a commencé à organiser quelques sons en catégories. . . . . 132
4.26 Distribution du nombre de classes parmi les 30 partitions individuelles. . . . . 132
4.27 Dendrogramme des 15 sons évalués lors du test $T6$, obtenu par la méthode d'agglomération selon les liens moyens. La distance entre les classes est représentée sur l'échelle horizontale. . . . . 133
4.28 (a) : indice de Rand corrigé moyen, à chaque niveau d'agglomération, entre la partition moyenne et les 30 partitions individuelles. (b) : indice de Rand corrigé moyen et écart-type des tirages, à chaque niveau d'agglomération, entre la partition moyenne du tirage et les 30 partitions du tirage, pour 500 tirages bootstrap. . . . . 133
4.29 Pourcentage de la variance expliquée en fonction du nombre de dimensions. . . . . 135
4.30 Répartition des 15 sons dans un espace perceptif MDSCAL à 3 dimensions : ($*$) pour la classe 1, (o) pour la classe 2, (x) pour la classe 3, (+) pour la classe 4 et ($\diamond$) pour la classe 5. Les objets de type 1 sont désignés par un trait continu, ceux de type 2 par un trait discontinu et ceux de type 3 par un trait mixte. . . . . 135
4.31 Dendrogramme du test $T6$ découpé selon les 5 classes de la partition optimale. Les sons retenus pour le test de comparaison par paires $T7$ sont en italique. . . . . 136
4.32 Arbre d'agglomération des items lors du test $T7$. La distance moyenne perçue est représentée par l'échelle horizontale. Le numéro du son lors du test de catégorisation $T6$ est indiqué entre parenthèses. . . . . 138
4.33 Relation entre les distances mesurées pour chaque paire d'items lors des tests $T6$ (catégorisation) et $T7$ (comparaison par paires). . . . . 138
4.34 Pourcentage de la variance expliquée en fonction du nombre de dimensions. . . . . 139
4.35 Répartition des 9 sons dans un espace perceptif INDSCAL à 3 dimensions : ($*$) pour la classe 1, (o) pour la classe 2, (x) pour la classe 3, (+) pour la classe 4 et ($\diamond$) pour la classe 5. Les objets de type 1 sont désignés par un trait continu, ceux de type 2 par un trait discontinu et ceux de type 3 par un trait mixte. . . . . 140

C.1 Arbre d'agglomération hiérarchique des 20 auditeurs par leurs coefficients de Pearson. 157

D.1 Pression rayonnée par le système (durant 1 s) consécutivement à un effort impulsionnel unitaire. . . . . 158

# Liste des tableaux


2.1 Descripteurs perceptifs des 6 enregistrements correspondant aux véhicules de type Ae à 50 km/h. . . . 44
2.2 Descripteurs perceptifs des 6 enregistrements correspondant aux véhicules de type Ae à 50 km/h. . . . 44
2.3 Descripteurs perceptifs des 5 enregistrements correspondant aux véhicules de type Be à 50 km/h. . . . 45

3.1 Matrice d'expérience orthogonale $L_4$ (3 facteurs à 2 niveaux). . . . 49
3.2 Description des facteurs dispersifs appliqués au banc d'essai et signification physique de leurs niveaux. . . . 53
3.3 Matrice d'expérience relative à l'expérience $T1$. Les essais $T1$-1 à $T1$-18 sont configurés selon le plan d'expérience $L_{18}$ modifié ; les essais $T1$-19 à $T1$-22 sont des configurations additionnelles non incluses dans le plan. . . . 54
3.4 Analyse factorielle de la variance sur les scores de dissemblance des sons 1 à 18 de l'expérience $T1$. . . . 62
3.5 Effets des facteurs sur la réponse moyenne mesurée lors de l'expérience $T1$. . . . 62
3.6 Analyse factorielle de la variance à deux paramètres à mesures répétées pour $A$ et $B$. 65
3.7 Analyse factorielle de la variance à deux paramètres à mesures répétées pour $D$ et $E$. 66
3.8 Analyse factorielle de la variance à deux paramètres à valeur moyenne pour $B$ et $F$. . 67
3.9 Analyse factorielle de la variance à deux paramètres à valeur moyenne pour $A$ et $E$. . 67
3.10 Matrice d'expérience relative à l'expérience $T2$. Les essais $T2$-1 à $T2$-9 sont configurés selon un premier plan d'expérience $L_9$-$I$ destiné à déterminer l'effet de l'interaction $AE$. Les essais $T2$-10 à $T2$-18 sont configurés selon un second plan d'expérience $L_9$-$II$ destiné à déterminer l'effet de l'interaction $BF$. Les essais $T2$-19 à $T2$-22 sont des configurations additionnelles non incluses dans un de ces deux plans. . . . 70
3.11 Analyse de la variance sur les similarités mesurées des sons 1 à 9 ($A$, $E$ et leur interaction) puis 10 à 18 ($B$, $F$ et leur interaction) de l'expérience $T2$. . . . 72
3.12 Effets des facteurs et interactions sur la réponse moyenne mesurée lors de l'expérience $T2$. . . . 73

4.1 Exemples de trois partitions différentes d'un même ensemble de 6 objets. . . . 84
4.2 Matrices d'appartenance correspondant aux partitions du tableau 4.1. . . . 85
4.3 Matrice de distance correspondant aux partitions du tableau 4.1. . . . 85
4.4 Tableau de contingence des partitions $P$ et $Q$. . . . 88
4.5 Tableau des accords-désaccords entre $P$ et $Q$ . . . . 89
4.6 Incertitudes sur les paramètres du modèle . . . . 97

4.7 Description des facteurs et des niveaux associés. . . . . 99
4.8 Matrice d'expérience relative à l'expérience $T3$. Les essais $T3$-1 à $T3$-18 sont configurés selon une table de Taguchi $L_{18}$. Les essais $T3$-19 à $T3$-24 sont des configurations additionnelles non incluses dans le plan. L'essai $T3$-Ref correspond à l'état nominal du modèle et est donc l'essai de référence. . . . . 100
4.9 Analyse de la variance sur les similarités mesurées des sons 1 à 18 de l'expérience $T3$. 103
4.10 Effets des facteurs sur la similarité mesurée lors de l'expérience $T3$, calculée d'après l'équation (3.1). . . . . 103
4.11 Matrice d'expérience relative à l'expérience $T4$. Les sons $T4$-1 à $T4$-24 sont identiques à ceux de l'expérience $T3$ et ne sont pas représentés ici. Les sons $T4$-25 et $T4$-26 sont identiques et équivalents au son de référence de l'expérience $T3$ ($T3$-Ref). 107
4.12 Partition optimale des 38 sons en 7 classes pour le test $T4$. . . . . 116
4.13 Descriptions libres des 7 classes pour le test $T4$. . . . . 116
4.14 Coefficients de détermination ajustés $R^2_{aj}$ entre les coordonnées des sons selon les 5 premières dimensions de l'espace MDSCAL et les descripteurs perceptifs calculés pour chacun d'eux. . . . . 121
4.15 Correspondance entre les numéros des sons lors du test mixte de similarité $T3$ et du test de comparaison par paires $T5$. . . . . 124
4.16 Matrice de rotation utilisée pour faire concorder les espaces perceptifs de catégorisation ($T4$) et de comparaison par paires ($T5$). . . . . 127
4.17 Coefficients de détermination ajustés $R^2_{aj}$ entre les dimensions des espaces perceptifs MDSCAL (catégorisation $T4$) et INDSCAL (comparaison par paires $T5$) après ajustement par analyse procrustéenne. . . . . 127
4.18 Propriétés mécaniques de l'acier et de l'aluminium. . . . . 130
4.19 Matériau et épaisseur de la plaque selon le type d'objet. . . . . 130
4.20 Matrice d'expérience du test $T6$. Les essais $T6$-1 à $T6$-5 correspondent à l'objet 1, $T6$-6 à $T6$-10 à l'objet 2 et $T6$-11 à $T6$-15 à l'objet 3. . . . . 131
4.21 Partition optimale : découpage de l'arbre de référence (figure 4.27) en 5 classes. . . . 134
4.22 Correspondance entre les numéro des sons lors des expériences $T6$ et $T7$. . . . . 137
4.23 Matrice de rotation utilisée pour faire concorder les espaces perceptifs de catégorisation et de comparaison par paires. . . . . 140
4.24 Coefficients de détermination ajustés $R^2_{aj}$ entre les 3 premières dimensions des espaces perceptifs issus de $T6$ (MDSCAL) et $T7$ (INDSCAL) après ajustement par analyse procrustéenne. . . . . 141

# Introduction

La dispersion du comportement des structures est une problématique qui intéresse et préoccupe fortement les vibro-acousticiens. Même si elle est difficile dans certains cas, la réduction du bruit et des vibrations, sources de gêne, est possible sur une structure particulière telle qu'un prototype. En revanche, la maîtrise de ce comportement sur une répétition de pièces fabriquées en série est nettement plus hasardeuse. Tout procédé industriel implique des contraintes de fabrication et de montage qui se traduisent par des tolérances de dimensions et de positionnement relatif des pièces, des propriétés mécaniques des matériaux mis en oeuvre. Les sources de variabilité sont innombrables et le concepteur doit fixer les intervalles de tolérance en accord avec le cahier des charges et les fonctions que doit remplir la pièce. La détermination des intervalles de tolérance est non seulement l'affaire du concepteur, mais aussi celle du fabricant qui impose ses propres contraintes (coût, temps...). Ainsi, l'établissement des tolérances est souvent le fruit d'un compromis entre tous les acteurs de la réalisation de la pièce, du stade de la conception à celui de la fabrication. Dans le cas de structures simples, le comportement est souvent bien connu et maîtrisé, mais dans le cas d'un assemblage complexe de pièces, la connaissance du comportement global de la structure est souvent empirique. Il est dans ce cas très difficile d'identifier la source de la dispersion et le bénéfice d'une modification peut se révéler bien inférieur aux effets attendus.

L'observation de la dispersion des structures et l'identification de ses causes ont fait l'objet de plusieurs études vibro-acoustiques. En revanche, les conséquences de ces dispersions sur la perception sonore des objets, fabriqués en série, n'ont pas été examinées. Pourtant, la qualité sonore est un aspect que les industriels prennent désormais en compte au stade de la conception de l'objet et intègrent au cahier des charges. La qualité sonore d'un produit est l'adéquation entre l'image que se font les utilisateurs de celui-ci par son bruit et les fonctions (technologique ou esthétique) qu'il doit remplir. Elle contribue à définir l'identité sonore du produit. Aussi les concepteurs doivent-ils, en plus de toutes les contraintes citées précédemment, faire face à celles imposées par la qualité sonore. Le design sonore est le processus de conception de l'identité sonore d'un produit. Si le prototype de l'objet répond aux impératifs fixés en terme de qualité sonore, qu'en est-il lorsque celui-ci est ensuite produit en série ? Il semble légitime de se demander si tous les objets seront alors correctement identifiés. En terme de vibrations et de bruit, on a pu assister à de mauvaises surprises en sortie de chaîne de fabrication. Il est alors également possible que de gros écarts de perception apparaissent. En d'autres termes, les dispersions affectant un objet industriel, observées et quantifiées par des mesures vibro-acoustiques, sont-elle perceptibles par son utilisateur final ? Les dispersions affectant la qualité sonore, il est alors possible que l'identité sonore soit légèrement modifiée, voire corresponde à l'identité d'un autre produit.

Le travail présenté ici s’applique à caractériser les effets de dispersions de structure sur la perception sonore.

# Chapitre 1

# Dispersions des structures et conséquences pour la perception du son

## 1.1 Dispersions du comportement vibro-acoustique des structures

### 1.1.1 Observation de la variabilité

De nombreuses études ont mis en évidence l'importante variabilité observée sur le comportement vibratoire et acoustique d'objets nominalement identiques issus d'une même chaîne de production. À partir d'enregistrements effectués à l'intérieur de l'habitacle de véhicules nominalement identiques en phase de roulage, Wood et Joachim [WJ 86] ont constaté des différences de niveau sonore de 15 dB dans des cas extrêmes. Selon eux, ces variations sont dues aux fonctions de transfert *structure/acoustique*. Ils ont donc développé des modèles numériques permettant de prédire les variabilités de ces fonctions de transfert. Kompella et Bernhard [KB 93, KB 96] ont mesuré ces fonctions de transfert sur 99 véhicules identiques en sortie d'une même ligne de production. L'expérience a consisté en une mesure de la pression acoustique à l'intérieur de l'habitacle, consécutive à une excitation impulsionnelle solidienne sur un des pneus du véhicule ou aérienne via un haut-parleur. Ils ont observé une variabilité allant de 2 à 4 dB sur les fonctions de transfert solidiennes, étudiées entre 0 et 500 Hz, et une variabilité allant de 5 à 10 dB sur les fonctions de transfert aériennes, étudiées entre 0 et 1000 Hz.

On peut néanmoins se demander à quoi est réellement due la variabilité observée sur deux mesures consécutives de deux objets identiques. Est-elle imputable à la variabilité propre des objets ou aux conditions de l'expérience qui ne sont évidemment pas reproductible à l'identique d'un objet à l'autre ? Les études portant sur la dispersion d'objets "industriellement identiques", c'est-à-dire issus du même processus de fabrication, se sont donc appliquées à mettre en oeuvre des conditions de mesure les plus reproductibles possibles, de manière à n'estimer que la variabilité propre des objets. Bernhard [Ber 96] a montré que la variabilité observée lors de ses précédentes études était surtout due à la dispersion des véhicules plutôt qu'aux conditions de mesures et aux incertitudes environnementales. Cafeo et al. [CLD$^+$ 97] ont imaginé une méthode, à base de plans d'expériences, permettant de séparer la variabilité des mesures de la variabilité inhérente aux différents véhicules dans le cadre d'analyses modales.

Sans pour autant avoir recours à l'exemple des automobiles, largement étudié dans la littérature

et qui offre un très large éventail d'incertitudes, on peut observer des variabilités comportementales similaires sur des populations de structures nettement moins complexes. Fahy [Fah 93] a ainsi étudié la dispersion du comportement vibratoire de cannettes de bière identiques, tandis que Gärdhagen et Plunt [GP 95] se sont intéressés à des plaques appuyées sur leurs quatre bords. Des incertitudes sur les paramètres structuraux (épaisseur, amortissement) de cette plaque engendrent des écarts-types de 5 à 6 dB sur les mesures de réponse en fréquence, du fait des déplacements de modes propres et des fluctuations d'amplitude.

### 1.1.2 Détection des sources de dispersion dans les structures

La détection des sources de variabilité du comportement des structures n'est à l'heure actuelle possible que sur des structures simples présentant des phénomènes d'hypersensibilité. Rébillard [Réb 95] et Ouisse [Oui 02] ont analysé la dispersion du comportement de structures à base de poutres ou de plaques assemblées.

Les travaux de Rébillard et Guyader ont porté sur l'étude de l'angle de couplage entre des plaques. Les auteurs ont mis en évidence des phénomènes d'hypersensibilité locale, pour certaines valeurs de l'angle, modifiant fortement le comportement de la structure globale. Cette hypersensibilité a été étudiée dans le cas de deux plaques couplées [RG 95] ou d'un réseau de plaques [RG 97]. Pour ce type de structures, l'angle de couplage entre deux plaques est critique pour l'établissement de modes globaux et une faible variation peut entraîner un changement radical du comportement de la structure. Ils ont également identifié les effets de l'hypersensibilité de l'angle de couplage sur le son rayonné par un assemblage de deux plaques [RG 00]. Ouisse et Guyader ont développé un indicateur permettant la détection des zones hypersensibles dans les réseaux de plaques [OG 03a]. Ils ont par ailleurs déterminé les valeurs de l'angle critiques, en terme d'hypersensibilité, dans le cas de deux poutres couplées, puis de deux plaques couplées [OG 03b].

### 1.1.3 Prévision de la variabilité

Pour les structures complexes, on ne cherche généralement pas à identifier les causes de variations, mais plutot à estimer la variabilité du comportement global de la structure. Le travail de Fonseca et al. [FMFM 02] constitue un état de l'art sur les méthodes de prévision de la propagation des incertitudes en dynamique des structures.

Concernant le domaine des basses fréquences, Iankov et al. [IMSH 02] ont proposé une méthode de prédiction de la variance des fonctions de réponse en fréquence d'un assemblage, basée sur la connaissance de la variance des fonctions de réponse en fréquence de chaque composant. Moeller et al. [MTSC 99] ont développé un indicateur permettant d'établir la probabilité d'une structure d'appartenir à une population d'après l'analyse de ses fonctions de réponse en fréquence.

Dans le même esprit mais pour les moyennes fréquences, Mace et Shorter [MS 01] ont proposé de considérer indépendamment les différents sous-systèmes. Les caractéristiques modales de ceux-ci sont déterminées par la méthode des éléments finis, et les incertitudes sont introduites au niveau des matrices de couplage. Dans le domaine des hautes fréquences, où les effets de faibles variations

structurales peuvent être dramatiques, il s'agit surtout d'estimer l'intervalle de confiance de calculs SEA en vue d'augmenter leur précision [HDLD 97]. Comme le souligne Fahy [Fah 93], lorsque le recouvrement modal devient important, la phase de la réponse modale varie rapidement autour des résonances et l'effet d'une faible variation de dimensions sur la réponse modale augmente à mesure que l'on observe des modes de rang élevé. La réponse d'une structure en hautes fréquences n'est pas prévisible avec certitude, c'est la raison pour laquelle les méthodes déterministes ne sont jamais employées dans ce domaine.

Ainsi, en adaptant la méthode d'analyse à la plage de fréquence étudiée, il est possible de prévoir le comportement vibro-acoustique d'une structure affectée par des dispersions sur toute la gamme de fréquence.

### 1.1.4 Conséquences perceptives de la dispersion du comportement

La dispersion du comportement des structures est un phénomène connu et, à défaut d'être maîtrisé, prévisible par les vibro-acousticiens. Cependant, son impact sur la perception du son émis par ces structures n'a, jusqu'à présent, pas été réellement pris en considération.

Pour les produits manufacturés, la qualité sonore est l'adéquation entre le son perçu et la fonction remplie par sa source [BJ 97]. Cette notion est liée d'une part aux caractéristiques auditives du son et d'autre part à l'attente de l'auditeur concernant le son qu'il perçoit, à son activité cognitive et émotionnelle. Le domaine du design sonore vise donc à ce que le son perçu représente au mieux des attributs perceptifs en accord avec la fonction de sa source. On pourra se référer au travail de Lemaitre [Lem 04] sur les sons d'avertisseurs automobiles pour une illustration de cette problématique. Dans le cas de sons d'alarme, la source n'a pas d'autre vocation que d'avertir l'auditeur d'un danger et le son doit délivrer un message clair dans ce sens.

La variabilité du comportement des objets nominalement identiques est un facteur encore négligé au stade du design sonore. Ses effets sur la perception sonore peuvent néanmoins se révéler catastrophiques. On peut ainsi imaginer, dans le cas d'une population de structures produites en série, que certains objets s'éloignent fortement, en terme de qualité sonore, du son nominal souhaité par ses concepteurs. Il n'est pas rare d'observer de grosses variations, en terme de réponse vibratoire et acoustique, sur des structures a priori identiques en fin de processus de fabrication. Nous avons évoqué au paragraphe 1.1.3 les moyens existant pour la prévision de ces variabilités de comportement. En terme de perception auditive, de tels moyens de prédiction n'existent pas. Il faut obligatoirement avoir recours à un test de perception auditive pour déterminer si des différences de perception émanent d'un corpus de sons émis par des objets industriellement identiques.

Les réponses en fréquence mesurées sur des populations de véhicules nominalement identiques par Kompella et Bernhard [KB 93, KB 96] à l'aide d'un microphone placé dans l'habitacle caractérisent la dispersion de ces objets. On peut observer, entre deux fonctions de transfert, des fluctuations d'amplitude et des déplacements des fréquences de résonance. On peut donc conclure de façon triviale que la dispersion des structures affecte assurément le niveau et la hauteur du son à l'intérieur de l'habitacle. Mais il semble également pertinent de supposer que le timbre de l'objet sera modifié. Dans cette optique, Grey et Gordon [GG 78] ont montré que l'on pouvait modifier le timbre de sons

musicaux en changeant les caractéristiques spectrales des sons. Le timbre, que nous étudierons en détail dans la section 1.2, est l'ensemble des corrélats acoustiques qui permettent de discriminer deux sons indépendamment de leurs niveaux, hauteurs et durées. Il est synonyme d'identité sonore ou de signature sonore et permet à un individu de reconnaître, voire d'identifier un objet par l'écoute du son qu'il produit. L'étape du design sonore définit ou renforce cette identité, qui constitue en quelque sorte une marque de fabrique. Sa vocation peut être de dispenser des informations à l'utilisateur ou, plus simplement, esthétique. L'information contenue dans le son a été étudiée par Ballas [BH 87, Bal 93] qui souligne la capacité des auditeurs à décoder rapidement le message véhiculé. La signature sonore permet d'associer immédiatement un son à un objet unique ou à une classe d'objets. Cette identité est un garant de la qualité du produit et fait office d'argument publicitaire. Par exemple, certains constructeurs automobiles font valoir le fait que les clients peuvent reconnaître leurs véhicules d'après leur bruit de claquement de portière.

On a pu supposer et craindre, d'après les observations de la dispersion énumérées au paragraphe 1.1.1, que la dispersion ne se répercute sur le niveau et la hauteur tonale des sons émis. Il est plus que probable que cette variabilité en affecte également le timbre. Le timbre et les corrélats acoustiques qui lui sont généralement associés sont définis par la suite en 1.2. La dispersion des propriétés mécaniques et des tolérances géométriques inhérente au processus de fabrication d'un objet peut ainsi entraîner un glissement de son timbre dans l'espace perceptif associé. On peut alors se demander dans quelle mesure l'identité sonore du produit est affectée par les dispersions. Les dispersions affectant la structure de l'objet peuvent-elles conduire à ce que deux objets identiques soient perçus comme très dissemblants, voire comme deux objets différents ? Le timbre est-il dégradé de manière continue ou alors est-il rapidement perçu comme la signature sonore d'un objet différent ? Ce phénomène, que l'on appelle perception catégorielle, peut être observé dans des tâches d'identification de sons parlés. Les processus d'identification des sons environnementaux sont les mêmes que ceux de la parole [BH 87]. Dans le cas d'un évènement sonore composé d'une voyelle encadrée par deux consonnes (séquence CVC), l'identification de la voyelle est basée sur la transition formantique la précédant. En modifiant l'évolution temporelle de cette transition formantique, Lindblom et Studdert-Kennedy [LS 67] ont mesuré le taux de reconnaissance de la voyelle. Ils ont observé que la voyelle initiale est systématiquement perçue jusqu'à un certain seuil de modification. Puis, ce seuil passé, une autre voyelle est systématiquement perçue. A contrario, Mermelstein a montré qu'en augmentant les fréquences du formant de la voyelle [Mer 77], l'identification de la voyelle se dégrade continûment, sans pour autant observer de brusque saut de perception.

Selon les modifications appliquées à l'évènement sonore, on observe soit une perception catégorielle (effet de seuil) soit une perception continue (dégradation). Que se passe-t'il dans le cas d'évènements sonores issus de structures complexes sur lesquelles une multitude de dispersions et de variabilités sont susceptibles d'agir ? Assiste-t-on à des glissements perceptifs, à des sauts de perception voire à des combinaisons de ces deux phénomènes ? Plus simplement, les objets nominalement identiques sont-ils toujours perçus comme identiques ? Nous tâcherons d'apporter des éléments de réponse à ces questions dans ce document.

Pour une structure réelle, les dispersions sont connues par le biais de leur intervalle de tolérance. Leur grand nombre fait qu'il n'est pas possible de relier une évolution du timbre à une dispersion

déterminée. Au stade de la conception d'un véhicule, il existe des outils objectifs permettant, sans pour autant identifier les sources de dispersion, de déterminer si un objet peut être rattaché à un sous-ensemble par son comportement vibro-acoustique. L'indicateur de Moeller et al. [MTSC 99], basé sur les réponses en fréquence, permet de déterminer la probabilité d'un véhicule d'appartenir à une famille. Il n'existe pas de tels indicateurs perceptifs, seuls des tests auditifs peuvent permettre d'apprécier l'évolution du timbre sur un panel d'objets nominalement identiques soumis à des dispersions aléatoires.

## 1.2 Le timbre

Le timbre a essentiellement été étudié dans le cadre de l'acoustique musicale, domaine dans lequel il est associé à la couleur du son. Il est également souvent considéré comme un indicateur de la qualité d'un instrument de musique.

### 1.2.1 Définition

L'American National Standard Institute a proposé en 1960 [Ame 60] la définition suivante du timbre : "Timbre is that attribute of auditory perception in terms of which a subject can judge that two sounds similarly presented and having the same loudness and pitch are dissimilar". Ce qui peut être traduit par :"Le timbre est le caractère de la perception auditive selon lequel un sujet peut estimer que deux sons, présentés de manière similaire, d'égale sonie et hauteur, sont dissimilaires".

Cette définition semble particulièrement adaptée au timbre musical, car dans le cas de sons non-musicaux, il peut parfois se révéler difficile d'identifier la hauteur tonale (pitch). Elle reste néanmoins très vague quant aux paramètres acoustiques constitutifs du timbre, et plus encore sur les propriétés physiques à l'origine de la discrimination. Le timbre est, d'après cette définition, tout ce qui permet de discriminer deux sons en dehors de la sonie[1], de la hauteur perçue et de la durée. Le timbre se définit par la négative et se veut donc indépendant de ces grandeurs. Cependant l'ANSI ne propose pas de valeurs normalisées pour la détermination du timbre. Il apparaît pourtant raisonnable de supposer que le timbre n'est pas le même lorsque l'on discrimine deux sons de sonie équivalente selon que celle-ci est très faible ou très forte. De même, la hauteur, bien que se devant d'être égale pour les sons que l'on voudra discriminer par le timbre uniquement n'est pas fixée. Marozeau [Mar 04] a déterminé les descripteurs du timbre de sons musicaux pour différentes fréquences fondamentales (notes perçues). Il a ainsi montré que le timbre varie selon la hauteur tonale à laquelle on choisit de discriminer deux sons.

La définition de l'ANSI [Ame 60] s'accompagne de la note suivante, donnant des éléments de réponse quant à la teneur des paramètres acoustiques décrivant le timbre : "Timbre depends primarily upon the spectrum of the stimulus, but it also depends on the waveform, the sound pressure, the frequency location of the spectrum, and the temporal characteristics of the stimulus". "Le timbre dépend en premier lieu du spectre fréquentiel du stimulus, mais également de la forme d'onde, de la pression acoustique, de la répartition fréquentielle du spectre et des caractéristiques temporelles du stimulus".

[1] Intensité subjective d'un son, que l'on peut approcher par les modèles de Zwicker [ZF 90] ou de Moore [MG 96].

Comme l'a démontré Von Bismarck [VB 74b] dans le cas de sons complexes, le spectre seul ne suffit pas à caractériser le timbre. L'évolution temporelle du stimulus joue alors un rôle primordial dans la perception du timbre. Cet ajout à la définition du timbre reste somme toute assez sommaire et ne donne que des pistes d'investigations pour la détermination des attributs de celui-ci.

### 1.2.2 Méthodes classiques de détermination du timbre

Il existe plusieurs méthodes expérimentales pour la détermination du timbre. La première méthode développée a été celle du différenciateur sémantique. Les auditeurs jugent chaque son sur différentes échelles dont les extrémités désignent deux intensités extrêmes et opposées d'une même sensation continue. L'inconvénient majeur de cette méthode réside dans le fait qu'elle impose à l'auditeur un vocabulaire choisi par l'expérimentateur. Cette critique est surtout valable lorsque l'on s'intéresse à des sons environnementaux et que l'on veut s'assurer de la validité écologique de l'expérience menée : les conclusions issues des expériences menées en laboratoire s'appliquent-elles dans la réalité ? Pour Guyot [Guy 96], cette démarche va à l'encontre du comportement naturel de l'auditeur qui cherche en premier lieu à identifier la source du son qu'il entend plutôt qu'à le juger sur certaines de ses propriétés.

La méthode de détermination du timbre la plus communément utilisée réside sur les jugements de dissemblance entre sons. Une fois les sons égalisés en sonie, hauteur tonale et durée, seul leur timbre permet de les distinguer, selon la définition de l'ANSI donnée au paragraphe 1.2.1. Il s'agit, à partir d'un corpus de $n$ sons, d'obtenir une matrice $n \times n$ de dissemblance. Une analyse multidimensionnelle de cette matrice permet ensuite de déterminer les dimensions de l'espace perceptif associé au corpus de sons et la représentation de leurs timbres dans cet espace [SMW 99]. Les procédures d'analyse multidimensionnelle, appelée aussi analyse MDS (de l'anglais MultiDimensional Scaling), les plus couramment utilisées sont détaillées dans l'annexe A.

### 1.2.3 Timbre musical : approche multidimensionnelle

Les études ayant trait au timbre musical ont montré que celui-ci était un caractère perceptif généralement décomposable en deux ou trois dimensions.

Bien que ne portant pas sur des sons musicaux, l'expérience de Pols et al. [PVDKP 69] a inspiré par la suite de nombreuses études sur le timbre musical. Au cours de cette expérience, les auteurs ont demandé à des auditeurs de juger les dissemblances perçues entre onze voyelles synthétiques de même fréquence fondamentale. Une analyse multidimensionnelle de ces dissemblances leur a ensuite permis de représenter ces voyelles dans un espace perceptif à trois dimensions. Selon une méthodologie similaire, Miller et Carterette [MC 75] ont déterminé l'espace perceptif de sons harmoniques de synthèse dont la structure temporelle est celle de sons émis par divers instruments de musique. L'expérience a été réalisée avec un groupe d'auditeurs musiciens, puis avec un groupe d'auditeurs non-musiciens. Ils ont remarqué que les dimensions perceptives issues des jugements de similarité du groupe d'auditeurs musiciens sont les mêmes que celles issues du groupe d'auditeurs non-musiciens. Cependant les corrélations entre les réponses individuelles sont nettement plus importantes dans le groupe d'auditeurs musiciens. À l'évidence, l'expérience musicale facilite la tâche de l'auditeur au

cours de cette expérience.

Grey [Gre 77] a ensuite déterminé, à partir de jugements de similarité, l'espace perceptif de 16 instruments de musique (cordes frottées et vents). Cet espace perceptif fait encore référence et ses stimuli sont repris dans de nombreuses expériences relatives au timbre musical. Les sons des instruments ont tout d'abord été enregistrés, puis reconstruits par synthèse additive. Ils ont alors été égalisés en sonie, fréquence fondamentale et durée. Une analyse multidimensionnelle des similarités a permis de représenter le timbre de ces stimuli dans un espace perceptif à trois dimensions :

- La première dimension a été interprétée comme étant liée à la distribution du spectre d'énergie. Elle permet de distinguer notamment, parmi les vents, les instruments ayant une faible largeur de bande spectrale (la trompette) de ceux ayant un spectre large bande (le trombone).
- La deuxième dimension est liée à la synchronie des harmoniques durant l'attaque et à la fluctuation temporelle de l'enveloppe spectrale. Des instruments tels que les bois ont un temps d'attaque relativement court et leur spectre fluctue peu une fois passé le transitoire d'attaque. Cette dimension permet donc de distinguer les bois des cuivres et des cordes, dont le temps d'attaque est plus long et dont les harmoniques ont un taux de synchronie moindre.
- La troisième et dernière dimension est liée à la présence d'énergie inharmonique de basse amplitude à haute fréquence durant l'attaque.

La première dimension est liée à la distribution des harmoniques dans le spectre, les deux suivantes décrivent la qualité du temps d'attaque.

Grey et Gordon [GG 78] ont vérifié la validité de la première dimension de cet espace perceptif en montrant que l'on peut modifier le timbre musical en changeant les caractéristiques spectrales des sons. Cette expérience a été la reproduction à l'identique de la précédente [Gre 77], à ceci près que les spectres fréquentiels de la moitié des paires de stimuli présentées ont été interchangés. Les sons modifiés deux à deux ont été intervertis sur le premier axe de l'espace perceptif du timbre, lié au contenu spectral du son.

La troisième dimension de Grey n'a pas été confirmée par les études ultérieures sur le timbre musical. L'espace perceptif du timbre musical décrit par McAdams et al. [MWD$^+$ 95] se décompose lui aussi en trois dimensions perceptives (voir figure 1.1) dont les corrélats physiques sont : le temps d'attaque, le centre de gravité spectral, et le flux spectral. En plus des vents et des cordes frottées, des cordes frappées et des percussions ont été synthétisées pour cette étude.

La première dimension, décrite comme le temps d'attaque, est liée à la durée de la partie transitoire du son avant l'établissement de sa partie harmonique. La seconde dimension, le centroïde spectral, a été décrite par Wessel [Wes 79] comme "la brillance" du son. Ces deux dimensions sont communes à l'espace de Grey [Gre 77]. La troisième dimension de cet espace, le flux spectral, est nettement moins bien définie et a tendance à varier d'une étude à l'autre, selon le corpus de sons sélectionnés et les groupes d'auditeurs. Elle est parfois associée aux irrégularités de la structure fine du spectre [KMW 94].

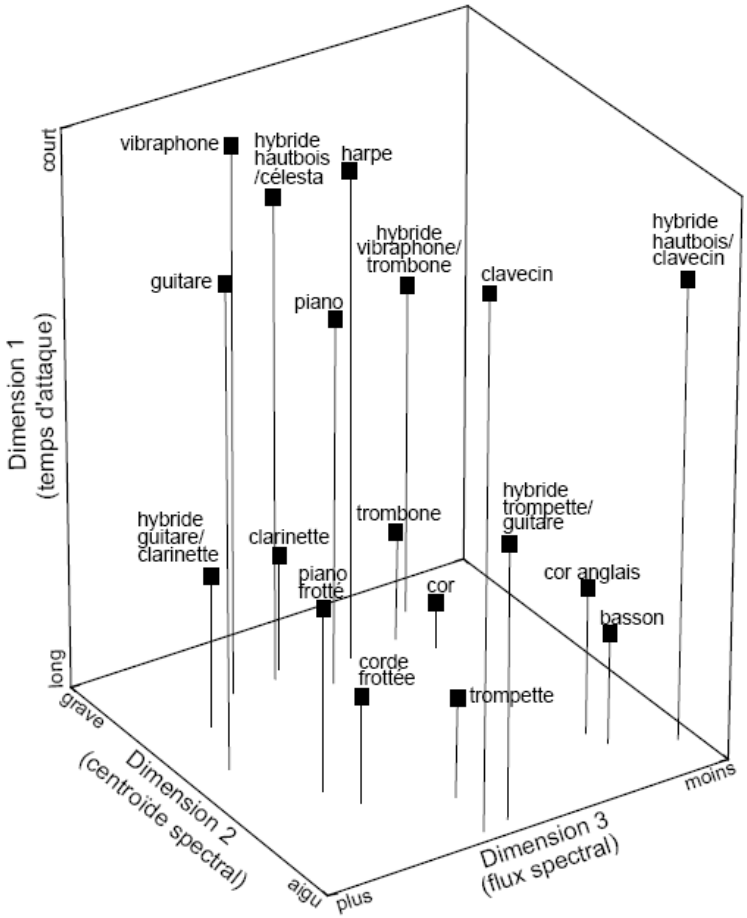



FIG. 1.1 – Espace perceptif tridimensionnel du timbre musical de McAdams et al. [MWD+ 95].

Grâce à de nouvelles techniques de synthèse, McAdams et al. ont créé des sons d'instruments hybrides afin d'observer leur position par rapport aux instruments "naturels" dans l'espace perceptif. Ainsi l'instrument hybride "piano frotté" (voir figure 1.1) possède le même centroïde spectral que le piano mais possède un temps d'attaque long caractéristique des instruments à corde frottée. L'analyse multidimensionnelle a été menée en utilisant le modèle euclidien pondéré CLASCAL étendu proposé par Winsberg et al. [WDS 93] et présenté en annexe A.1.5. Ceci a permis de prendre en compte les différences de perception ou de stratégie de réponse entre les sujets en introduisant des pondérations sur les dimensions. Les 98 sujets ont été regroupés en classes latentes selon leurs perceptions et stratégies. Cette analyse n'a pas révélé de différence fondamentale de stratégie entre les auditeurs musiciens et non-musiciens, bien que la cohérence de stratégie soit nettement plus importante entre les auditeurs musiciens. Cet état de fait a déjà été observé par Miller et Carterette [MC 75] à partir de deux groupes d'auditeurs différents.

Une récente étude de Caclin et al. [CMSS 05] sur le timbre de sons musicaux de synthèse a visé à démontrer la validité des corrélats acoustiques classiquement utilisés dans la littérature pour la description du timbre. Les jugements de similarité relatifs à ces sons sont basés sur le temps d'attaque, le centroïde spectral et la structure fine du spectre. Le flux spectral apparaît comme peu saillant lors de cette tâche de discrimination, son importance dépendant du nombre de dimensions perceptives variant simultanément parmi le corpus de sons à évaluer.

### 1.2.4 Timbre non-musical

Le timbre est une notion dont la connotation musicale est évidente. Il est néanmoins possible de le définir pour des sons non-musicaux.

On peut ainsi déterminer le timbre d'un objet sonore quel qu'il soit. Susini et al. [SMW 97] ont, par exemple, déterminé le timbre de bruits de véhicules automobiles. Conformément à sa définition, le timbre est alors tout ce qui permet de distinguer deux sons de même niveau sonore, de même hauteur tonale et de même durée. Les corrélats acoustiques classiquement utilisé pour décrire le timbre musical peuvent également décrire le timbre non-musical. Le centre de gravité spectral est ainsi un des attributs du timbre d'unités de climatisation [SMW$^+$ 04]. Les corrélats liés au temps d'attaque peuvent également être retrouvés lorque l'on s'intéresse au timbre de sons impulsionnels. Le rapport entre la partie aléatoire et la partie harmonique du son décrit également le timbre des climatisations. Il permet de distinguer le bruit dû au moteur (harmonique) du bruit de soufflerie (aléatoire). Cet attribut, spécifique à ce type d'appareil, souligne que le timbre est très lié aux systèmes étudiés.

Il n'est pas rare de déterminer un espace perceptif de sons non-musicaux à partir de sons non égalisés en sonie. Ces sons, rencontrés dans leur contexte naturel, sont en effet rarement de même niveau. Il peut donc apparaître pertinent de vouloir évaluer l'influence perceptive de ce paramètre. Une des dimensions de l'espace perceptif ainsi déterminé est quasi-nécessairement liée au niveau des sons, y compris lorsque la plage de variation de la sonie est faible, comme c'est le cas pour les climatiseurs [SMW$^+$ 04]. À proprement parler, cet espace perceptif n'est pas celui du timbre puisque le niveau sonore est exclu de sa définition. Les jugements de timbre s'effectuent à partir de paradigmes de similarité. Même en admettant que les sujets en connaissent la définition, il n'est jamais demandé aux auditeurs de discriminer les sons par leur timbre. Faire abstraction du niveau pour discriminer des sons non égalisés rend la tâche de discrimination trop difficile. Dans le cas des automobiles [SMW 97], l'espace perceptif est composé de deux dimensions lorsque le niveau des sons varie et de trois dimensions lorsque les niveaux sont égalisés, auquel cas on peut alors parler de timbre. Il est intéressant de remarquer que le niveau sonore ne vient pas s'ajouter aux dimensions du timbre dans l'espace perceptif, mais aurait plutôt tendance à écraser certains de ses attributs.

### 1.2.5 Caractère contextuel du timbre

À la lumière des définitions et des expériences citées, il apparaît évident que les attributs du timbre sont loin d'être absolus. Ils sont fortement dépendant du corpus de sons à discriminer ainsi que du contexte global dans lequel ceux-ci sont présentés. Les attributs du timbre varient d'une expérience à l'autre, y compris lorsque la tâche de discrimination implique des objets sonores relativement proches. Les sons d'instruments de musique sont peu éloignés, d'un point de vue cognitif du moins, car ils sont facilement identifiables en tant que tels. Il n'est pourtant pas possible de dégager avec certitude les attributs du timbre musical.

Le timbre peut donc s'interpréter comme l'espace des dimensions perceptives saillantes pour différencier un ensemble de sons dans une tâche bien précise. Le timbre est l'ensemble des corrélats

acoustiques de ces dimensions perceptives, utilisées pour apprécier des distances entre sons lors d'un test perceptif.

### 1.2.6 Corrélats acoustiques du timbre

Nous rappelons ici les paramètres acoustiques pouvant être utilisés pour la représentation du timbre non-musical. Ces paramètres utilisent une transformation de l'échelle en fréquences en une échelle plus proche de la résolution cochléaire du son. Pour ce faire, on découpe le spectre audible en 24 bandes critiques exprimées en *Bark*.

#### Centre de gravité spectral

Le centre de gravité spectral (CGS), appelé aussi centroïde spectral, est la moyenne des fréquences du spectre pondérées par les amplitudes. Il est parfois décrit comme la brillance du son.

$$CGS = \frac{\sum_{i=1}^{\mathrm{N}} f(i) \cdot L(i)}{\sum_{i=1}^{\mathrm{N}} L(i)} \tag{1.1}$$

où $L(i)$ est le niveau de pression en dBA, dBB ou dBC et $f(i) = \frac{i \cdot fe}{2\mathrm{N}}$. N est le nombre de points que comporte le spectre en fréquence et $f_e$ est la fréquence d'échantillonnage.

#### Acuité

L'acuité ($S$) est un indice de l'équilibre spectral entre les basses et les hautes fréquences. Elle peut s'avérer être un meilleur descripteur de la brillance du son que le centre de gravité spectral. Von Bismarck [VB 74b] a montré que l'acuité peut représenter la brillance de sons stationnaires par la méthode du différenciateur sémantique. On lui doit également une formulation de cet indicateur [VB 74a]. Ce modèle repose sur la répartition de la sonie spécifique $N'$ sur l'échelle de tonie. L'acuité (mesurée en *acum*) est un barycentre pondéré par une fonction $g(z)$ du spectre en bandes critiques :

$$S = 0.11 \cdot \frac{\int_0^{24\ \mathrm{Bark}} N'(z) \cdot g(z) \cdot z \cdot dz}{N} \tag{1.2}$$

où $g(z) = \begin{cases} 1 & \text{pour } z < 14\ \mathrm{Bark} \\ 1 + \frac{3}{1000} \cdot (z - 14)^3 & \text{pour } z \geq 14\ \mathrm{Bark} \end{cases}$ est la fonction de pondération.

Zwicker et Fastl [ZF 90] ont proposé un modèle de calcul de l'acuité dont la formulation est identique à celui de Von Bismarck, mais dont la fonction de pondération est légèrement différente :

$$g(z) = \begin{cases} 1 & \text{pour } z < 14\ \mathrm{Bark} \\ 0.00012 \cdot z^4 - 0.0056 \cdot z^3 + 0.1 \cdot z^2 - 0.81 \cdot z + 3.51 & \text{pour } z \geq 14\ \mathrm{Bark} \end{cases}$$

Mais ces modèles de calcul ne permettent pas de prendre en compte l'influence de la sonie totale $N$ dans le calcul de l'acuité. Dans ces modèles, l'acuité n'augmente que très légèrement lorsque la sonie augmente. Aures [Aur 85a] a modifié le modèle de Von Bismarck de manière à mieux prendre en

compte l'influence de la sonie sur l'acuité. Ainsi deux sons, dont la répartition de la sonie spécifique $N'$ sur l'échelle de tonie est la même, n'ont, selon le modèle d'Aures, pas la même acuité s'ils n'ont pas le même niveau. Dans ce modèle, le dénominateur n'est plus $N$ mais une constante adimensionelle $g_N$ :

$$S = 0.08 \cdot \frac{\int_0^{24\ \mathrm{Bark}} N'(z) \cdot g'(z) \cdot dz}{g_N} \tag{1.3}$$

où $g'(z) = e^{0.171 \cdot z}$ et $g_N = \ln(\frac{N}{20} + 1)$.

L'acuité n'est pas forcément le meilleur descripteur de la brillance de sons industriels. Son apport est nul lorsque l'on considère des sons graves, l'influence de sa fonction de pondération n'étant significative qu'à partir de 3 kHz.

**Rugosité et force de fluctuation**

Selon Terhardt [Ter 74], la fluctuation temporelle de l'amplitude des sons peut être représentée par deux descripteurs. Aux très basses fréquence, en dessous de 20 Hz, on parle de "force de fluctuation". Au-delà de 20 Hz, on parle de rugosité. Le modèle de calcul de ces indicateurs est basé sur la modulation en amplitude par bandes critiques. La formulation de ces deux descripteurs est détaillée dans l'ouvrage de Zwicker et Fastl [ZF 90]. La force de fluctuation est utilisée pour caractériser cette modulation d'amplitude lorsque la fréquence de modulation est inférieure à 20 Hz. Son symbole est $F$ et elle s'exprime en *vacil* : 1 vacil correspond à un son pur de 1 kHz, de niveau sonore 60 dB, modulé à 100 % en amplitude à une fréquence de modulation de 4 Hz. La rugosité est utilisée lorsque la fréquence de modulation est supérieure à 20 Hz. Son symbole est $R$ et elle s'exprime en *asper* : 1 asper correspond à un son pur de 1 kHz, de niveau sonore 60 dB, modulé à 100 % en amplitude à une fréquence de modulation de 70 Hz.

Il existe de nombreux modèles pour le calcul de la rugosité. Les plus couramment utilisés sont ceux d'Aures [Aur 85b], de Zwicker et Fastl [ZF 90] et de Daniel et Weber [DW 97]. Ces modèles s'appliquent à des bruits large bande modulés en amplitude, ou des sons purs modulés en amplitude et en fréquence. Dans les modèles de Zwicker et d'Aures, une rugosité spécifique est calculée dans chaque bande critique, la rugosité totale est obtenue par sommation (pondérée pour Aures) des rugosités spécifiques. Le modèle de Zwicker est peu décrit par ailleurs. Celui d'Aures permet également de tenir compte des corrélations entre bandes critiques. Une amélioration a été proposée par Daniel et Weber qui proposent de découper le spectre en 47 bandes critiques. Les 23 bandes critiques supplémentaires sont des bandes de recouvrement des 24 bandes classiquement utilisées pour décrire le spectre audible. Les corrélations entre bandes critiques sont ainsi mieux représentées. Les 23 bandes (de largeur 1 Bark) recouvrent deux bandes critiques adjacentes, du milieu de la première bande jusqu'au milieu de la seconde. La pondération en fréquence appliquée est différente de celle d'Aures. La prédiction de la rugosité d'un bruit blanc par ce modèle offre un meilleur taux d'accord avec des données expérimentales.

La force de fluctuation et la rugosité d'un son sont des sensations souvent évoquées par les auditeurs pour exprimer le caractère désagréable d'un son. Les modèles de calcul existants ne permettent pourtant pas une représentation satisfaisante de cette sensation pour la plupart des sons complexes.

### 1.2.7 Relations entre structure et timbre

En 1.1.4, l'hypothèse d'une modification du son émis et d'un glissement de l'objet émetteur dans l'espace perceptif du timbre consécutifs à des variabilités de paramètres structuraux a été émise.

À partir de sons de synthèse, des instruments hybrides [MWD$^+$ 95] peuvent être créés ou des caractéristiques spectrales de deux instruments échangées [GG 78] afin d'observer l'effet de ces modifications sur le timbre musical. Mais ces modifications ne sont jamais liées à une altération réaliste de la structure de l'instrument.

Le timbre est une notion qui n'est souvent connue que de manière empirique : dans le domaine de la lutherie, elle est associée à la qualité de l'instrument. Des études ont déterminé les propriétés mécaniques de différents bois utilisés pour la fabrication des violons et ont tenté de les relier aux qualités acoustiques des instruments. Ghelmeziu et Beldie [GB 72] ont effectué une des premières tentatives pour établir un lien entre la structure de l'instrument et ses propriétés acoustiques. Plusieurs bois de sapin, d'âges différents et variant par leur module d'élasticité $E$ et leur densité $\rho$, ont été testés. L'auteur déplore cependant une faible corrélation entre les caractéristiques du bois et les propriétés acoustiques du violon, due selon lui à un intervalle de variation des paramètres d'étude trop restreint sur l'échantillon expérimental. En effectuant une expérience similaire sur un domaine d'étude nettement plus significatif (87 échantillons issus de 25 types de bois différents), Haines [Hai 00] a pu identifier les propriétés mécaniques des bois les plus appréciés dans la fabrication des violons, guitares et pianos. La plage de variation plus importante des propriétés mécaniques considérées (module d'élasticité $E$ et densité $\rho$) a permis de les associer aux qualités acoustiques des instruments. Les qualités acoustiques recherchées dans ces études sont essentiellement liées à la capacité des instruments à vibrer dans la gamme de fréquence de leur tessiture. L'effet des propriétés mécaniques de différents bois sur le timbre musical à proprement parler n'a pas été étudié. Il serait pour le moins intéressant d'observer la répartition d'instruments variables par leurs paramètres structuraux dans l'espace perceptif du timbre musical.

Ainsi, il est possible de déterminer les corrélats acoustiques du timbre à partir des dissemblances perçues. En revanche, l'évolution de ces descripteurs consécutive à des variations de paramètres structuraux est plus difficilement prévisible.

### 1.2.8 Seuils différentiels de perception : approche psychophysique

Misdariis et al. [MSP$^+$ 98] ont montré la difficulté de reconstituer des distances perceptives sans données expérimentales. Les seuils différentiels de perception ne peuvent mener à la détermination de relations de proximité entre sons, ils permettent néanmoins de vérifier que des dissemblances entre ceux-ci sont perceptibles.

Les seuils différentiels de perception, communément appelés JND (de l'anglais Just Noticeable Difference), représentent la plus petite augmentation de l'intensité d'un stimulus $x_i$ permettant de le distinguer d'un stimulus $x_j$ [Bon 86]. Le terme *intensité* est ici un terme générique permettant de désigner une grandeur physique. Ces seuils différentiels de perception décrivent la plus petite différence

perçue entre deux stimulations différentes et peuvent fournir une indication quant au fait que deux sons ont été perçus comme différents sur un ou plusieurs de leurs paramètres acoustiques. Les seuils différentiels de perception ont été étudiés initialement dans le domaine de la psychophysique, science dont la vocation est d'étudier les relations entre les stimuli physiques perçus et les sensations induites.

Les travaux de Bouguer [Bou 60] sur la perception d'une différence de luminosité ont montré que la variation d'intensité perçue peut être très variable en valeur absolue, suivant le niveau d'intensité initial, mais est sensiblement constante en valeur relative. Cette constance de la sensibilité relative, redémontrée et généralisée par le physiologiste allemand Ernst Weber en 1846 [Web 46], représente la loi fondamentale de la psychophysique et est plus connue sous le nom de loi de Weber (ou parfois Bouguer-Weber). Son énoncé est le suivant : la quantité minimum d'intensité $\Delta I$ à ajouter à une intensité de référence $I$, de sorte que la variation soit perceptible, est proportionnelle à $I$. En d'autres termes, le rapport de Weber, $\frac{\Delta I}{I}$ , est constant. Le terme intensité désigne une grandeur physique, que l'on exprime, tout comme sa variation, en unités linéaires.

En 1860, Fechner [Fec 60] s'appuie sur les travaux de Weber pour énoncer la loi dite de Weber-Fechner : la sensation ne varie pas proportionnellement à l'excitation mais comme le logarithme décimal de cette excitation. Il exprime le seuil différentiel $SD$ comme l'unité de sensation. Ainsi en prenant le décibel comme unité de niveau acoustique, le seuil différentiel d'intensité est constant et égal à :

$$SD = 10 \log \left( \frac{I + \Delta I}{I} \right) \tag{1.4}$$

Cette loi reliant la sensation perçue au logarithme de l'intensité du stimulus a été, selon les études, maintes fois validée ou infirmée, en fonction du type de sensation étudiée.

Les seuils différentiels de perception peuvent permettre d'établir la différence de sensation perçue. Peuvent-ils alors nous permettre d'évaluer des différences perceptibles dans le timbre ? Leur utilité pour quantifier les effets perceptifs de dispersions structurales affectant une population d'objets serait alors indéniable, ne serait-ce que pour vérifier si deux objets nominalement identiques peuvent être distingués à l'écoute.

### 1.2.9 Seuils différentiels de perception : approche psychoacoustique

La psychoacoustique est une branche de la psychophysique s'intéressant aux stimuli sonores. Les travaux sur les seuils auditifs de perception différentielle sont basés sur ceux de Weber et Fechner.

Est-il envisageable de se servir des seuils différentiels de perception pour déterminer si deux sons issus d'objets nominalement identiques sont perçus comme différents ? Prenons le cas d'un échantillon de plusieurs objets industriellement identiques pour lequel on cherche à déterminer si ces objets peuvent être différenciés d'après les sons qu'ils émettent. Ces sons peuvent varier par leurs niveaux, hauteurs, durées et timbres. Suffit-il alors de calculer les descripteurs psychoacoustiques des sons émis par ces objets et de constater que les différences outrepassent les seuils différentiels de perception pour conclure que deux objets sont perçus comme différents ? Les seuils différentiels de perception auditive déjà établis nous permettent d'apporter un élément de réponse à cette hypothèse.

**Intensité**

Reisz [Rei 28] a montré que le seuil différentiel d'intensité, pour des sons purs, suit une loi de Weber-Fechner. La plus petite variation d'intensité acoustique perceptible est, selon Reisz, quasiment invariante autour de 1 dB. Dimmick et Olson [DO 41] ont ensuite contredit cette affirmation. Dans leur étude, ils évaluent le seuil différentiel d'intensité perçue entre 1.5 et 3 dB. Jesteadt et al. [JWG 77] ont montré qu'en réalité le seuil de perception de l'intensité dépend également de la hauteur tonale et du niveau de référence, non pris en compte lors des précédentes études.

Cependant, même si la portée de la loi de Weber-Fechner est limitée, elle n'en est pas moins valide dans le cas de sons peu complexes. Pour des bruits blancs, le seuil différentiel d'intensité est quasi-constant autour 1 dB [HDB 80]. D'après Moore [Moo 89], la loi de Weber est lacunaire ("near miss") pour des sons purs. À des niveaux sonores élevés, la fraction de Weber n'est pas constante mais diminue légèrement avec l'intensité. Cette loi a néanmoins été à la base de nombreuses études sur les seuils différentiels de perception de l'intensité acoustique. Elle a notamment permis de légitimer l'échelle des décibels en montrant son intérêt pour la description de l'intensité du stimulus physique.

Les sons rencontrés dans la réalité sont souvent infiniment plus complexes que des bruits blancs et des sons purs. Dans le cas de sons complexes, les seuils différentiels de perception du niveau sonore sont définis pour une hauteur tonale et une durée données [Lut 89], ils sont très sensibles à la fréquence. L'ouvrage de Zwicker et Fastl [ZF 90] présente un état de l'art sur les seuils de perception de la sonie.

**Hauteur**

Pour des sons purs, le seuil différentiel de la fréquence, soit $\Delta f$, varie différemment selon que la fréquence de référence $f_0$ est inférieure ou supérieure à 500 Hz. Au-dessous, il est à peu près constant et suit une loi de Weber, tandis qu'au-delà, il croit linéairement avec $f_0$.

Les seuils différentiels de perception de la fréquence sont eux aussi définis en fonction de l'intensité et de la durée du son [PCCD 91, JTZM 93]. Pour des sons très courts, Moore [Moo 73] puis Fastl [FH 84] ont mis en évidence l'influence de la durée $T$ sur le seuil différentiel $\Delta f$. Le rapport de Weber $\frac{\Delta f}{f}$ n'est alors pas constant, contrairement à $\frac{\Delta f}{T}$ qui ne varie pas lorsque $T$ est très court.

**Durée**

Seuls des sons stationnaires seront considérés ici. Le sons définissant la signature sonore d'un objet industriel ne le sont pas forcément. Des sons impulsionnels tels que le claquement de portière contribuent fortement à l'identité sonore d'un véhicule. La durée du son est alors un facteur de discrimination.

Creelman [Cre 62] puis Abel [Abe 72] ont montré que la plus petite variation de durée perceptible $\Delta T$ augmente avec la durée de référence $T$, pour $T \geq 10$ ms. Cependant le rapport de Weber $\frac{\Delta T}{T}$ n'est pas constant. Dooley et Moore [DM 88] ont mesuré le seuil de détection de la durée de sons purs de même intensité et obtenu un rapport de Weber $\frac{\Delta T}{T}$ constant.

**Timbre**

Il est assez aisé de déterminer si des différences peuvent être perçues dans tout ce qui n'appartient pas au timbre. Les seuils différentiels de perception de la hauteur tonale (perception de la modulation en fréquence) dépendent d'une part de la fréquence, mais aussi du niveau sonore (intensité perçue ou sonie) et de la durée. L'interdépendance de ces paramètres étant connue, les seuils différentiels sont mesurés pour la variation d'un paramètre en fixant les autres. Il est néanmoins possible, même dans le cas des sons complexes, de mesurer le seuil différentiel d'un de ces trois paramètres [MGS 84].

En revanche, il est très difficile de savoir si les objets ont été perçus différemment à cause de leur timbre. D'une part, cela impose de connaître par avance les attributs du timbre. Or, le caractère contextuel du timbre, qui peut varier d'une tâche de différentiation à l'autre, a été précédemment souligné. D'autre part, il faut également connaître les seuils différentiels de perception des attributs du timbre. Pour la plupart des corrélats acoustiques du timbre détaillés au paragraphe 1.2.6, ces seuils sont mal définis, voire inconnus.

Le seuil différentiel de perception de l'acuité est souvent admis comme étant égal à celui de la sonie, pour laquelle une augmentation de 7 % (soit 1 dB d'écart) est perceptible. Von Bismarck estime, selon son modèle de calcul de l'acuité [VB 74b], qu'une différence d'acuité inférieure à 10 % n'est pas significativement perceptible. La plupart des modèles actuels de calcul de l'acuité se basent sur celui de Von Bismarck. Nous évaluerons donc, le cas échéant, la différence d'acuité perceptible à 10 %.

Pour un son pur de 1 kHz modulé en amplitude à une fréquence de 70 Hz, une variation de rugosité devient perceptible à partir de 17 % [ZF 90]. Dans le cas de sons plus complexes, ce seuil différentiel de perception n'est pas défini.

Pour les autres attributs du timbre, dont les seuils différentiels ne sont pas connus, il faudrait avoir recours à la mesure pour les déterminer. Ainsi quand bien même nous connaîtrions à l'avance les attributs du timbre, il n'est pas sûr que ceux-ci puissent nous fournir des informations sur la capacité des auditeurs à différencier les sons.

Il est surtout possible de savoir si une différence dans les attributs définissant le timbre par la négative (niveau, hauteur et éventuellement durée) est perceptible. L'utilité des seuils différentiels de perception pour connaître l'évolution d'un item sonore dans l'espace perceptif de son timbre est, sauf cas exceptionnel, très limitée. De plus, selon Ballas [Bal 94], le processus de discrimination des sons dépend non seulement des différences audibles entre les sons, mais aussi du type de sons utilisés et du contexte d'écoute. Il est ainsi possible qu'une différence, avérée comme perceptible par les seuils différentiels, ne soit finalement pas pertinente dans la tâche d'écoute proposée. Ballas et Mullins [BM 91] ont étudié la capacité des auditeurs à différencier des sons très proches (présentés par paires) mais dont les différences sont perceptibles. Le contexte de l'écoute peut ainsi nuire à la perception de cette différence.

Les seuils différentiels de perception permettent de valider les corrélats acoustiques de la dissemblance perçue. On peut alors vérifier que la variation de ces descripteurs sur l'ensemble des stimuli

est perceptible. En revanche, il ne semble pas possible de se servir de ces seuils afin de prédire la différence perçue, particulièrement en ce qui concerne le timbre.

## 1.3 Effets des dispersions structurales sur l'identité sonore

Les effets des dispersions de structure sur la perception sonore n'ont à ce jour pas été étudiés. Aussi, nous ne sommes pas en mesure de prédire l'évolution du timbre consécutive à de telles variabilités. Il ne semble pourtant pas irréaliste d'envisager des phénomènes de perception catégorielle similaires à ceux de Lindblom et Studdert-Kennedy [LS 67] sur la perception des voyelles. Une expérience, menée par Roussarie [Rou 99] sur des sons de synthèse de plaques frappées par un marteau a mis en évidence une perception similaire. Il a été demandé aux auditeurs d'identifier le matériau de la plaque dont les paramètres structuraux varient continûment tout au long de l'expérience. Celle-ci est composée de verre pur en début d'expérience et d'aluminium pur en fin d'expérience. L'auteur observe alors un phénomène de perception catégorielle des sons de plaque. La plaque est tout d'abord toujours identifiée comme étant composée de verre, puis après un rapide changement de perception, systématiquement identifiée comme étant à base d'aluminium. Les variations des paramètres dues aux dispersions sont a priori faibles. Il se pourrait néanmoins qu'une conjonction de variabilités change radicalement la perception de la signature sonore de l'objet et donne lieu à l'identification d'un objet différent.

Bien que ne considérant pas des phénomènes induits par la dispersion des structures, des études se sont intéressées aux effets des variations de paramètres sur la perception du son. Les variations considérées sont en général grandes. Certaines de ces études ont considéré les paramètres structuraux de l'objet, d'autres les paramètres de son excitation. Dans le cas de dispersions affectant un objet tel qu'une automobile, ces deux types de paramètres sont soumis à des variabilités. Les variations des paramètres abordés par ces études ne sont pas de l'ordre de la dispersion. Elles peuvent néanmoins nous permettre d'envisager de nouvelles méthodologies pour l'évaluation perceptive de ces variabilités et de dégager des paramètres d'études pertinents.

### 1.3.1 Influence de modifications structurales sur la perception du son

À partir d'un modèle de synthèse du son émis par une barre frappée, Lutfi et Oh [LO 97] ont modifié le matériau de celle-ci pour en étudier les conséquences sur la perception du son. La capacité des auditeurs à discriminer les sons de barres semble cependant peu corrélée au matériau dont elles sont constituées. Afin d'évaluer les différentes stratégies des auditeurs, les auteurs ont injecté des perturbations dans les paramètres acoustiques du modèle de synthèse. Les incertitudes sur les stimuli liées à ces perturbations empêchent à l'évidence les auditeurs de reconnaître le matériau de la barre.

Houix [Hou 03] a synthétisé des sons de barres frappées dont il a modifié l'épaisseur et la largeur. Les auditeurs ont ensuite eu à regrouper les sons leur paraissant similaires au cours d'un test perceptif de catégorisation. L'analyse des catégories a permis à l'auteur d'identifier les propriétés invariantes du son rendant possible la reconnaissance des barres de dimensions égales frappées en divers endroits.

Toujours à partir de sons de synthèse de barres frappées, de section constante dans un premier

temps, Roussarie [Rou 99] a étudié l'influence de la densité $\rho$ et de l'amortissement $\eta$ du matériau sur la perception du son. Il a ensuite réalisé une expérience similaire en faisant varier la section des barres. Il a ainsi pu mettre en évidence un lien direct entre l'amortissement $\eta$ et une des dimensions de l'espace perceptif. McAdams et al. [MCR 04] se sont ensuite appliqués à relier toutes les dimensions de l'espace perceptif des barres frappées aux paramètres mécaniques du modèle. À partir de ses expériences sur les barres, Roussarie [Rou 99] a étudié l'influence perceptive des paramètres structuraux sur des sons de plaques frappées obtenus par la synthèse. Lors de cette dernière expérience, évoquée précédemment, la discrimination des plaques est à nouveau basée sur l'amortissement.

Faure et Marquis-Favre [FMF 05] ont réalisé le même type d'expérience à partir de sons de synthèse de plaques excitées acoustiquement par une onde de type bruit blanc. Ils ont caractérisé l'influence de petites et grandes variations de 5 paramètres structuraux (épaisseur, module d'Young, amortissement structural, densité et coefficient de Poisson) sur les jugements de similarité et de préférence. Dans ce cas, ils ont confirmé l'influence de l'amortissement structural dans l'évaluation perceptive du son rayonné et montré que des variations (même grandes) de densité ou de coefficient de Poisson ne sont jamais significativement perçues. La corrélation existant entre l'amortissement structural et l'agrément lié au son des plaques a été montrée par Hamzaoui et al. [HSP$^+$ 02]. L'amortissement structural agit directement sur le niveau sonore du son rayonné et affecte ainsi les jugements d'agrément.

Faure et Marquis-Favre ont également observé qu'une faible variation de l'épaisseur de la plaque, de l'ordre de l'intervalle de tolérance, est significativement perçue par les auditeurs.

### 1.3.2 Influence des paramètres d'excitation sur la perception du son

Bien qu'ils se soient essentiellement intéressés aux fonctions de transfert *structure/acoustique* pour caractériser la variabilité observée sur le bruit intérieur, Wood et Joachim [WJ 86] insistent sur le fait que celle-ci n'est pas uniquement due aux dispersions affectant les composants du véhicule. La variabilité de l'excitation du moteur est également responsable des différences de niveau mesurées dans des véhicules nominalement identiques en phase de roulage.

Une étude menée conjointement par l'INSA de Lyon, l'ENST et l'IRCAM Paris dans le cadre d'un projet PREDIT a mis en évidence l'influence de paramètres d'excitation (position d'excitation, d'observation et fréquence d'excitation) sur le bruit rayonné par des plaques. Le comportement de la structure a, dans un premier temps, été caractérisé expérimentalement [HG 99]. Puis, à partir des données expérimentales, les sons à évaluer ont été synthétisés dans diverses configurations d'excitation de la plaque [SC 99]. Ensuite ces sons de synthèse ont été présentés aux auditeurs en vue d'une comparaison avec des sons réels [TSM 99]. Le réalisme des sons de synthèse s'est révélé faible. Un test de dissemblance a finalement permis de déterminer les dimensions de l'espace perceptif associé aux sons de synthèse. Les corrélats acoustiques de ces dimensions perceptives ont été déterminés ainsi que l'effet des paramètres d'excitation sur ces paramètres.

Meunier et al. [MHC 01] ont synthétisé des sons rayonnés par des plaques immergées dans un fluide léger (air). Le champ d'accélération a été imposé sur la plaque et différentes configurations ont été générées en modifiant les paramètres temporels et spatiaux de cette accélération. Il est apparu que

les différences perçues sont reliées à la hauteur tonale et au timbre lorsque les sons synthétisés sont égalisés en sonie.

### 1.3.3 Conclusions

Ces études se sont appliquées à déterminer les effets de variations paramétriques (structure et excitation) sur la perception du son émis. Elles ont montré de quelle manière ces paramètres agissent sur des attributs audibles du son. Dans certains cas des petites variations sont perceptibles et la modification de certains de ces paramètres donne lieu à une perception catégorielle. Les dispersions (petites variations) semblent donc à même de modifier la signature sonore d'un objet. Il reste ainsi à déterminer une méthodologie pour estimer la façon dont cette variabilité de la structure se traduit sur la perception de son identité sonore.

## 1.4 Déroulement de l'étude

Dans un premier temps, nous estimons comment la dispersion des structures se répercute sur les descripteurs perceptifs classiques calculés pour des sons enregistrés dans des automobiles en phase de roulage. Nous pouvons ainsi observer la variation de ces indicateurs sur une population de véhicules nominalement identiques. Idéalement, nous aurions souhaité présenter ces sons lors d'un test perceptif et observer les effets de la dispersion à partir d'un paradigme de similarité. Les sons, gracieusement fournis par deux constructeurs automobiles, ne sont cependant pas utilisables à cet effet. Certains d'entre eux sont fortement bruités sur une des deux voies et nécessitent un filtrage important en vue d'une évaluation perceptive. Mais, plus important, les enregistrements effectués dans deux véhicules similaires de deux constructeurs différents dénotent d'une ambiance sonore tout à fait différente et même particulièrement surprenante pour des véhicules a priori équivalents. Ne contrôlant pas les paramètres d'enregistrement de ces sons, nous ne sommes pas en mesure de déterminer si ces différences peuvent être imputées au timbre des véhicules ou à la chaîne de mesure. Aussi, et bien que l'intérêt en soit fortement réduit, la dispersion entre objets nominalement identiques et différents est observée uniquement par le biais de divers descripteurs perceptifs.

Il est très difficile d'immobiliser en sortie de chaîne de production des objets industriels tels que des automobiles. C'est la raison pour laquelle nous nous sommes intéressés à des objets plus académiques sur lesquels la dispersion de structure a été simulée. Les dispersions sont, par définition, difficilement contrôlables et mesurables sur une structure réelle. Il est par conséquent impossible de relier une évolution du timbre à une dispersion déterminée. Ce problème a été contourné en générant une population de structures, sur lesquelles diverses dispersions ont été injectées, à partir d'une structure type supposée être l'objet idéal résultant de la phase de conception (le prototype). Ceci permet de contrôler la dispersion affectant chaque individu de la population ainsi constituée. Puis au cours d'un test perceptif, les auditeurs doivent évaluer la similarité entre les sons issus de chaque objet dispersés et le son du prototype. Il est ainsi possible, grâce à un plan d'expérience factoriel fractionnaire, d'évaluer la contribution de chacune des dispersions simulées sur la similarité perçue. L'intérêt des plans d'expériences fractionnaires réside dans le fait qu'ils minimisent le nombre d'essais à réaliser. Cette méthodologie semble donc particulièrement adaptée pour l'étude des dispersions, qui requiert généralement un nombre de mesures élevé.

Une première évaluation perceptive des effets de la dispersion est effectuée à partir d'un banc d'essai sur lequel divers défauts typiques des machines tournantes sont appliqués. La contribution factorielle de ces défauts sur les relations de proximité au son de référence émis par la structure sans défaut a alors été mise en évidence. La pertinence de l'utilisation des plans d'expériences fractionnaires pour une mesure perceptive est alors évaluée.

Une seconde évaluation perceptive est conduite sur une structure de synthèse s'inspirant des études vues en section 1.3. On peut simuler finement sur celle-ci des variations de paramètres structuraux de l'ordre de la dispersion. Un plan d'expérience permet d'évaluer la contribution factorielle de ces diverses dispersions sur la similarité mesurée. Nous observerons ensuite comment des objets nominalement identiques, puis nominalement différents, sont appréciés au cours d'un test de catégorisation auditive. Le timbre déterminé lors de cette tâche est validé par un test de comparaison par paires. Enfin, la distribution des items sonores (issus d'objets nominalement identiques ou différents) dans ces espaces perceptifs est observée.

# Chapitre 2

# Observation et quantification des dispersions sur le son de véhicules automobiles

Dans cette partie, la dispersion affectant le bruit enregistré à l'intérieur de plusieurs véhicules nominalement identiques en phase de roulage est observée.

## 2.1 Enregistrements du bruit intérieur en phase de roulage stationnaire

### 2.1.1 Constructeur A

Des enregistrements sonores, effectués au mannequin acoustique sur 6 véhicules nominalement identiques, ont été fournis par un constructeur automobile A. Les véhicules enregistrés sont dotés d'une motorisation 1.6 l essence. Ils sont nommés Ae.

Les enregistrements ont été effectués à deux régimes moteur et dans deux positions d'enregistrement différentes sur chacun des 6 véhicules Ae.

Régimes moteur :
- Roulage stationnaire à 50 km/h en $3^{\text{ème}}$ (2450 rpm).
- Roulage stationnaire à 130 km/h en $5^{\text{ème}}$ (3859 rpm).

Positions d'enregistrement :
- Mannequin acoustique sur le siège avant droit.
- Mannequin acoustique sur le siège arrière droit.

### 2.1.2 Constructeur B

Un second constructeur automobile B a fourni des enregistrements effectués au mannequin acoustique dans des véhicules en phase de roulage. Il s'agit de 5 véhicules à motorisation essence et 9 véhicules à motorisation diesel nominalement identiques. Ces véhicules sont de même type et de

même cylindrée que le véhicule Ae. Ceux-ci sont appelés respectivement Be et Bd. Les enregistrements ont été effectués en roulage stationnaire à 50 km/h en $3^{\text{ème}}$. Le mannequin acoustique a été placé sur le siège avant droit.

### 2.1.3 Évaluation perceptive des enregistrements

Il n'est pas possible de comparer des véhicules enregistrés à des régimes moteur clairement différenciés, du fait des différences de niveau sonore et de hauteur tonale. Des véhicules diesel et essence ne peuvent évidemment pas être confrontés car les différences entre les sons enregistrés en phase de roulage sont trop évidentes. Le bruit diesel est immédiatement identifiable par sa hauteur tonale (régime moteur) et son impulsivité. De fait, seuls sont comparables les véhicules Ae et Be dans les mêmes conditions de roulage, à 50 km/h en $3^{\text{ème}}$. Les deux positions du mannequin dans les véhicules Ae sont considérées afin d'évaluer l'effet de ce paramètre sur les enregistrements.

Comme évoqué dans le précédent chapitre, il n'est pas possible de confronter ces enregistrements lors d'un test de similarité. L'ambiance sonore à l'intérieur des deux véhicules est trop différente pour justifier de la nécessité d'une expérience perceptive pour les différencier. Ces différences semblent nettement supérieures à celles que l'on que peut raisonnablement attendre entre deux véhicules nominalement différents de classe équivalente. Elles peuvent être imputables à plusieurs facteurs :

- Une légère (mais perceptible) différence de régime moteur entre les deux types de véhicules.
- Des conditions climatiques d'enregistrement variables.
- Des différences entre les pistes sur lesquelles les deux constructeurs ont effectué les enregistrements en phase de roulage.
- Des différences dans les chaînes de mesure employées.
- Des différences intrinsèques du timbre des véhicules.

Il n'est pas possible de connaître la part qu'occupe le timbre des véhicules dans ces différences. Les différences entre les enregistrements ont été caractérisées en essayant de se départir des aspects trop facilement différentiables selon le type de véhicules (hauteur, largeur de bande spectrale). Les descripteurs perceptifs à l'origine d'une possible discrimination sonore sont calculés à l'aide du logiciel dBSonic (01dB) pour chaque enregistrement. Il s'agit de déterminer si des véhicules de classe équivalente issus de constructeurs différents risquent d'être confondus par leurs signatures sonores.

## 2.2 Descripteurs perceptifs des enregistrements

Les descripteurs perceptifs évoqués au paragraphe 1.2.6 sont calculés pour évaluer si d'éventuelles différences de timbre ou de niveau sonore peuvent être perçues entre les véhicules. Seuls les enregistrements effectués sur les véhicules de même type en phase de roulage stationnaire au même régime moteur ont été considérés. La hauteur tonale et la durée ne sont donc pas observées car elles ne devraient pas permettre de différencier ces sons.

Le centre de gravité spectral (équation (1.1)) a été calculé pour les niveaux de pression $L(i)$ en dBA. Le spectre n'a été considéré que jusqu'à 5000 Hz dans ce calcul. Au delà, du bruit de fond tend à ramener le $CGS$ vers des fréquences plus hautes. Cet indicateur n'est alors plus représentatif du bruit intérieur en roulage à faible vitesse.

Deux indicateurs classiquement utilisés pour évaluer la gêne liée au bruit intérieur sont également calculés : l'indice $UBA$ (UnBiased Annoyance [Zwi 91]) et l'indice $PA$ (Psychoacoustic Annoyance [Wid 98]) mesurés tout deux en *au* (annoyance unit).

***UBA***

$$UBA = d \cdot (N_{10})^{1.3} \cdot \{1 + 0.25 \cdot (S-1) \cdot \log(N_{10}+10) + 0.3 \cdot F \cdot \left(\frac{1+N_{10}}{N_{10}+0.3}\right) \tag{2.1}$$

$$d = \begin{cases} 1 & \text{de 6 h à 20 h} \\ 1 + \left(\frac{N_{10}}{5}\right)^{0.5} & \text{de 20 h à 6 h} \end{cases} \tag{2.2}$$

d est une pondération de la gêne en fonction de l'heure d'écoute. Pour le calcul de cet indice sur les enregistrements des véhicules Ae et Be, $d$ est laissé à 1. Cet indice a été développé en vue d'évaluer la gêne occasionnée par le trafic routier (bruit extérieur), d'où la pondération en fonction de l'heure. Il est largement répandu pour l'évaluation de tous types de bruits, intérieurs ou extérieurs.

***PA***

$$PA = N_{5} \cdot \left(1 + \sqrt{{a_S}^2 + {a_{FR}}^2}\right) \tag{2.3}$$

où $a_S$ est la contribution de l'acuité ($S$) en fonction de la sonie ($N$), définie lorsque l'acuité est supérieure à 1.75 acum par :

$$a_S = 0.25 \cdot (S - 1.75) \cdot \log(N_5 + 10) \text{ pour } S > 1.75 \text{ acum} \tag{2.4}$$

et où $a_{FR}$ est la contribution de la force de fluctuation ($F$) et de la rugosité ($R$), définie par :

$$a_{FR} = \frac{2.18}{(N_5)^{0.4}} \cdot (0.4 \cdot F + 0.6 \cdot R) \tag{2.5}$$

Cet indice a été proposé pour décrire la gêne liée au bruit extérieur d'un véhicule. Il est également communément utilisé pour évaluer tous types de bruits.

Pour ces deux indices, les sonies $N_5$ et $N_{10}$ (sonie dépassée respectivement 5 et 10 % du temps) sont exprimées en sone, l'acuité en acum, la force de fluctuation en vacil, la rugosité en asper. Ces deux indices sont calculés avec les valeurs de ces métriques calculées par le logiciel dBSonic. La sonie est calculée selon la norme ISO 532 B [ZF 90]. Le modèle de calcul de la rugosité est basé sur celui d'Aures [Aur 85b]. Le calcul de la force de fluctuation reprend cette formulation pour des fréquences de modulation plus faibles. Ces indicateurs sont exprimés en casper et cvacil (centième de l'unité) par dBSonic. L'acuité (exprimée en acum) est calculée selon le modèle de Zwicker [ZF 90].

### 2.2.1 Véhicule Ae

**Mannequin en position avant droite**

| | $SPL$ (dBA) | $N$ (sone) | $CGS$ (Hz) | $S$ (acum) | $F$ (cvacil) | $R$ (casper) | $UBA$ (au) | $PA$ (au) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Véhicule Ae1 | 64.2 | 18.3 | 1537 | 0.7 | 9.4 | 27.5 | 18.5 | 22.8 |
| Véhicule Ae2 | 63.8 | 17.9 | 1581 | 0.7 | 10.2 | 26.9 | 17.9 | 22.0 |
| Véhicule Ae3 | 62.8 | 16.6 | 1444 | 0.7 | 6.9 | 25.0 | 17.3 | 21.3 |
| Véhicule Ae4 | 62.3 | 15.9 | 1423 | 0.7 | 8.1 | 23.6 | 15.8 | 19.3 |
| Véhicule Ae5 | 64.6 | 18.3 | 1361 | 0.7 | 7.1 | 25.1 | 18.1 | 22.2 |
| Véhicule Ae6 | 62.6 | 15.9 | 1318 | 0.7 | 6.3 | 23.7 | 16.2 | 19.9 |

TAB. 2.1 – Descripteurs perceptifs des 6 enregistrements correspondant aux véhicules de type Ae à 50 km/h.

**Mannequin en position arrière droite**

| | $SPL$ (dBA) | $N$ (sone) | $CGS$ (Hz) | $S$ (acum) | $F$ (cvacil) | $R$ (casper) | $UBA$ (au) | $PA$ (au) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Véhicule Ae1 | 64.8 | 18.6 | 1451 | 0.7 | 15.5 | 23.3 | 19.7 | 23.7 |
| Véhicule Ae2 | 63.8 | 17.7 | 1439 | 0.7 | 8.8 | 24.5 | 17.9 | 21.9 |
| Véhicule Ae3 | 64.5 | 18.8 | 1557 | 0.8 | 7.1 | 25.9 | 19.3 | 22.8 |
| Véhicule Ae4 | 62.6 | 16.3 | 1359 | 0.7 | 10.4 | 22.4 | 17 | 20.6 |
| Véhicule Ae5 | 63.9 | 17.9 | 1418 | 0.7 | 6.5 | 24.2 | 17.7 | 21.6 |
| Véhicule Ae6 | 62.4 | 16.1 | 1311 | 0.7 | 9.0 | 23.8 | 15.9 | 19.5 |

TAB. 2.2 – Descripteurs perceptifs des 6 enregistrements correspondant aux véhicules de type Ae à 50 km/h.

### 2.2.2 Véhicule Be

**Mannequin en position avant droite**

| | $SPL$ (dBA) | $N$ (sone) | $CGS$ (Hz) | $S$ (acum) | $F$ (cvacil) | $R$ (casper) | $UBA$ (au) | $PA$ (au) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Véhicule Be1 | 63.6 | 16.4 | 1643 | 0.7 | 8.7 | 25.2 | 18.0 | 22.0 |
| Véhicule Be2 | 63.2 | 15.7 | 1530 | 0.6 | 5.7 | 23.3 | 15.4 | 19.6 |
| Véhicule Be3 | 63.0 | 15.2 | 1443 | 0.6 | 5.1 | 21.9 | 14.8 | 18.8 |
| Véhicule Be4 | 62.8 | 15.2 | 1503 | 0.6 | 7.0 | 22.7 | 15.4 | 19.5 |
| Véhicule Be5 | 62.0 | 14.2 | 1407 | 0.6 | 5.6 | 22.9 | 14.1 | 17.9 |

TAB. 2.3 – Descripteurs perceptifs des 5 enregistrements correspondant aux véhicules de type Be à 50 km/h.

## 2.3 Espace perceptif du bruit intérieur

Les sons ne sont pas égalisés en sonie et les différences sont supérieures au seuil différentiel de perception de l'intensité. Selon toute vraisemblance, une dimension perceptive est alors liée à la sonie, comme supposé d'après l'étude de Susini et al. [SMW 97] sur les bruits de véhicules.

Le centre de gravité spectral, plutôt que l'acuité, est utilisé pour décrire la brillance du son. Les sons considérés possèdent peu d'énergie au delà de 3 kHz et il y a peu de chance que ceux-ci puissent être discriminés par leur acuité. La contribution de l'acuité à l'indice $PA$ (terme $a_S$) est nulle car inférieure à 1.75 acum. Les indices $UBA$ et $PA$ reflètent essentiellement les différences de niveau entre les sons. La rugosité et la force de fluctuation sont également faibles et ne constituent pas des facteurs de discrimination sonore.

Au vu de ces descripteurs perceptifs, il semblerait que les sons puissent être différenciés de manière pertinente selon deux critères : la sonie et le centre de gravité spectral. Les items sonores sont donc organisés dans un espace perceptif à deux dimensions (figure 2.1). L'observation de la répartition des items sonores dans cet espace permet d'avoir une idée du type de confusion possible. On cherche notamment à savoir si des sons provenant de véhicules nominalement identiques sont systématiquement reconnus ou si la position d'enregistrement permet de distinguer des véhicules nominalement identiques.

Les trois groupes de sons (o, + et $*$) ne sont pas clairement séparés dans cet espace. Une tâche de catégorisation sonore permettrait de révéler les classes naturelles émanant de cet ensemble de stimuli. Des sons de véhicules Ae ($*$) et Be (o) sont très proches dans cet espace, la confusion semble possible si les deux dimensions de l'espace retenues sont perceptivement pertinentes. Il n'est cependant pas certain que les sons apparaissant comme proches soient réellement représentatifs du timbre d'une population de véhicules.

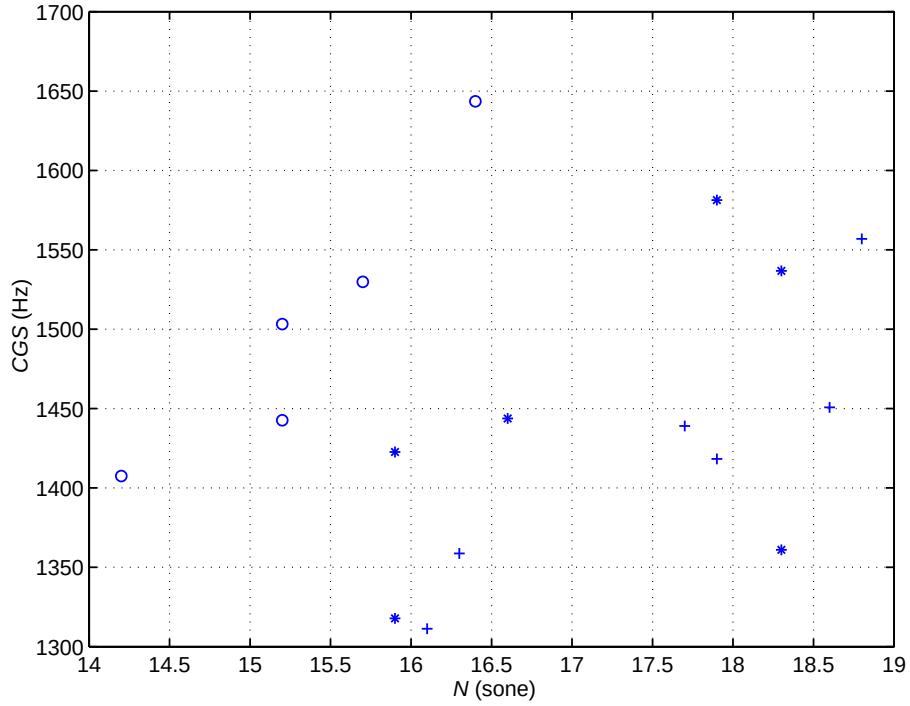



FIG. 2.1 – Représentation des véhicules Ae et Be dans un espace perceptif à 2 dimensions ($N$, $CGS$), pour des enregistrements à 50 km/h en $3^{\text{ème}}$. Le mannequin acoustique est en position avant droite pour les 6 véhicules Ae ($*$) et les 5 véhicules Be (o) ainsi qu'en position arrière droite pour les 6 véhicules Ae (+).

## 2.4 Conclusions sur les effets des dispersions sur le timbre des véhicules

L'observation de cet espace perceptif composés de deux dimensions semblant saillantes pour la discrimination laisse supposer que des différences de timbre entre objets différents (Ae et Be) peuvent se révéler. Pour autant, sans expérience perceptive il n'est pas possible de conclure que ces objets seront perçus comme identiques. De plus l'observation des dispersions doit s'effectuer sur des populations de structures plus importantes et représentatives de l'effet des dispersions sur des objets fabriqués en série.

Au cours du chapitre suivant, une méthode d'échantillonnage des structures basée sur les plans d'expériences fractionnaires est proposée. Celle-ci permet de dégager la contribution factorielle de variabilités identifiées.

Une fois cette méthode validée pour la mesure perceptive, elle est appliquée à l'évaluation perceptive de sons d'un modèle de synthèse soumis à des dispersions. Ces résultats sont comparés à ceux obtenus lors d'une tâche de catégorisation des évènements sonores qui permet de tester un nombre de sons important. Cette méthode apparaît comme la plus indiquée pour tester une population représentative d'objets soumis à des dispersions non contrôlables.

# Chapitre 3

# Estimation des conséquences perceptives de variabilités de structure par la méthode des plans d'expériences fractionnaires

L'observation et la quantification des dispersions de structure impliquent d'effectuer un nombre élevé de mesures. Il n'est pas rare d'avoir des panels de mesure proches de la centaine [KB 93], afin d'avoir un échantillon de la population le plus représentatif possible. On ne peut évidemment pas proposer une centaine d'enregistrements sonores pour caractériser les effets perceptifs de ces dispersions. Cafeo et al. [CLD$^+$ 97] ont réalisé le même type d'étude que Bernhard et Kompella, mais l'emploi d'un plan d'expérience fractionnaire leur a permis de quantifier les variabilités avec un nombre de véhicules bien plus faible (7). Il s'agit donc de déterminer si cette méthode est également applicable dans le cas de mesures perceptives. Afin d'utiliser cette technique, il faut tout d'abord identifier les sources de variabilité, puis les séparer.

## 3.1 Les plans d'expériences fractionnaires

### 3.1.1 Introduction aux plans d'expériences fractionnaires

Les plans d'expériences fractionnaires sont souvent appelés plans d'expériences Taguchi, du nom de leur principal contributeur [TK 87], qui a développé cette technique dans le domaine de la qualité. Cette méthodologie a été initiée par Fisher [Fis 25] en 1925 puis par Yates [Yat 35] en 1935, bien avant que Taguchi n'achève de la développer et ne la rende populaire au début des années soixante [Tag 59, Tag 60].

Un plan d'expérience fractionnaire est une stratégie d'expérimentation permettant de minimiser le nombre d'essais à réaliser et, simultanément, de maximiser le nombre de facteurs ou de paramètres à étudier. Cette technique est typiquement employée lorsque l'on observe une dispersion dont la (ou les) cause(s) exacte(s) ne sont pas connues. Les variabilités à l'origine de la dispersion observée peuvent être multiples et mesurer les effets d'un seul paramètre à la fois se révélerait long et coûteux. Afin d'identifier les configurations menant au résultat optimal, on étudie les combinaisons de paramètres, définies par le plan d'expérience. Au cours des trente dernières années, la technique des plans d'expériences fractionnaires s'est largement répandue dans l'industrie et est devenu un outil courant dans

l'amélioration de tous types de procédés. Ses applications peuvent être aussi variées que le contrôle du niveau d'huile dans des moteurs diesel [SWB 75] ou que l'optimisation du rendement de cellules photoélectriques [PMH$^+$ 87].

### 3.1.2 Terminologie

#### Réponse

On appelle *réponse* la grandeur à laquelle s'intéresse l'expérimentateur, c'est la mesure recueillie lors de l'expérimentation. Cette grandeur doit être continue.

#### Facteurs

On appelle *facteurs* les variables sur lesquelles l'expérimentateur peut agir. Elles peuvent être continues ou discrètes. Les plans d'expériences fractionnaires permettent d'étudier l'influence d'un grand nombre de facteurs sans multiplier exagérément le nombre des essais.

#### Interactions

On dit qu'il y a *interaction* entre deux facteurs lorsque l'effet d'un facteur dépend du niveau d'un autre facteur. Il faut alors déterminer si l'effet de cette interaction est suffisamment significatif pour nécessiter sa mesure.

#### Niveaux

Les *niveaux* d'un facteur sont les valeurs que peut prendre ce dernier au cours de l'expérimentation. Les niveaux extrêmes de chacun des facteurs définissent le domaine d'étude. L'expérimentateur détermine le nombre de niveaux alloués à chaque facteur. Le nombre de niveaux d'une interaction est le produit des nombres de niveaux des facteurs impliqués.

#### Degrés de liberté

Les *degrés de liberté* (*ddl*) d'un facteur sont égaux au nombre de ses niveaux moins un. Les degrés de liberté d'une interaction sont le produit des *ddl* des facteurs qu'il implique.

#### Effets

Les *effets* d'un facteur se définissent comme la manière dont celui-ci agit sur la mesure. On dégage les effets d'un facteur à chacun de ses niveaux d'observation.

### 3.1.3 Matrice d'expérience

Les plans d'expériences se présentent sous la forme d'une matrice d'expérience ; chaque ligne correspond à un essai expérimental et chaque colonne à un facteur du plan. Dans le cas des plans fractionnaires, cette matrice est dite orthogonale. Tous les facteurs d'un plan orthogonal sont deux à deux orthogonaux. Un facteur $A$ est orthogonal à un facteur $B$ si chaque niveau du facteur $A$ est associé le même nombre de fois à chaque niveau du facteur $B$. D'un point de vue mathématique, la

matrice est effectivement orthogonale lorsque les niveaux de tous les facteurs sont centrés autour de 0[1]. Cette condition d'orthogonalité est indispensable pour étudier de façon indépendante les effets de chaque facteur. Si un facteur $A$ n'est pas orthogonal à un facteur $B$, alors un des deux facteurs influencera nécessairement l'autre. La non-indépendance de $A$ et de $B$ se traduit par un biais statistique et rend caduque l'interprétation des effets de $A$ et de $B$. Le tableau 3.1 donne l'exemple d'une matrice orthogonale définissant un plan d'expérience fractionnaire permettant de déterminer les effets de trois facteurs à deux niveaux chacun.

| Numéro | Facteurs contrôlés | | |
|---|---|---|---|
| de l'essai | *A* | *B* | *C* |
| 1 | 1 | 1 | 1 |
| 2 | 1 | 2 | 2 |
| 3 | 2 | 1 | 2 |
| 4 | 2 | 2 | 1 |

TAB. 3.1 – Matrice d'expérience orthogonale $L_4$ (3 facteurs à 2 niveaux).

### 3.1.4 Détermination des effets

L'étude de l'influence d'un facteur à un niveau donné s'effectue en comparant la moyenne générale des réponses $\mu$ à la moyenne des réponses $y$ obtenues à ce niveau. L'effet du facteur à ce niveau est alors la différence entre la moyenne des réponses obtenues à ce niveau et la moyenne générale.

Par exemple, au niveau 1 du facteur $A$ :

$$A_1 = \bar{y}_{A_1} - \mu \tag{3.1}$$

où $A_1$ est l'effet du facteur $A$ au niveau 1, $\bar{y}_{A_1}$ est la moyenne des réponses obtenues par les essais dans cette configuration, $\mu$ est la moyenne générale. On peut ainsi de suite calculer les effets de chaque facteur à chacun de ses niveaux. Et dans le cas d'une matrice d'expérience $L_4$, on obtiendra :

$$A_1 = \frac{y_1 + y_2}{2} - \frac{\sum_{i=1}^{4} y_i}{4} \tag{3.2}$$

Inversement, la réponse d'un essai peut se recalculer en ajoutant les effets des facteurs à la réponse moyenne ; ainsi :

$$y_4 = \frac{\sum_{i=1}^{4} y_i}{4} + A_2 + B_2 + C_1 \tag{3.3}$$

### 3.1.5 Rapport *signal/bruit*

Le rapport *signal/bruit* décrit le niveau de dispersion associé aux facteurs du plan. Il permet de déterminer si une configuration du plan est particulièrement dispersive. Le ratio *signal/bruit* augmente avec la robustesse de la mesure. Typiquement, lorsque l'on souhaite optimiser un processus, on

[1]Dans cette notation, dite en variables centrées réduites, les 3 niveaux d'un facteur seront notés -1, 0 et 1 plutôt que 1, 2 et 3 tels qu'ils apparaissent dans les tables de Taguchi.

cherche la configuration des facteurs donnant la meilleure mesure possible tout en veillant à ce que celle-ci soit peu dispersive.

Dans le cas d'une mesure de réponse dont la nature est perceptive, le rapport *signal/bruit* n'est guère applicable. Cet indicateur du caractère dispersif des facteurs n'est valide que sous l'hypothèse que la mesure, pour chaque essai, est réalisée dans les mêmes conditions. Or, en ce qui concerne la présente étude, des auditeurs différents vont être amenés à évaluer les sons. L'écart-type observé sur des mesures perceptives n'est pas dû à des considérations perceptives globales, mais dénote plutôt de la variabilité inter-auditeurs. Ainsi ce ratio n'indique pas le caractère dispersif d'un des facteurs du plan, mais est révélateur de différences individuelles de perception.

### 3.1.6 Application en perception

L'objet de cette thèse est précisément de s'intéresser à la dispersion que peuvent induire différents paramètres sur le résultat d'un procédé. Cette problématique est largement répandue parmi les applications des plans d'expériences fractionnaires, à ceci près que la mesure de l'expérience sera de nature perceptive.

Les plans d'expériences fractionnaires sont tout indiqués pour évaluer les influences de plusieurs paramètres dispersifs sur une réponse en un nombre réduit d'essais. Leurs applications sont courantes dans les études vibratoires et acoustiques où ils permettent d'optimiser des modèles numériques [KL 05] et de réduire le nombre de mesures expérimentales nécessaires à la connaissance d'un système [DNST 95]. Pour l'analyse d'une population de structures, cette technique est parfois vue comme une alternative à l'échantillonnage exhaustif que l'on appelle simulation de Monte-Carlo. Driot [Dri 02] l'a mise en oeuvre pour étudier la variabilité de systèmes non-linéaires telles que les transmissions par engrenages.

Cependant, les plans d'expériences fractionnaires restent peu utilisés à des fins perceptives. Les études ayant néanmoins appliqué cette méthodologie portent en général sur un nombre réduit de facteurs et évitent autant que faire ce peut la présence d'interactions significatives. Dans les applications perceptives, il peut se révéler très difficile d'intuiter la présence de telles interactions. Lorsque l'on s'intéresse précisément à la caractérisation des interactions entre facteurs, les plans complets sont privilégiés. Dempsey et al. [DLC 79] ont cherché à établir des critères de confort acoustique et vibratoire à l'intérieur de la cabine d'un avion. Désireux d'établir les interactions entre les perceptions du son et des vibrations, ils ont réalisé un plan d'expérience factoriel complet.

Barthod [Bar 04] a étudié l'influence de divers paramètres acoustiques tels que la sonie, la fréquence de modulation d'amplitude sur la perception du bruit de graillonnement d'une boite de vitesse à l'aide d'un plan d'expérience fractionnaire. Ih et al. [ILSP 03] ont utilisé une méthodologie similaire pour proposer un indice de la gêne induite par des sons d'aspirateurs domestiques. Les facteurs du plan sont quatre bandes de fréquence à l'intérieur desquelles le niveau varie selon quatre traitements. Dans ces deux cas, les facteurs du plan sont directement des paramètres acoustiques et non les phénomènes mécaniques qui en sont à l'origine.

### 3.1.7 Modèle prédictif

Les travaux cités ont pu déterminer les effets des facteurs étudiés sur la réponse mesurée. En revanche les auteurs n'ont pas validé les effets ainsi dégagés par un modèle prédictif permettant de vérifier par le calcul la mesure que l'on obtiendrait théoriquement dans le cas d'une configuration non incluse dans le plan fractionnaire.

Ici on ne cherche pas tant à améliorer un procédé qu'à quantifier l'influence de facteurs dispersifs sélectionnés au préalable. Le but de cette expérience n'est pas d'identifier la configuration ayant la meilleure réponse perceptive (celle-ci est connue a priori et correspond à l'état nominal), mais d'estimer les contributions des facteurs dans le processus de différentiation du son.

Comme évoqué au paragraphe 3.1.5, l'information fournie par le rapport *signal/bruit* n'est pas considérée dans nos analyses. Comme l'ont souligné Ih et al. [ILSP 03], on ne peut pas réellement savoir si ce rapport est dû au caractère dispersif d'un facteur ou à la variabilité inter-auditeurs.

## 3.2 Première expérience perceptive *T*1

À défaut d'identifier les sources de variabilité sur un panel d'objets nominalement identiques, une structure unique est considérée. Un panel de structures est obtenu en forçant des variabilités sur l'objet de référence. Resh [Res 91] considère que chaque structure se comporte comme un système déterministe, mais dont les entrées sont stochastiques. Ici, ces entrées sont contrôlées afin d'étudier leurs effets sur la réponse mesurée : la perception du son émis.

### 3.2.1 Protocole expérimental

La constitution du corpus de sons a été effectuée en enregistrant des sons émis par une machine dans divers états de dispersion. Plusieurs paramètres dispersifs peuvent être contrôlés et ajustés sur celle-ci.

### 3.2.2 Plan d'expérience

Le banc d'essai (voir figure 3.1) se compose d'un moteur électrique, entraînant en rotation l'arbre menant par un accouplement élastique. Le mouvement est transmis de l'arbre menant à l'arbre mené par deux engrenages droits (36 et 42 dents). Les arbres (menant et mené) sont supportés chacun par deux paliers à roulement. Un couple résistant est appliqué sur l'arbre mené par l'intermédiaire d'un frein électromagnétique. Des dispersions sont simulées sur le banc. Il s'agit de défauts typiquement observés sur des machines tournantes. Six paramètres dispersifs, facilement contrôlables, ont été choisis :

#### Mésalignements axial et angulaire

Des mésalignements de type axial et angulaire sont introduits au niveau de l'accouplement élastique entre l'arbre moteur et l'arbre menant. La position des paliers supportant l'arbre menant est

modifiée de manière à obtenir le mésalignement souhaité.

### Entraxe des pignons

L'entraxe des pignons est ajusté en modifiant la distance entre les deux engrenages.

### Dévers de roulement

Un dévers est forcé sur la bague extérieure du roulement indiqué sur la figure 3.1.

### Déséquilibrage dynamique

Un disque d'inertie est solidaire de l'arbre menant. Un déséquilibrage dynamique est obtenu en montant des masselottes sur celui-ci.

### Couple

Le couple du frein électromagnétique est modifié en agissant sur le courant d'alimentation.

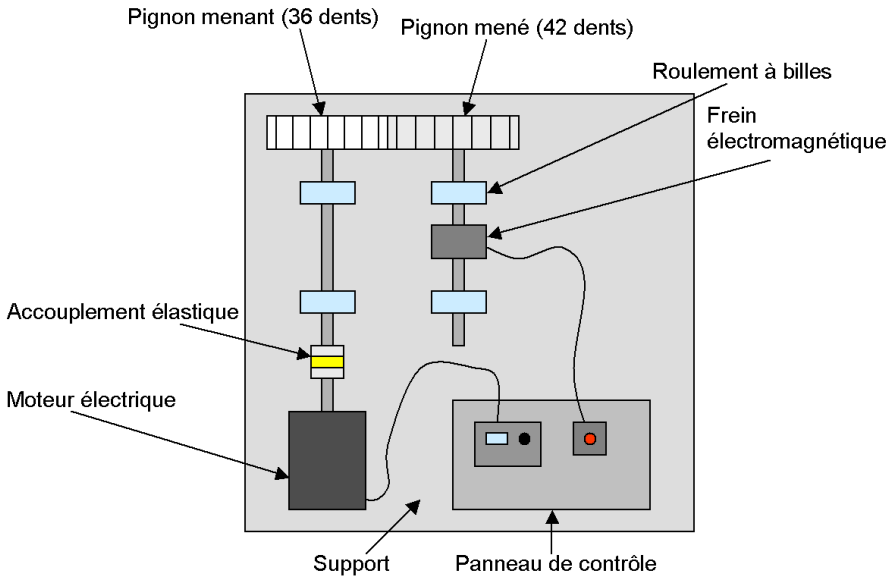



FIG. 3.1 – Schéma du banc d'essai

Conformément à la terminologie des plans d'expériences fractionnaires, ces paramètres dispersifs sont les facteurs du plan. Il est à noter que, contrairement aux travaux de Barthod [Bar 04] et Ih et al. [ILSP 03], les facteurs du plan sont de nature mécanique et non acoustique. On cherche à étudier les effets de dispersions mécaniques sur la perception du son émis par la machine décrite par la figure 3.1. Ces dispersions ont été choisies pour leur image vibratoire facilement reconnaissable [BP 95]. Ces paramètres peuvent être aisément observés et contrôlés sur le banc. À chaque facteur sont associés trois niveaux d'observation permettant de caractériser leurs contributions. Les facteurs et les niveaux qu'ils peuvent prendre sont récapitulés dans le tableau 3.2.

| Facteur | Variabilité associée | Niveau et signification | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 2 | 3 |
| $A$ | Mésalignement axial | Aligné | +0.2 mm | +0.4 mm |
| $B$ | Entraxe des pignons | Nominal | -0.2 mm | +0.2 mm |
| $C$ | Mésalignement angulaire | Aligné | +0.2 mm | +0.4 mm |
| $D$ | Dévers de roulement | Sans | -1° | +1° |
| $E$ | Déséquilibrage dynamique | Sans | $3.6 \cdot 10^{-6}$ kg·m$^2$ | $7.2 \cdot 10^{-6}$ kg·m$^2$ |
| $F$ | Couple électromagnétique | 2 N·m | 1.9 N·m | 2.1 N·m |

TAB. 3.2 – Description des facteurs dispersifs appliqués au banc d'essai et signification physique de leurs niveaux.

Pour chaque facteur, le niveau 1 représente l'état nominal. Les niveaux 2 et 3 sont des valeurs typiques de dérèglement observé sur les machines tournantes. Le niveau 1 n'est pas forcément une valeur centrale, car certaines dispersions, telles que le déséquilibrage dynamique, ne peuvent s'exprimer en valeurs négatives. Ces valeurs sont ici davantage de l'ordre du défaut que de l'incertitude de fabrication. Il s'agit, dans un premier temps, de valider l'application des plans fractionnaires à des fins perceptives. Ces variabilités ont été mises en oeuvre tout le long de la chaîne cinématique constituant le banc, comme indiqué sur la figure 3.2.

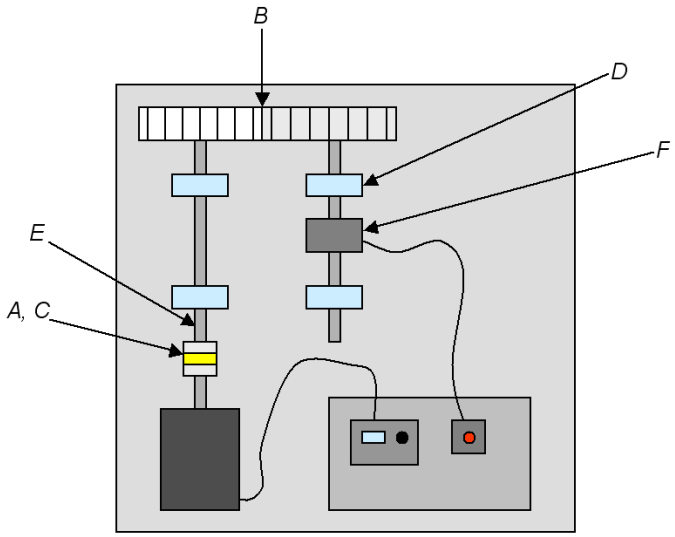



FIG. 3.2 – Points d'applications des six facteurs dispersifs sur le banc d'essai.

Le nombre de combinaisons des facteurs possibles étant 729 ($3^6$), un plan complet nécessite autant de mesures expérimentales et rend l'analyse perceptive irréaliste. Ainsi, en émettant l'hypothèse que les effets des facteurs sont indépendants, l'utilisation d'un plan fractionnaire a permis de réduire considérablement le nombre d'enregistrements et donc de réduire le corpus de sons. Le plan d'expérience retenu est une table de Taguchi $L_{18}$ modifiée [BP 95] permettant de tester simultanément six facteurs à trois niveaux chacun. Ce plan nécessite 18 essais selon les configurations indiquées par la matrice d'expérience (tableau 3.3).

| Numéro | Facteurs controlés | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| de l'essai | $A$ | $B$ | $C$ | $D$ | $E$ | $F$ |
| $T1$-1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| $T1$-2 | 1 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 |
| $T1$-3 | 1 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| $T1$-4 | 2 | 1 | 1 | 2 | 2 | 3 |
| $T1$-5 | 2 | 2 | 2 | 3 | 3 | 1 |
| $T1$-6 | 2 | 3 | 3 | 1 | 1 | 2 |
| $T1$-7 | 3 | 1 | 2 | 1 | 3 | 2 |
| $T1$-8 | 3 | 2 | 3 | 2 | 1 | 3 |
| $T1$-9 | 3 | 3 | 1 | 3 | 2 | 1 |
| $T1$-10 | 1 | 1 | 3 | 3 | 2 | 2 |
| $T1$-11 | 1 | 2 | 1 | 1 | 3 | 3 |
| $T1$-12 | 1 | 3 | 2 | 2 | 1 | 1 |
| $T1$-13 | 2 | 1 | 2 | 3 | 1 | 3 |
| $T1$-14 | 2 | 2 | 3 | 1 | 2 | 1 |
| $T1$-15 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 | 2 |
| $T1$-16 | 3 | 1 | 3 | 2 | 3 | 1 |
| $T1$-17 | 3 | 2 | 1 | 3 | 1 | 2 |
| $T1$-18 | 3 | 3 | 2 | 1 | 2 | 3 |
| $T1$-19 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| $T1$-20 | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 |
| $T1$-21 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 | 1 |
| $T1$-22 | 3 | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 |

TAB. 3.3 – Matrice d'expérience relative à l'expérience $T1$. Les essais $T1$-1 à $T1$-18 sont configurés selon le plan d'expérience $L_{18}$ modifié ; les essais $T1$-19 à $T1$-22 sont des configurations additionnelles non incluses dans le plan.

La table d'expérience $L_{18}$, telle qu'elle existe dans la littérature, comporte en réalité deux colonnes supplémentaires : une colonne relative à un facteur à deux niveaux, et une colonne permettant de tester une interaction entre le facteur à deux niveaux et un facteur à trois niveaux. Il suffit de supprimer ces deux colonnes pour obtenir la matrice d'expérience désirée. Quatre dernières lignes y ont été ajoutées. Ces essais n'appartiennent pas au plan d'expérience $L_{18}$. Il s'agit de configurations additionnelles, non incluses dans le plan, afin de vérifier l'additivité des effets des facteurs. Ces mesures ne sont pas prises en compte lors du calcul des effets des facteurs car elles ne respectent pas l'orthogonalité de la matrice d'expérience. Le premier de ces quatre sons additionnels ($T1$-19) est enregistré en plaçant les 6 facteurs au niveau 3. Les 3 autres sons ($T1$-20, $T1$-21 et $T1$-22) sont obtenus en réalisant une permutation circulaire des 3 niveaux de chaque facteur sur les 3 essais.

On peut remarquer que la première ligne de la matrice correspond à la configuration d'enregistrement du son de référence $T1$-1.

### 3.2.3 Procédure d'enregistrement du son

Préalablement à chaque enregistrement, il faut configurer le banc comme indiqué par la ligne correspondant au numéro de l'essai. Chacun des six facteurs est placé au niveau défini par le numéro de l'essai. Pour l'essai $T1$-1, tous les facteurs sont à leur niveau nominal.

Une fois le banc réglé, on peut alors procéder à l'enregistrement du son émis par celui-ci en phase de fonctionnement. Le son est enregistré numériquement (fréquence d'échantillonage de 44100 Hz avec une résolution de 16 bits) à l'aide d'un mannequin acoustique (Brüel & Kjær type 4100) équipé de deux microphones champ libre (Brüel & Kjær type 4189). L'acquisition des signaux est réalisée sur un PC par l'intermédiaire d'une carte son LynxONE. Les appareils d'enregistrement sont situés à 1.5 m au dessus du banc d'essai comme présenté sur la figure 3.3. Les enregistrements se déroulent dans une chambre semi-anéchoïque. Les sons ainsi enregistrés sont ensuite réduits à 3 s et atténués en début et fin pour éviter les cliquetis indésirables.

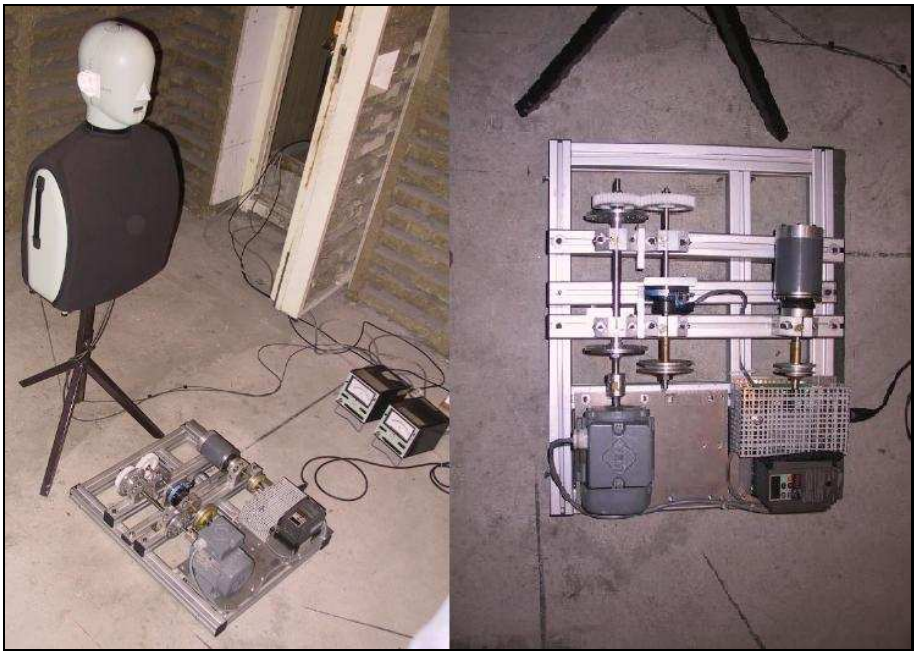


FIG. 3.3 – Mannequin acoustique placé en position d'enregistrement au-dessus du banc d'essai, configuré selon la matrice d'expérience (tableau 3.3).

### 3.2.4 Auditeurs

Les sujets de ce test sont des étudiants et des membres du laboratoire, au total trente personnes : huit femmes et vingt-deux hommes. L'âge des participants est compris entre 22 et 61 ans ; l'âge moyen étant de 31 ans et l'écart-type de 10 ans. Huit d'entre eux sont familiers des tests de perception sonore. Tous ont déclaré entendre normalement.

### 3.2.5 Choix de la procédure de test perceptif

Les sons ont été diffusés au casque (Sennheiser HD600) via une carte son Echo Digital Audio GINA24 pour une écoute dichotique à leur niveau réel d'enregistrement (de 75.6 à 85.5 dBA). Les sons ont été corrigés par la fonction de transfert inverse de la chaîne de restitution. Les tests ont eu lieu dans une salle d'écoute isolée de l'extérieur. La tâche consiste à évaluer la similarité entre des sons émis par le banc dans un état "dispersé" et un son de référence, correspondant à l'état nominal du banc.

#### Comparaison de similarité par paires

Une expérience préparatoire a été effectuée en présentant les sons par paires aux auditeurs, le son de référence étant aléatoirement proposé en première ou deuxième position. Les sujets peuvent écouter chacun des deux sons composant la paire autant de fois que nécessaire. Ils doivent ensuite juger la similarité des deux sons sur une échelle continue allant de "identiques" à "très différents". Pour chaque paire de sons, le curseur de réponse a été préalablement positionné aléatoirement sur l'échelle de réponse. L'échelle de réponse est quasi-continue, sa résolution étant inférieure à un centième de la pleine échelle. L'interface de test a été réalisée avec le logiciel Matlab. Les instructions pour les auditeurs sont affichées à l'écran avant le début du test, puis l'auditeur écoute l'ensemble des stimuli (réécoute possible), avant de passer à la partie test.

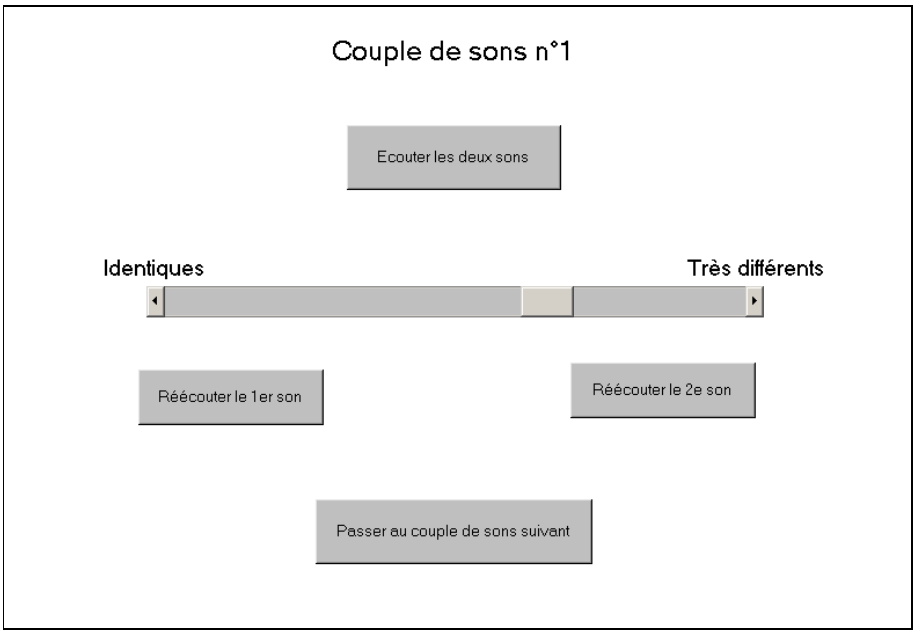



FIG. 3.4 – Interface de réponse du test de comparaison par paires.

Les résultats de ce test se sont révélés être de nature dichotomique, ce qui n'est pas en accord avec les conditions d'utilisation des plans d'expériences fractionnaires. En effet, la réponse doit impérativement être mesurée sur une échelle continue. Or dans le cas présent, les sons sont jugés soit très proches, soit très différents. Comme vérifié par l'exemple de la figure 3.5, une partie des sons a été estimée très proche (voire à l'identique) du son de référence par l'auditeur et l'autre partie très différente. Il faut donc élaborer une procédure qui permette aux auditeurs de nuancer leurs jugements

en ayant toujours à l'esprit l'ensemble des sons du test. Le fait de les présenter dans leur ensemble en début de test s'est révélé insuffisant à cet égard. Sans doute un test de comparaison par paire complet aurait-il donné des résultats satisfaisants en observant les distances entre chaque son et le son de référence. Mais celui-ci nécessite, pour 22 sons, de faire écouter et évaluer 231 paires ($\frac{22\cdot(22-1)}{2}$). Cette tâche n'est pas réalisable par les auditeurs.

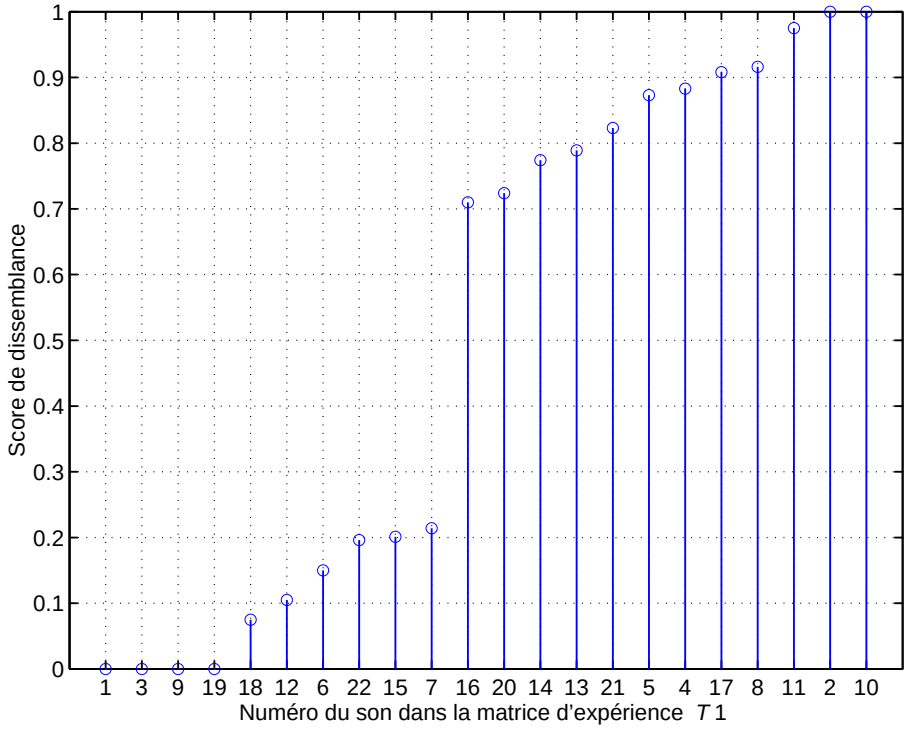



FIG. 3.5 – Réponses d'un auditeur lors du test de comparaison par paires.

### Évaluation mixte de similarité

Afin de permettre aux auditeurs d'affiner leurs jugements et de juger tous les sons sur la même échelle, une procédure de test dite "mixte" a été choisie. Cette procédure a été adaptée d'après des méthodes d'évaluation de l'agrément [BHL 98, Mau 98]. Elle peut alors être considérée comme un mélange d'évaluation absolue et de comparaison. Parizet et al. [PHS 05] ont montré que cette procédure donne des résultats similaires à ceux obtenus par des tests de comparaison par paires pour l'évaluation de l'agrément. Dans le cas présent, il s'agit davantage d'une double comparaison, puisque les sons à évaluer devront être comparés d'une part à une référence, et d'autre part entre eux. Cette méthode permet ici surtout de juger chaque son par rapport au son de référence tout en gardant à l'esprit le contexte du test, ce qu'un test par paire impliquant systématiquement le son de référence ne permet pas.

Sur l'interface de réponse du présent test, et comme montré sur la figure 3.6, l'auditeur a à sa disposition l'ensemble des stimuli à évaluer, ainsi que le son de référence. Il peut ainsi écouter n'importe quel son à n'importe quel moment, dans l'ordre de son choix et autant de fois qu'il l'estime nécessaire.

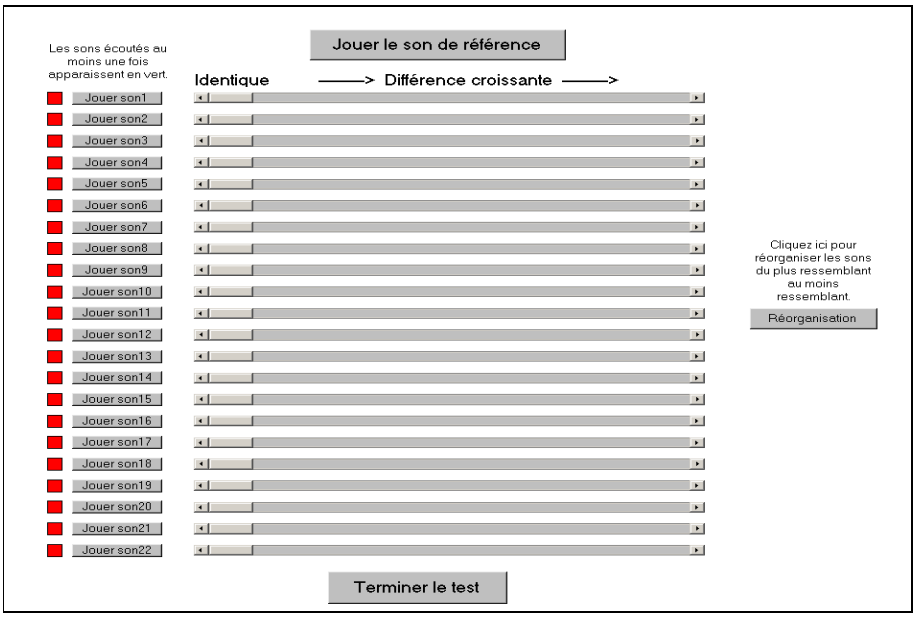



FIG. 3.6 – Interface de réponse du test mixte. Le voyant à gauche de chaque son à tester est rouge tant que le stimulus correspondant n'a pas été écouté. Le bouton permettant l'écoute du son de référence se trouve au-dessus des curseurs. Le bouton permettant la réorganisation des sons selon la différence croissante est placé sur la droite.

Chaque stimulus à évaluer dispose de son propre curseur de réponse que l'auditeur peut déplacer de "identique" vers "différence croissante" en comparaison au son de référence. L'échelle de réponse est quasi-continue, sa résolution étant inférieure à un centième de la pleine échelle. La réponse est comprise entre 0 (pour un son évalué comme identique à la référence) à 1 (pour la plus grande différence possible). Les sons sont initialement rangés de 1 à 22 ; le curseur de réponse de chaque son est initialement placé en position "identique" (note 0). La numérotation des sons est réarrangée aléatoirement, de manière à proposer un ordre de présentation initial différent à chaque auditeur.

Afin de faciliter la tâche de l'auditeur et de lui permettre d'affiner ses jugements, la possibilité lui est offerte de réorganiser les sons selon leur différence croissante par rapport au son de référence. Le son de référence, présenté au dessus des 22 curseurs (voir figure 3.6), est le son $T1$-1 de la matrice d'expérience (tableau 3.3). Ce son est également l'un des 22 sons à évaluer présentés à gauche des curseurs.

Le sujet peut ainsi écouter et juger grossièrement chaque son une première fois, puis les réorganiser pour les réévaluer autant de fois qu'il l'estime nécessaire. Cette procédure donnant des résultats concordants avec les impératifs de la méthode des plans d'expérience fractionnaires, elle est conservée pour l'intégralité des trente auditeurs. La durée du test varie selon les auditeurs de 12 à 21 min, elle est en moyenne de 16 min.

### 3.2.6 Analyse des résultats

#### Scores de dissemblance

Le score de dissemblance de chaque son est établi à partir des jugements de similarité des 30 auditeurs. Il s'agit de la moyenne des dissemblances individuelles mesurées entre ce son et la référence.

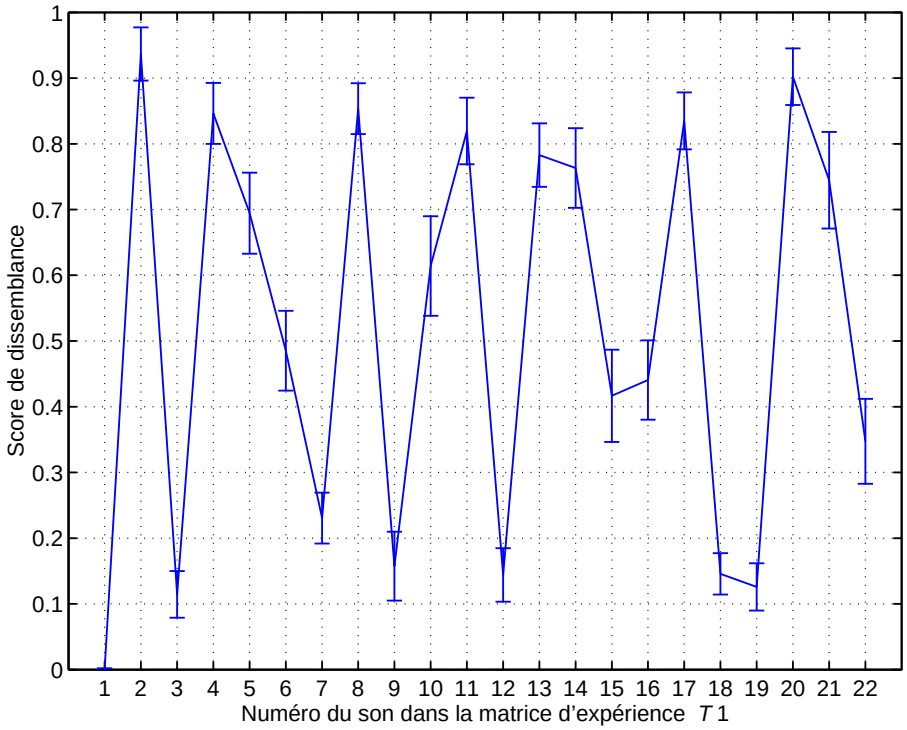



FIG. 3.7 – Scores de dissemblance (dans leur intervalle de confiance à 95 %) des 22 sons testés ($T1$-1 à $T1$-18 selon la table $L_{18}$, et $T1$-19 à $T1$-22 pour la validation). L'étroitesse de l'intervalle de confiance à 95 % indique une bonne répétabilité du test sur des sujets différents.

La figure 3.7 indique les scores de dissemblance des 22 sons testés lors de l'expérience $T1$, dans leurs intervalles de confiance à 95 % respectifs. Plus le score de dissemblance est faible, plus le son a été évalué comme proche du son de référence. D'après le tableau 3.3, et comme évoqué au paragraphe 3.2.5, le son $T1$-1 est équivalent au son de référence. Ce son a obtenu, de manière quasi-unanime, une note de dissemblance égale à 0 et a bel et bien été identifié par les auditeurs comme identique à la référence. Le faible intervalle de confiance à 95 % observé dénote d'une faible variabilité des réponses entre les différents sujets et exclut l'hypothèse de sous-populations répondant de manière différente au cours du test. Ainsi l'analyse des résultats du plan d'expérience et la détermination des effets des facteurs sur la similarité mesurée peut être effectuée à partir des réponses moyennes.

Le rapport *signal/bruit* permet de connaître l'effet des facteurs du plan sur l'écart-type de la mesure mais n'est ni applicable, ni significatif, dans cette expérience car les 30 mesures sont effectuées sur autant d'auditeurs différents.

### Répétabilité du test

La variabilité inter-sujets est faible au cours de cette expérience. Afin de caractériser complètement la répétabilité du test perceptif, la variabilité intra-sujet a été estimée. À cet effet, deux auditeurs ont réalisé le test deux fois, à une semaine d'intervalle. La comparaison des résultats aux deux expériences indique une très bonne répétabilité ; un exemple est présenté en figure 3.8.

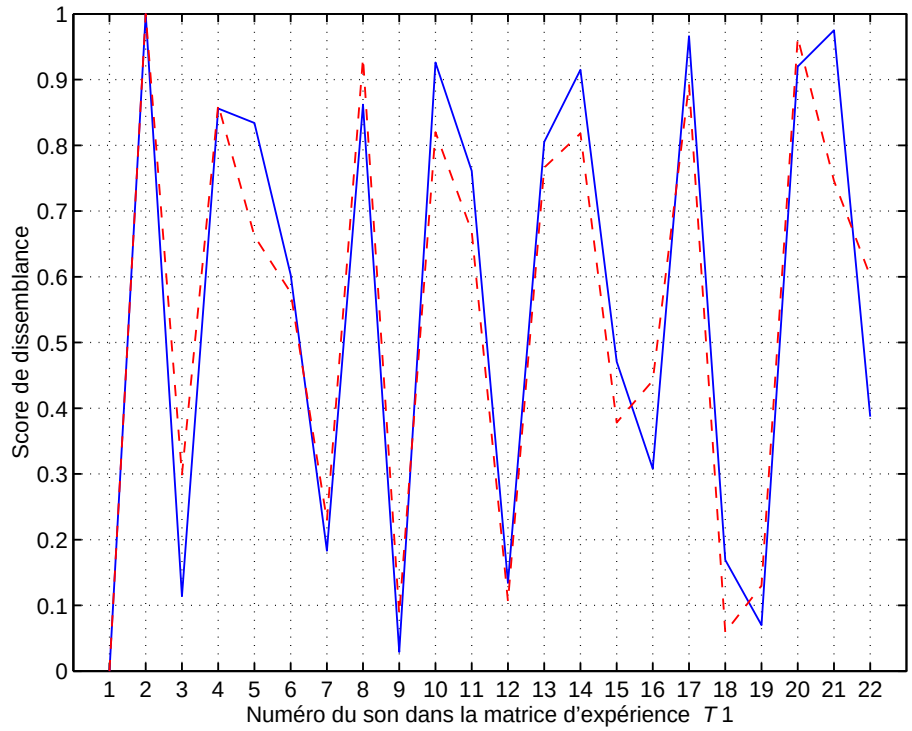



FIG. 3.8 – Comparaison test-retest des réponses d'un individu ; les réponses au premier test (trait continu) sont très similaires aux réponses au second test (trait discontinu).

Le coefficient de corrélation de Pearson $r$ sur les réponses recueillies lors des tests pour chacun des deux individus s'étant prêté deux fois à cette expérience est de 0.906** et de 0.911** ($p<.01$).

### Allure des réponses

Bien que relativement peu différentes, les réponses des auditeurs dénotent néanmoins de différentes stratégies de réponse au test. Certains auditeurs ont réalisé ce qui pourrait s'apparenter à un classement hiérarchique des sons selon la similarité perçue. Les deux sons extrêmes en terme de similarité ont été jugés à 0 pour le plus proche et à 1 pour le plus différent. Les autres sons sont répartis de manière uniforme, avec un pas de similarité quasi-constant, entre ces deux limites. Un exemple de ce type de réponse est montré sur la figure 3.9(a). D'autres auditeurs ont répondu d'une manière plus conforme aux attentes initiales en attribuant des scores de similarité égaux à des sons jugés également similaire à la référence bien que différents entre eux. La figure 3.9(b) donne un exemple de ce type de comportement.

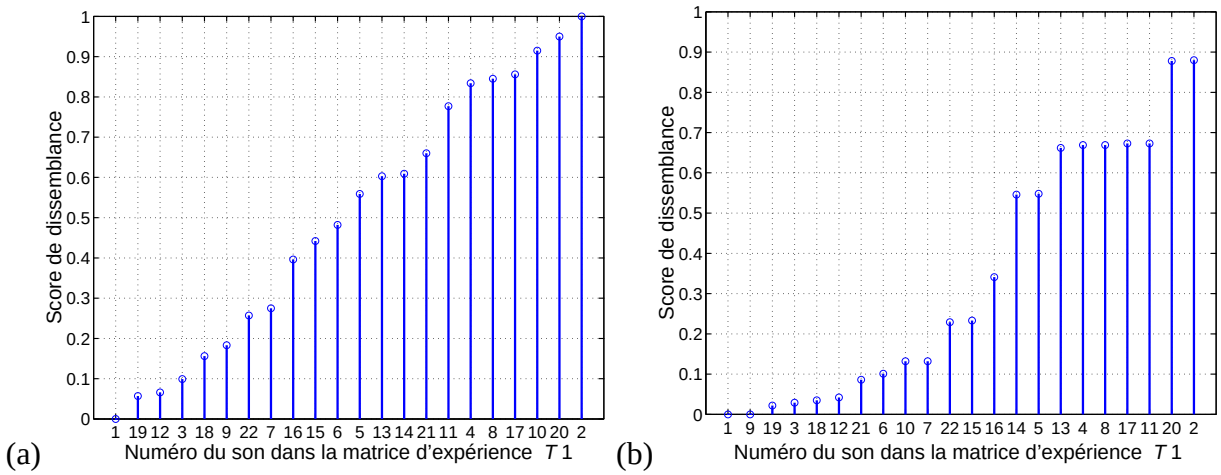



FIG. 3.9 – Deux stratégies de réponse observées lors de l'évaluation mixte de dissemblance ; les sons sont rangés selon la dissemblance croissante (a) ou placés au même niveau si évalués comme également dissemblants du son de référence (b).

Les deux auditeurs dont les réponses sont indiqués en figure 3.9 sont des exemples très prononcés de ces deux stratégies de réponse. La plupart des auditeurs ont en réalité combiné ces deux approches et ont jugé la similarité sur une échelle continue. Le fait de permettre aux sujets de réorganiser les sons selon la dissemblance croissante aurait pu favoriser l'approche hiérarchique de l'évaluation de la similarité (figure 3.9(a)). La consigne a été respectée et les réponses à cette expérience se sont révélées conformes aux conditions d'utilisation des plans d'expériences fractionnaires. Les réponses individuelles ont donc été moyennées, mais non normées, pour deux raisons :

- La plupart des sujets ont évalué les sons de 0 à 1 et ont donc utilisé la pleine échelle de réponse.
- Les différences inter-individuelles peuvent être dues à des stratégies de réponse différentes, mais aussi à des différences de perception individuelle qu'il est risqué de vouloir compenser.

### Effets des facteurs

Une analyse de la variance[2] des scores de dissemblance (moyenne des réponses individuelles) permet de connaître la contribution de chacun des facteurs à la similarité perçue. Pour rappel, lors du dépouillement du plan d'expérience, on ne s'intéresse qu'aux sons enregistrés $T1$-1 à $T1$-18. Les contributions et taux de signification pour chacun des facteurs sont indiqués dans le tableau 3.4.

Certains facteurs sont beaucoup plus influents que d'autres. Par exemple, le facteur $B$ explique à lui seul plus de 50 % de la variance. D'autre part, certains facteurs tels $C$ et $E$ se révèlent très peu influents (respectivement 0.42 % et 2.34 % de la variance expliquée). La variance résiduelle se révèle non négligeable et atteint quasiment 20 %. Celle-ci peut être due à la variabilité inter-individus, à du bruit de mesure ou encore à des interactions entre facteurs, non prises en compte à ce stade.

[2]SCE pour somme des carrés des écarts à la moyenne, CM pour carrés moyens, F est la variable de Fisher-Snedecor.

| Variation | $ddl$ | SCE | CM | F | Contribution |
|---|---|---|---|---|---|
| $A$ (mésalignement axial) | 2 | 6.01 | 3.00 | 143.02*** | 10.32 % |
| $B$ (entraxe des pignons) | 2 | 29.81 | 14.90 | 709.36*** | 51.47 % |
| $C$ (mésalignement angulaire) | 2 | 0.29 | 0.14 | 6.81** | 0.42 % |
| $D$ (dévers de roulement) | 2 | 3.64 | 1.82 | 86.60*** | 6.22 % |
| $E$ (balourd dynamique) | 2 | 1.40 | 0.70 | 33.24*** | 2.34 % |
| $F$ (couple électromagnétique) | 2 | 5.99 | 2.99 | 142.50*** | 10.28 % |
| Résidu | 527 | 11.07 | 0.02 | | 18.93 % |
| Total | 539 | 58.20 | | | |

**$p < .01$ ; ***$p < .001$

TAB. 3.4 – Analyse factorielle de la variance sur les scores de dissemblance des sons 1 à 18 de l'expérience $T1$.

À partir des scores de dissemblance, on détermine les effets des facteurs sur la similarité perçue. La démarche est détaillée au paragraphe 3.1.4. À titre d'exemple, l'effet du facteur A au niveau 1 sur la réponse moyenne se calcule comme suit :

$$E_{A1} = \frac{S_{T1-1} + S_{T1-2} + S_{T1-3} + S_{T1-10} + S_{T1-11} + S_{T1-12}}{6} - \bar{S}_{T1} \tag{3.4}$$

où $S_{T1-i}$ est le score moyen de similarité (i.e. la distance à la référence) du son T1-$i$. Les sons T1-1, T1-2, T1-3, T1-10, T1-11 et T1-12 intervenant dans l'équation 3.4 ont en commun d'avoir été émis par les configurations où le facteur $A$ était positionné au niveau 1. $\bar{S}_{T1}$ est la moyenne des similarités mesurées sur l'ensemble du plan :

$$\bar{S}_{T1} = \frac{\sum_{i=1}^{18} S_{T1-i}}{18} = 0.52 \tag{3.5}$$

Les effets de chaque facteur sont calculés ainsi à chaque niveau et consignés dans le tableau 3.5.

| Facteur | Niveau | | |
|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 |
| $A$ | -0.077 | 0.149 | -0.072 |
| $B$ | -0.030 | 0.301 | -0.272 |
| $C$ | -0.003 | -0.027 | 0.030 |
| $D$ | -0.108 | 0.091 | 0.017 |
| $E$ | 0.001 | 0.062 | -0.063 |
| $F$ | -0.149 | 0.071 | 0.078 |

TAB. 3.5 – Effets des facteurs sur la réponse moyenne mesurée lors de l'expérience $T1$.

L'effet le plus fort (+0.301) est observé pour le niveau 2 du facteur $B$ (entraxe des pignons) et le plus faible (-0.003) pour le niveau 1 du facteur $C$ (mésalignement angulaire). Ainsi, avec ces effets, il est possible de déterminer un modèle additif de calcul de la similarité et donc de recalculer le score théorique de tous les sons évalués :

$$S_{T1-i} = \bar{S}_{T1} + E_{A(i)} + E_{B(i)} + E_{C(i)} + E_{D(i)} + E_{E(i)} + E_{F(i)} \tag{3.6}$$

où $E_{A(i)}$, $E_{B(i)}$, …, $E_{F(i)}$ sont les effets des facteurs au niveau indiqué dans le tableau 3.3 pour l'essai $i$. Par exemple, le score de similarité théorique du son $T1$-7 se calcule de la manière suivante :

$$S_{T1-7} = \bar{S}_{T1} + E_{A3} + E_{B1} + E_{C2} + E_{D1} + E_{E3} + E_{F2} \tag{3.7}$$

Les configurations les moins dispersives, au sens du rapport *signal/bruit*, ne sont pas prises en considération. Ce rapport indique la contribution des facteurs à l'étalement des réponses, il permet donc de connaître les réponses dont les mesures sont les plus stables. Mais dans notre cas l'étalement des réponses n'est pas forcément dû aux facteurs testés, mais plutôt aux différents auditeurs.

**Remarques sur les effets des facteurs**

Les effets négatifs affaiblissent le score de dissemblance. Le tableau 3.5 indique ainsi que les effets de chaque facteur au niveau 1 (nominal) sont négatifs ou très faibles, permettant à la configuration nominale d'obtenir un score de dissemblance nul. Mais, pour certains facteurs tels que $B$, le niveau 3 (figure 3.10(b)) aurait tendance à affaiblir davantage ce score. En théorie, certaines configurations peuvent alors obtenir un score de dissemblance négatif.

On pourrait s'attendre, lorsque le niveau 1 d'un facteur est au centre de l'intervalle de tolérance, à ce que son effet au niveau 1 soit négatif (diminuant la dissemblance perçue) et que les niveaux 2 et 3, symétriques par rapport au niveau 1, aient des effets positifs (augmentant la dissemblance perçue) et sensiblement égaux. Ceci se vérifie dans le cas du facteur $F$ (figure 3.10(a)), mais pas du tout sur le facteur $B$, dont le niveau 3 semble diminuer fortement la dissemblance perçue. On pourrait de même supposer qu'un facteur tel que $C$, dont les niveaux 2 et 3 indiquent une dispersion croissante, voie ses effets augmenter linéairement avec le niveau du facteur. Or, le niveau 2 de ce facteur diminue la dissemblance perçue. Néanmoins, la contribution de ce facteur à la dissemblance perçue est très faible et ses effets sont donc peu significatifs (figure 3.10(c)).

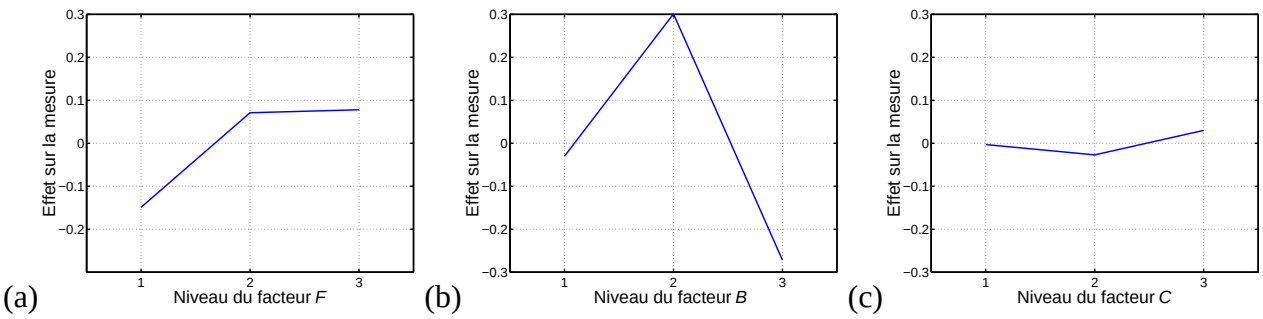



FIG. 3.10 – Effets des facteurs $F$ (a), $B$ (b) et $C$ (c), à chacun de leurs trois niveaux, sur la dissemblance mesurée lors de l'expérience $T1$.

### 3.2.7 Vérification du modèle additif de similarité

Les quatre sons additionnels ($T$1-19 à $T$1-22) n'ont jusqu'alors pas été pris en compte, le calcul des contributions et des effets des facteurs ne s'effectuant que sur les réponses aux essais du plan d'expérience factionnaire. Ces configurations vont ici nous servir de points de repère pour la comparaison des similarités mesurées (lors de l'expérience perceptive) et théoriques (recalculées par les effets des facteurs). En effet les scores mesurés pour les configurations $T$1-1 à $T$1-18 étant utilisés pour calculer les effets des facteurs, les scores mesurés et théoriques sont forcément identiques, à la contribution résiduelle près, et ne constituent pas un indicateur de fiabilité du modèle. Comme l'indique la figure 3.11, aucun des scores prédits n'appartient à l'intervalle de confiance à 95 % de la moyenne. Concernant le son $T$1-21 l'erreur d'estimation du score de dissemblance est égale à la moitié de la pleine échelle de mesure. La validation du modèle additif de similarité décrit par l'équation (3.6) apparaît peu concluante. Puisque le modèle additif n'est pas fiable pour la prédiction de scores de similarité de configurations n'appartenant pas au plan, on peut s'interroger sur la validité de son hypothèse fondatrice : l'indépendance des effets des facteurs. Certains facteurs ont sans doute interagi et les effets résultants, non pris en compte dans le modèle additif, ont faussé les résultats. Les effets de ces interactions peuvent être partiellement inclus dans la variance résiduelle du plan fractionnaire, qui s'élève à 18.93 % (tableau 3.4).

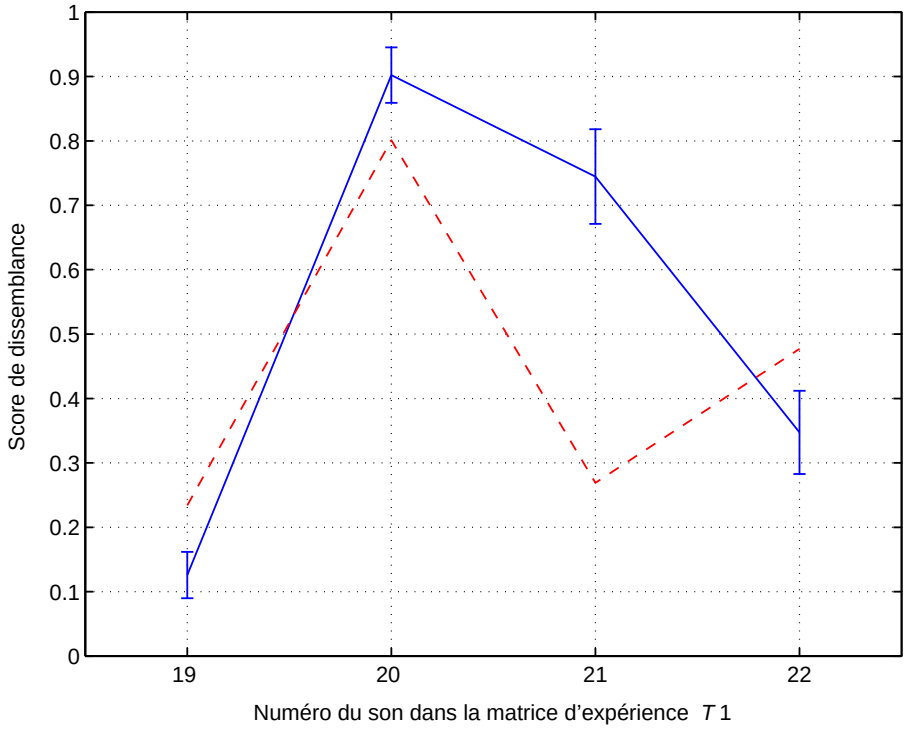



FIG. 3.11 – Comparaison des scores de dissemblance mesurés (trait continu, dans leur intervalle de confiance à 95 %) et des scores de similarité théoriques (trait discontinu) recalculés par le modèle additif de l'équation (3.6) pour les 4 sons de validation ($T$1-19 à $T$1-22).

## 3.3 Détermination des interactions du premier ordre : analyse factorielle de la variance à deux paramètres

Afin de déterminer les interactions ayant un effet significatif sur la réponse mesurée, une analyse de la variance à deux paramètres est réalisée sur les similarités mesurées. Toutes les combinaisons de deux facteurs sont présentes dans la table d'expérience $L_{18}$ modifiée, ce qui permet de tester toutes ces combinaisons.

De même que le rapport *signal/bruit* ne peut fournir un indice de robustesse car il mesure les variabilités des auditeurs, il faut estimer les effets des facteurs sans prendre en compte la variance liée aux différents sujets. Deux types d'analyse permettent de s'affranchir de l'effet des auditeurs sur la réponse :

- Une analyse de la variance à deux paramètres à mesures répétées [How 97] permet de considérer les auditeurs de façon indépendante des autres variables du plan en isolant leurs effets dans une variable inter-sujets.
- Une analyse de la variance à deux paramètres à valeurs moyennes [Spi 93] permet de s'affranchir des effets des différents sujets en ne considérant que la mesure moyenne.

Le taux de signification de l'interaction considérée est, dans les deux cas, indiqué par la variable de test de Fisher-Snedecor F.

### 3.3.1 Analyse factorielle de la variance à deux paramètres par mesures répétées

Afin de mettre en évidence la présence éventuelle d'interactions significatives entre facteurs, une analyse de la variance à deux paramètres à mesures répétées est réalisée. Il est alors possible de dégager les effets des facteurs sans prendre en compte les effets des sujets.

On se référera à l'ouvrage de Howell [How 97] pour une description détaillée de l'analyse. À titre d'exemple, les résultats de l'analyse concernant une interaction entre le mésalignement axial et l'entraxe des pignons sont présentés tableau 3.6.

| Variation | *ddl* | SCE | CM | F |
|---|---|---|---|---|
| $Sujets$ | 29 | 4,310 | 0,149 | |
| $A$ (mésalignement axial) | 2 | 12,020 | 6,01 | 140,817* |
| $A \times Sujets$ | 58 | 2,475 | 0,0427 | |
| $B$ (entraxe des pignons) | 2 | 59,617 | 29,808 | 663,488* |
| $B \times Sujets$ | 58 | 2,606 | 0,0449 | |
| $A \times B$ (interaction) | 4 | 16,683 | 4,171 | 137,646* |
| $A \times B \times Sujets$ | 116 | 3,515 | 0,0303 | |
| Total | 269 | 101,226 | 0,376 | |

*$p < .05$

TAB. 3.6 – Analyse factorielle de la variance à deux paramètres à mesures répétées pour $A$ et $B$.

Selon cette procédure, on teste toutes les interactions du premier ordre possibles. Cependant, toutes les interactions apparaissent significatives d'après cette méthode d'analyse. Le plan d'expérience choisi n'étant pas complet, lorsque l'on teste l'interaction de deux facteurs (par exemple $A$ et $B$), on estime en réalité les effets des facteurs non considérés (par exemple $C$, $D$, $E$ et $F$). Ainsi le taux de signification de l'interaction reflète les facteurs "cachés". Lorsque l'on teste une interaction entre deux facteurs d'influence très faible, les facteurs les plus significatifs sont négligés et l'interaction apparaît alors hautement significative.

Ainsi, et comme le souligne l'exemple de l'interaction entre les facteurs $D$ et $E$ traitée dans le tableau 3.7, l'interaction apparait d'autant plus significative que la contribution des facteurs incriminés est faible.

| Variation | $ddl$ | SCE | CM | F |
|---|---|---|---|---|
| $Sujets$ | 29 | 4,310 | 0,149 | |
| $D$ (dévers de roulement) | 2 | 7,274 | 3,637 | 151,492* |
| $D \times Sujets$ | 58 | 1,392 | 0,0240 | |
| $E$ (déséquilibrage dynamique) | 2 | 2,796 | 1,398 | 50,478* |
| $E \times Sujets$ | 58 | 1,606 | 0,0277 | |
| $D \times E$ (interaction) | 4 | 31,024 | 7,756 | 265,326* |
| $D \times E \times Sujets$ | 116 | 3,391 | 0,0292 | |
| Total | 269 | 51,794 | 0,193 | |

*$p < .05$

TAB. 3.7 – Analyse factorielle de la variance à deux paramètres à mesures répétées pour $D$ et $E$.

Cette approche n'a donc pas permis d'établir la présence d'interaction significative dans le plan d'expérience. Ces dernières sont apparues toutes significatives, y compris pour les plus improbables d'entre elles. Cette méthode d'analyse de la variance à deux paramètres ne peut ainsi pas s'appliquer à des plans d'expérience fractionnaires. Lorsque deux paramètres sont testés, il faut que les paramètres non considérés soient représentés de façon équilibrée dans les configurations étudiées, afin d'annuler les effets que l'on ne souhaite pas quantifier. Cette procédure ne peut être appliquée qu'à des plans d'expériences complets.

### 3.3.2 Analyse factorielle de la variance à deux paramètres par valeurs moyennes

L'autre méthode d'analyse de la variance à deux facteurs consiste à conduire l'analyse sur les réponses moyennes. Sur la figure 3.7, on peut remarquer que la variabilité inter-auditeurs est suffisamment faible pour considérer la moyenne des réponses pour chaque essai. L'analyse de la variance à un facteur, dont les contributions sont données dans le tableau 3.4, a également été réalisée selon ce principe. L'avantage de cette méthode sur la précédente est qu'elle permet, en moyennant les réponses, de minimiser les effets des facteurs non considérés lors de l'analyse des effets de deux facteurs et de leur interaction. On teste alors toutes les interactions du premier ordre possibles avec une analyse de la variance à deux facteurs à valeurs moyennes. On se référera à l'ouvrage de Spiegel [Spi 93] pour une description détaillée de cette méthode.

Comme l'indiquent les tableaux 3.8 et 3.9, cette analyse révèle deux interactions significatives. L'une d'entre elle se produit entre l'entraxe des pignons ($B$) et le couple électromagnétique ($F$) ; la seconde met en cause le mésalignement axial ($A$) et le déséquilibrage dynamique ($E$).

| Variation | $ddl$ | SCE | CM | F |
|---|---|---|---|---|
| $B$ (entraxe des pignons) | 2 | 0.993 | 0.496 | 24.383*** |
| $F$ (couple électromagnétique) | 2 | 0.199 | 0.099 | 4.898* |
| $BF$ (interaction) | 4 | 0.319 | 0.079 | 3.925* |
| Résidu | 9 | 0.183 | 0.021 | |
| Total | 17 | 1.696 | | |

*$p < .05$ ; ***$p < .001$

TAB. 3.8 – Analyse factorielle de la variance à deux paramètres à valeur moyenne pour $B$ et $F$.

Cette analyse confirme la faible contribution du facteur $E$ (déséquilibrage dynamique) et montre même que son influence propre n'est pas statistiquement significative.

| Variation | $ddl$ | SCE | CM | F |
|---|---|---|---|---|
| $A$ (mésalignement axial) | 2 | 0.201 | 0.101 | 2.148* |
| $E$ (déséquilibrage dynamique) | 2 | 0.046 | 0.023 | 0.499 |
| $AE$ (interaction) | 4 | 1.031 | 0.257 | 5.524* |
| Résidu | 9 | 0.419 | 0.046 | |
| Total | 17 | 1.696 | | |

*$p < .05$

TAB. 3.9 – Analyse factorielle de la variance à deux paramètres à valeur moyenne pour $A$ et $E$.

Il est donc possible de conclure à la présence de deux interactions ayant des effets non-négligeables sur la réponse mesurée. Une nouvelle expérience perceptive est nécessaire afin de déterminer les effets de ces interactions sur la similarité mesurée.

### 3.3.3 Explication physique des interactions

#### Interaction *BF*

La raison d'être de l'interaction entre l'entraxe des pignons ($B$) et le couple électromagnétique ($F$) est triviale. L'effort d'engrènement est directement relié à ces deux paramètres. Le bruit de sirènement qui en résulte est par conséquent très sensible à leurs variations.

#### Interaction *AE*

On identifie la cause de l'interaction entre le mésalignement axial ($A$) et le déséquilibrage dynamique ($E$) par les images de ces défauts dans le spectre du son émis. Dans les spectres, on retrouve les signatures de chacun d'eux [BP 95]. D'une part, le déséquilibrage dynamique amplifie les premiers

harmoniques de la fréquence de rotation de l'arbre moteur, comme on peut le noter en comparant le spectre du son émis par le banc dans son état nominal (figure 3.12(a)) à celui d'un son émis par une configuration déséquilibrée (figure 3.12(b)). D'autre part, comme on peut le constater en comparant le spectre d'un son émis par une configuration mésalignée (figure 3.12(c)) et le spectre de référence (figure 3.12(a)), le mésalignement axial amplifie les harmoniques de rang pair de la fréquence de rotation de l'arbre moteur. L'interaction de ces deux facteurs provient du fait que des harmoniques communes (premières harmoniques de rang pair) sont amplifiées simultanément par ces deux défauts. On note cette double amplification sur le spectre d'un son émis par une configuration mésalignée et déséquilibrée (figure 3.12(d)).

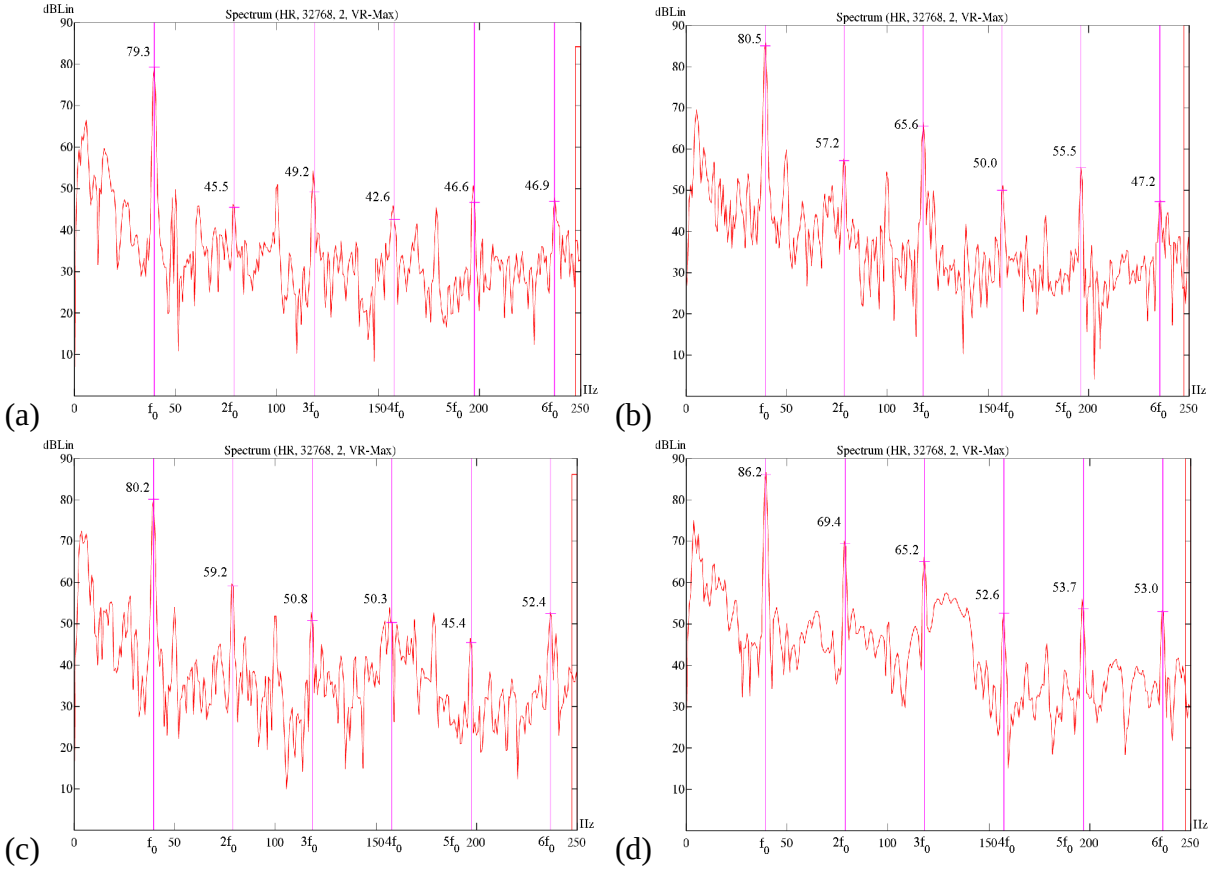



FIG. 3.12 – Signatures vibratoires des facteurs dispersifs sur le spectre du son émis : état de référence (a). Un déséquilibrage dynamique a été introduit sur la configuration émettrice du spectre (b), tandis qu'un mésalignement axial était introduit sur la configuration émettrice du spectre (c). Enfin, ces deux variabilités agissent simultanément dans la configuration à l'origine du son représenté par le spectre (d).

Les effets du mésalignement axial sont généralement perçus de manière claire par les sujets, puisque celui-ci a une forte contribution à la variance (10.32 % selon le tableau 3.4). Ce n'est pas le cas du déséquilibrage dynamique qui n'explique qu'une faible (2.34 % selon le tableau 3.4) voire négligeable (selon le tableau 3.9) part de la variance. Cependant on ne peut négliger ce facteur du fait de son interaction avec le mésalignement axial.

## 3.4 Seconde expérience perceptive *T*2

Ainsi, deux interactions du premier ordre ont des effets non négligeables sur la réponse mesurée. Il faut planifier un nouveau test perceptif pour déterminer les effets de ces interactions et les inclure dans le modèle additif de similarité décrit par l'équation (3.6). Afin de simplifier la procédure expérimentale, les facteurs $C$ (mésalignement angulaire) et $D$ (dévers de roulement) ne sont plus pris en considération. Leurs contributions sont minimes et ils ne semblent pas interagir avec d'autres facteurs. De plus, il est possible que les effets des deux interactions citées plus haut aient été mesurés sous la dénomination de ces deux facteurs. Ce phénomène, que l'on nomme "aliasing" survient lorsque l'on mesure les effets d'un facteur négligeable, que nous notons $M$ à titre d'exemple, à la place des effets d'un facteur influent, que nous notons $N$. On dit alors que les effets de $N$ sont aliasés en tant qu'effets de $M$. Le fait de prendre en compte les facteurs $C$ et $D$ ne peut, au mieux, qu'alourdir l'expérience et risque, au pire, de fausser fortement les effets ainsi déterminés.

### 3.4.1 Plan d'expérience

Une table d'expérimentation $L_9$ de Taguchi [BP 95] est utilisée afin de quantifier les effets d'une interaction entre deux facteurs à trois niveaux. Ce type d'interaction possède neuf niveaux :

- Les effets de l'interaction entre le mésalignement axial ($A$) et le déséquilibrage dynamique ($E$) sont mesurés par un plan $L_9$-$I$.
- L'interaction entre l'entraxe des pignons ($B$) et le couple électromagnétique ($F$) est examinée dans un plan $L_9$-$II$.

Plutôt que d'organiser deux expériences distinctes, n'impliquant chacune que les deux facteurs dont on cherche à mesurer l'interaction, les deux plans sont combinés dans une seule et même expérience. Les effets des 4 facteurs et des 2 interactions sont ainsi mesurés sur une échelle commune. La première expérience a montré que les auditeurs ont une tendance naturelle à utiliser la pleine échelle, quelle que soit la différence absolue qu'ils perçoivent. Si les deux tests sont effectués séparément, chacun se verra alloué une échelle propre. Il faut alors comparer des sons utilisés communément lors des deux tests pour déterminer les effets relatifs des facteurs.

Dans le tableau 3.10, les lignes 1 à 9 appartiennent au premier plan d'expérience $L_9$-$I$, les lignes 10 à 18 appartiennent au second plan $L_9$-$II$. Lorsque l'on s'occupe des facteurs du premier des deux plans on laisse les facteurs du second au niveau 1 et vice-versa. Pour les essais de validation (lignes 19 à 22) tous les facteurs sont considérés en même temps. Nous choisissons quatre configurations différentes de manière à mettre en oeuvre quatre niveaux distincts pour chacune des deux interactions. Ainsi, comme lors de l'expérience $T1$, 22 sons sont à évaluer lors de l'expérience $T2$. Les niveaux des facteurs $A$,$B$,$E$ et $F$ exprimés dans le tableau 3.10 ont la même signification que lors de l'expérience $T1$ (voir 3.2).

| Numéro | Fact. contr. | | Int. | Fact. contr. | | Int. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| de l'essai | $A$ | $E$ | $AE$ | $B$ | $F$ | $BF$ |
| $T2$-1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| $T2$-2 | 1 | 2 | 2 | 1 | 1 | 1 |
| $T2$-3 | 1 | 3 | 3 | 1 | 1 | 1 |
| $T2$-4 | 2 | 1 | 4 | 1 | 1 | 1 |
| $T2$-5 | 2 | 2 | 5 | 1 | 1 | 1 |
| $T2$-6 | 2 | 3 | 6 | 1 | 1 | 1 |
| $T2$-7 | 3 | 1 | 7 | 1 | 1 | 1 |
| $T2$-8 | 3 | 2 | 8 | 1 | 1 | 1 |
| $T2$-9 | 3 | 3 | 9 | 1 | 1 | 1 |
| $T2$-10 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| $T2$-11 | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 2 |
| $T2$-12 | 1 | 1 | 1 | 1 | 3 | 3 |
| $T2$-13 | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 | 4 |
| $T2$-14 | 1 | 1 | 1 | 2 | 2 | 5 |
| $T2$-15 | 1 | 1 | 1 | 2 | 3 | 6 |
| $T2$-16 | 1 | 1 | 1 | 3 | 1 | 7 |
| $T2$-17 | 1 | 1 | 1 | 3 | 2 | 8 |
| $T2$-18 | 1 | 1 | 1 | 3 | 3 | 9 |
| $T2$-19 | 2 | 1 | 4 | 3 | 2 | 8 |
| $T2$-20 | 1 | 3 | 3 | 2 | 2 | 5 |
| $T2$-21 | 1 | 2 | 2 | 3 | 3 | 9 |
| $T2$-22 | 3 | 1 | 7 | 1 | 2 | 2 |

TAB. 3.10 – Matrice d'expérience relative à l'expérience $T2$. Les essais $T2$-1 à $T2$-9 sont configurés selon un premier plan d'expérience $L_9$-$I$ destiné à déterminer l'effet de l'interaction $AE$. Les essais $T2$-10 à $T2$-18 sont configurés selon un second plan d'expérience $L_9$-$II$ destiné à déterminer l'effet de l'interaction $BF$. Les essais $T2$-19 à $T2$-22 sont des configurations additionnelles non incluses dans un de ces deux plans.

### 3.4.2 Procédure de mesure et de test

Selon la méthodologie appliquée lors de la première expérience et détaillée dans les paragraphes 3.2.3 et 3.2.5, le banc est ajusté d'après la matrice d'expérience (tableau 3.10) avant l'enregistrement du son. Les vingt-deux sons obtenus sont alors évalués lors d'un test mixte, dans les mêmes conditions que lors de l'expérience $T1$. Le niveau sonore des stimuli est compris entre 76.7 et 83.7 dBA. Lors de l'analyse des données, les deux plans d'expériences sont dépouillés séparément afin de déterminer les effets des interactions de manière indépendante. À ce stade, les configurations additionnelles ne sont pas prises en compte.

### 3.4.3 Auditeurs

En raison de la faible variabilité inter-individuelle observée lors de la première expérience perceptive, le panel d'auditeurs pour cette nouvelle tâche est réduit de moitié : quinze sujets sont choisis aléatoirement parmi les trente ayant participé à la première expérience. Il s'agit de quatre femmes et onze hommes, âgés de 24 à 50 ans ; l'âge moyen étant de 30 ans et l'écart-type de 8 ans.

### 3.4.4 Analyse des résultats de l'expérience *T*2

Les différentes analyses de la variance (tableaux 3.4, 3.8 et 3.9) ont montré que les effets de $B$,$F$ et leur interaction $BF$ sont a priori plus forts que les effets de $A$,$E$ et leur interaction $AE$. Il est donc particulièrement important de les mesurer lors d'une expérience commune, afin d'avoir une estimation de leurs contributions relatives à la similarité perçue.

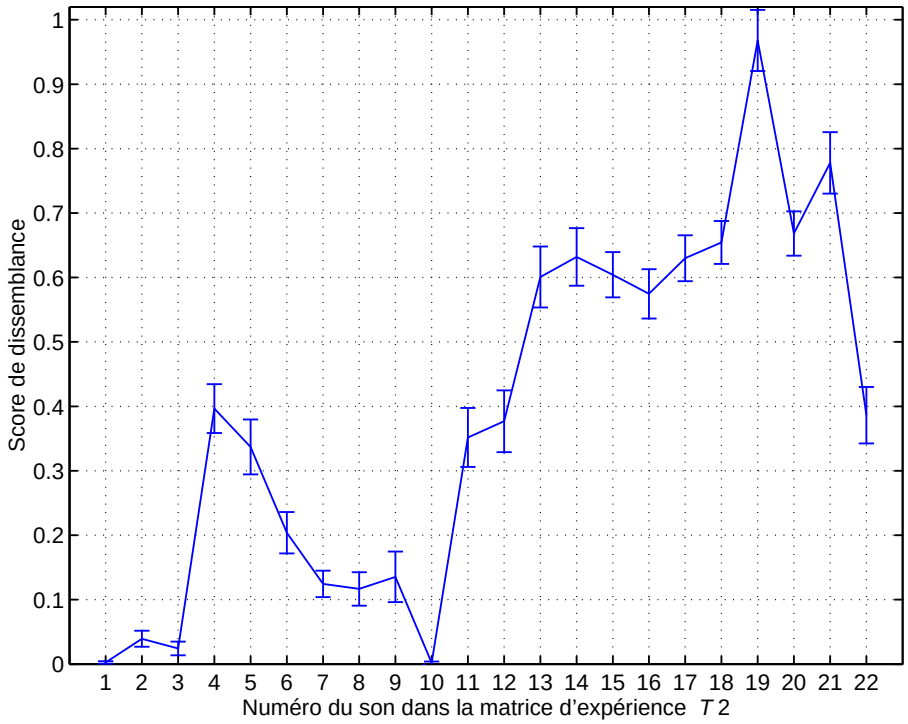



FIG. 3.13 – Scores de similarité (dans leur intervalle de confiance à 95 %) des 22 sons testés ($T$2-1 à $T$2-9 selon la table $L_9$-$I$, $T$2-10 à $T$2-18 selon la table $L_9$-$II$ et $T$-19 à $T$2-22 pour la validation.

Sur la figure 3.13, on observe que l'intervalle de confiance à 95 % des similarités mesurées lors de l'expérience $T2$ est plus fin que celui observé lors de l'expérience $T1$ (voir figure 3.7). Le fait de réduire le nombre de paramètres testés simultanément et de contrôler plus précisément le modèle, notamment par la connaissance des interactions significatives, permet d'obtenir une variabilité inter-individuelle réduite. La fiabilité du test est également meilleure, puisque la variabilité intra-individuelle[3] est également inférieure à celle observé lors de l'expérience $T1$.

[3]Deux auditeurs ont passé le test deux fois, à une semaine d'intervalle.

Certains sons ont été testés durant les deux expériences :

- Les sons n°$T1$-1 (première expérience), n°$T2$-1 et n°$T2$-10 (deuxième expérience) représentent l'état de référence du banc d'essai. Comme le montrent les figures 3.7 et 3.13, ils ont été évalués comme identiques à la référence de manière quasiment unanime et ont donc obtenu des scores de similarité très faibles (respectivement 0.001, 0.002 et 0.001).
- Les sons n°$T1$-11 (première expérience), n°$T2$-21 (deuxième expérience) ont été émis par des configurations identiques du banc d'essai (voir tableaux 3.3 et 3.10). Ils ont été évalués de la même manière dans les deux tests et ont respectivement obtenu des scores de similarité de $0.801$ (figure 3.7) et $0.780$ (figure 3.13). Un test $t$ de Student confirme que la différence entre ces scores de similarité n'est pas statistiquement significative ($t = -0.313$, $P = 0.756$).

Il est à noter que seules des configurations de l'expérience $T1$ dans lesquelles les facteurs $C$ et $D$ sont au niveau 1 (nominal) peuvent également être présentes dans l'expérience $T2$. Ces deux facteurs n'ayant pas été considérés dans l'expérience $T2$, ils ont été laissés à leur niveau nominal pour toute la durée de cette expérience.

Ainsi l'échelle de jugement de similarité utilisée lors de l'expérience $T2$ est quasiment la même que celle employée lors de l'expérience $T1$. Des sons identiques à la référence d'une part et très différents de la référence d'autre part sont jugés de la même façon dans les deux expériences.

Une analyse factorielle de la variance est effectuée sur chacun des deux plans $L_9$ (séparément), afin de connaître les contributions des facteurs et interactions à la similarité mesurée.

| Variation | $ddl$ | SCE | CM | F | Contribution |
|---|---|---|---|---|---|
| $A$ (mésalignement axial) | 2 | 1.95 | 0.97 | 147.09*** | 62.64 % |
| $E$ (balourd dynamique) | 2 | 0.07 | 0.04 | 5.46** | 1.91 % |
| *AE* | 4 | 0.23 | 0.06 | 8.84*** | 6.72 % |
| Résidu | 126 | 0.83 | 0.01 | | 28.73 % |
| Total | 134 | 3.09 | | | |
| $B$ (entraxe des pignons) | 2 | 4.17 | 2.08 | 165.22*** | 58.06 % |
| $F$(couple électomagnétique) | 2 | 0.67 | 0.33 | 26.52*** | 9.02 % |
| *BF* (interaction) | 4 | 0.71 | 0.18 | 14.05*** | 9.23 % |
| Résidu | 126 | 1.59 | 0.01 | | 23.69 % |
| Total | 134 | 7.13 | | | |

**$p < .01$ ; ***$p < .001$

TAB. 3.11 – Analyse de la variance sur les similarités mesurées des sons 1 à 9 ($A$, $E$ et leur interaction) puis 10 à 18 ($B$, $F$ et leur interaction) de l'expérience $T2$.

Les taux de signification des facteurs et interactions (voir tableau 3.11) sont en accord avec ceux déterminés par l'analyse de la variance à deux paramètres (tableaux 3.8 et 3.9), bien que l'influence de l'interaction $AE$ (mésalignement axial-déséquilibrage dynamique) soit surestimée par cette analyse. Les sons du plan $L_9$-$I$ ont été notés entre 0.002 et 0.386 et ceux du plan $L_9$-II entre 0.001 et 0.664. Les contributions des facteurs $A$, $E$ et $AE$ sont donc relativement plus faibles que celles de $B$, $F$ et $BF$. On observe, pour chacun des deux plans, une variance résiduelle élevée (28.73 % et 23.69 %). Lors

de l'analyse d'un des deux plans $L_9$, le second est supposé n'avoir aucun effet sur la valeur mesurée. Ainsi, lorsque l'on analyse le plan $L_9$-$I$, seuls sont considérés les facteurs $A$, $E$ et $AE$. Les facteurs $B$, $F$ et leur interaction sont laissés au niveau 1, néanmoins leurs effets à ce niveau contribuent à la variance résiduelle.

Les effets des facteurs et interactions sur la similarité moyenne sont extraits de la même manière que pour l'expérience $T1$ :

| Facteur | Niveau | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| $A$ | -0.131 | 0.159 | -0.028 | | | | | | |
| $E$ | 0.021 | 0.011 | -0.032 | | | | | | |
| $AE$ | -0.04 | 0.01 | 0.03 | 0.06 | 0.01 | -0.08 | -0.02 | -0.02 | 0.04 |
| $B$ | -0.248 | 0.121 | 0.128 | | | | | | |
| $F$ | -0.099 | 0.046 | 0.054 | | | | | | |
| $BF$ | -0.14 | 0.06 | 0.08 | 0.09 | -0.03 | -0.06 | 0.05 | -0.04 | -0.02 |

TAB. 3.12 – Effets des facteurs et interactions sur la réponse moyenne mesurée lors de l'expérience $T2$.

Les deux interactions décelées sont de même nature. Elles font chacune interagir un facteur ayant une forte contribution tel que $A$ (mésalignement axial) ou $B$ (entraxe des pignons) avec un facteur de faible contribution tel que $E$ (déséquilibrage dynamique) ou $F$ (couple électro-magnétique). Les effets de $A$ et de $B$ sont du même ordre de grandeur que ceux mesurés lors de l'expérience $T1$, alors que les effets de $E$ et $F$ apparaissent encore plus faibles, comme constaté par comparaison des tableaux 3.5 et 3.12. L'hypothèse selon laquelle les effets des interactions ont été partiellement inclus dans les effets de facteurs mesurés lors de l'expérience $T1$ est confirmée par la diminution des contributions des facteurs $E$ et $F$.

**Remarques sur les effets des facteurs**

Les effets du facteur $B$ (figure 3.14(a)), dont les niveaux 2 et 3 sont symétriques par rapport au niveau nominal 1, apparaissent plus conformes à ceux espérés lors de l'expérience $T1$. L'effet du niveau 1 diminue la dissemblance ; les effets des niveaux 2 et 3 augmentent la dissemblance perçue et sont sensiblement égaux. Cela ne se vérifie pas tout à fait dans le cas du facteur $A$, car l'effet de son niveau 3 sur la dissemblance perçue est quasiment nul (figure 3.14(b)).

Le facteur $E$ présente des effets singuliers, les niveaux 2 et 3 signifiant une dispersion linéairement croissante, on pourrait s'attendre à voir ses effets augmenter linéairement avec le niveau du facteur. C'est l'effet contraire qui est observé. Néanmoins, la contribution de ce facteur à la dissemblance mesurée est faible et ses effets sont peu significatifs (figure 3.14(c)).

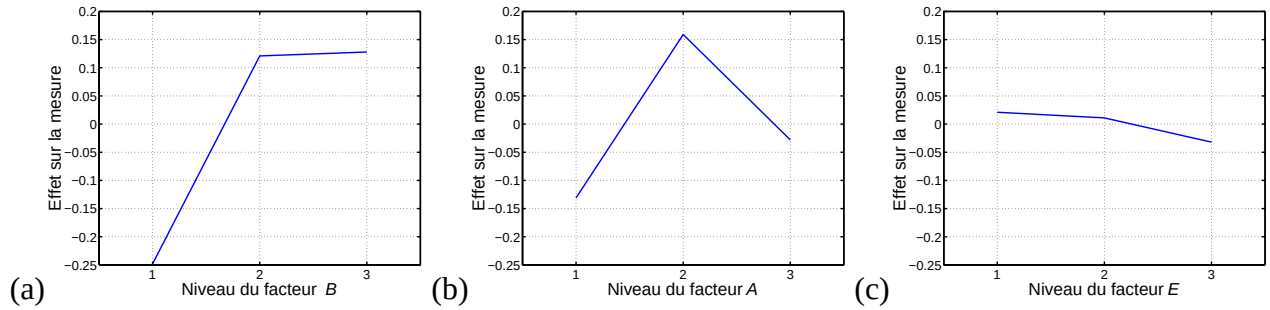



FIG. 3.14 – Effets des facteurs $B$ (a), $A$ (b) et $E$ (c), à chacun de leurs trois niveaux, sur la dissemblance mesurée lors de l'expérience $T2$.

### 3.4.5 Modèle additif commun

Il est possible, dans un premier temps, de déterminer un modèle additif de similarité pour chacun des deux plans fractionnaires $L_9$.

Pour le plan $L_9$-$I$ (sons $T2$-1 à $T2$-9), les effets des facteurs $A$, $E$ et de leur interaction sont ajoutés à la moyenne des essais de ce plan :

$$S_{T2-i} = \bar{S}_{T2-I} + E_{A(i)} + E_{E(i)} + E_{AE(i)} \tag{3.8}$$

où $E_{A(i)}$, $E_{E(i)}$ et $E_{AE(i)}$ sont les effets des facteurs au niveau indiqué dans le tableau 3.12 pour l'essai $i$ de $T2$-I, où $i \in [1\,;9]$. $\bar{S}_{T2-I}$ est la similarité moyenne des sons $T2$-1 à $T2$-9 :

$$\bar{S}_{T2-I} = \frac{\sum_{i=1}^{9} S_{T2-i}}{9} = 0.15 \tag{3.9}$$

De même, pour les sons $T2$-10 à $T2$-18 appartenant au plan $L_9$-$II$, le modèle suivant est déterminé :

$$S_{T2-i} = \bar{S}_{T2-II} + E_{B(i)} + E_{F(i)} + E_{BF(i)} \tag{3.10}$$

où $E_{B(i)}$, $E_{F(i)}$ et $E_{BF(i)}$ sont les effets des facteurs au niveau indiqué dans le tableau 3.12 pour l'essai $i$ de $T2$-II, où $i \in [10\,;18]$. $\bar{S}_{T2-II}$ est la similarité moyenne des sons $T2$-10 à $T2$-18 :

$$\bar{S}_{T2-II} = \frac{\sum_{i=10}^{18} S_{T2-i}}{9} = 0.49 \tag{3.11}$$

Pour les sons $T2$-19 à $T2$-22, tous les facteurs varient en même temps. Il faut déterminer un modèle additif combinant ceux exprimés par les équations (3.8) et (3.10). Ainsi un modèle de similarité valable sur tous les sons de l'expérience $T2$ peut être proposé en additionnant simplement les modèles de similarité de chaque plan $L_9$ :

$$S_{T2-i} = \underbrace{\bar{S}_{T2-I} + \bar{S}_{T2-II}}_{constante} + \underbrace{E_{A(i)} + E_{E(i)} + E_{B(i)} + E_{F(i)}}_{facteurs} + \underbrace{E_{AE(i)} + E_{BF(i)}}_{interactions} \tag{3.12}$$

Soit un son $T2$-$i$, pour lequel $i \in [1\,;9]$ et appartenant donc au plan $L_9$-I. Selon le tableau 3.10, seuls les facteurs $A$ et $E$ (ainsi que leur interaction) sont observés lors de ces essais. Les facteurs $B$ et $F$ (ainsi que leur interaction) ne sont pas pris en considération et sont laissés au niveau 1. Or $\bar{S}_{T2-II} + E_{B1} + E_{F1} + E_{BF1}$ s'annule car cela équivaut à calculer le score du son de référence pour le plan $L_9$-II. L'équation (3.12) est donc équivalente à l'équation (3.8) pour $i \in [1\,;9]$.

De la même manière, quand $i \in [10\,;18]$, $\bar{S}_{T2-I} + E_{A1} + E_{E1} + E_{AE1}$ s'annule. Cela équivaut à calculer le score du son de référence pour le plan $L_9$-I. L'équation (3.12) est, dans le cas où $i \in [10\,;18]$, équivalente à l'équation (3.10).

L'équation (3.12) représente donc un modèle de similarité que l'on peut appliquer aux sons appartenants à l'un ou l'autre des plans $L_9$. Il prend en compte les effets de tous les facteurs et interactions et peut donc être utilisé pour calculer les similarités théoriques des sons $T2$-19 à $T2$-22.

### 3.4.6 Validation du modèle

Comme présenté en 3.2.7, les scores de similarité théoriques des sons $T2$-19 à $T2$-22 sont recalculés par le modèle additif défini par l'équation (3.12) afin d'être comparés aux similarités mesurées.

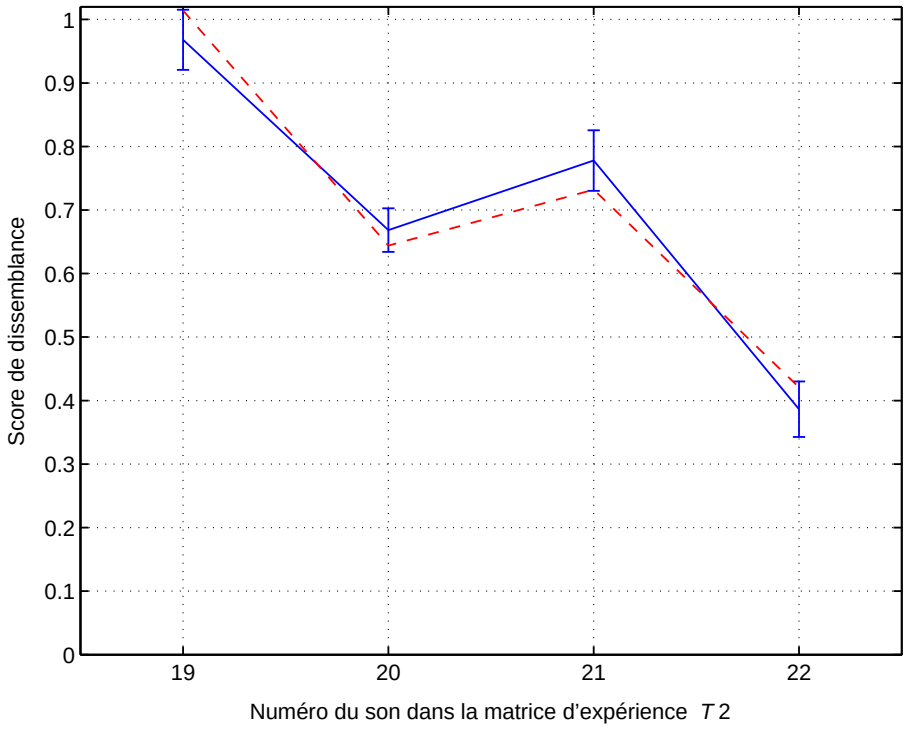



FIG. 3.15 – Comparaison des scores de similarité moyens mesurés (trait continu), dans leur intervalle de confiance à 95%, et des scores de similarité théoriques (trait discontinu) recalculés par le modèle additif de l'équation (3.12) pour les 4 sons de validation ($T2$-19 à $T2$-22).

Dans ce cas, les deux scores apparaissent très proches l'un de l'autre. Pour les quatre sons de validation, et comme indiqué par la figure 3.15, le score théorique appartient à l'intervalle de confiance à 95 % de la moyenne des similarités mesurées. Concernant les sons $T2$-1 à $T2$-18, ces deux scores sont identiques.

Le modèle est donc robuste pour la prévision du scores de similarité de sons correspondants à des configurations additionnelles. On peut conclure à la validité du modèle additif et à la non-présence d'effets de facteurs ou d'interactions supplémentaires. Ce modèle peut donc s'appliquer à la prédiction du score de similarité de n'importe quelle configuration de facteurs.

## 3.5 Liens entre les similarités subjectives et les descripteurs perceptifs

La méthodologie des plans d'expérience fractionnaires a permis de relier directement les dispersions mécaniques à la similarité perçue. Cependant, les corrélats acoustiques de la similarité perçue n'ont pas été mis en évidence .

Une régression linéaire ascendante est réalisée afin de décrire les similarités mesurées. Ses entrées sont divers indicateurs de qualité sonore (sonie, acuité, force de fluctuation, rugosité, tonalité) calculées avec le logiciel MTS Sound Quality 3.7.6.

Lors de la première expérience perceptive ($T1$), il s'est avéré que la sensation de similarité est en grande partie basée sur l'intensité des sons. Le coefficient de détermination ajusté $R^2_{aj}$ entre la sonie[4] $N$ (relative à la sonie du son de référence $N_0$) et la dissemblance perçue est de $0.90$ ($\mathrm{F}(1, 20) = 202$***, $p < .001$) :

$$\text{Dissemblance perçue} = 1.476 \times \frac{N}{N_0} - 1.492 \tag{3.13}$$

Le coefficient de détermination ajusté $R^2_{aj}$ est de $0.97$ ($\mathrm{F}(2, 19) = 320$***, $p < .001$) lorsque l'on inclut l'acuité[5] $S$ (relative à l'acuité du son de référence $S_0$) dans le modèle de régression :

$$\text{Dissemblance perçue} = 1.347 \times \frac{N}{N_0} + 1.678 \times \frac{S}{S_0} - 2.970 \tag{3.14}$$

Les relations entre les dissemblances perçues et estimées par ces modèles de régression pour l'expérience $T1$ sont indiquées en figure 3.16.

[4] En sone, calculée selon la norme ISO 532 B [ZF 90].

[5] En acum, calculée selon un modèle basé sur les travaux d'Aures [Aur 85a].

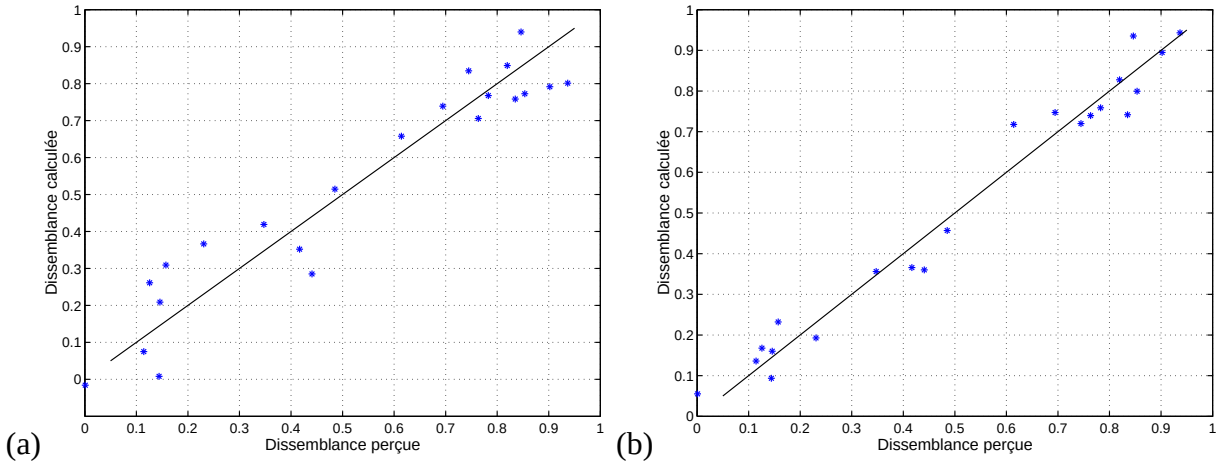



FIG. 3.16 – (a) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T1$ et calculées par le modèle de régression avec la sonie décrit par l'équation (3.13). (b) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T1$ et calculées par le modèle de régression avec la sonie et l'acuité décrit par l'équation (3.14).

Les mêmes constatations s'imposent pour la seconde expérience perceptive ($T2$). Bien que le coefficient de détermination ajusté soit un peu plus faible que celui observé lors de l'expérience $T1$, le jugement de similarité est toujours majoritairement basé sur la sonie ($R^2_{aj} = 0.86$, $\mathrm{F}(1, 20) = 130$***, $p < .001$) :

$$\text{Dissemblance perçue} = 2.638 \times \frac{N}{N_0} - 2.633 \tag{3.15}$$

En ajoutant l'acuité au modèle de régression, on améliore le coefficient de corrélation ($R^2_{aj} = 0.93$, $\mathrm{F}(2, 19) = 126$***, $p < .001$) :

$$\text{Dissemblance perçue} = 2.452 \times \frac{N}{N_0} + 1.589 \times \frac{S}{S_0} - 4.016 \tag{3.16}$$

Les relations entre les dissemblances perçues et estimées par ces modèles de régression pour l'expérience $T2$ sont indiquées en figure 3.17.

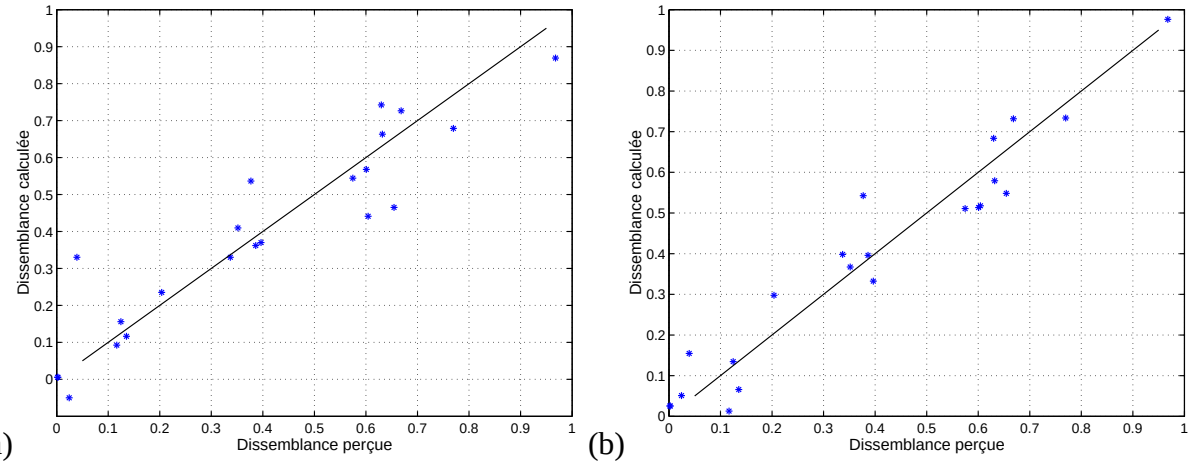



FIG. 3.17 – (a) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T2$ et calculées par le modèle de régression avec la sonie décrit par l'équation (3.15). (b) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T2$ et calculées par le modèle de régression avec la sonie et l'acuité décrit par l'équation (3.16).

L'influence de la sonie sur les jugements de similarité est réduite lors de l'expérience $T2$ en comparaison avec l'expérience $T1$. Ceci est dû à la plage de variation du niveau des sons utilisés dans ces deux expériences. Pour le test $T1$, le niveau des différents sons est compris entre 75.6 et 85.5 dBA, alors qu'il est compris entre 76.7 et 83.7 dBA dans le test $T2$. Ainsi, l'écart relatif entre le niveau des sons est plus faible lors de la deuxième expérience, et l'influence de la sonie dans le jugement de similarité est moindre.

Comme évoqué au paragraphe 1.2.9, les seuils différentiels de perception des deux indicateurs utilisés pour discriminer les sons sont connus. Pour la première expérience, les rapports entre les valeurs maximales et minimales de sonie (exprimée en sone) et d'acuité (exprimée en acum) sont respectivement de $\frac{51.9}{30.9} = 1.68$ et de $\frac{1.75}{1.41} = 1.24$. Pour la seconde, ces valeurs sont de $\frac{44.2}{32.6} = 1.35$ et de $\frac{1.69}{1.38} = 1.22$. Dans les deux cas, ces rapports sont supérieurs aux seuils différentiels de perception de ces descripteurs tels qu'ils sont définis dans la littérature (augmentation relative de 7 % pour la sonie [ZF 90] et de 10 % pour l'acuité [VB 74a]). Les variations de ces indicateurs ont donc été perçues par les sujets durant ces deux expériences.

Deux paramètres sont utilisés pour la discrimination des sons. L'un deux (la sonie) est indépendant du timbre, tandis que l'autre (l'acuité) est parfois utilisé pour décrire la brillance du son [VB 74a, VB 74b]. Goad [Goa 94] a également montré que l'acuité pouvait, dans certains cas, représenter cet aspect du timbre plus fidèlement que le centroïde spectral défini par Grey [Gre 77].

Le modèle de calcul de l'acuité utilisé est celui développé par Aures [Aur 85a]. Contrairement au modèle de Von Bismarck [VB 74a] sur lequel il est basé, ce descripteur rend compte de l'influence de la sonie sur l'acuité. Il arrive alors que l'acuité calculée selon ce modèle soit fortement corrélée avec la Sonie. Ici, le taux de corrélation entre ces deux descripteurs est faible, indiquant que les différences d'acuité ne sont pas exclusivement dues aux différences de sonie.

## 3.6 Conclusions sur l'application perceptive des plans d'expériences fractionnaires

Les plans d'expériences factoriels fractionnaires peuvent donc se prêter à des mesures perceptives de la similarité. Ils permettent, dans le cas présent, de quantifier les effets perceptifs de variabilités de structures affectant un système mécanique et modifiant le son émis. Le nombre de sons nécessaires à l'évaluation perceptive de la variabilité du comportement du système est considérablement réduit par l'emploi de cette méthodologie. Lors d'une première expérience, les effets des facteurs dispersifs sur la similarité perçue sont déterminés de manière grossière. Une seconde expérience permet ensuite de déterminer les effets des interactions entre facteurs et ainsi d'affiner le modèle additif de similarité. Un outil de prédiction de similarité fiable est établi d'après ces expériences.

Cette méthode ne permet pas d'obtenir une représentation continue des effets des différents facteurs et interactions. Ces effets sont caractérisés aux niveaux qui leurs sont attribués dans le plan d'expérience. Leurs effets à des niveaux intermédiaires ne sont pas connus et leur détermination nécessite de nombreuses hypothèses supplémentaires pour interpoler ces effets entre deux niveaux utilisés lors du plan d'expérience fractionnaire. Des conjectures peuvent se révéler risquées dans le cas de mesures perceptives pour lesquelles la non-linéarité des effets des facteurs est difficilement prévisible. Les effets observés lors des évaluations perceptives $T1$ et $T2$ sont parfois surprenants (voir figures 3.10 et 3.14).

Cette approche nécessite, pour être pleinement efficace, de choisir judicieusement les facteurs, et si possible les interactions, dont on souhaite déterminer les effets sur la réponse mesurée. Cependant, bien que ne décrivant pas de manière exacte le système, le premier plan d'expérience a permis d'obtenir des informations sur les interactions à prendre en compte. Ainsi un deuxième plan d'expérience a pu être établi afin de décrire plus précisément le système. De cette manière, des plans d'expérience successifs peuvent apporter des informations complémentaires et permettre la connaissance exacte du système.

Cette méthode se révèle donc très utile pour évaluer les effets sur la perception du son de certains paramètres ou composants dispersifs affectant un objet industriel. Elle impose de juger les sons par rapport à une référence, afin d'avoir une idée de l'effet de la dispersion sur la similarité perçue. On ne peut alors pas extraire l'espace des dimensions perceptives communes à l'ensemble des stimuli. L'analyse des distances à la référence permet toutefois de remonter aux critères de discrimination saillants lors de cette tâche.

# Chapitre 4

# Évaluation de similarité et catégorisation de sons synthétisés par modèle physique

Les travaux relatifs aux dispersions des structures complexes se sont consacrés à l'observation et à la quantification de ce phénomène sur une population représentative du comportement de l'objet considéré. Bernhard et Kompella [KB 93, KB 96, Ber 96] ainsi que Fahy [Fah 93] ont observé la variabilité du comportement à partir d'un grand nombre de structures. Pour autant, ces études n'ont pas cherché à identifier les causes de la variabilité observée. La méthodologie des plans d'expériences fractionnaires, envisagée au chapitre 3, permet de relier directement la variation d'un paramètre mécanique à son effet sur la perception du son. Elle n'offre pas la possibilité d'identifier les sources de dispersion puisque les configurations étudiées sont connues. Pour le cas des structures simples telles que les plaques, des études ont caractérisés l'influence perceptive de variations de paramètres structuraux [MHC 01, FMF 05, Rou 99]. Il est ainsi possible de déterminer l'influence perceptive de dispersions affectant plusieurs de ces paramètres structuraux en définissant ceux-ci comme les facteurs du plan fractionnaire.

Cependant, le cas des objets réels ne peut pas être étudié sous cet angle. Une multitude de dispersions agissent sur un objet tel qu'une automobile. Il est impossible de les définir en tant que facteur, ni même de connaître leurs niveaux d'observation. Il ne s'agit donc pas de déterminer la contribution factorielle d'une variabilité donnée à la dissemblance perçue, mais plutôt d'imaginer un protocole expérimental permettant de tester un grand nombre de sons (un échantillon représentatif) au cours du même test. Une méthode de catégorisation sonore, dans laquelle les sons similaires doivent être regroupés en classes d'équivalence, est alors envisagée. Des sons appréciés durant une évaluation de similarité (par plan fractionnaire) sont réutilisés dans la tâche de catégorisation afin de mettre en relation les résultats de ces deux expériences.

Pour les besoins de ces deux tâches perceptives, des bruits sont synthétisés à partir d'un modèle de système mécanique soumis à diverses dispersions. Il ne s'agit pas de reproduire le plus fidèlement le son d'un objet existant mais plutôt d'obtenir une contribution réaliste des incertitudes de structure sur la perception du son. Le système modélisé s'inspire des travaux sur l'influence de variations de paramètres structuraux sur le son des plaques. La modélisation d'une plaque, dont la formulation analytique est aisée, permet de prévoir [HG 99] puis de synthétiser [SC 99] le bruit rayonné par une telle structure en vue d'une évaluation perceptive [TSM 99].

Le système considéré dans cette partie se compose d'un panneau vibrant, relié par l'intermédiaire de plots à un moteur. Le panneau vibrant est modélisé comme une plaque appuyée et bafflée, dont le rayonnement est obtenu par l'intégrale de Rayleigh. Ce modèle physique permet la synthèse des sons "émis" par des objets affectés par diverses sources de variabilité et de caractériser l'influence perceptive de celles-ci.

## 4.1 Introduction à la catégorisation des évènements sonores

### 4.1.1 Définition

Le monde dans lequel nous évoluons est à la fois continu et infiniment variable [Sch 90]. Nous percevons à tout moment des évènements, des objets dont nous avons du mal à appréhender toute la variabilité. Nous avons alors naturellement tendance, à tort ou à raison, à catégoriser tout ce que nous percevons. La catégorisation est une conduite adaptative naturelle nous permettant de condenser l'information véhiculée par une sensation rencontrée. Ceci permet d'en réduire la variabilité en l'associant à une forme interne connue. Cette tâche met en oeuvre un processus cognitif de création de catégories (d'objets, de sons, de personnes...) proposant une représentation discrète.

La catégorisation implique que la connaissance d'une catégorie renseigne sur les propriétés des items qu'elle contient. Elle relève d'un processus inductif consistant à placer un item dans une catégorie, puis d'un processus déductif qui permet d'associer à un item les caractéristiques de la catégorie à laquelle il appartient.

La signature sonore (le timbre) est un moyen de susciter le processus de catégorisation. Cette identité est en effet sensée permettre l'association du son entendu à un objet unique ou à une classe d'objets. À ce titre, la catégorisation des évènements sonores représente une approche intéressante pour l'étude de l'identification du timbre. Elle offre la possibilité de déterminer les signatures sonores perçues comme identiques.

### 4.1.2 La validité écologique

L'opération cognitive inhérente à une tâche de catégorisation est particulièrement adéquate du point de vue de la validité écologique. Elle permet de vérifier à tout moment la pertinence d'un évènement dans un contexte donné. La catégorisation repose sur une organisation hiérarchique des connaissances. Selon la nature des objets à catégoriser et leur contexte, le sujet peut choisir de les regrouper selon plusieurs niveaux d'abstraction. On parle aussi de niveau d'inclusion pour décrire le niveau d'abstraction des catégories, le niveau de catégorisation le plus abstrait est le moins inclusif de tous. Dubois [Dub 97] et Guyot [Guy 96] insistent sur l'influence du niveau de base sur les restructurations hiérarchiques plus élevées. Ce niveau dépend, pour chaque individu, de facteurs propres à son développement personnel. En d'autres termes, l'étude des catégorisations des objets ou évènements n'a de sens que si l'expérience et la culture des sujets est très proche.

Les études de Ballas [Bal 94, BM 91, Bal 93] ont permis de montrer que la sélection des stimuli

doit être rigoureuse pour garantir la validité écologique de tests impliquant des sons environnementaux. Le processus de discrimination dépend non seulement des différences audibles entre les sons mais également du type de sons utilisé. La catégorisation des évènements sonores a été précisément utilisée dans l'évaluation de sons environnementaux pour son apport à la validité écologique. Elle offre la possibilité d'évaluer dans quelle mesure les auditeurs peuvent associer, d'un point de vue cognitif, l'évènement sonore à sa source. Cette démarche met en oeuvre un processus de différentiation naturel et objectif et permet, à différents niveaux d'abstraction cognitive, de structurer en groupes des items sonores complexes. Dans cette optique, Houix [Hou 03] a utilisé la catégorisation des évènements sonores pour étudier le processus d'appariement de sons émis par des barres en métal frappées par un marteau. Le but de cette expérience est de vérifier si les auditeurs peuvent identifier les barres de même dimension grâce à des invariances perceptives propres à chaque barre et délivrant des informations spécifiques sur ses dimensions.

Susini et al. [SGDD 03] ont appliqué cette méthode dans des tâches de catégorisation perceptives et fonctionnelles, afin de vérifier que les informations contenues dans les sons d'une interface internet correspondent bien à la fonction de celui-ci. La notion de validité écologique rejoint ici celle de qualité sonore, telle qu'énoncée par Blauert et Jekosch [BJ 97]. Ces deux notions soulignent la bonne identification de la source par l'auditeur. Dans le cas de la validité écologique, il faut s'assurer de la bonne identification de la source du son par l'auditeur, alors que dans la notion de qualité sonore, il s'agit d'être sûr que le son d'un objet véhicule bien des informations sur la fonction qu'il est sensée remplir. Ces deux notions ne sont pas contradictoires, mais ne sont pas forcément valides conjointement au cours d'un test perceptif.

### 4.1.3 La qualité sonore

La catégorisation sonore, en tant qu'approche écologique de la qualité sonore, a été développée par Guyot [Guy 96, GCF 97]. Son principe est basée sur l'idée d'une catégorisation de l'environnement sonore perçu. L'utilisation de la catégorisation pour l'évaluation de la qualité sonore permet de mettre en évidence des propriétés acoustiques psychologiquement valides, la notion de qualité acoustique restant liée à la préférence des auditeurs.

Lemaitre [Lem 04] a lui aussi utilisé cette méthodologie pour des évaluations perceptives de sons d'avertisseurs automobiles. Dans le cas de sons d'alerte, la validité écologique de l'expérience est primordiale. Le son doit transmettre un message concernant un danger lié au véhicule, il est donc indispensable que l'expérience menée en laboratoire respecte les conditions d'applications réelles du phénomène. Il est nécessaire que les auditeurs perçoivent le son comme un signal d'alarme et réagissent de manière adéquate. Cette méthode a permis d'étudier la qualité sonore des avertisseurs tout en veillant à ce que la teneur du message d'alerte soit correctement perçue.

La catégorisation des évènements sonores est donc une méthode favorisant la validité écologique en faisant appel à des processus cognitifs d'identification des sources sonores.

### 4.1.4 L'identification du timbre

La catégorisation des évènements sonores est utilisée ici afin de déterminer les classes naturelles émergeant d'un corpus de sons synthétisés à partir d'une source soumise à des dispersions. Pour cette expérience, ce n'est pas tant l'aspect écologique que le fait de pouvoir tester un important panel de sons au cours d'un même test qui se révèle attractif. Les auditeurs n'ont pas d'information sur la nature de la source du bruit qu'ils entendent et ne peuvent, a priori, pas l'identifier. On se place donc à un niveau d'abstraction auquel nous ne cherchons pas à déterminer si les auditeurs peuvent se représenter, d'un point de vue cognitif, les sources de bruit. Le réalisme des sons à catégoriser n'étant pas recherché, la validité écologique de cette expérience n'est pas primordiale. Cette démarche est adoptée afin de différencier les sons par leur signature sonore, sans pour autant viser à l'identification précise de la source par l'auditeur.

Les dispersions affectant une structure modifient la perception du son émis par celle-ci. Ces dispersions agissent sur le niveau, la hauteur et le timbre du son (stationnaire) émis. On cherche à déterminer ainsi si des objets a priori identiques peuvent être perçus comme différents, ou si, a contrario, des objets a priori différents peuvent être appréciés comme similaires. La catégorisation des évènements sonores est une méthode particulièrement intéressante dans cette optique, car le sujet construit les catégories selon ses propres critères de jugement. Un même item ne peut être inclus dans plusieurs classes et tous les items doivent être catégorisés. Un item seul définit donc une classe.

### 4.1.5 Type de réponse

Lors d'un test de catégorisation sonore, les $N$ auditeurs doivent regrouper les sons en classes d'équivalence selon la consigne qui leur est donnée (jugement d'agrément, de similarité, de hauteur perçue...). Les distances intra-groupe ou inter-groupes ne sont pas considérées, seule compte la notion d'appartenance et de non-appartenance à une classe d'équivalence. La réponse d'un auditeur n'est pas continue, elle peut se formuler comme une partition d'un ensemble de $n$ items.

Considérons, à titre d'exemple, trois partitions distinctes d'un ensemble de 6 sons rendues par trois auditeurs différents :

| **Sujet 1** | | | |
|---|---|---|---|
| *Classe 1* | 1 | 3 | 6 |
| *Classe 2* | 2 | 4 | 5 |

| **Sujet 2** | | | |
|---|---|---|---|
| *Classe 1* | 1 | 6 | |
| *Classe 2* | 2 | | |
| *Classe 3* | 3 | 4 | 5 |

| **Sujet 3** | | |
|---|---|---|
| *Classe 1* | 1 | 3 |
| *Classe 2* | 5 | 6 |
| *Classe 3* | 2 | 4 |

TAB. 4.1 – Exemples de trois partitions différentes d'un même ensemble de 6 objets.

Chacune de ces partitions peut être formulée comme une matrice d'appartenance $[a]$, où

$$a(i,j) = \begin{cases} 1 & \text{\{i,j\} sont classés ensemble} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Le tableau 4.2 montre la transcription sous forme de matrices d'appartenance des 3 partitions indiquées dans le tableau 4.1.

| | **Sujet 1** | | | | | | | **Sujet 2** | | | | | | | **Sujet 3** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Son | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | Son | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | Son | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 2 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| 3 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 3 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0 | 3 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| 4 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 4 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0 | 4 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| 5 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 5 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0 | 5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| 6 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 6 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 6 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |

TAB. 4.2 – Matrices d'appartenance correspondant aux partitions du tableau 4.1.

La matrice d'appartenance globale $[A]$, appelée également matrice d'incidence ou de proportion, est la somme des $N$ matrices individuelles. Elle recense le nombre d'occurence d'une paire $ij$ de sons dans une même classe d'équivalence.

### 4.1.6 Transformation des données

Il est possible de reconstituer une matrice de distances $[D]$ entre sons à partir de la matrice de proportion $[A]$.

$$[D] = [1] - \frac{[A]}{N} \tag{4.1}$$

Ainsi lorsque les sons ont été catégorisés $N$ fois ensemble (c'est-à-dire par tous les auditeurs), leur distance est nulle. À l'inverse, lorsque les deux sons n'ont jamais été placés dans la même classe, leur distance est de 1. Le tableau 4.3 indique la matrice de distances calculées pour les 3 partitions individuelles (tableau 4.1) des 6 items sonores.

| Son | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.00 | 1.00 | 0.33 | 1.00 | 1.00 | 0.33 |
| 2 | 1.00 | 0.00 | 1.00 | 0.33 | 0.66 | 1.00 |
| 3 | 0.33 | 1.00 | 0.00 | 0.66 | 0.66 | 0.66 |
| 4 | 1.00 | 0.33 | 0.66 | 0.00 | 0.33 | 1.00 |
| 5 | 1.00 | 0.66 | 0.66 | 0.33 | 0.00 | 0.66 |
| 6 | 0.33 | 1.00 | 0.66 | 1.00 | 0.66 | 0.00 |

TAB. 4.3 – Matrice de distance correspondant aux partitions du tableau 4.1.

La transformation des proportions globales en une mesure de la distance perçue permet d'étudier les dimensions perceptives sous-jacentes dans le processus de discrimination par une analyse multidimensionnelle [CC 01].

Lorsque les mesures de dissemblance proviennent de données catégorielles, les distances perceptives sont parfois mal représentées aux bornes de l'intervalle de mesure. Van der Kloot et Van Herk [VV 91] proposent alors de transformer la matrice de distances brutes $[D]$ en une matrice de pseudo-distances $[\Delta]$ :

$$\delta_{ij} = \left\{ \sum_k (d_{ik} - d_{jk})^2 \right\}^{\frac{1}{2}} \tag{4.2}$$

où $\delta_{ij}$ est une distance indirecte entre les items $i$ et $j$ permettant une représentation plus homogène des distances perceptives sur l'échelle de mesure. Cependant, les auteurs soulignent que l'analyse multidimensionnelle de la matrice $[\Delta]$ s'avère finalement moins représentative des dimensions perceptives que l'analyse de $[D]$. C'est donc sur cette dernière que sont effectuées ces analyses.

### 4.1.7 Arbre d'agglomération des items : dendrogramme

L'arbre d'agglomération hiérarchique (dendrogramme) des items est obtenu par la matrice de distance reconstituée à partir des partitions individuelles. On appelle *niveau de fusion* la distance à laquelle deux classes s'agglomèrent en une seule. Il faut initialement définir autant de classes que d'items. Les niveaux de fusion sont déterminés en remontant la matrice de distance selon les distances croissantes. À la première étape de l'agglomération, les deux sons les plus proches sont agglomérés quelle que soit la méthode choisie. L'étape suivante consiste à trouver la distance immédiatement supérieure dans la matrice, à agglomérer si les conditions définies par la méthode choisie sont remplies, puis passer à la distance supérieure. La méthode d'agglomération décrit les conditions de l'étude des distances entre items de deux classes. Les trois principales méthodes d'agglomération des items en classe sont développées ici.

#### Groupement par liens simples

Deux classes sont fusionnées s'il existe une distance entre deux items, appartenant à chacune des deux classes, inférieure au niveau de fusion. Cette méthode est décrite comme l'agglomération selon le plus proche voisin.

#### Groupement par liens moyens

Deux classes sont fusionnées si la moyenne des distances entre les items des deux classes est inférieure au niveau de fusion. C'est la méthode d'agglomération la plus couramment utilisée.

#### Groupement par liens complets

Deux classes sont fusionnées si toutes les distances entre les items des deux classes sont inférieures au niveau de fusion.

La figure 4.1 indique les arbres d'agglomération, déterminés tous trois d'après la matrice de distance définie au tableau 4.3, selon les trois méthodes d'agglomération évoquées. On peut noter que l'arbre d'agglomération diffère selon la méthode d'agglomération choisie. La méthode de groupements par lien complet amène généralement une dilatation suivant l'axe du niveau de fusion de l'arbre

obtenu par un groupement moyen. La méthode des liens simples (plus proche voisin) donne lieu à une ramification de l'arbre assez grossière.

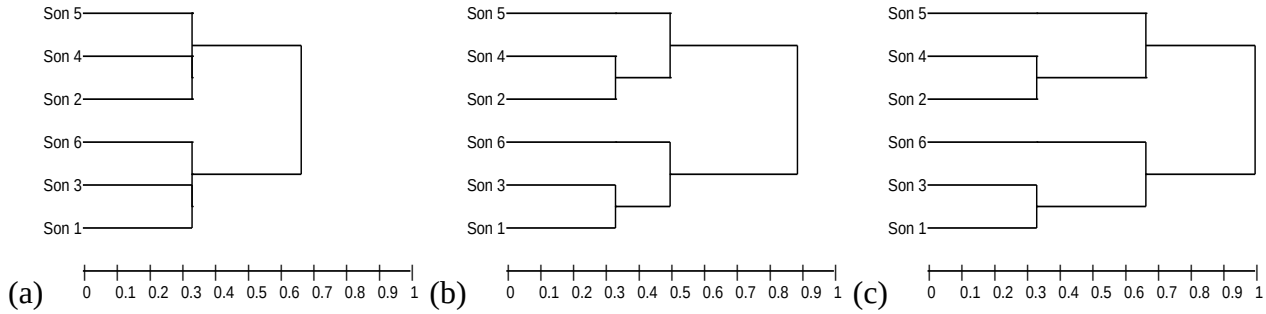



FIG. 4.1 – Arbres d'agglomération des 6 items obtenus avec la matrice de distance du tableau 4.3 selon trois méthodes d'agglomération : liens simples (a), liens moyens (b) et liens complets (c). Distances entre les classes indiquée par l'axe sous les arbres.

Une partition moyenne est obtenue en choisissant un niveau de fusion sur l'arbre d'agglomération et en coupant l'arbre d'agglomération de manière à obtenir les classes correspondantes. Par exemple, le dendrogramme est obtenu selon une méthode d'agglomération moyenne (figure 4.1(b)) et le niveau de fusion choisi est 0.6. On coupe l'arbre à ce niveau et l'on obtient 2 classes ([5 4 2] et [6 3 1]). La partition obtenue correspond à la partition moyenne en deux classes.

Il est courant d'établir un arbre d'agglomération à partir des coordonnées des items sur des axes. Dans ce cas, le dendrogramme est établi à partir des distances entre les items. Il est néanmoins possible de déterminer des coordonnées par une analyse multidimensionnelle (MDSCAL) de la matrice de distances [$D$] ou de pseudo-distances [$\Delta$] [VV 91]. L'arbre obtenu par une agglomération selon les coordonnées MDSCAL est finalement le même que celui obtenu par la matrice de distance.

### 4.1.8 Comparaison de partitions par l'indice de Rand

Il est possible de déterminer autant de partitions moyennes que le panel à catégoriser comporte d'items. Elles sont obtenues en coupant le dendrogramme de 1 à $n$ catégories. La partition optimale est, parmi les partitions moyennes, celle qui offre le meilleur taux d'accord avec les $N$ partitions individuelles. À chaque niveau de coupure, il faut comparer la partition obtenue avec les partitions individuelles et trouver le meilleur taux d'accord moyen. Il existe de nombreuses méthodes pour évaluer le taux d'accord entre des partitions. Les estimateurs présentés ici sont basés sur l'indice de Rand [Ran 71]. Les différentes mesures de concordance issues de cet indice, communément utilisées pour comparer des partitions, sont détaillées dans cette partie.

### 4.1.9 Notations et formulations

Soient $P$ et $Q$ deux partitions distinctes d'un même ensemble $\Omega$ comportant $n$ éléments. $P$ est constituée de $k$ classes et Q est composée de $l$ classes. On cherche à déterminer le taux de concordance entre $P$ et $Q$. Il existe deux manières de confronter ces deux partitions :

- Le tableau de contingence.
- Le tableau des accords-désaccords.

**Tableau de contingence**

Le tableau de contingence (tableau 4.4) croisant deux partitions $P$ et $Q$ s'établit de la manière suivante. Soient $P_i$ la $i^{\text{ème}}$ classe de la partition $P$ et $Q_j$ la $j^{\text{ème}}$ classe de la partition $Q$. On note $n_{ij}$ le nombre d'éléments qui sont contenus à la fois dans $P_i$ et dans $Q_j$, $n_{i.}$ est le nombre d'éléments qui sont contenus dans la classe $P_i$ et $n_{.j}$ est le nombre d'éléments qui sont contenus dans la classe $Q_j$.

| | $Q_1$ | $\cdots$ | $Q_j$ | $\cdots$ | $Q_l$ | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $P_1$ | $\ddots$ | | $\vdots$ | | | $\vdots$ |
| $\vdots$ | | $\ddots$ | $\vdots$ | | | $\vdots$ |
| $P_i$ | $\cdots$ | $\cdots$ | $n_{ij}$ | $\cdots$ | $\cdots$ | $n_{i.}$ |
| $\vdots$ | | | $\vdots$ | $\ddots$ | | $\vdots$ |
| $P_k$ | | | $\vdots$ | | $\ddots$ | $\vdots$ |
| | $\cdots$ | $\cdots$ | $n_{.j}$ | $\cdots$ | $\cdots$ | $n_{..} = n$ |

TAB. 4.4 – Tableau de contingence des partitions $P$ et $Q$.

Les propriétés du tableau de contingence sont les suivantes :

$$n_{i.} = \sum_{j=1}^{l} n_{ij} \tag{4.3}$$

$$n_{.j} = \sum_{i=1}^{k} n_{ij} \tag{4.4}$$

$$n = \sum_{i=1}^{k} n_{i.} = \sum_{j=1}^{k} n_{.j} \tag{4.5}$$

**Tableau des accords-désaccords**

Deux partitions peuvent être comparées selon leurs accords et désaccords respectifs entre paires d'items, pour lesquels on dénombre quatre types, notés selon Krieger et Green [KG 99] :

- Type $a$ : les items de la paire considérée sont dans la même classe dans la partition $P$ et dans la partition $Q$.
- Type $b$ : les items de la paire considérée sont dans la même classe dans la partition $P$ et dans des classes différentes dans la partition $Q$.
- Type $c$ : les items de la paire considérée sont dans la même classe dans la partition $Q$ et dans des classes différentes dans la partition $P$.
- Type $d$ : les items de la paire considérée sont dans des classes différentes dans la partition $P$ et dans la partition $Q$.

Ainsi, dans le tableau 4.5, $a$ indique le nombre de paires d'items qui sont classés ensemble dans chacune des partitions $P$ et $Q$. Le nombre $d$ indique les paires d'items qui sont classés séparément dans chacune des partitions $P$ et $Q$. Le nombre $b$ indique les paires d'items qui sont classés ensemble dans $Q$ et séparément dans $P$, et inversement pour $c$. On peut remarquer que la somme de $a$, $b$, $c$ et $d$ est égale au nombre total de paires possibles entre les $n$ items.

| | $\hat{m}$ classes dans $Q$ | $\neq$ classes dans $Q$ |
|---|---|---|
| $\hat{m}$ classes dans $P$ | $a$ | $b$ |
| $\neq$ classes dans $P$ | $c$ | $d$ |

TAB. 4.5 – Tableau des accords-désaccords entre $P$ et $Q$

**Formules de passage**

On peut aisément passer du tableau de contingence 4.4 au tableau des accords-désaccords 4.5 par les formules de passage établies par Hubert et Arabie [HA 85].

Soient :

$$\binom{n}{2} = \frac{n(n-1)}{2} \quad \text{le nombre de paires de } \Omega \tag{4.6}$$

$$\binom{n_{ij}}{2} = \frac{n_{ij}(n_{ij}-1)}{2} \quad \text{le nombre de paires d'items inclus dans } P_i \bigcap Q_j \tag{4.7}$$

$$\binom{n_{i\cdot}}{2} = \frac{n_{i\cdot}(n_{i\cdot}-1)}{2} \quad \text{le nombre de paires de la classe } P_i \tag{4.8}$$

$$\binom{n_{\cdot j}}{2} = \frac{n_{\cdot j}(n_{\cdot j}-1)}{2} \quad \text{le nombre de paires de la classe } Q_j \tag{4.9}$$

On passe du tableau de contingence au tableau des accords-désaccords de la manière suivante :

$$a = \sum_{i,j} \binom{n_{ij}}{2} \tag{4.10}$$

$$b = \sum_{i} \binom{n_{i\cdot}}{2} - \sum_{i,j} \binom{n_{ij}}{2} \tag{4.11}$$

$$c = \sum_{j} \binom{n_{\cdot j}}{2} - \sum_{i,j} \binom{n_{ij}}{2} \tag{4.12}$$

$$d = \binom{n}{2} + \underbrace{\sum_{i,j} \binom{n_{ij}}{2}}_{\text{ensemble dans } P \text{ et } Q} - \underbrace{\sum_{i} \binom{n_{i\cdot}}{2}}_{\text{ensemble dans } P} - \underbrace{\sum_{j} \binom{n_{\cdot j}}{2}}_{\text{ensemble dans } Q} \tag{4.13}$$

**Indice de Rand brut**

L'indice de Rand [Ran 71] est une mesure du taux d'accord entre deux partitions $P$ et $Q$ d'un même ensemble $\Omega$ de $n$ éléments. Il a été introduit en 1971 dans le but d'évaluer les accords entre diverses méthodes d'agglomération. Il se mesure entre 0 (lorsque les partitions sont totalement disjointes) et 1 (lorsque les partitions sont identiques) et est symétrique ($R(P,Q) = R(Q,P)$). Si $P$ et $Q$ ont le même nombre de classes et si $\forall i$, $\exists j$ tel que $P_i = Q_j$, alors $R(P,Q) = 1$.

Sa définition est la suivante :

$$R(P,Q) = \frac{a+d}{a+b+c+d} \tag{4.14}$$

Soit, en utilisant les équations (4.10) à (4.13) :

$$R(P,Q) = 1 + \frac{2\sum_{i,j}\binom{n_{ij}}{2} - \left[\sum_i \binom{n_{i.}}{2} + \sum_j \binom{n_{.j}}{2}\right]}{\binom{n}{2}} \tag{4.15}$$

**Indice de Rand corrigé**

Pour deux partitions aléatoires, la valeur de l'indice de Rand n'est en moyenne pas nulle. Hubert et Arabie [HA 85] ont proposé une version corrigée de l'indice de Rand permettant de compenser le fait que celui-ci n'est pas nul lorsque les deux partitions à comparer sont construites de manière aléatoire et que leurs accords peuvent être dus au hasard. L'indice de Rand corrigé $R_c$ est calculé sur la base de l'indice de Rand $R$ auquel on soustrait un indice de Rand espéré. Celui-ci est calculé sur deux partitions aléatoires possédant le même nombre de classes (et d'items à l'intérieur de chaque classe) que les deux partitions à comparer initialement. L'indice de Rand corrigé (ou ajusté) a pour forme générale :

$$\frac{\text{indice-indice espéré}}{\text{indice maximal-indice espéré}}$$

Cet indice se mesure entre -1, lorsque les partitions sont totalement disjointes, et 1, lorsque les partitions sont identiques. L'indice est nul lorsque les accords entre les partitions sont aléatoires. Il prend des valeurs négatives lorsque les deux partitions sont peu liées. Les valeurs de cet indice corrigé sont généralement plus faibles que pour sa version brute, mais également plus sensibles aux petites variations des deux partitions à comparer :

$$R_c(P,Q) = \frac{R - R_{esp}}{R_{max} - R_{esp}} \tag{4.16}$$

ou

$$R_c(P,Q) = \frac{\sum_{i,j}\binom{n_{ij}}{2} - \frac{\sum_i \binom{n_{i.}}{2} \cdot \sum_j \binom{n_{.j}}{2}}{\binom{n}{2}}}{\frac{1}{2}\left[\sum_i \binom{n_{i.}}{2} + \sum_j \binom{n_{.j}}{2}\right] - \frac{\sum_i \binom{n_{i.}}{2} \cdot \sum_j \binom{n_{.j}}{2}}{\binom{n}{2}}} \tag{4.17}$$

**Indice de Rand asymétrique**

Youness et Saporta [YS 04] ont montré que lorsque deux partitions du même ensemble de $n$ éléments ne comportent pas le même nombre de classes, la précision de l'indice de Rand s'en trouve amoindrie. On peut alors avoir recours a une version de l'indice de Rand dite asymétrique, proposée par Chavent et al. [CCP 01], parfois plus efficace pour comparer des partitions aux nombres de classes différents.

Dans sa version asymétrique, l'indice $R_a$ permet de savoir dans quelle mesure la partition $P$ est plus fine que la partition $Q$. La partition la plus fine est ici celle qui comporte le plus de classes. Le nombre de classes de $P$ est alors supérieur ou égal à celui de $Q$. Le nombre d'accords n'est alors plus $a + d$ mais $a + c + d$, car deux éléments qui ne sont pas classés ensemble dans $P$ peuvent l'être dans $Q$. On dit également que l'indice $R_a$ teste l'inclusion de $P$ dans $Q$, $R_a$ est égal à 1 si $\forall i$, $\exists j$ tel que $P_i \subseteq Q_j$. Il est asymétrique ($R_a(P, Q) \neq R_a(Q, P)$) et se mesure entre 0 et 1 :

$$R_a(P, Q) = \frac{a + c + d}{a + b + c + d} \tag{4.18}$$

Soit, en utilisant les équations (4.10) à (4.13) :

$$R_a(P, Q) = 1 + \frac{\sum\limits_{i,j} \begin{pmatrix} n_{ij} \\ 2 \end{pmatrix} - \sum\limits_{i} \begin{pmatrix} n_{i.} \\ 2 \end{pmatrix}}{\begin{pmatrix} n \\ 2 \end{pmatrix}} \tag{4.19}$$

**Indice de Rand asymétrique corrigé**

De la même manière que pour l'indice de Rand brut, l'indice de Rand asymétrique n'est pas nul lorsque les accords entre les deux partitions sont dus au hasard. Chavent et al. [CCP 01] ont donc également proposé une version corrigée de l'indice de Rand asymétrique. L'indice de Rand asymétrique corrigé $R_{ac}$ est calculé sur la base de l'indice de Rand asymétrique $R_a$ auquel on soustrait un indice de Rand asymétrique espéré. Celui-ci est calculé sur deux partitions aléatoires possédant le même nombre de classes (et d'items à l'intérieur de chaque classe) que les deux partitions à comparer initialement. L'indice de Rand asymétrique corrigé (ou ajusté) a pour forme générale :

$$\frac{\text{indice asymétrique-indice asymétrique espéré}}{\text{indice asymétrique maximal-indice asymétrique espéré}}$$

Soit

$$R_{ac}(P, Q) = \frac{R_a - R_{a\ esp}}{R_{a\ max} - R_{a\ esp}} \tag{4.20}$$

ou

$$R_{ac}(P,Q) = \frac{\sum\limits_{i,j}\binom{n_{ij}}{2} - \frac{\sum\limits_{i}\binom{n_{i.}}{2}\cdot\sum\limits_{j}\binom{n_{.j}}{2}}{\binom{n}{2}}}{\sum\limits_{i}\binom{n_{i.}}{2} - \frac{\sum\limits_{i}\binom{n_{i.}}{2}\cdot\sum\limits_{j}\binom{n_{.j}}{2}}{\binom{n}{2}}} \tag{4.21}$$

L'indice de Rand asymétrique (dans sa version brute ou corrigée) est largement répandu pour la comparaison de partitions ne comportant pas le même nombre de classes. Cependant, son inconvénient réside dans la notion de finesse des partitions, la partition possédant le nombre de classes le plus élevé étant considérée comme la plus fine des deux. La tâche à accomplir par les auditeurs dans le cas présent est une catégorisation libre. Le nombre de classes est laissé à la libre appréciation du sujet. Lui faire comprendre qu'un nombre élevé de classes correspond à une partition fine est une manière d'orienter la catégorisation. Le nombre de classes rendu ne dénote donc pas d'un partitionnement des items sonores plus fin, mais simplement d'un niveau d'abstraction différent selon les auditeurs. Deux partitions, correspondant à deux auditeurs distincts, sont donc considérées d'égale finesse, quel que soit le nombre de classes qu'elles comprennent.

De plus, dans la formulation de cet indice, la partition possédant le plus grand nombre de classes est dite experte. Les partitions moyennes (issues du dendrogramme) sont à comparer aux partitions individuelles pour déterminer le meilleur taux d'accord. Un autre problème se pose alors car, selon le niveau de fusion et le nombre de classes de la partition individuelle à laquelle on la compare, la partition moyenne n'est pas toujours la partition experte. Selon que la partition moyenne comporte plus ou moins de classes que la partition individuelle, on ne teste pas le même type d'inclusion.

Considérant cet indice inadéquat pour évaluer le taux de concordance entre une partition de référence et une partition individuelle, l'indice de Rand brut corrigé a été adopté pour la suite de l'étude. Ce dernier est donc utilisé par la suite pour évaluer la partition optimale issue d'une expérience de catégorisation sonore.

## 4.2 Modélisation

### 4.2.1 Présentation du modèle physique

Le système étudié est composé d'un moteur, relié par l'intermédiaire de trois plots à une structure qui le supporte et rayonne. En vue de faciliter le calcul analytique du rayonnement de ce panneau vibrant, celui-ci est modélisé par une plaque appuyée et baffl ée [Shu 02].

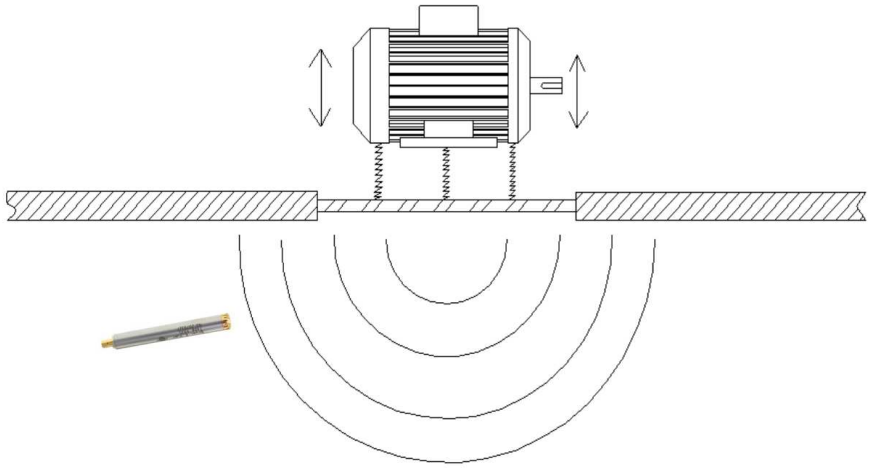


FIG. 4.2 – Schéma du système mécanique modélisé ; un point d'écoute est symbolisé par un microphone.

### 4.2.2 Vibrations de flexion de la plaque

En considèrant uniquement les vibrations de flexion de la plaque appuyée, la solution complète de l'équation d'onde peut se formuler de la façon suivante [Guy 02] :

$$\mathrm{f}_{pq}(x,y) = \sin\left(\frac{p\pi}{L_x}\cdot x\right)\cdot\sin\left(\frac{q\pi}{L_y}\cdot y\right) \tag{4.22}$$

$\mathrm{f}_{pq}$ est la déformée propre aux ordres $p$ et $q$, les constantes ont été normées à l'unité par souci de simplification. Aux indices $p$ et $q$, les pulsations propres de la plaque se formulent par :

$$\omega_{pq} = \sqrt{\frac{D}{\rho h}}\cdot\left(\left(\frac{p\pi}{L_x}\right)^2+\left(\frac{q\pi}{L_y}\right)^2\right) \tag{4.23}$$

où D est la rigidité de flexion de la plaque :

$$D = \frac{E\cdot h^3}{12\cdot(1-\nu^2)} \tag{4.24}$$

$\rho$, $E$ et $\nu$ sont respectivement la densité, le module d'Young et le coefficient de Poisson du matériau ; $h$, $L_x$ et $L_y$ sont l'épaisseur, la largeur et la longueur de la plaque.

Le champ de vitesse sur la plaque consécutif à un effort unitaire, de pulsation $\omega$, entretenu en un point de coordonnées $X$ et $Y$ peut se formuler comme suit :

$$u_A(x,y) = \sum_{p=1}^{\infty}\sum_{q=1}^{\infty} j\omega \frac{\sin\left(\frac{p\pi}{L_x}\cdot X\right)\sin\left(\frac{q\pi}{L_y}\cdot Y\right)\sin\left(\frac{p\pi}{L_x}\cdot x\right)\sin\left(\frac{q\pi}{L_y}\cdot y\right)}{-\omega^2 + j\eta\omega\omega_{pq} + \omega_{pq}^2} \cdot \frac{1}{\rho\cdot h\cdot Lx\cdot Ly/4} \quad (4.25)$$

$\eta$ est l'amortissement structural. On peut voir l'équation (4.25) comme la fonction de transfert *vitesse vibratoire/effort injecté* d'un point excitateur de coordonnées $X$ et $Y$ à un point récepteur de coordonnées $x$ et $y$.

### 4.2.3 Méthode des mobilités

Le modèle est composé de deux sous-structures (moteur et plaque) reliées par des plots. Ces sous-systèmes sont couplés par leur mobilités vibratoires. La première structure (le moteur) est dite excitatrice, tandis que la seconde (la plaque) est dite réceptrice. Concernant la structure excitatrice, sa matrice de mobilité $[M_1]$ et l'effort découplé $\left\{\widetilde{F_1}\right\}$ sont connus. La vitesse découplée est le produit des deux :

$$\left\{\widetilde{V_1}\right\} = [M_1].\left\{\widetilde{F_1}\right\} \quad (4.26)$$

Concernant les plots, assimilés à des raideurs pures, on ne peut pas parler de mobilité, mais de saut de vitesse [San 02]. Un ressort simple n'a pas de matrice de mobilité à proprement parler, car la force injectée à une de ses extrémités est toujours intégralement transmise à l'autre extrémité. Cependant, il impose une condition sur les vitesses :

$$\{F_1\} = -\{F_2\} \quad (4.27)$$
$$\{V_1\} = \{V_2\} + \{F_1\}.[M_r] \quad (4.28)$$

où $[M_r]$ est la matrice de raideur aux points de connexion (ressorts).

Une fois les 2 structures couplées par l'intermédiaire des plots, les vitesses et les efforts couplés deviennent :

$$\{V_1\} = [M_1].\{F_1\} + \left\{\widetilde{V_1}\right\} \quad (4.29)$$
$$\{V_2\} = [M_2].\{F_2\} \quad (4.30)$$

où $[M_2]$ est la matrice de mobilité de la structure réceptrice (plaque mince appuyée).

La résolution du système composé des équations (4.27), (4.28), (4.29) et (4.30) permet d'obtenir les efforts et vitesses couplés. En injectant les efforts couplés $\{F_2\}$ dans la fonction de transfert explicitée par l'équation (4.25), il est alors possible de reconstituer le champ de vitesse vibratoire de la plaque reliée à la structure excitatrice.

### 4.2.4 Calcul de la pression rayonnée

La connaissance du champ de vitesse vibratoire sur la plaque permet de déterminer la pression acoustique rayonnée en un point P de coordonnées spériques $r$, $\theta$ et $\varphi$ grâce à l'intégrale de Rayleigh [Les 88] :

$$p = \frac{j\omega\rho_0}{2\pi} \cdot \int_S u_A \cdot \frac{e^{-jkd}}{d} dS \tag{4.31}$$

$d$ est la distance séparant le point d'écoute P de chaque surface élémentaire :

$$d = \sqrt{(X_0 - x)^2 + (Y_0 - y)^2 + Zo^2} \quad \text{où} \quad \begin{cases} X_0 = r \cdot \sin\theta \cos\varphi + \frac{L_x}{2} \\ Y_0 = r \cdot \sin\theta \sin\varphi + \frac{L_y}{2} \\ Z_0 = r \cdot \cos\theta \end{cases} \tag{4.32}$$

Le système de coordonnées sphériques utilisé pour calculer le rayonnement prend son origine au centre de la plaque. Lors du calcul du champ de vitesse vibratoire, le repère alors utilisé prend son origine dans un coin de la plaque.

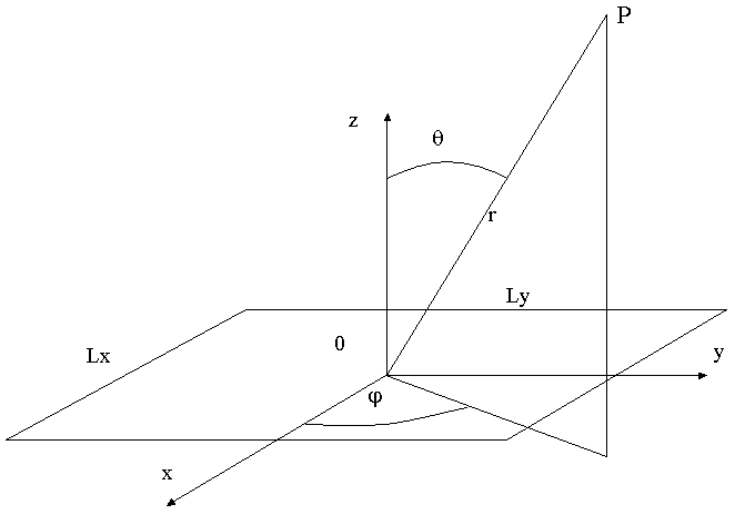



FIG. 4.3 – Système de coordonnées sphériques pour le calcul de la pression rayonnée au point d'écoute P.

L'effort injecté en chacun des 3 points de fixation par la structure excitatrice est connu. L'équation (4.25) permet de déterminer le champ de vitesse dû à chacun d'eux puis de les superposer. Par ces

trois approches successives (mobilités, vitesse vibratoire et intégrale de Rayleigh) on peut alors obtenir la fonction de transfert *pression rayonnée au point P/effort injecté par la structure excitatrice*.

La plaque est carrée de côté 500 mm et d'épaisseur 1 mm. Les 3 plots y sont fixés en 3 points de connexion dont les coordonnées (exprimées en mm) dans le repère coin de la plaque sont les suivantes :

- $(x = 125; y = 175)$
- $(x = 100; y = 100)$
- $(x = 250; y = 250)$

### 4.2.5 Sources de dispersion affectant le modèle

Sept sources de dispersion sont choisies et affectent différents paramètres physiques du modèle établi. Elles se répartissent entre les trois sous-systèmes que l'on a déjà évoqués par leurs mobilités :

1. Le moteur (structure excitatrice), Meunier et al. [MHC 01] ont montré que la variation des paramètres d'excitation d'une plaques peut en modifier le timbre.
2. Les plots (structures de connexion).
3. Le panneau vibrant (structure réceptrice).

#### Incertitudes sur le spectre moteur

Les facteurs d'incertitudes affectent le moteur au travers de son spectre d'effort injecté. Son niveau global fluctue dans un intervalle de 3 dB. Cet intervalle de tolérance est en réalité inférieur aux valeurs de dispersion communément observées sur des moteurs réels. Ce paramètre risquant fortement de jouer sur le niveau du son émis, sa plage de variation est limitée afin de caractériser son influence sans pour autant écraser les autres facteurs. Comme évoqué au chapitre 3, les mésalignements sont des défaut caractéristiques des machines tournantes. Le mésalignement axial, amplifiant les harmoniques de rang pair, s'est alors révélé comme un facteur ayant une contribution non-négligeable sur la perception du son émis. Un défaut de cette nature est donc simulé sur le spectre moteur, dont on choisit d'amplifier les harmoniques de rangs pairs de +1.5 dB. La phase relative des harmoniques est nulle et ce paramètre n'est pas modifié par les incertitudes appliquées au moteur.

#### Incertitudes sur les raideurs des plots

On observe communément sur des plots du commerce des écarts de raideur pouvant aller jusqu'à $\pm 20\ \%$ de la raideur nominale. Les raideurs de chacun des 3 plots du modèle peuvent donc varier dans cet intervalle.

#### Incertitudes sur les paramètres physiques de la plaque

En ce qui concerne la plaque rayonnante, des incertitudes s'appliquent à son épaisseur et à son amortissement modal. Son épaisseur nominale est de 1 mm. Conformément à la norme NF A 46-402 [Age 95] décrivant les épaisseurs des plaques minces de ces dimensions, l'intervalle de tolérance pour une plaque d'épaisseur 1 mm est de 0.065 mm, l'épaisseur réelle de la plaque est donc comprise entre

0.9675 mm et 1.0325 mm.

La plaque choisie est une tôle sandwich de métal avec un noyau élastomère. Son amortissement structural est de 3 % mais il est très sensible aux variations de température [Cen 95]. Il peut ainsi varier entre 2 % et 4 %.

L'influence de paramètres tels que la densité et le coefficient de Poisson n'est pas évaluée car ceux-ci n'affectent pas la perception du son, y compris lorsqu'ils sont l'objet de fortes variations [FMF 05].

**Récapitulatif des sources d'incertitudes et des intervalles de tolérance**

| Paramètre | Valeur nominale | Intervalle de tolérance |
|---|---|---|
| Mésalignement axial | $F_{2n}$ | [$F_{2n}$ ; $F_{2n}$+1.5 dB] |
| Niveau du spectre | F | [F-1.5 dB ; F+1.5 dB] |
| Raideur du plot 1 | 100 N/mm | [80 N/mm ; 120 N/mm] |
| Raideur du plot 2 | 100 N/mm | [80 N/mm ; 120 N/mm] |
| Raideur du plot 3 | 100 N/mm | [80 N/mm ; 120 N/mm] |
| Épaisseur de la plaque | 1 mm | [0.9675 mm ; 1.0325 mm] |
| Amortissement modal | 3 % | [2 % ; 4 %] |

TAB. 4.6 – Incertitudes sur les paramètres du modèle

F représente le spectre du moteur, $F_{2n}$ ne désignant que ses composantes de rangs pairs.

### 4.2.6 Simulation de Monte-Carlo

Une simulation de Monte-Carlo est effectuée afin d'estimer le caractère dispersif de la fonction de transfert *effort injecté/pression*. À ce stade, les incertitudes portant sur le spectre du moteur ne sont donc pas prises en compte.

La pression acoustique consécutive à une excitation impulsionnelle du moteur est calculée, pour 100 simulations, lorsque les valeur des paramètres dispersifs sont choisies aléatoirement à l'intérieur de leurs intervalles de tolérance respectifs. Le point d'observation P est localisé à la surface du plan bafflé pour obtenir une contribution radiative de tous les modes dans la plage de fréquence considérée. Il se situe à 5 m du centre de la plaque pour se positionner en champ lointain. Ses coordonnées dans le repère sphérique de la figure 4.3 sont ($r = 5; \varphi = \frac{\pi}{2}; \theta = 0$).

Wood et Joachim [WJ 86] ont utilisé les fonctions de transfert *structure/acoustique* pour caractériser la dispersion des structures. La figure 4.4 présente les fonctions de transfert obtenues par la simulation de Monte-Carlo et montre le type de variabilité mis en évidence en 1.1.1. Bernhard et Kompella [KB 93, KB 96, Ber 96] ont observé, sur des populations d'objets réels, des écarts d'amplitude et des déplacements des fréquences naturelles dus à la dispersion des structures. Comme l'a souligné Fahy [Fah 93] la dispersion affectant les modes propres augmente à mesure que l'on observe

des modes de rang élevés. Afin de pouvoir modéliser le comportement du système de manière déterministe, le rayonnement de la plaque est calculé dans la bande 0-2000 Hz.

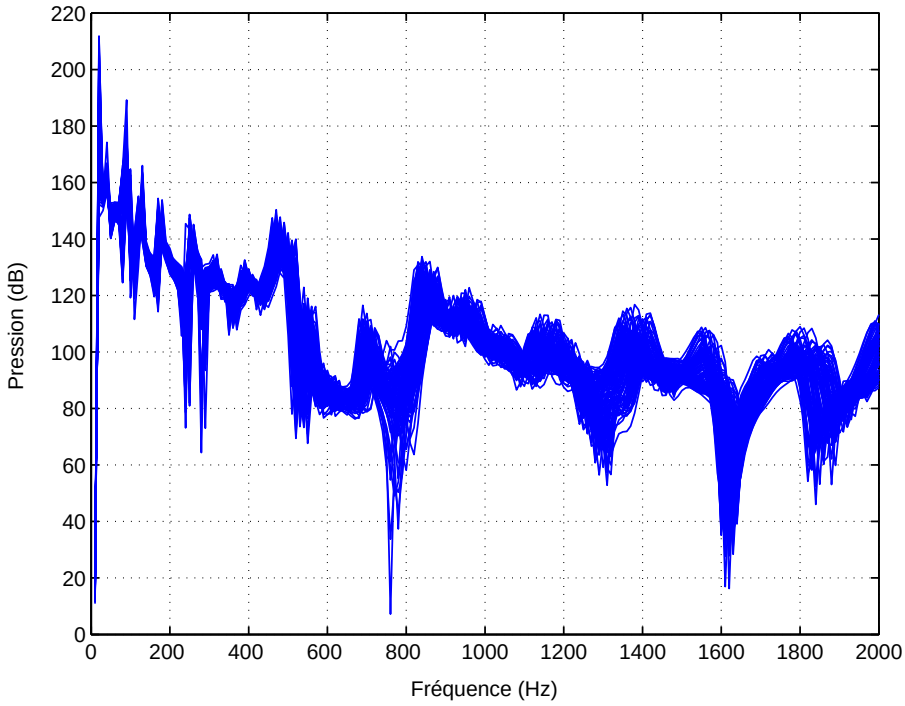



FIG. 4.4 – Pression acoustique au point d'écoute, en fonction de la fréquence, calculée par l'intégrale de Rayleigh pour 100 simulations aléatoires.

Le comportement de la structure modélisée est similaire à celui observé dans le cas d'une population d'objets nominalement identiques. Il reste à caractériser l'influence de ces dispersions sur la perception du son émis par cette structure. Aux incertitudes de structure (raideurs, épaisseur, amortissement), caractérisées sur les fonctions de transfert en figure 4.4, vont s'ajouter des incertitudes sur l'excitation.

### 4.2.7 Synthèse sonore

La fonction de tranfert *effort injecté par le moteur/pression rayonnée au point d'écoute* est multipliée par le spectre d'effort du moteur. Le produit (le spectre de pression rayonnée au point d'écoute P) est ensuite transposé dans le domaine temporel par transformée de Fourier inverse pour obtenir une séquence sonore.

Les configurations à synthétiser doivent être choisies judicieusement pour obtenir un corpus de sons représentatif des dispersions affectant le modèle. Le chapitre 3 a mis en évidence l'attrait des plans d'expérience fractionnaires en guise de méthode d'échantillonnage des configurations d'étude. Cette approche permet de déterminer l'influence perceptive de divers facteurs dispersifs avec un corpus de sons restreint. Cette méthode relie de manière directe les contributions des différents facteurs du plan (dispersions) à la réponse mesurée (similarité perçue par rapport à une état de référence).

**Plan d'expérience**

Exception faite du mésalignement axial, trois niveaux d'observation sont attribués à chaque facteur du plan. Le niveau 1 est la borne inférieure de l'intervalle de tolérance, le niveau 2 la valeur centrale (nominale) et le niveau 3 la limite supérieure. Le mésalignement axial n'a pas de borne inférieure, il ne peut qu'amplifier les harmoniques de rang pair, seuls deux niveaux lui sont assignés. Le tableau 4.7 récapitule ces 7 facteurs ainsi que leurs niveaux respectifs.

| Facteur | Dispersion mécanique associée | Signification des niveaux | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 2 | 3 |
| *A* | Mésalignement axial | 0 | +1.5 dB | |
| *B* | Niveau du spectre | -1.5 dB | 0 | +1.5 dB |
| *C* | Raideur du plot 1 | 80 N/mm | 100 N/mm | 120 N/mm |
| *D* | Raideur du plot 2 | 80 N/mm | 100 N/mm | 120 N/mm |
| *E* | Raideur du plot 3 | 80 N/mm | 100 N/mm | 120 N/mm |
| *F* | Épaisseur de la plaque | 0.9675 mm | 1 mm | 1.0325 mm |
| *G* | Amortissement structural | 2 % | 3 % | 4 % |

TAB. 4.7 – Description des facteurs et des niveaux associés.

Le plan d'expérience $L_{18}$ a ainsi été réutilisé pour cette expérience, mais cette fois-ci dans sa version complète qui permet de tester, en plus des 7 facteurs cités plus haut, une interaction entre un facteur à 2 niveaux et un facteur à 3 niveaux. Le choix de l'interaction à tester se porte sur les facteurs $A$ et $B$. Il a été montré dans le chapitre 3 que des facteurs amplifiant simultanément les mêmes harmoniques, comme c'est le cas pour $A$ et $B$, peuvent interagir de manière significative.

Ainsi pour chaque essai, la fonction de transfert *effort injecté/pression rayonnée* est calculée en ajustant les paramètres du modèle selon les niveaux des facteurs $C$, $D$, $E$, $F$ et $G$. Ensuite, dans le domaine fréquentiel, on multiplie la fonction de transfert obtenue par le spectre d'effort du moteur en ajustant les facteurs $A$ et $B$ aux niveaux indiqués par le numéro de l'essai (voir tableau 4.8). Le son correspondant à l'essai est ensuite synthétisé en transposant le signal de pression obtenu dans le domaine temporel.

Six essais de validation ont été ajoutés aux 18 essais initiaux, afin de vérifier l'additivité des effets des facteurs. Ces essais ont été choisis de manière à ce que chaque niveau d'un facteur soit représenté deux fois parmi ces 6 configurations. Les 2 niveaux du facteur $A$ sont eux représentés 3 fois chacun. Enfin les 6 niveaux de l'interaction $AB$ sont représentés une fois.

| Numéro | Facteurs contrôlés | | | | | | | Int. |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| de l'essai | *A* | *B* | *C* | *D* | *E* | *F* | *G* | *AB* |
| *T*3-1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| *T*3-2 | 1 | 1 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 1 |
| *T*3-3 | 1 | 1 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 1 |
| *T*3-4 | 1 | 2 | 1 | 1 | 2 | 2 | 3 | 2 |
| *T*3-5 | 1 | 2 | 2 | 2 | 3 | 3 | 1 | 2 |
| *T*3-6 | 1 | 2 | 3 | 3 | 1 | 1 | 2 | 2 |
| *T*3-7 | 1 | 3 | 1 | 2 | 1 | 3 | 2 | 3 |
| *T*3-8 | 1 | 3 | 2 | 3 | 2 | 1 | 3 | 3 |
| *T*3-9 | 1 | 3 | 3 | 1 | 3 | 2 | 1 | 3 |
| *T*3-10 | 2 | 1 | 1 | 3 | 3 | 2 | 2 | 4 |
| *T*3-11 | 2 | 1 | 2 | 1 | 1 | 3 | 3 | 4 |
| *T*3-12 | 2 | 1 | 3 | 2 | 2 | 1 | 1 | 4 |
| *T*3-13 | 2 | 2 | 1 | 2 | 3 | 1 | 3 | 5 |
| *T*3-14 | 2 | 2 | 2 | 3 | 1 | 2 | 1 | 5 |
| *T*3-15 | 2 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 | 2 | 5 |
| *T*3-16 | 2 | 3 | 1 | 3 | 2 | 3 | 1 | 6 |
| *T*3-17 | 2 | 3 | 2 | 1 | 3 | 1 | 2 | 6 |
| *T*3-18 | 2 | 3 | 3 | 2 | 1 | 2 | 3 | 6 |
| *T*3-19 | 1 | 1 | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 | 1 |
| *T*3-20 | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 |
| *T*3-21 | 1 | 3 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 | 3 |
| *T*3-22 | 2 | 1 | 3 | 2 | 1 | 3 | 2 | 4 |
| *T*3-23 | 2 | 2 | 1 | 3 | 2 | 1 | 3 | 5 |
| *T*3-24 | 2 | 3 | 2 | 1 | 3 | 2 | 1 | 6 |
| *T*3-Ref | 1 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 |

TAB. 4.8 – Matrice d'expérience relative à l'expérience $T3$. Les essais $T3$-1 à $T3$-18 sont configurés selon une table de Taguchi $L_{18}$. Les essais $T3$-19 à $T3$-24 sont des configurations additionnelles non incluses dans le plan. L'essai *T*3-Ref correspond à l'état nominal du modèle et est donc l'essai de référence.

Le son *T*3-Ref est le son de référence, synthétisé lorsque tous les paramètres dispersifs sont à leur niveau nominal. Contrairement aux expériences $T1$ et $T2$, il ne fait pas partie des sons à évaluer. Le son de référence a été estimé, à juste titre, comme identique à la référence lors de ces deux expériences (chapitre 3).

## 4.3 Évaluation perceptive du son synthétisé

Une fois les sons synthétisés, ils sont proposés à un panel d'auditeurs pour une évaluation perceptive lors de deux tâches de différentiation distinctes.

### 4.3.1 Auditeurs

Vingt auditeurs ont effectué ces deux tests à une semaine d'intervalle. Il s'agit d'étudiants du laboratoire âgés de 22 à 25 ans.

### 4.3.2 Test mixte de similarité $T3$

En accord avec la méthodologie qui a été employé lors du chapitre 3, un plan d'expérience fractionnaire est combiné à un test mixte pour l'évaluation de la similarité entre des sons émis par le modèle dans un état perturbé et le son de référence. La référence est ici à nouveau le son "nominal" de la structure, noté $T3$-Ref dans le tableau 4.8. Les auditeurs n'ont pas eu d'information sur la source des bruits à évaluer.

#### Procédure

Les sons de ce test ont été configurés selon la matrice d'expérience du tableau 4.8. Ceci permet d'obtenir directement les contributions des facteurs à la réponse mesurée lors du dépouillement des résultats. Ce test est le même que celui utilisé lors de la première expérience, à ceci près que 24 sons ont été testés au lieu de 22. Les sons de synthèse ont été diffusés au casque (Sennheiser HD600) via une carte son Echo Digital Audio GINA24 pour une écoute diotique dans une chambre isolée.

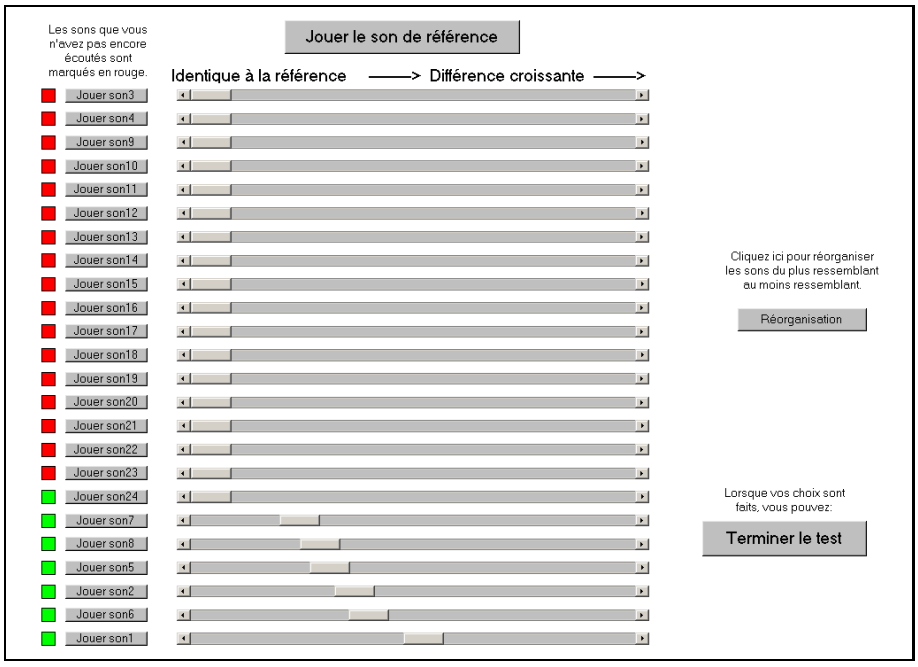



FIG. 4.5 – Interface de réponse (en cours d'utilisation) du test mixte de similarité $T3$. Ici quelques sons ont déjà été écoutés, comparés à la référence et réorganisés selon la dissemblance croissante.

Le protocole du test est le même que celui décrit en 3.2.5. Sa durée varie, selon les auditeurs, de 14 à 28 min, elle est en moyenne de 18 min.

### Analyse des réponses

Les intervalles de confiance des scores de dissemblance (figure 4.6) dénotent d'une variabilité des réponses plus importante que celles observées lors des tests $T1$ et $T2$.

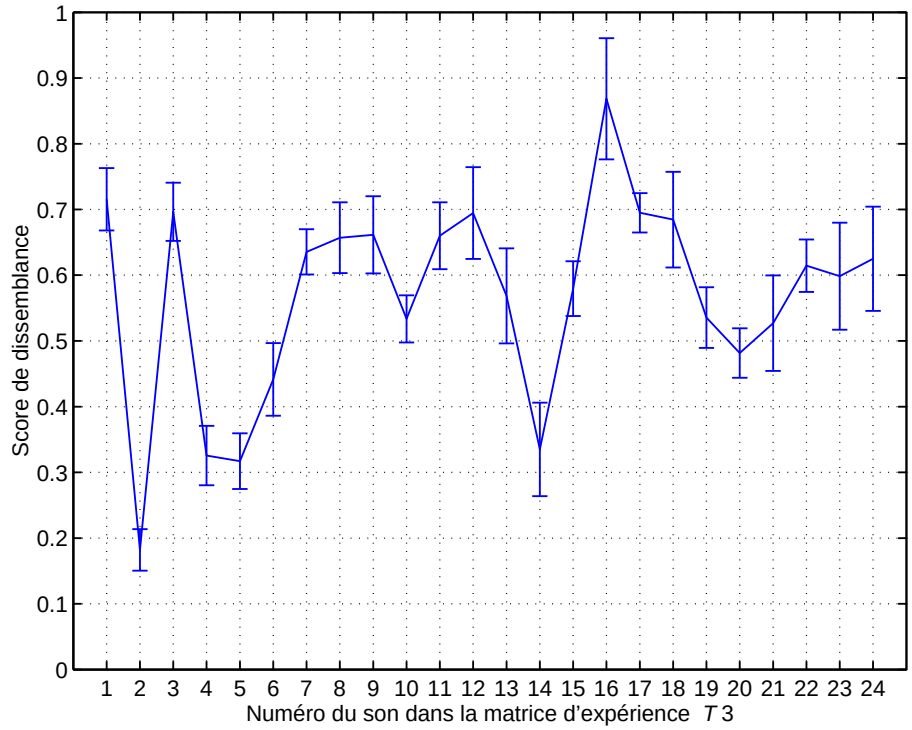



FIG. 4.6 – Scores de similarité (dans leur intervalle de confiance à 95 %) des 24 sons testés lors de l'expérience $T3$.

Au cours de cette expérience, les auditeurs ont moins eu tendance à utiliser la pleine échelle de réponse que durant les précédentes. Une normalisation des réponses ne permet cependant pas de réduire significativement les intervalles de confiance. Selon toute vraisemblance, cette variabilité est due à une difficulté accrue à distinguer les sons au cours de ce test. Néanmoins, une classification hiérarchique des auditeurs selon leurs réponses (coefficient de Pearson) révèle qu'il n'existe pas de sous-populations utilisant des stratégies de réponse clairement différenciées au cours de ce test (voir figure C.1 en annexe C). L'analyse des résultats du plan d'expérience et la détermination des effets des facteurs sur la similarité mesurée est donc effectuée à partir des réponses moyennes.

On réalise une analyse factorielle de la variance des scores de dissemblances (réponses moyennes) mesurés lors du test mixte pour les 18 sons échantillonnés selon la table $L_{18}$ (tableau 4.8).

| Variation | $ddl$ | SCE | CM | F | Contribution |
|---|---|---|---|---|---|
| $A$ (mésalignement axial) | 1 | 1.08 | 1.08 | 1335.64*** | 9.66 % |
| $B$ (niveau du spectre) | 2 | 4.48 | 2.24 | 2761.88*** | 39.98 % |
| $C$ (raideur du plot 1) | 2 | 1.66 | 0.83 | 1025.52*** | 14.84 % |
| $D$ (raideur du plot 2) | 2 | 0.58 | 0.29 | 357.54*** | 5.16 % |
| $E$ (raideur du plot 3) | 2 | 0.06 | 0.03 | 37.33** | 0.53 % |
| $F$ (épaisseur de la plaque) | 2 | 2.42 | 1.21 | 1490.30*** | 21.57 % |
| $G$ (amortissement structural) | 2 | 0.61 | 0.31 | 377.90*** | 5.46 % |
| $AB$ | 2 | 0.02 | 0.01 | 15.12** | 0.20 % |
| Résidu | 344 | 0.28 | 0.00 | | 2.60 % |
| Total | 359 | 11.19 | | | |

**$p < .01$ ; ***$p < .001$

TAB. 4.9 – Analyse de la variance sur les similarités mesurées des sons 1 à 18 de l'expérience $T3$.

Comme supposé et montré dans le tableau 4.9, le niveau du spectre moteur explique à lui seul 40 % de la variance des réponses. L'influence de la raideur d'un plot est fortement dépendante de la localisation de son point de fixation sur la plaque. On note une faible contribution de l'interaction testée et du résidu, ce qui laisse supposer qu'il n'existe pas d'interaction de facteurs significative au cours de cette expérience. Les effets de chaque facteur sont calculés de la même manière qu'en 3.2.6 et indiqués dans le tableau 4.10.

| Facteur | Niveau | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| $A$ | -0.055 | 0.055 | | | | |
| $B$ | 0.011 | -0.142 | 0.131 | | | |
| $C$ | 0.038 | -0.096 | 0.057 | | | |
| $D$ | 0.037 | -0.056 | 0.019 | | | |
| $E$ | 0.009 | -0.018 | 0.009 | | | |
| $F$ | 0.059 | -0.116 | 0.057 | | | |
| $G$ | 0.029 | -0.058 | 0.029 | | | |
| $AB$ | 0.01 | -0.01 | 0.01 | -0.01 | 0.01 | -0.01 |

TAB. 4.10 – Effets des facteurs sur la similarité mesurée lors de l'expérience $T3$, calculée d'après l'équation (3.1).

On peut donc établir le modèle additif de similarité relatif à l'expérience $T3$ :

$$S_{T3-i} = \bar{S}_{T3} + E_{A(i)} + E_{B(i)} + E_{C(i)} + E_{D(i)} + E_{E(i)} + E_{F(i)} + E_{G(i)} + E_{AB(i)} \tag{4.33}$$

où $S_{T3-i}$ est le score de dissemblance (la moyenne des réponses des 20 auditeurs) du son T3-$i$. $E_{A(i)}$, $E_{B(i)}$, …, $E_{AB(i)}$ sont les effets des facteurs et de l'interaction au niveau indiqué dans le tableau 4.8 pour l'essai $i$.

$\bar{S}_{T3}$ est la moyenne des scores de dissemblance pour les sons M-1 à M-18, appartenant au plan d'expérience :

$$\bar{S}_{T3} = \frac{\sum_{i=1}^{18} S_{T3-i}}{18} = 0.57 \tag{4.34}$$

Le score de dissemblance théorique du son de référence, calculé par l'équation (4.33), est très proche de zéro (0.019). Le modèle additif de similarité est donc valable sur ce son dont la dissemblance perçue doit être nulle.

### Vérification du modèle additif de similarité

On peut alors, à l'aide de l'équation 4.33, recalculer les scores théoriques des sons $T3$-19 à $T3$-24.

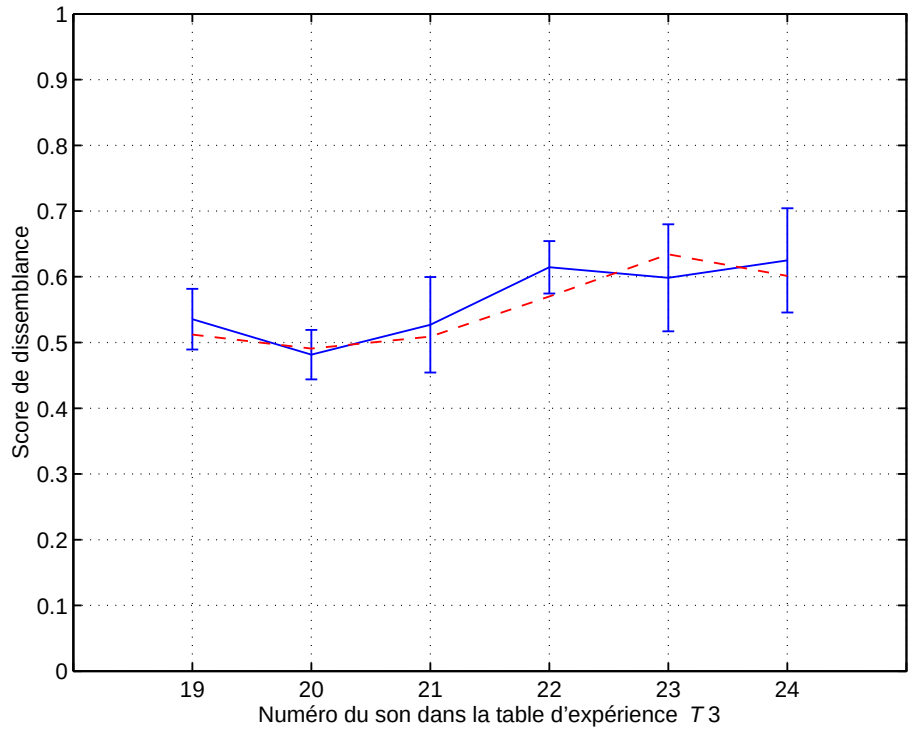



FIG. 4.7 – Comparaison des scores de dissemblance moyens mesurés (trait continu), dans leur intervalle de confiance à 95%, et des scores de dissemblance théoriques (trait discontinu) recalculés par le modèle additif de l'équation (4.33) pour les 6 sons de validation ($T3$-19 à $T3$-24).

Les scores de dissemblance mesurés et recalculés sont très proches, confirmant l'hypothèse qu'aucun autre facteur ou interaction ne contribue de façon significative à la similarité mesurée. Il apparait que les sons choisis pour la validation ne représentent toutefois pas pleinement l'échelle de mesure. Mais une analyse factorielle de la variance à deux paramètres [Spi 93] confirme qu'aucune interaction du premier ordre n'a d'effet significatif sur la réponse mesurée.

**Interprétation des contributions**

Le niveau du spectre d'effort (facteur $B$) est le paramètre ayant le plus d'influence sur la similarité perçue entre les sons. Ce facteur agit directement sur le niveau des sons. En revanche, le facteur $A$ n'agit que sur les harmoniques de rang pair et sa plage de variation est plus faible, sa contribution est bien inférieure mais non négligeable.

La contribution des raideurs est liée à leurs points de fixation respectifs sur la plaque. Ainsi la variation de raideur du plot 3 (facteur $E$) fixé au milieu de la plaque ($x = 250; y = 250$) n'est pas perçue. Ce point excite peu de modes de la plaque en comparaison d'un plot proche d'un coin. Cependant, le plot le plus proche du coin de la plaque ($x = 100; y = 100$) n'est pas celui dont la variation de raideur est la mieux perçue (facteur $D$). La variation de raideur du plot 1 ($x = 125; y = 175$) est en effet très bien perçue (facteur $C$). Ce point de fixation excite a priori moins de modes que celui du coin, mais à des amplitudes modales plus importantes dans la gamme de fréquence considérée (0-2000 Hz).

La contribution de la variation d'amortissement structural $G$ à la similarité perçue est faible. Roussarie [Rou 99] puis McAdams et al. [MCR 04] ont mis en avant l'importance de ce paramètre sur la perception de sons impulsionnels de plaques. La loi d'amortissement utilisée dans ces études, basées sur des modèles temporels, est un coefficient d'amortissement viscoélastique ayant la dimension d'un temps. L'influence de ce type d'amortissement augmente à mesure que l'on considère des fréquences élevées. Dans la gamme fréquentielle considérée dans ces études (0-20 kHz), la variation du paramètre viscoélastique donne lieu à d'importantes variations d'amortissement des fréquences élevées.

L'amortissement affectant le modèle considéré ici est un coefficient de qualité constant sur l'ensemble des modes. Cette loi d'amortissement peut, dans le domaine temporel, poser des problèmes de causalité [Cra 70]. L'allure de la réponse impulsionnelle de la structure étudiée montre que celle-ci est assimilable à une réponse causale (annexe D). Faure et Marquis-Favre [FMF 05] ont utilisé un coefficient d'amortissement constant sur l'ensemble des modes et ont montré que ce paramètre est celui dont les variations agissent le plus nettement sur la perception de sons stationnaires issus de plaques rayonnantes. La plage de variation considérée par ces auteurs est pourtant faible ($\eta \in [10^{-3}; 10^{-2}]$). Ils soulignent également qu'une variation équivalente d'amortissement a un effet plus important sur des plaques peu amorties que très amorties. Ceci explique que, bien que l'intervalle de variation considéré ici soit plus important en valeur absolue ($\eta \in [2 \cdot 10^{-2}; 4 \cdot 10^{-2}]$), la variation d'amortissement n'est pas le paramètre structural ayant le plus d'effet sur la perception. La valeur de ce paramètre est ici multipliée par 2 entre la borne inférieure et supérieure de l'intervalle, alors que dans le cas de Faure et al. la variation relative d'amortissement est de 10.

Bien que faible ($h \in [0.9675 \text{ mm}; 1.0325 \text{ mm}]$), la variation d'épaisseur (facteur $F$) est mieux perçue. Cette plage de variation est légèrement plus faible que la plus petite variation d'épaisseur observée par Faure et Marquis-Favre (0.1 mm). Cette différence, de l'ordre de l'intervalle de tolérance, a néanmoins été significativement perçue dans les deux cas.

### 4.3.3 Test de catégorisation *T*4

**Procédure**

L'identification de différentes classes perceptives dans le corpus de sons est réalisée lors d'une tâche de catégorisation. Durant ce test, les auditeurs visualisent sur l'écran de test (figure 4.8) divers boutons actionnant chacun un son différent. Chaque bouton peut être librement déplacé sur l'écran. Cependant les auditeurs ne peuvent identifier la source du son qu'ils entendent. La consigne qui leur est donnée est donc relativement abstraite :
"Regroupez à l'écran les boutons correspondants à des sons qui vous paraissent similaires."

La consigne donnée au cours de tâches de catégorisation est généralement de grouper les sons provenant de sources similaires [Guy 96]. Dans le cas présent, les auditeurs n'ont a priori pas la possibilité de se faire une représentation mentale de la source des bruits. Les sons ont de plus été synthétisés à partir d'un seul objet dans divers états de dispersion. C'est la raison pour laquelle il n'apparaît pas pertinent de demander aux auditeurs de regrouper les sons identifiés comme provenant d'une même source, mais simplement de regrouper les sons similaires. Il s'agit d'une catégorisation non-orientée, les auditeurs peuvent juger les sons selon les critères qui leur semblent pertinents et au niveau d'abstraction de leur choix. Il leur est clairement spécifié qu'au cours de ce test, les distances entre classes (ou entre sons à l'intérieur d'une même classe) ne doivent pas rendre compte d'une quelconque différence de sensation. Il est uniquement demandé aux participants de faire des paquets distincts d'items sonores.

L'information prépondérante est la notion d'appartenance (ou de non-appartenance) d'un son à une classe. Les réponses des auditeurs à ce test peuvent alors être interprétées en termes de partitions d'un ensemble de $n$ items. En conséquence, la réponse mesurée au cours de ce test n'est pas de nature continue. La méthodologie des plans d'expériences fractionnaires ne peut donc pas y être appliquée afin d'extraire des contributions factorielles des résultats de cette expérience perceptive. Les 24 sons évalués lors du précédent test de similarité (tableau 4.8) ont néanmoins été réutilisés afin de comparer leurs résultats lors de ces deux tests, ainsi que 14 configurations complémentaires (tableau 4.11), pour un total de 38 sons.

Le formalisme des plans d'expériences fractionnaires est conservé pour la description des essais complémentaires. Le son de référence est inclus deux fois ($T$4-25 et $T$4-26) dans le panel de sons à évaluer. Les sons $T$4-27 à $T$4-30 permettent de tester des configurations extrêmes du domaine d'étude. Quant aux sons $T$4-31 à $T$4-38, ils impliquent les facteurs affectant le niveau global du spectre. Les conditions d'écoute des sons au cour de ce test sont les mêmes que lors de l'évaluation mixte de similarité $T$3.

À l'écran (figure 4.8) , les auditeurs groupent les 38 sons en autant de classes d'équivalence qu'ils l'estiment pertinent. Ce nombre de classes est compris entre 1 et 38. La durée de ce test varie, selon les auditeurs, de 18 à 35 minutes. Elle est en moyenne de 27 minutes.

| Numéro | Facteurs contrôlés | | | | | | | Interaction |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| de l'essai | A | B | C | D | E | F | G | AB |
| $T4$-25 | 1 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 |
| $T4$-26 | 1 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 |
| $T4$-27 | 1 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| $T4$-28 | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 4 |
| $T4$-29 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 5 |
| $T4$-30 | 2 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 6 |
| $T4$-31 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 | 1 |
| $T4$-32 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 3 | 1 |
| $T4$-33 | 1 | 1 | 3 | 3 | 3 | 2 | 1 | 1 |
| $T4$-34 | 1 | 1 | 3 | 3 | 3 | 2 | 3 | 1 |
| $T4$-35 | 1 | 3 | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 | 3 |
| $T4$-36 | 1 | 3 | 1 | 1 | 1 | 2 | 3 | 3 |
| $T4$-37 | 1 | 3 | 3 | 3 | 3 | 2 | 1 | 3 |
| $T4$-38 | 1 | 3 | 3 | 3 | 3 | 2 | 3 | 3 |

TAB. 4.11 – Matrice d'expérience relative à l'expérience $T4$. Les sons $T4$-1 à $T4$-24 sont identiques à ceux de l'expérience $T3$ et ne sont pas représentés ici. Les sons $T4$-25 et $T4$-26 sont identiques et équivalents au son de référence de l'expérience $T3$ ($T3$-Ref).

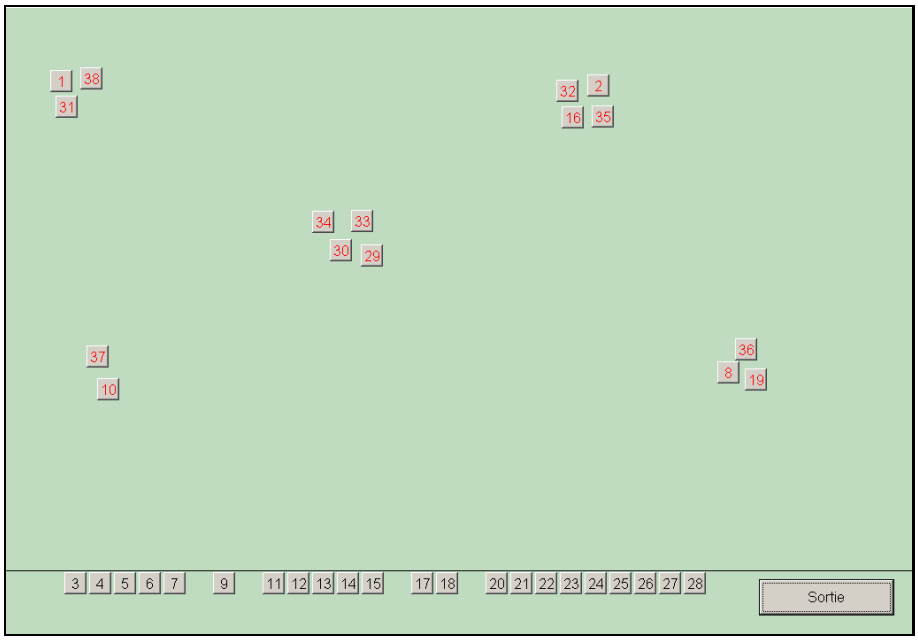



FIG. 4.8 – Interface de réponse (en cours d'utilisation) du test de catégorisation $T4$ des 38 sons. Les sons sous le trait noir au bas de l'écran n'ont pas encore été écoutés. Le numéro du son apparaît en rouge dès lors que celui-ci a été écouté au moins une fois. Ici, l'auditeur a commencé à organiser quelques sons en catégories.

À la fin du test de catégorisation, la question suivante a été posée aux auditeurs :
"Pouvez-vous décrire en quelques mots chacune des catégories de sons que vous avez réalisées ?"

Ces descriptions libres permettent d'orienter la recherche des indicateurs perceptifs utilisés par les auditeurs pour discriminer les sons.

**Analyse des réponses**

La réponse d'un auditeur est une partition de l'ensemble des sons, représentée par sa matrice d'appartenance $[a]$ :

$$a(i,j) = \begin{cases} 1 & \text{les items } i \text{ et } j \text{ sont dans la même classe} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

La figure 4.9 indique la distribution du nombre de classes pour les 20 auditeurs. En sommant les vingt matrices d'appartenance individuelles, nous obtenons la matrice d'appartenance globale $[A]$ qui peut alors être transformée en une matrice de distances reconstituées $[D]$ :

$$[D] = [1] - \frac{[A]}{N} \tag{4.35}$$

où $N$ est le nombre de partitions (i.e. d'auditeurs).

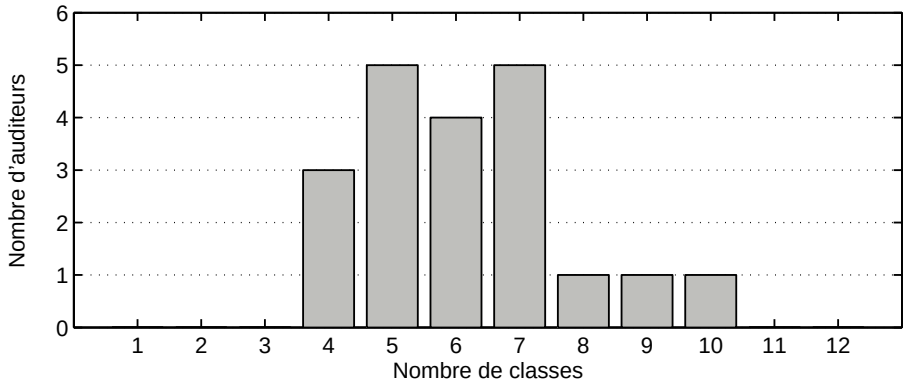



FIG. 4.9 – Distribution du nombre de classes parmi les 20 partitions individuelles.

Cette matrice de distance est ensuite utilisée pour construire l'arbre d'agglomération (dendrogramme, annexe F) moyen des 38 sons. Cette arbre d'agglomération permet de déterminer une partition moyenne en fonction du nombre de classes que l'on souhaite dégager. On peut déterminer autant de partitions moyennes qu'il y a d'éléments dans le corpus de l'étude. Il faut alors trouver le niveau de coupure (ou de fusion des classes) permettant de déterminer la partition moyenne correspondant le mieux à l'ensemble des partitions individuelles. Le dendrogramme obtenu par la méthode d'agglomération moyenne, détaillée en 4.1.7, est montré en figure 4.10.

Les sons $T$4-25 et $T$4-26 apparaissent assez éloignés l'un de l'autre sur l'arbre d'agglomération. Cela signifie que, bien que provenant de configurations de synthèse identiques (tableau 4.11), ces sons n'ont pas été systématiquement placés dans la même catégorie. La difficulté de différentiation des sons dans ce test, déjà observée en 4.3.2 pour le test $T$3, est ici confirmée.

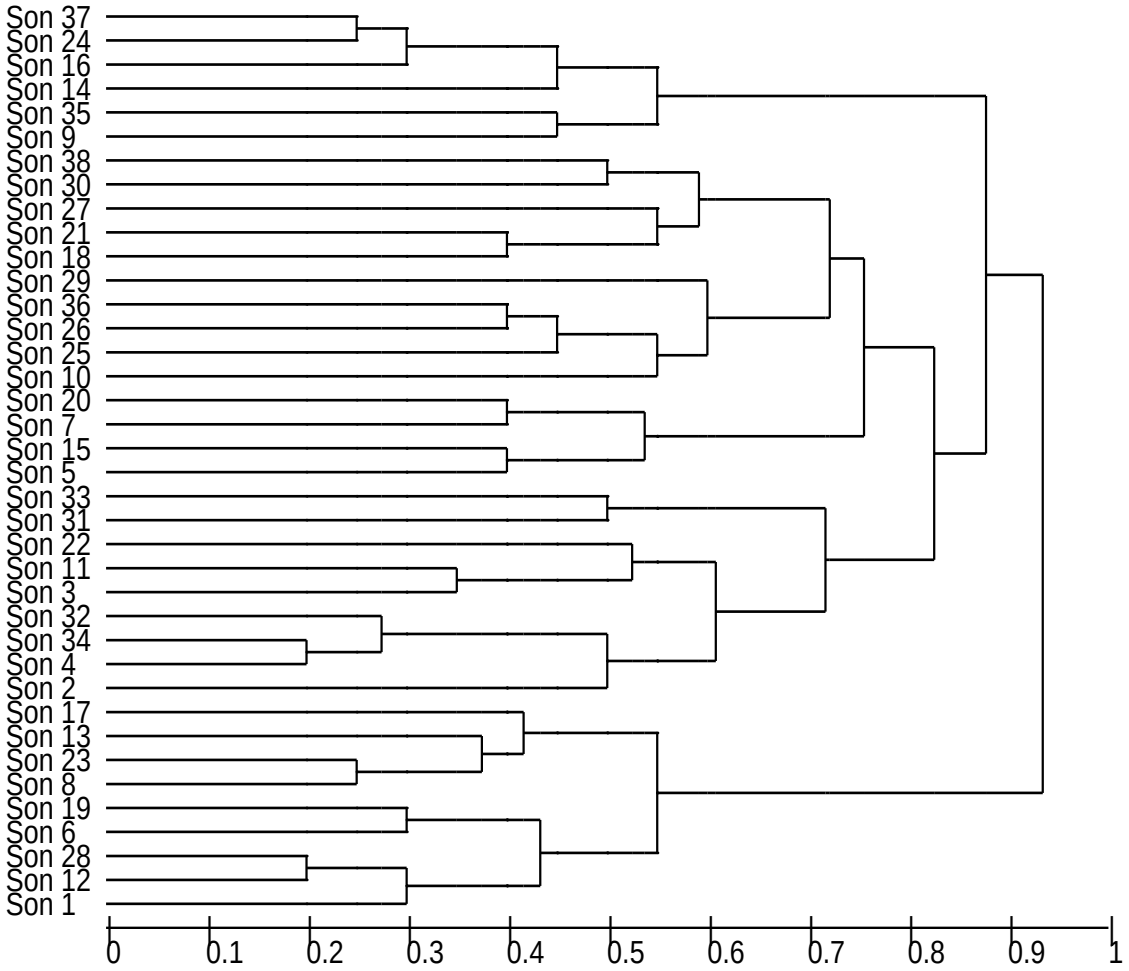



FIG. 4.10 – Dendrogramme des 38 sons, obtenu par la méthode d'agglomération selon les liens moyens. Distance entre les agglomérats (niveau de fusion) indiquée par l'échelle au bas de la figure.

### 4.3.4 Partition optimale

La partition optimale (issue de l'arbre d'agglomération) est celle présentant le meilleur taux d'accord avec les partitions individuelles composant l'échantillon initial des observations.

La partition moyenne en $l$ classes est obtenue en coupant l'arbre d'agglomération (figure 4.10) à un niveau de fusion adéquat. Par exemple, en coupant l'arbre au niveau de fusion $0.85$, on obtient une partition moyenne en 3 classes. Les 38 partitions moyennes, comportant de 1 à 38 classes, sont obtenues en remontant l'arbre d'agglomérations des 38 sons selon les niveaux de fusion décroissants. Chacune de ces partitions moyennes est comparée aux 20 partitions individuelles. La partition de référence obtenant en moyenne le meilleur taux de concordance est la partition optimale. L'indice de Rand corrigé [HA 85] est choisi pour mesurer le taux de concordance entre les partitions. Ses valeurs sont comparées à celles fournies par l'indice de Rand brut [Ran 71].

L'arbre d'agglomération est obtenu à partir de données catégorielles et plusieurs classes fusionnent indépendamment à certains niveaux. Par exemple, on remarque sur la figure 4.10 qu'au niveau de fusion 0.2, le son 12 s'agglomère au son 28 tandis que le son 4 s'agglomère au son 34. En remontant l'arbre selon les niveaux de fusion décroissants, on passe directement de 36 à 38 classes. Il existe en

réalité deux possibilités d'agglomérer en 37 classes, en regroupant les sons 12 et 28 d'une part ou 4 et 34 d'autre part. L'accord entre chacune de ces deux partitions et les partitions individuelles est quasi-identique. Ce phénomène s'observe à d'autres niveaux de fusion sur l'arbre. S'il s'avère qu'au niveau de partitionnement optimal, il existe plusieurs découpages possibles, ceux-ci sont étudiés en détail pour déterminer le meilleur accord possible.

Les indices de Rand bruts et corrigés entre la partition moyenne et les 20 partitions individuelles sont calculés à chaque niveau de coupure. Ils sont ensuite moyennés sur les 20 auditeurs pour obtenir un indicateur de la concordance de chaque partition moyenne (annexe G).

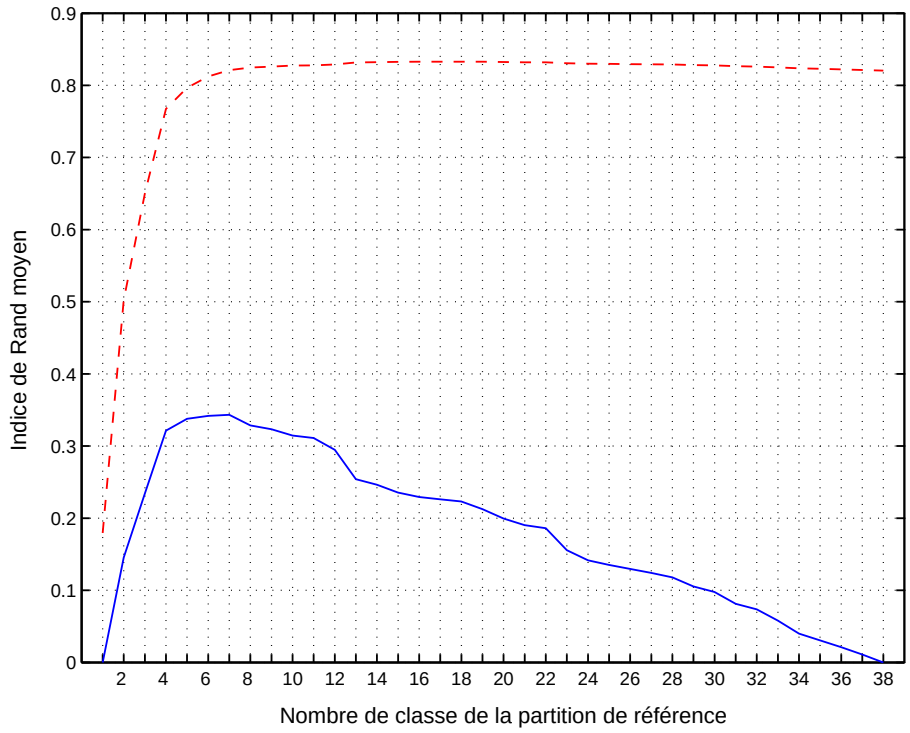



FIG. 4.11 – Indices de Rand moyens bruts (trait discontinu) et corrigés (trait continu) entre les partitions moyennes issues de l'arbre d'agglomération de la figure 4.10 et les 20 partitions individuelles.

Comme montré sur la figure 4.11, l'indice de Rand corrigé est à son maximum pour un niveau de partition en 7 classes. On constate en revanche que l'indice de Rand brut reste quasiment stable à partir de ce palier. Lorsque l'on regarde plus précisément les indices de Rand bruts entre chaque individu et la partition moyenne (figure 4.12), on constate que ce palier est d'autant plus élevé que l'auditeur a délivré une partition comportant un nombre de classes important. En effet, dans le cas de partitions en un nombre élevé de classes, l'indice de Rand est exagérément haut car les accords de type $d$ entre les deux partitions sont nombreux. Les accords de type $d$, explicités en 4.1.9, entre des partitions $P$ et $Q$ sont dus à des items classés différemment dans chacune d'elle. Ainsi lorsque deux partitions aléatoires $P$ et $Q$ sont très fines (comporte un nombre important de classes), leur indice de concordance brut est nécessairement élevé du fait des nombreux accords du type $d$. L'indice de Rand corrigé permet de compenser cette lacune en soustrayant à l'indice de Rand brut un indice d'accord entre deux partitions aléatoires.

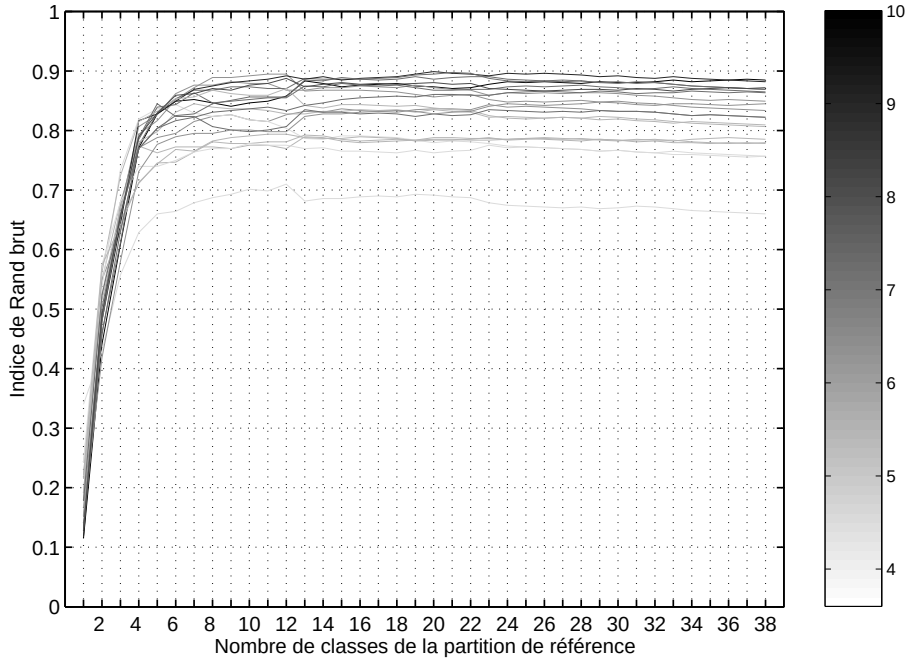



FIG. 4.12 – Indices de Rand bruts individuels entre la partition de référence issue de l'arbre d'agglomération de la figure 4.10 et les 20 partitions. La nuance de la courbe indique le nombre de classes de la partition individuelle (compris entre 4 et 10).

La partition optimale est donc obtenue pour un découpage de l'arbre d'agglomération en 7 classes. À ce niveau de coupure, il n'existe qu'une seule possibilité de partitionnement (figure 4.10).

### 4.3.5 Stabilité de la partition optimale

Le *bootstrap* est une méthode qui peut être utilisée pour estimer la stabilité de l'indice de Rand. Cette technique permet de réaliser des simulations à partir d'un nombre limité d'observations [ET 94]. Dans le cas d'une distribution d'observations dont on ne connaît pas la nature telle que des mesures catégorielles, il n'est pas possible d'estimer directement les intervalles de confiance, comme on pourrait le faire dans le cas d'une distribution normale ou hypergéométrique. Le bootstrap permet alors de déterminer des intervalles de confiance en simulant des populations aléatoirement à partir d'un échantillon original. Son principe est simple : à partir d'un échantillon initial de $m$ observations, un échantillon bootstrap de $m$ observations, tirées aléatoirement et avec remise dans l'échantillon de départ, est constitué. On peut effectuer autant de tirages que souhaités pour déterminer l'écart-type d'une variable aléatoire telle que la moyenne de l'échantillon. Plus le nombre de tirages est grand plus la moyenne des moyennes des tirages bootstrap converge vers la moyenne de l'échantillon initial.

Une méthode, proposée par Houix [Hou 03], consiste à générer un arbre d'agglomération pour chaque tirage bootstrap. Ainsi, à chaque niveau de partitionnement, l'indice de Rand entre l'arbre de référence (issu de l'échantillon initial des observations) et chacun des arbres bootstrap peut être calculé. La démarche est schématisée figure 4.13 où la comparaison d'un arbre de référence à des arbres bootstrap $i$ et $j$ est présentée pour les niveaux de coupure 1,2 et 3. Le niveau de coupure

qui obtient en moyenne le plus fort taux de concordance et le plus faible écart-type est le niveau de coupure optimal. La partition qui en est issue constitue la partition optimale de l'ensemble des items sonores. Cette méthode présente l'avantage de confronter systématiquement des partitions comportant le même nombre de classes et permet d'obtenir généralement des taux de concordance plus élevés [YS 04]. Mais elle présente l'inconvénient d'être peu significative lorsque l'on compare des arbres à des niveaux de partitionnement faibles. Pour rappel, sur un arbre d'agglomération, plus le niveau de fusion est élevé, plus le nombre de partitions est faible et inversement. On compare ici des arbres d'agglomération d'un même ensemble d'items. Le cas du partitionnement des arbres en une classe unique est trivial puisque l'on compare alors deux partitions identiques, l'indice de concordance est toujours et nécessairement égal à 1 (concordance totale). Cet exemple est pourtant révélateur de ce qui se passe lorsque l'on compare des arbres ramifiés à de faibles niveau de fusion. Dans ce cas, les différences entre les arbres apparaissent lorsque l'on s'intéresse à des niveaux de fusion faibles (nombre de classes important) ; les partitions obtenues lorsque les arbres sont peu partitionnés ne comportent pas de différence. Sur l'exemple de la figure 4.13, aux niveaux de partitionnement 1 et 2, les partitions bootstrap sont identiques à la partition de référence. Supposons que ce scénario se reproduise sur les $t$ tirages, on obtiendrait à ces deux niveaux de coupure un taux de concordance moyen de 1 et un écart-type nul. L'indice de Rand serait alors exagérément fort. Il est alors impossible de décider lequel de ces partitionnements est le meilleur des deux. Les différences entre les arbres commencent à apparaître lorsque les arbres sont partitionnés en 3 classes. À supposer que les auditeurs aient en majorité délivré de 3 à 5 classes, les niveaux de partitionnement optimaux obtenus sont peu représentatifs des nombres de classes généralement observés. Cette méthode, dans laquelle seules les partitions moyennes sont comparées, ne permet plus de faire le lien avec les partitions individuelles.

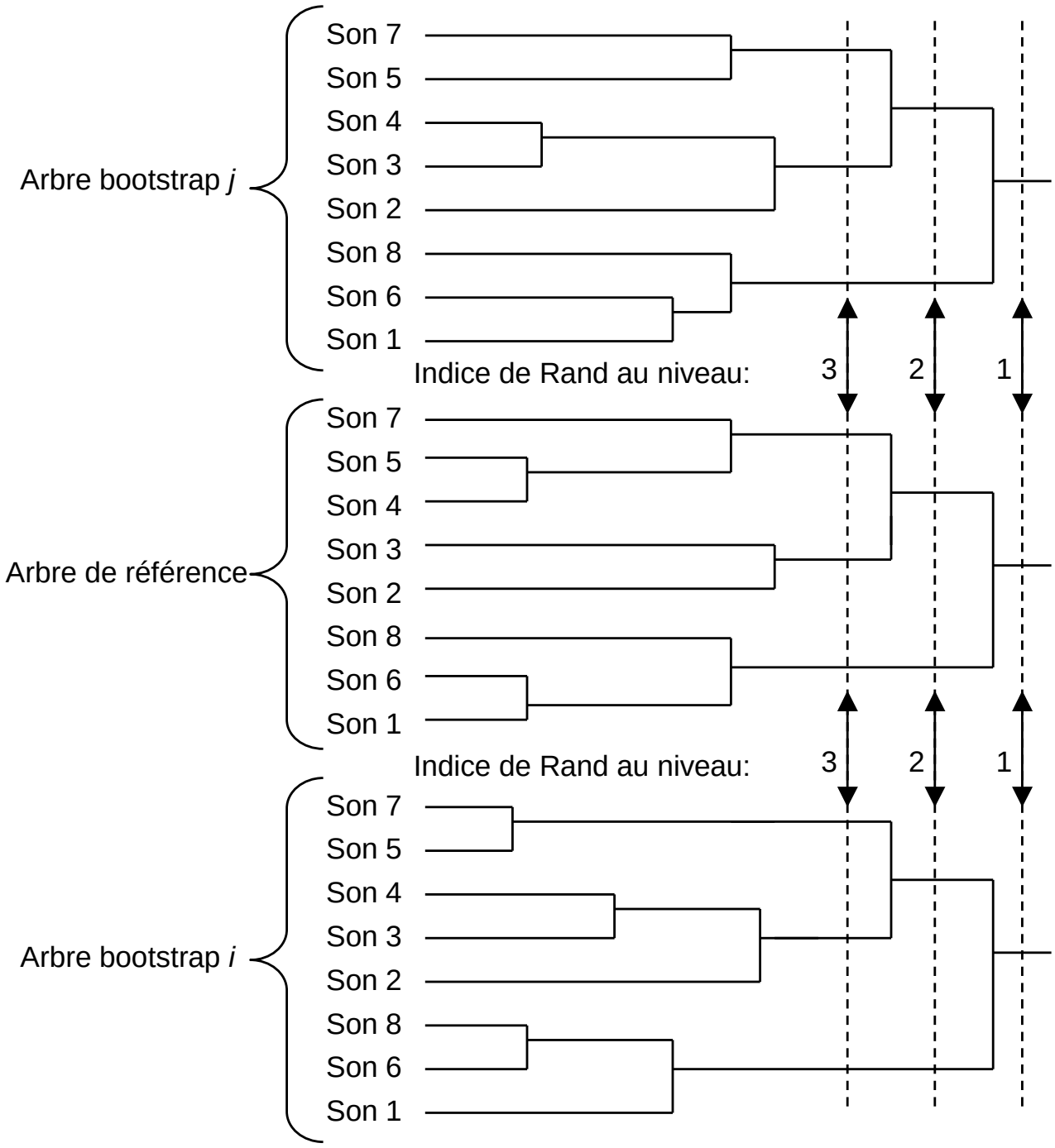



FIG. 4.13 – Méthode de bootstrap [Hou 03] appliquée au calcul de l'indice de Rand entre les partitions issues de l'arbre de référence et les partitions issues des arbres boostrap pour un même nombre de classes. La comparaison de l'arbre de référérence à deux arbres bootstrap $i$ et $j$ est indiquée pour des partitions en 1, 2 et 3 classes. Les partitions bootstrap en 1 et 2 classes sont identiques à la partition de référence.

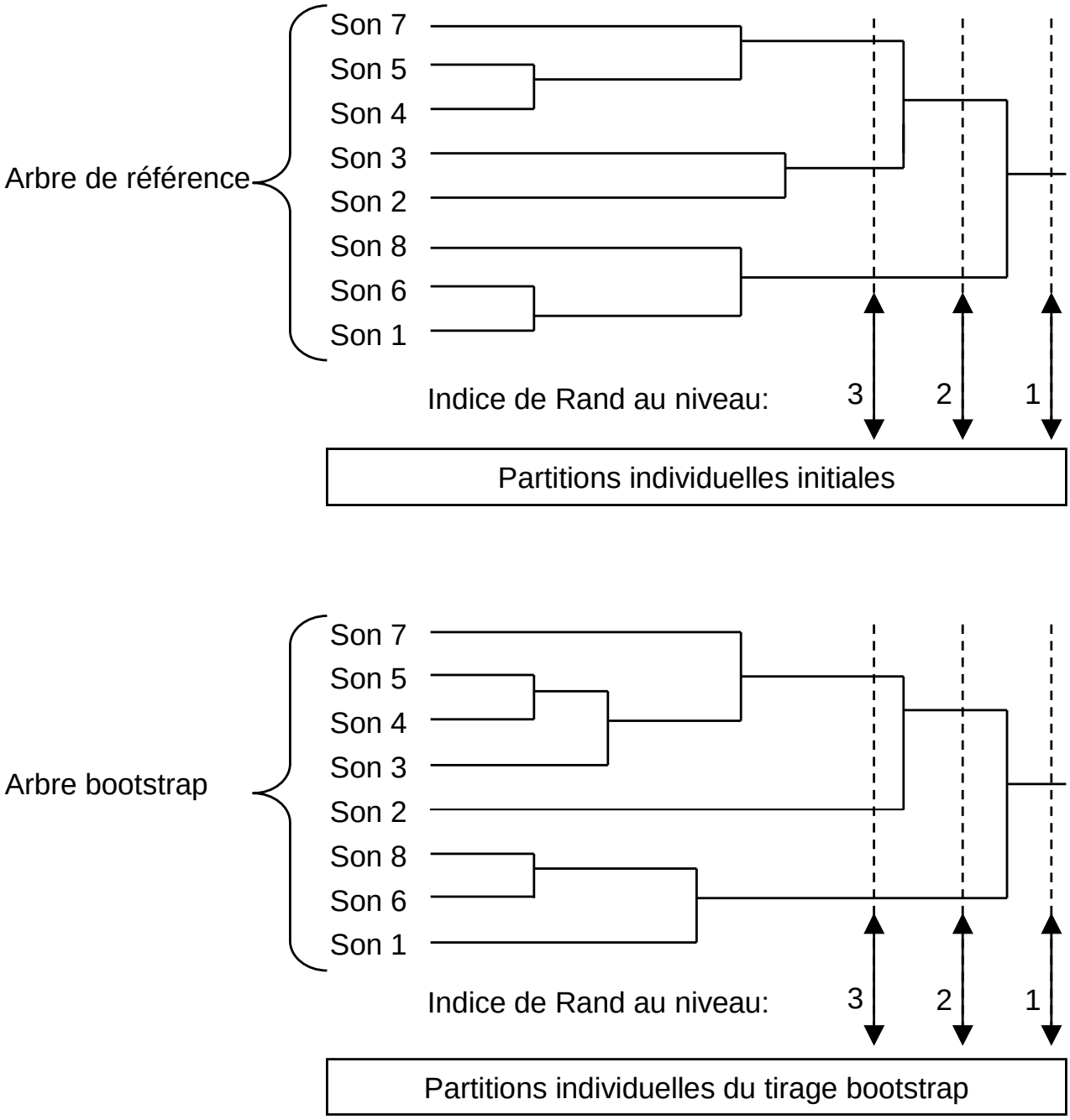



FIG. 4.14 – Méthode d'estimation de la partition optimale par le calcul de l'indice de Rand corrigé entre la partition de référence (à chaque niveau de partitionnement) et les partitions individuelles initiales. L'erreur-standard sur cet indice est estimée en calculant l'indice de Rand corrigé entre l'arbre du tirage bootstrap et les partitions individuelles du tirage.

Aussi, il semble préférable d'estimer le nombre de classes en comparant l'arbre de référence aux partitions individuelles, par l'indice de Rand corrigé, à chaque niveau de coupure. L'erreur standard sur l'indice de Rand corrigé peut alors être estimée en effectuant des tirages bootstrap. Plutôt que de comparer les arbres bootstrap à l'arbre de référence aux mêmes niveaux de partitionnement, l'indice de Rand corrigé moyen est calculé entre l'arbre bootstrap et les $m$ partitions du tirage. Il a été déterminé de la même façon que l'indice de Rand corrigé moyen entre l'arbre de référence et les réponses individuelles (figure 4.11). En résumé, l'indice de Rand corrigé est calculé, à chaque niveau de coupure, entre l'arbre de référence et les partitions individuelles. Son maximum indique le meilleur niveau de coupure et donc la partition optimale. Cette opération est répétée sur des tirages bootstrap pour estimer la stabilité de l'indice de Rand corrigé.

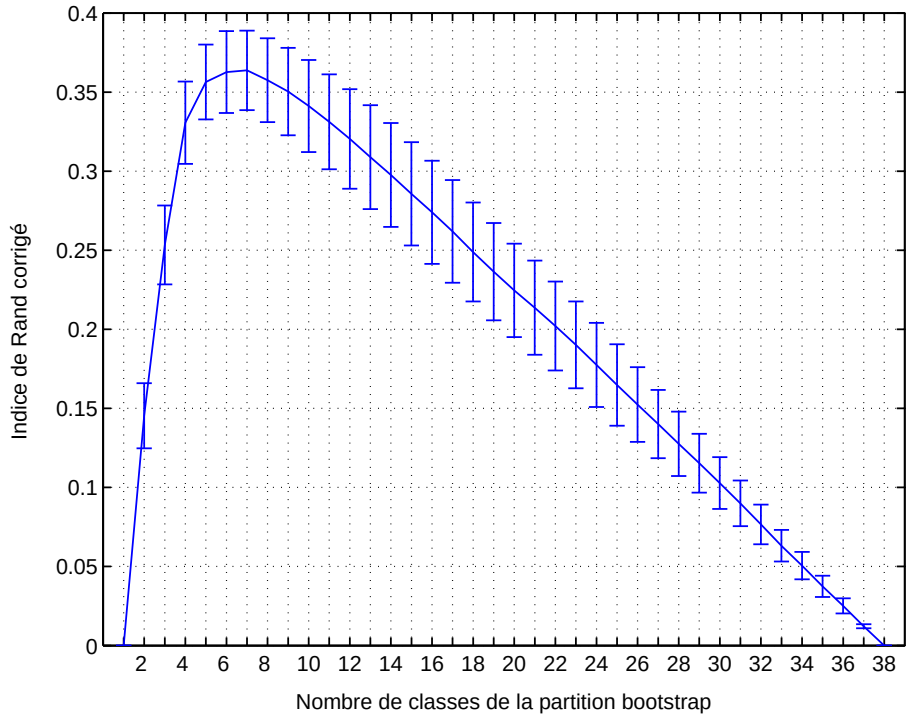



FIG. 4.15 – Moyenne de l'indice de Rand corrigé pour 500 tirages bootstrap et écart-type sur les tirages, à chaque niveau d'agglomération, entre la partition de référence du tirage et les 20 partitions individuelles composant le tirage.

L'indice de Rand corrigé est également à son maximum, en moyenne sur les 500 tirages bootstrap, lorsque l'on coupe la partition de référence en 7 classes. L'écart-type permet, dans le cas ou l'inflexion de la courbe est peu marquée, de choisir l'indice de Rand le plus stable. Dans le cas où le meilleur niveau de coupure donne lieu à plusieurs possibilités de partitionnement, et que les partitions résultantes obtiennent des indices de concordance très proches, l'écart-type peut également aider à déterminer la meilleure partition.

Ainsi, il faut couper l'arbre d'agglomération (figure 4.10) en 7 classes pour obtenir la partition de référence de l'ensemble des sons correspondant le mieux aux 20 partitions individuelles. La répartition en classes indiquée par le tableau 4.12 est alors obtenue.

| **Partition optimale** | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $1^{\text{ère}}$ classe | 1 | 12 | 28 | 6 | 19 | 8 | 23 | 13 | 17 |
| $2^{\text{ème}}$ classe | 2 | 4 | 34 | 32 | 3 | 11 | 22 | | |
| $3^{\text{ème}}$ classe | 5 | 15 | 7 | 20 | | | | | |
| $4^{\text{ème}}$ classe | 9 | 35 | 14 | 16 | 24 | 37 | | | |
| $5^{\text{ème}}$ classe | 10 | 25 | 26 | 36 | 29 | | | | |
| $6^{\text{ème}}$ classe | 18 | 21 | 27 | 30 | 38 | | | | |
| $7^{\text{ème}}$ classe | 31 | 33 | | | | | | | |

TAB. 4.12 – Partition optimale des 38 sons en 7 classes pour le test $T4$.

Il a également été demandé aux auditeurs de décrire sommairement chacune des catégories qu'ils ont créées. On ne cherche pas ici à faire une analyse complète de ces verbalisations, mais simplement à déterminer des dimensions perceptives représentatives de la sensation des auditeurs. Les descriptions revenant le plus fréquemment pour les 7 classes de la partition optimale (tableau 4.12) sont reportées dans le tableau 4.13.

| **Partition optimale** | |
|---|---|
| $1^{\text{ère}}$ classe | "niveau moyen" et "sonne creux" |
| $2^{\text{ème}}$ classe | "niveau faible" et "modulation importante" |
| $3^{\text{ème}}$ classe | "niveau moyen" |
| $4^{\text{ème}}$ classe | "niveau fort" et "modulation importante" |
| $5^{\text{ème}}$ classe | "niveau faible" et "modulation faible" |
| $6^{\text{ème}}$ classe | "niveau assez fort" et "sonne légèrement creux" |
| $7^{\text{ème}}$ classe | "niveau moyen" et "modulation moyenne" |

TAB. 4.13 – Descriptions libres des 7 classes pour le test $T4$.

Les sons $T4$-25 et $T4$-26 appartiennent à la classe 5 dont les items sont caractérisés pas un "niveau faible" et une "modulation faible" (tableau 4.13). En 4.3.3, il a été vu que ces deux sons n'ont pas été systématiquement regroupés, bien qu'étant identiques. Cela s'explique par le fait que les sons de cette classe, dont le niveau et la modulation en amplitude sont faibles, sont moins facilement catégorisés que des sons très forts ou très rugueux. En dépit de la difficulté du test et du fait qu'ils n'aient pas été systématiquement associés, les deux sons identiques appartiennent à la même classe dans la partition optimale.

Le découpage en classes d'équivalence présenté tableau 4.12 est celui concordant au mieux avec l'ensemble des partitions individuelles. On cherche alors à déterminer des liens entre les classes ainsi établies et les variabilités physiques du modèle. La seule classe directement reliée à des propriétés mécaniques est celle qui est définie comme la première dans le tableau 4.12 :
{1 ; 12 ; 28 ; 6 ; 19 ; 8 ; 23 ; 13 ; 17}

Tous les sons de cette classe d'équivalence ont été émis dans des configurations du modèle pour lesquelles l'épaisseur de la plaque était à son minimum (0.9675 mm). On ne trouve d'ailleurs pas de sons émis dans cette configuration à l'intérieur des autres classes. Il n'est pas possible d'établir de lien de ce type entre les autres paramètres et ces classes.

### 4.3.6 Indicateurs perceptifs de différentiation sonore

Afin de relier les tests perceptifs $T3$ et $T4$, les indicateurs perceptifs utilisés par les auditeurs pour évaluer les sons au cours des deux tâches sont déterminés. Ces descripteurs (dBA, sonie, acuité, force de fluctuation, rugosité) ont été calculés à l'aide du logiciel dBSonic (01dB).

#### Test mixte *T*3

Pour déterminer les corrélats acoustiques des similarités mesurées lors du test mixte, une régression linéaire ascendante ayant pour entrées les indicateurs perceptifs précédemment calculés est réalisée.

Il apparaît qu'au cours du test mixte d'évaluation de la similarité ($T3$), et comme présenté figure 4.16(a), c'est à nouveau l'intensité des sons qui conditionne en grande partie la dissemblance perçue. Le coefficient de détermination ajusté $R^2_{aj}$ entre la sonie[1] $N$ (relative à la sonie du son de référence $N_0$) et le score de similarité est de $0.83$ (F$(1, 22) = 115$***, $p < .001$) :

$$\text{Dissemblance perçue} = 1.657 \times \frac{N}{N_0} - 1.373 \tag{4.36}$$

Dans ce cas la dissemblance n'est pas nulle lorsque les stimuli sont de sonie équivalente.

Le coefficient de détermination $R^2_{aj}$ est de $0.90$ (F$(2, 21) = 107$***, $p < .001$) lorsque l'on inclut la rugosité[2] $R$ (relative à la rugosité du son de référence $R_0$) dans le modèle de régression montré en figure 4.16(b) :

$$\text{Dissemblance perçue} = 1.345 \times \frac{N}{N_0} + 1.065 \times \frac{R}{R_0} - 2.394 \tag{4.37}$$

[1] En sone, calculée selon la norme ISO 532 B [ZF 90].

[2] En asper, calculée selon un modèle basé sur les travaux d'Aures [Aur 85b].

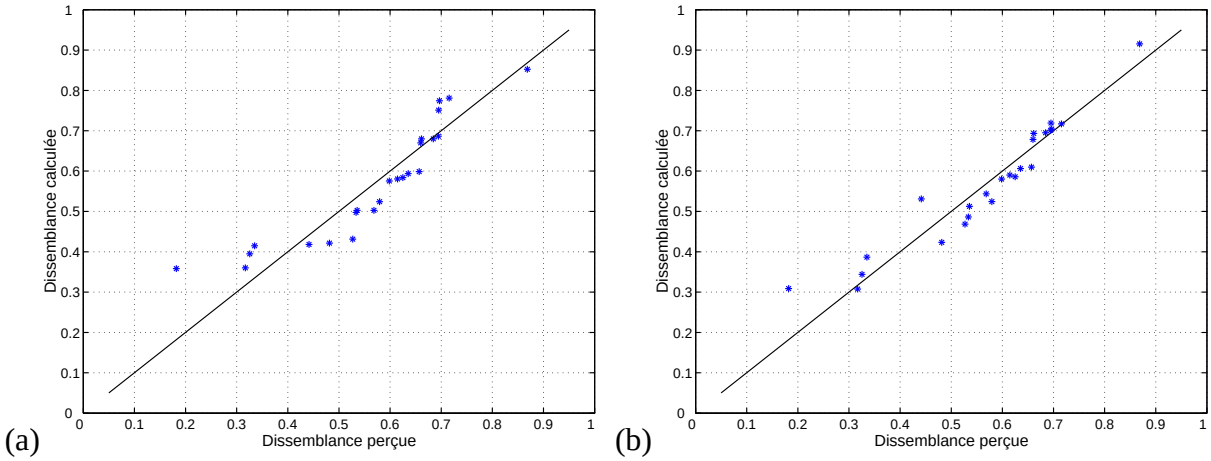



FIG. 4.16 – (a) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T3$ et les dissemblances calculées par le modèle de régression avec la sonie (équation (4.36)). (b) : relation entre les dissemblances perçues dans le test $T3$ et les dissemblances calculées par le modèle de régression avec la sonie et la rugosité (équation (4.37)).

### Catégorisation *T*4

L'espace des dimensions perceptives communes à l'ensemble des sons peut être déterminé par une analyse multidimensionnelle de la matrice des distances reconstituées $[D]$.

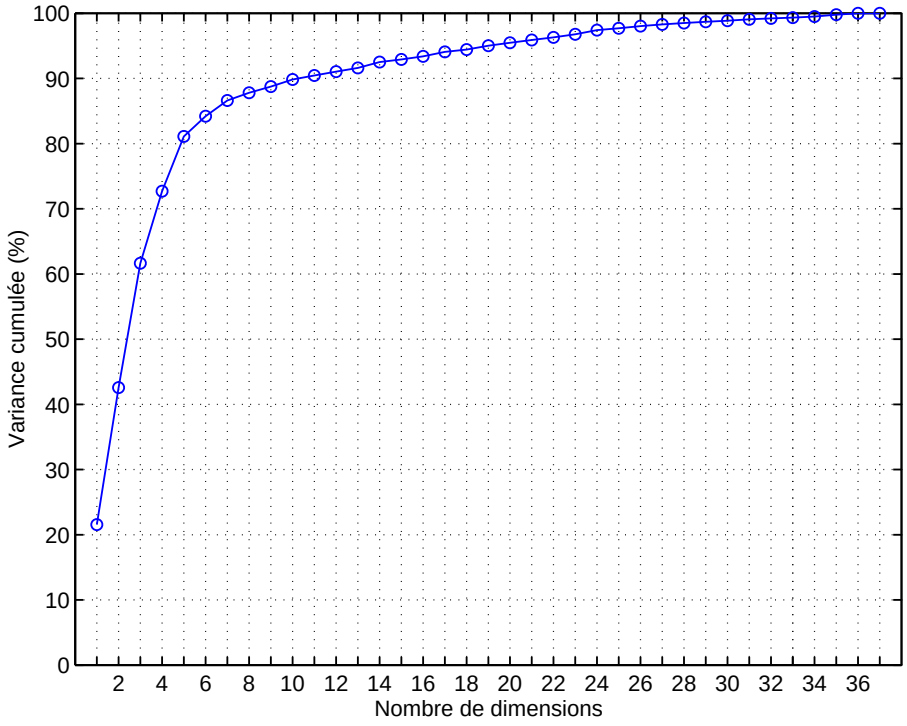



FIG. 4.17 – Pourcentage de variance cumulée expliquée par les valeurs propres de la matrice de distance.

Le type d'analyse menée ici est de type MDSCAL (proposée par Torgerson [Tor 52]) dont la formulation est rappelée par Cox et Cox [CC 01], voir annexe A.1. Une procédure d'analyse multidimen-

sionnelle pondérant les dimensions perceptives pour chaque auditeur telle qu'INDSCAL (proposée par Carroll et Chang [CC 70]), couramment utilisée pour la détermination des dimensions perceptives du timbre [Gre 77], ne peut pas être utilisée dans le cas présent car la tâche de catégorisation ne permet pas d'obtenir des distances individuelles. Seule une matrice de distance globale [$D$] est obtenue à partir de la somme des partitions (matrice d'incidence [$A$]).

Comme présenté figure 4.17, 5 dimensions sont nécessaires à l'explication de 80 % de la variance cumulée des distances, ce qui est relativement important pour la description d'un espace perceptif. Les 3 premières dimensions permettent d'expliquer plus de 60 % de la variance. Les corrélations entre ces dimensions perceptives et les différents indicateurs perceptifs calculés précédemment sont à présent étudiées.

La première dimension de l'espace perceptif n'est pas directement descriptible par l'un des indicateurs calculés par dBSonic. Elle semble cependant liée à l'épaisseur de la plaque et définit à elle seule la classe 1 (tableau 4.12). Les auditeurs ont décrit les sons de cette classe, tous issus de plaques de faible épaisseur, comme "creux". Une augmentation d'épaisseur décale les fréquences naturelles vers le haut, l'ajout de masse qui en résulte, abaisse le niveau de pression rayonnée par la plaque. Une augmentation d'épaisseur de plaque conduit donc à un son de niveau global plus faible et dont le spectre est décalé vers les hautes fréquences. Cette première dimension n'est pas liée au niveau des sons. Elle est par contre vraisemblablement corrélée à leur contenu spectral. L'observation du centroïde spectral de ces sons indique que son intervalle de variation sur l'ensemble des sons semble trop faible pour que les auditeurs puissent s'en servir pour les discriminer. L'observation des spectres des sons révèle que des différences de niveau apparaissent sur tout le spectre mais sont particulièrement prononcées entre 200 et 400 Hz. Ces différences en terme d'intensité sonore perçue apparaissent sur les diagrammes de sonie spécifique de sons émis par des objets composés de plaques de différentes épaisseurs (figure 4.18).

Bien que la sonie spécifique de la plaque mince soit toujours plus élevée, cette différence est particulièrement prononcée entre 2 et 4 Bark. L'épaisseur n'est pas le seul paramètre influant le niveau des sons, mais une augmentation relative de niveau dans la zone décrite a permis aux auditeurs d'identifier systématiquement les plaques de faible épaisseur indépendamment du niveau. Le descripteur de cette sensation peut donc se formuler comme l'intensité perçue entre 2 et 4 Bark pondérée par la sonie totale :

$$N_{2.4} = \frac{\int_2^{4\ \mathrm{Bark}} N'(z)dz}{N} \tag{4.38}$$

Ainsi, à sonie totale égale, un son émis par une plaque d'épaisseur faible possède plus d'énergie dans cette zone qu'un son émis par une plaque d'épaisseur plus importante. Il est alors identifié comme "creux" par une prépondérance spectrale en basses fréquences. Selon son abscisse sur cette dimension, un son est placé soit dans la classe 1, soit dans les 6 autres (tableau 4.12). On peut observer le caractère dichotomique de cette dimension sur la figure 4.19 où est représentée la relation entre l'abscisse des sons sur cet axe et le descripteur associé. Un test $t$ de Student confirme que la différence entre les valeurs moyennes de cet indicateur selon les deux groupes de sons (classe 1, d'une part, et les 6 autres classes, d'autre part) est statistiquement significative ($t = -13.187$***, $p < .001$).

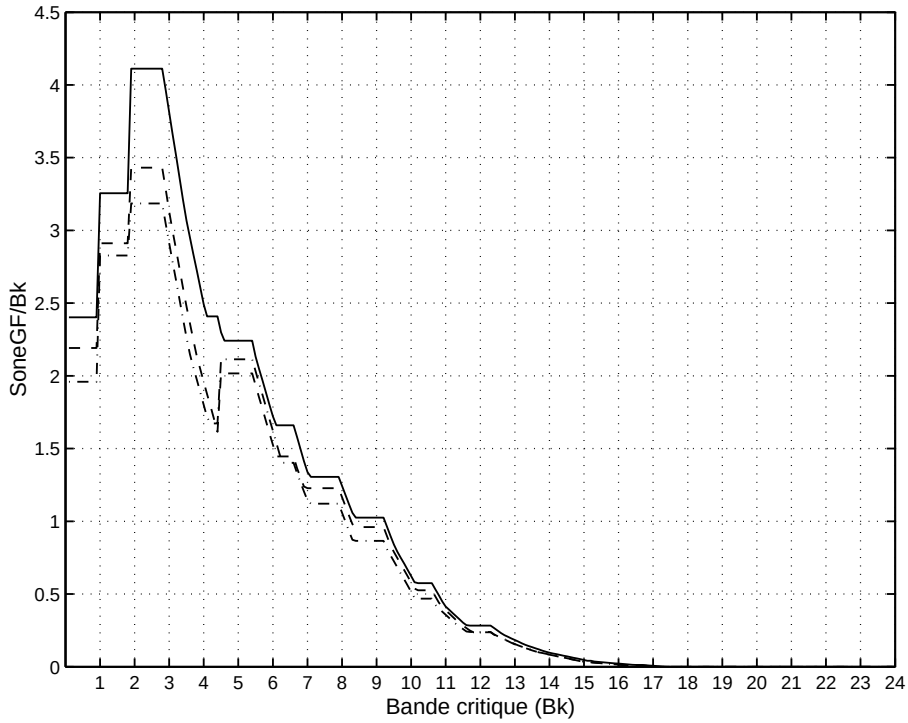



FIG. 4.18 – Diagrammes de sonie spécifique de sons émis par des objets composés d'une plaque mince (0.9675 mm, trait continu), nominale (1 mm, trait discontinu) et épaisse (1.0325 mm, trait mixte).

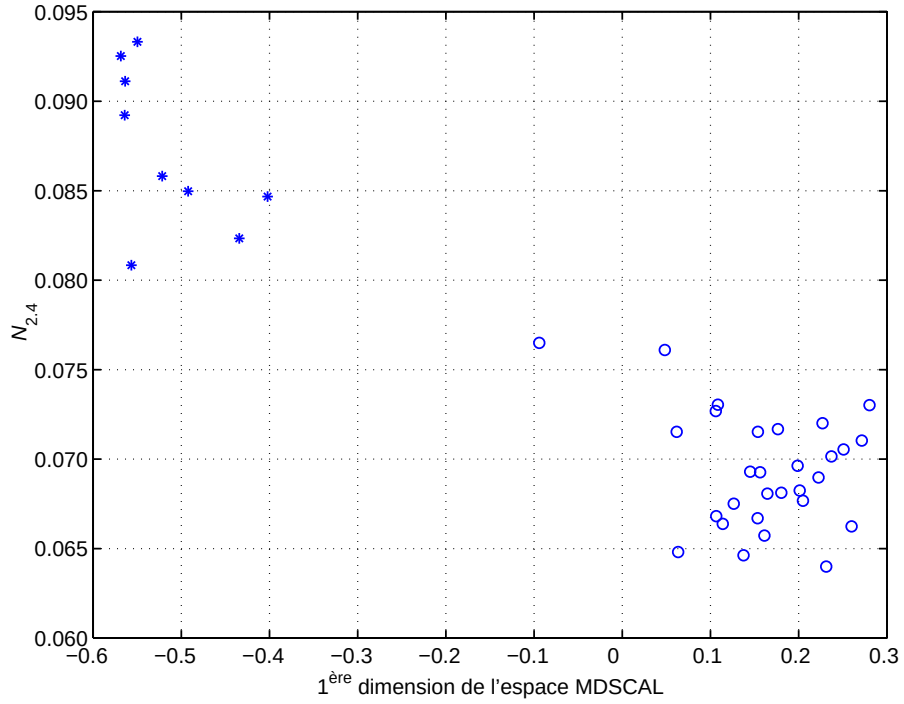



FIG. 4.19 – Représentation de la relation entre les coordonnées des sons selon la première dimension de l'espace MDSCAL et l'indicateur $N_{2.4}$ déterminé par l'équation (4.38) ; classe 1 ($*$) et autres classes (o).

Le caractère discret de cette dimension s'explique par le fait que ces sons sont catégorisés. Les sons issus de plaques minces (e=0.9675 mm) sont perçus comme creux, mais les sons de plaques nominales (e=1 mm) ne sont pas perçus comme significativement plus creux que les sons de plaques épaisses (e=1.0325 mm). Cette perception catégorielle trouve une justification physique dans le fait que l'augmentation relative d'épaisseur est plus importante lorsque l'on passe de passe de mince à nominale que de nominale à épaisse. Les différences de sonie spécifique dans la zone incriminée sont surtout marquées pour la plaque mince (figure 4.18)

Comme l'indique le tableau 4.14, la deuxième dimension est liée au niveau sonore (sonie $N$) et la troisième à la modulation rapide en amplitude (rugosité $R$). L'indicateur de rugosité n'explique que 61 % de la variance selon la troisième dimension. Celle-ci semble pourtant liée à la modulation en amplitude (tableau 4.13), le modèle de rugosité utilisé ici [Aur 85b] n'est sans doute pas le descripteur le plus adapté pour cette sensation. Il est, en revanche, impossible de définir des corrélats acoustiques relatifs aux dimensions 4 et 5, que ce soit directement grâce aux descripteurs de dBSonic, ou indirectement en essayant de construire un indicateur d'après les descriptions verbales des auditeurs (tableau 4.13) comme pour la première dimension. L'écoute des sons représentés sur ces deux axes ne permet pas de dégager de critère de différentiation. Étant donné que les dimensions perceptives ont été déterminées à partir d'une matrice de distance reconstruites, il est vraissemblablement plus difficile d'expliquer complètement la variance cumulée. Cette procédure ne prend pas en compte de spécificités selon les auditeurs. Le fait de disposer d'un panel d'auditeurs plus étendu pourrait peut-être permettre de mieux expliquer la variance des réponses par les trois premières dimensions perceptives. Les coefficients de détermination ajustés entre les coordonnées des sons selon les 5 premières dimensions de l'espace MDSCAL et les divers indicateurs perceptifs sont indiqués dans le tableau 4.14.

| | dBA | $N$ | $F$ | $R$ | $N_{2.4}$ | $CGS$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| MDSCAL dim1 | 0.02 | 0.00 | 0.19** | 0.04 | **0.84***** | 0.52*** |
| MDSCAL dim2 | 0.79*** | **0.85***** | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.05 |
| MDSCAL dim3 | 0.07 | 0.02 | 0.01 | **0.61***** | 0.03 | 0.00 |
| MDSCAL dim4 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.04 | 0.00 | 0.26** |
| MDSCAL dim5 | 0.01 | 0.02 | 0.14* | 0.15* | 0.03 | 0.03 |

*$p < .05$ ; **$p < .01$ ; ***$p < .001$

TAB. 4.14 – Coefficients de détermination ajustés $R^2_{aj}$ entre les coordonnées des sons selon les 5 premières dimensions de l'espace MDSCAL et les descripteurs perceptifs calculés pour chacun d'eux.

La corrélation avec l'acuité n'a pas été considérée. Les sons étudiés ne possèdent d'énergie qu'entre 0 et 2000 Hz et les différences d'acuité entre eux sont nulles.

En observant figure 4.20 la répartition des items sonores dans une espace perceptif composé des 3 premières dimension de l'espace MDSCAL (expliquées par des corrélats acoustiques), l'organisation des 7 classes de la partition optimale (tableau 4.12) est retrouvée. Certaines classes apparaissent peu dissociées du fait que les 3 dimensions retenues ici n'expliquent que 60 % de la variance. Les deux sons définissant la classe 7 ($\Delta$) sont éloignés l'un de l'autre et ne définissent pas réellement une catégorie perceptive dans cet espace. Sur l'arbre d'agglomération (figure 4.10), on constate que ces

sons sont regroupés à un niveau de fusion élevé, bien qu'étant définis comme appartenant à la même classe par la partition optimale.

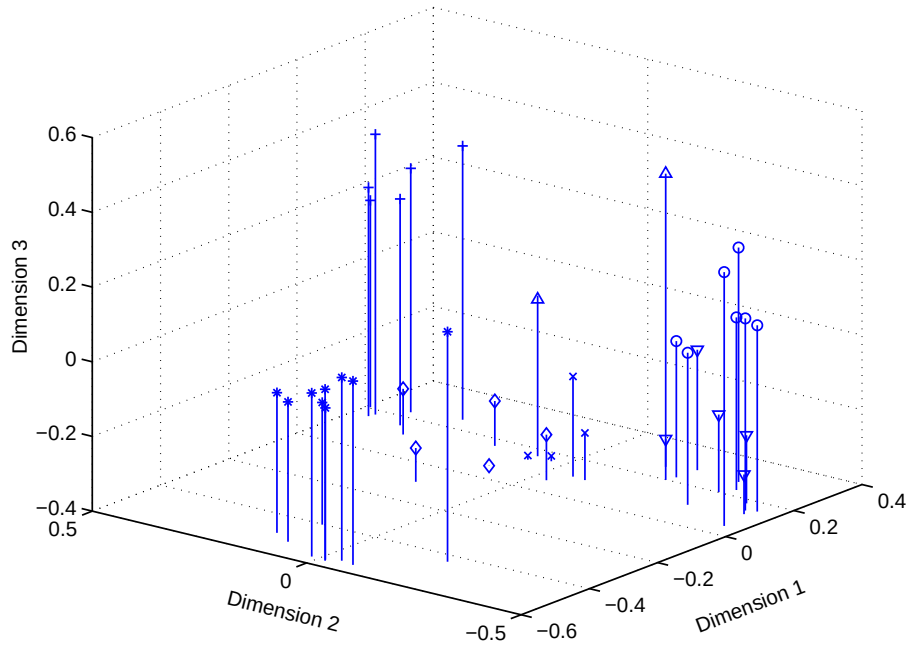



FIG. 4.20 – Répartition des 38 sons dans un espace perceptif à 3 dimensions : ($*$) pour la classe 1, (o) pour la classe 2, (x) pour la classe 3, (+) pour la classe 4, ($\nabla$) pour la classe 5, ($\diamond$) pour la classe 6 et ($\Delta$) pour la classe 7.

**Discussion**

Lors de la tâche $T3$, deux indicateurs perceptifs ont été utilisés. L'un correspond à l'intensité des sons, et l'autre à la rugosité, parfois employée pour décrire le timbre de sons stationnaires [Pre 98]. Ces deux indicateurs ont également été utilisés pour catégoriser les sons dans l'expérience $T4$. Un indicateur supplémentaire ($N_{2.4}$) a été mis à jour dans cette tâche ; il fait partie du timbre des sons et peut être associé à la brillance. Ce critère n'a pas été utilisé lors du test mixte de similarité $T3$. L'indicateur $N_{2.4}$ ne permet pas d'améliorer le coefficient de détermination ajusté $R^2_{aj}$ du modèle de régression linéaire et d'expliquer ainsi plus finement les scores de dissemblance. Plusieurs explications à ce phénomène sont possibles :

- Les réponses données lors de ces tests sont fortement liées au corpus des sons à évaluer. Les sons ajoutés au second test ont ainsi pu changer les critères de différentiation des sons. Cette explication semble peu vraisemblable car les sons ajoutés au test de catégorisation ($T4$-25 à $T4$-38) sont répartis parmi les 7 classes.
- Les sons ont été jugés par rapport à un son de référence lors du premier test. Il se produit un effet d'ancrage vis-à-vis de ce son d'un niveau relativement faible. La discrimination est donc en grande partie basée sur ce critère.
- La sonie occupe généralement une part importante dans les jugements d'agrément. À partir de sons de plaques, Hamzaoui et al. [HSP$^+$ 02] ont montré que la sonie contribue de manière plus importante à la préférence (96 %) qu'à la similarité (90 %). Ici, la contribution de la sonie au

jugement de similarité semble anormalement élevée au vu de sa contribution à la catégorisation. Un biais expérimental a peut-être amené les auditeurs à juger la similarité par l'intermédiaire de l'agrément : un son moins agréable a été jugé plus différent. Ceci pourrait expliquer la forte contribution de la sonie sur la réponse.

Ainsi, un doute subsiste quant au fait que les sons aient été correctement discriminés lors du test mixte $T3$. Afin de vérifier (ou d'infirmer) cette supposition, un test de comparaison par paires est effectué sur une partie de ces sons. La similarité et l'agrément sont évalués au cours de cette expérience.

## 4.4 Similarité ou agrément : vérification par un test de comparaison par paires $T5$

Une expérience de comparaison par paires a été proposée aux auditeurs afin de déterminer les dimensions perceptives sous-jacentes aux jugements de similarité et d'agrément. La détermination de ces deux espaces perceptifs distincts permet de vérifier les scores de dissemblance recueillis lors du test $T3$.

### 4.4.1 Auditeurs

Vingt sujets ont participé à ce test. Il s'agit d'étudiants et membres du laboratoire (quatre femmes et seize hommes), âgés de 23 à 41 ans ; l'âge moyen est de 29 ans et l'écart-type de 7 ans. Dix de ces auditeurs ont également effectué le test mixte de similarité ainsi que le test de catégorisation.

### 4.4.2 Procédure

Pour cette expérience, douze sons ont été choisis parmi ceux proposés lors du test mixte de similarité. Ces sons représentent au mieux la pleine échelle de réponse au test mixte de similarité $T3$ (figure 4.6). Les scores de dissemblance de ces stimuli sont rappelés dans le tableau 4.15 qui indique la correspondance entre les numéros des sons lors des test $T5$ et $T3$. Les sons ont été présentés par paires ($\frac{n(n-1)}{2} = 66$) aux vingt auditeurs. Ils ont été réarrangés aléatoirement de 1 à 12 afin de proposer un ordre de passage différent à chaque auditeur. Les paires ont été organisées selon une série de Ross (voir annexe E) afin de proposer un ordre de passage le plus homogène possible [Dav 88]. Deux occurrences d'un même son parmi les paires présentées sont ainsi espacées au maximum.

#### Similarité

Après avoir écouté la paire de sons une première fois, l'auditeur juge leur similarité sur une échelle continue allant de "égaux" à "très différents" comme indiqué sur la figure 4.21(a). Le curseur de similarité est préalablement positionné aléatoirement pour chaque paire. Le sujet peut écouter les deux sons autant de fois qu'il le souhaite avant de donner sa réponse.

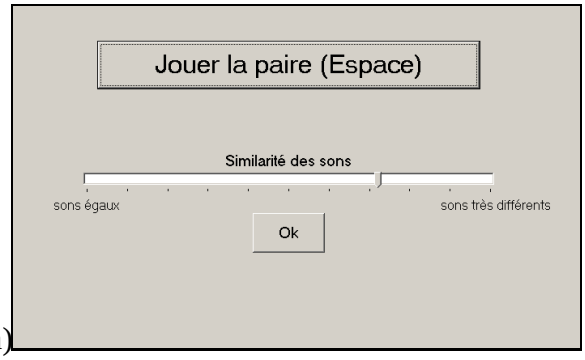
| Test $T5$ | Test $T3$ | Score de dissemblance ($T3$) |
|---|---|---|
| $T5$-1 | $T3$-Ref | 0.000 |
| $T5$-2 | $T3$-2 | 0.182 |
| $T5$-3 | $T3$-5 | 0.317 |
| $T5$-4 | $T3$-14 | 0.335 |
| $T5$-5 | $T3$-6 | 0.441 |
| $T5$-6 | $T3$-20 | 0.482 |
| $T5$-7 | $T3$-19 | 0.535 |
| $T5$-8 | $T3$-15 | 0.579 |
| $T5$-9 | $T3$-22 | 0.614 |
| $T5$-10 | $T3$-7 | 0.636 |
| $T5$-11 | $T3$-1 | 0.715 |
| $T5$-12 | $T3$-16 | 0.869 |

TAB. 4.15 – Correspondance entre les numéros des sons lors du test mixte de similarité $T3$ et du test de comparaison par paires $T5$.

**Agrément**

L'auditeur réécoute ensuite la paire de sons au moins une fois avant d'indiquer lequel des deux lui paraît le plus agréable. Il peut écouter les deux sons autant de fois qu'il le souhaite avant de donner sa réponse (figure 4.21(a)). Le choix n'est pas forcé et l'auditeur peut, s'il le souhaite, estimer les sons comme également agréables.

(a)




(b)

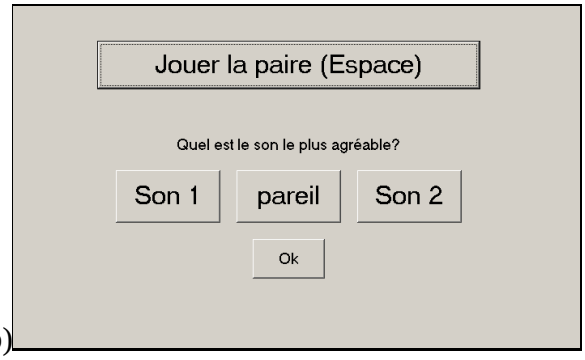



FIG. 4.21 – Interfaces de réponse du test de comparaison par paires $T5$ pour la similarité (a) et l'agrément (b).

La durée de ce test varie de 28 à 45 minutes selon les auditeurs. Elle est en moyenne de 34 minutes.

### 4.4.3 Analyse des résultats

La moitié des auditeurs a déjà été confrontée à ces sons lors du test de catégorisation $T4$. Néanmoins, on ne décèle pas de différences significatives dans les réponses selon que les auditeurs ont déjà apprécié ces stimuli ou non.

**Comparaison des jugements relatifs au son de référence**

Avant d'analyser plus en détail les réponses en terme de similarité et d'agrément et de déterminer les indicateurs perceptifs sur lesquels se basent ces deux jugements, les réponses relatives au son de référence sont examinées. Lors de la tâche $T3$, les sujets ont eu pour consigne d'évaluer la similarité par rapport à ce son. Les comparaisons par paires impliquant ce stimulus peuvent fournir un élément de réponse quand à la validité des similarités mesurées lors de l'expérience $T3$. Le son $T5$-1 est ici le son de référence. Les scores de dissemblance mesurés lors du test mixte sont confrontés à la première colonne de la matrice de distance issue du test de comparaison par paire. Comme l'indique la figure 4.22, ils correspondent à 92 % ($R^2_{aj}$=0.92***). La corrélation entre la similarité ($T3$) et l'agrément ($T5$) des stimuli relativement au son de référence est nettement plus faible ($R^2_{aj}$=0.48**). Lors du test $T3$, les auditeurs ont donc correctement rempli la tâche qui leur était assignée en évaluant la similarité des sons par rapport à la référence et non une différence d'agrément. Les similarités mesurées correspondent à la colonne de la matrice de distance relative au son de référence, c'est ce que l'on désigne comme l'effet d'ancrage.

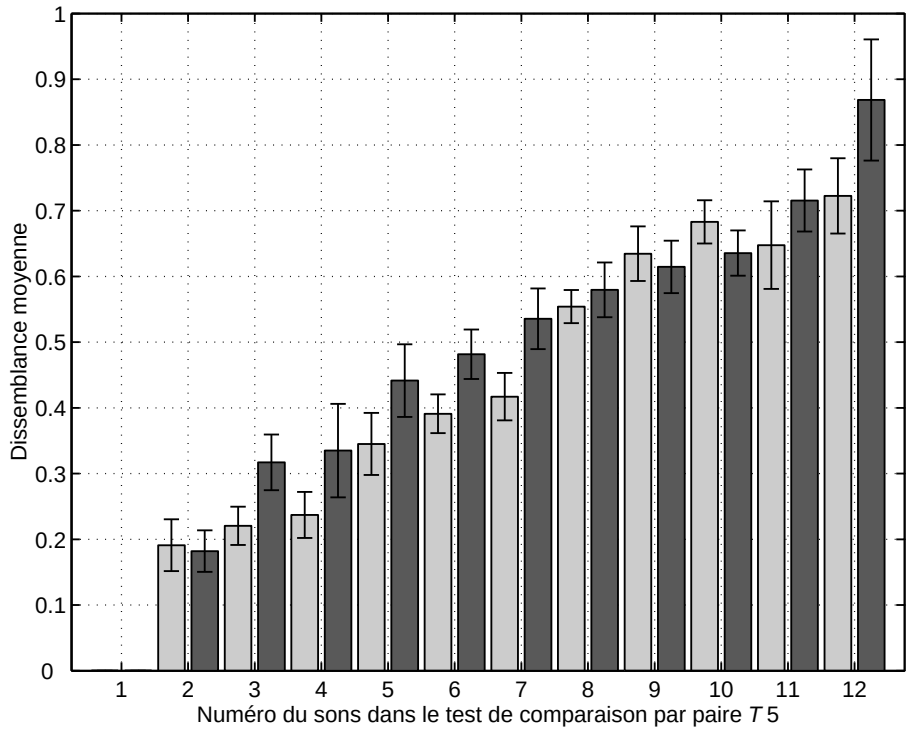



FIG. 4.22 – Comparaison des dissemblances moyennes (dans leurs intervalles de confiance à 95 %) relatives au son de référence ($T5$-1 ou $T3$-Ref) mesurées lors du test de comparaison par paires $T5$ (en clair) et lors du test mixte $T3$ (en foncé).

Cette vérification a répondu aux interrogations suscitées par l'analyse des réponses au test $T3$. Il est désormais possible, à partir des réponses au test $T5$, de déterminer les espaces perceptifs sous-jacents à ces deux jugements.

**Espace perceptif de similarité**

On peut à partir des distances entre sons déterminer l'espace perceptif de ce test de similarité. Les 12 stimuli du test $T5$ ayant également été présentés lors du test de catégorisation $T4$, les coordonnées de ces sons dans les deux espaces perceptifs (similarité et catégorisation) peuvent être comparées.

Chacun des 20 sujets a évalué la similarité de chaque paire de stimuli sur une échelle continue. Ces relations de proximité ont été analysées selon une procédure INDSCAL [CC 70], dont la formulation est rappelée en annexe A.1.2 [CC 01]. Comme montré sur la figure 4.23, trois dimensions perceptives permettent d'expliquer plus de 80 % de la variance des réponses. Le fait de pouvoir prendre en compte les spécificités des auditeurs en introduisant des pondérations individuelles sur les dimensions offre une meilleure représentation de l'espace perceptif de ces stimuli que par l'analyse des données de catégorisation (figure 4.17).

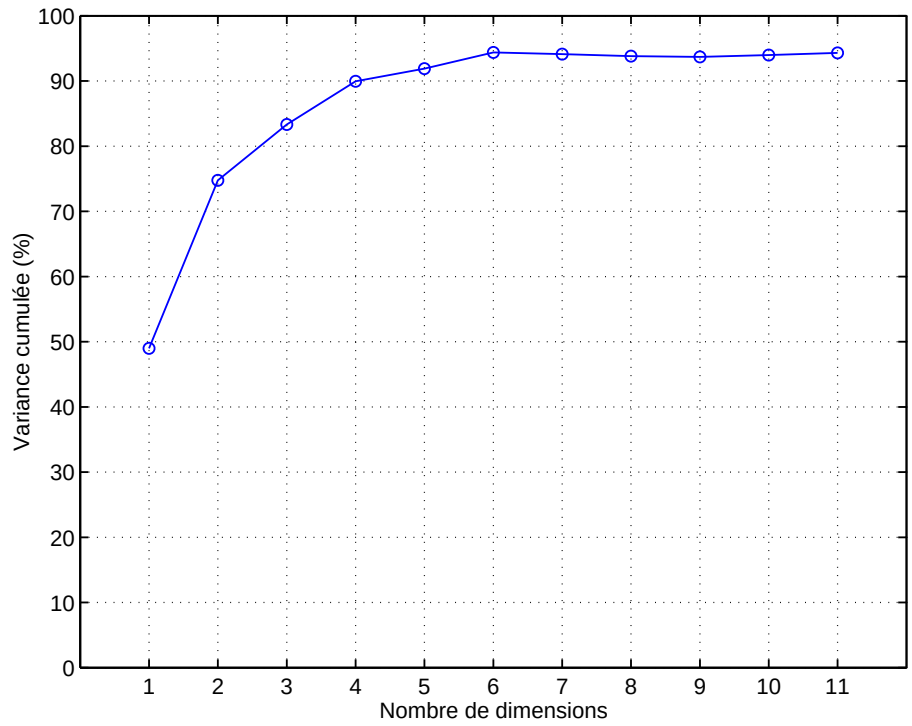



FIG. 4.23 – Pourcentage de la variance expliquée en fonction du nombre de dimensions.

Les coordonnées des 12 sons selon les trois premières dimensions de cet espace sont comparées aux coordonnées de ces mêmes sons dans l'espace de catégorisation. L'analyse procrustéenne est une méthode permettant d'ajuster un nuage de points sur un autre. Ces deux nuages de points sont souvent définis par deux ensembles de variables mesurées sur les mêmes individus. Les individus sont ici les sons et les variables les dimensions perceptives. La matrice de rotation issue de cette analyse (tableau 4.16) permet de vérifier que les dimensions de ces deux espaces coïncident à une rotation près. La formulation de cette analyse (annexe H) est rappelée dans l'ouvrage de Cox et Cox [CC 01].

| | $T4$ dim1 | $T4$ dim2 | $T4$ dim3 |
|---|---|---|---|
| $T5$ dim1 | 0.20 | 0.98 | -0.04 |
| $T5$ dim2 | -0.22 | 0.09 | 0.97 |
| $T5$ dim3 | 0.95 | 0.18 | -0.24 |

TAB. 4.16 – Matrice de rotation utilisée pour faire concorder les espaces perceptifs de catégorisation ($T4$) et de comparaison par paires ($T5$).

Cette permutation circulaire de l'espace de catégorisation permet de faire apparaître les liens entre les dimensions perceptives saillantes lors des tests $T4$ et $T5$, comme le montrent les corrélations indiquées dans le tableau 4.17. Toutefois la contribution et, de fait, l'ordre de ces dimensions dans les deux espaces ne sont pas les mêmes. Alors que la sonie n'explique que 20 % de la variance des données de catégorisation, elle explique désormais 50 % de la variance et est la première dimension de cet espace INDSCAL. La première dimension de l'espace de catégorisation ($N_{2.4}$) arrive ici en troisième position. Elle explique moins de 10 % de la variance. Cette dimension est liée à la classe 1 (tableau 4.12) dont trois sons ($T5$-5, $T5$-7 et $T5$-11) ont été retenus dans cette expérience. Celle-ci peut s'avérer, de par son caractère dichotomique (voir figure 4.19), plus saillante dans des jugements catégoriels que dans des évaluations de proximité. Néanmoins cet indicateur, qui n'a pas été utilisé pour discriminer les sons en $T3$, est bien un corrélat acoustique de l'espace perceptif de ces sons.

| | $T4$ dim2 | $T4$ dim3 | $T4$ dim1 |
|---|---|---|---|
| $T5$ dim1 | 0.97*** | 0.03 | 0.16 |
| $T5$ dim2 | 0.08 | 0.94*** | 0.06 |
| $T5$ dim3 | 0.00 | 0.01 | 0.91*** |

***$p < .001$

TAB. 4.17 – Coefficients de détermination ajustés $R^2_{aj}$ entre les dimensions des espaces perceptifs MDSCAL (catégorisation $T4$) et INDSCAL (comparaison par paires $T5$) après ajustement par analyse procrustéenne.

**Espace perceptif d'agrément**

La question sur l'agrément des sons mène à l'obtention d'une matrice de probabilités de préférence pour chaque auditeur. Les scores individuels de préférence sont ensuite calculés pour chaque son. Une analyse en composantes principales (ACP) est effectuée en définissant les sons comme individus principaux et les auditeurs comme variables principales. Celle-ci révèle un modèle quasi-monodimensionnel d'agrément. La première composante principale explique à elle seule 91 % de la variance, la deuxième seulement 3 %. Les composantes principales suivantes n'expliquent qu'une part marginale de la variance.

La figure 4.24 montre les plans composés des deux premières dimensions de l'espace INDSCAL (a) et des deux premières composantes principales (b). La première composante est fortement corrélée à la première dimension de l'espace INDSCAL ($R^2_{aj}$=0.84***). L'agrément lié aux sons est donc basé sur leur seul niveau. La part expliquée par les autres composantes principales est faible.

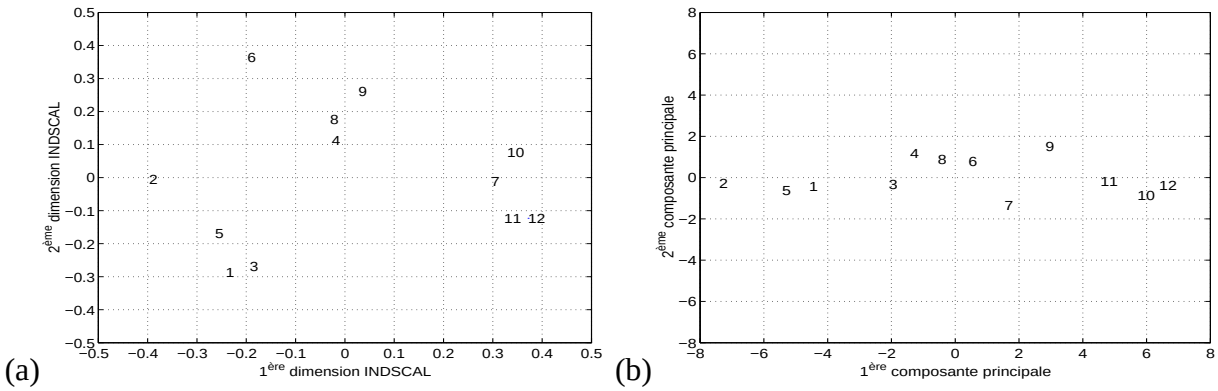



FIG. 4.24 – Plan 1-2 de l'espace perceptif de similarité (a) obtenu par une analyse INDSCAL et plan 1-2 de l'espace perceptif d'agrément (b) obtenu par une analyse en composantes principales.

**Comparaison des espaces perceptifs**

Les réponses au test $T5$ relatives au son de référence indiquent que les auditeurs ont bien jugé la similarité des sons lors de l'expérience $T3$. La contribution de la sonie aux scores de dissemblance (83 %) est forte mais inférieure à sa contribution à des jugements d'agrément (91 %). Le fait que cette dimension soit prépondérante dans les jugements de similarité du test $T3$ vient essentiellement du fait que le niveau du son de référence est relativement faible parmi l'ensemble des sons du test. Le jugement perceptif est donc guidé par ce critère qui écrase l'indicateur $N_{2.4}$ dans cette tâche. C'est la conséquence directe de ce jugement relatif, que l'on qualifie d'effet d'ancrage.

Si les auditeurs ont bien évalué des similarités relatives et non l'agrément relatif, il faut tout de même souligner que les dimensions perceptives sous-jacentes à ces deux jugements subjectifs sont souvent les mêmes. Ce principe a été employé par Susini et al. [SMW$^+$ 04] qui ont utilisé les indicateurs perceptifs déduits d'un test de similarité pour construire des modèles de préférence. De plus, Parizet et al. [PHS 05] ont vérifié ce principe par différentes procédures de tests comparables à celles utilisées précédemment. Ils ont montré que les espaces perceptifs d'agrément et de similarité sont basés sur les mêmes dimensions lorsque les sons présentent de faibles écarts de niveaux. Dans le cas présent, les jugements de préférence sont dictés par la seule sonie des stimuli. Celle-ci est donc la seule dimension perceptive commune aux espaces de similarité et d'agrément. Les disparités de niveau entre les sons sont relativement importantes ; l'espace perceptif de préférence est écrasé par ce critère.

### 4.4.4 Remarques sur la similarité et la catégorisation

L'expérience de catégorisation $T4$ a permis de tester un grand nombre de sons à la fois. Elle permet, bien que les distances soient reconstituées à partir de données catégorielles, de déterminer un espace perceptif de similarité par une analyse multidimensionnelle. Les dimensions perceptives de cet espace ont été retrouvées par une analyse multidimensionnelle INDSCAL des réponses indi-

viduelles à un test de comparaison par paires. Les contributions relatives des dimensions dans ces deux espaces ne sont pas les mêmes. Un indicateur n'a pas la même importance selon que l'auditeur doit catégoriser des sons ou évaluer des distances perceptives. Les deux espaces perceptifs se décomposent tous deux en trois dimensions similaires. L'une d'elle est liée à la sonie $N$ des stimuli. Les deux autres dimensions sont inhérentes au timbre de l'objet. L'indicateur $N_{2.4}$ (équation (4.38)) définit en quelque sorte la brillance du son, l'autre attribut du timbre est la rugosité $R$. Lors du test de similarité, les auditeurs ont comparé les sons à une référence et n'ont pas utilisé tous les axes disponibles dans l'espace perceptif. Seuls les dimensions saillantes dans cette tâche ont été utilisées. Les stimuli sont évalués par rapport à un état de référence, un vecteur-colonne de distances est obtenu.

La catégorisation mène à un espace perceptif de similarité dont les dimensions sont semblables à celles d'un espace obtenu à partir de relations de proximité. Cette tâche a permis de tester 38 sons dans un labs de temps inférieur à celui nécessaire à une comparaison par paires de 12 sons. Elle se révèle donc peu coûteuse en temps d'évaluation et permet de tester d'importants panels de stimuli.

## 4.5 Comparaison d'objets nominalement différents

Les précédentes expériences ont montré que les dispersions de structure affectent la perception sonore d'objets nominalement identiques. L'expérience de similarité $T3$ a mis en évidence la contribution des dispersions à la similarité mesurée par rapport à un son de référence. L'expérience de catégorisation $T4$ a permis de séparer les objets du panel d'étude en classes d'équivalence selon la similarité des sons qu'elles contiennent. L'identité sonore nominale des objets étudiés lors de ces expériences est la même. Du fait des dispersions affectant la structure de la source, elle varie sur l'ensemble du corpus de sons. Il s'agit à présent de déterminer si des objets nominalement différents peuvent être confondus par leurs signatures sonores. Différents types d'objets, dont le son nominal est différencié, sont modélisés. Des dispersions sont appliquées à chacun de ces trois objets afin d'observer la dérive des objets dispersés dans l'espace perceptif.

Afin d'estimer les conséquences des dispersions dans le cas d'objets nominalement différents, 3 objets aux propriétés physiques différentes ont été modélisés à partir du précédent modèle. Seules les propriétés de la plaque ont été modifiées pour différencier les types d'objet. Les sons synthétisés à partir de ces objets sont appréciés par un test de catégorisation. Les sons similaires sont regroupés par classes d'équivalence durant l'expérience. Cette dernière permet ainsi de déterminer si des objets dont la signature sonore est a priori différente sont identifiés comme appartenant à la même classe. Dans le cas contraire, on peut vérifier si des objets dont la signature sonore est a priori identique sont regroupés dans des classes différentes. Les éventuelles confusions entre objets différents sont alors facilement identifiables par cette procédure.

### 4.5.1 Modélisation

Comme décrit précédemment, les objets étudiés sont composés d'une plaque vibrante excitée par un moteur via trois plots. La modélisation de ces 3 objets correspond à celle détaillée en 4.2. Le premier des trois objets modélisés a les mêmes caractéristiques que celui étudié en 4.3. Un matériau

de plaque différent, l'aluminium, a été choisi pour les deux autres objets. Les propriétés mécaniques des deux matériaux utilisés sont rappelés dans le tableau 4.18.

| Matériau | Module d'Young $E$ (Mpa) | Densité $\rho$ (kg/m$^3$) | Coefficient de Poisson $\nu$ |
|---|---|---|---|
| acier | 210 | 7800 | 0.30 |
| aluminium | 75 | 2800 | 0.34 |

TAB. 4.18 – Propriétés mécaniques de l'acier et de l'aluminium.

Les plaques constituant les objets modifiés ont, dans le cas de l'objet 2, une épaisseur équivalente à celle de l'objet 1 et, dans le cas de l'objet 3, une masse équivalente (tableau 4.19).

| Objet | Matériau | Épaisseur $h$ (m) |
|---|---|---|
| 1 | acier | $1.0 \cdot 10^{-3}$ |
| 2 | aluminium | $1.0 \cdot 10^{-3}$ |
| 3 | aluminium | $2.8 \cdot 10^{-3}$ |

TAB. 4.19 – Matériau et épaisseur de la plaque selon le type d'objet.

Les expériences $T3$, $T4$ et $T5$ ont montré que des sons issus d'objets de type 1 sujets à des dispersions sont perçus différemment par leur niveau et par leur timbre. Au cours de cette expérience, et afin de réduire l'influence de la sonie sur les jugements de similarité, les incertitudes du spectre moteur ne sont plus appliquées au modèle. La variation d'amortissement structural, dont l'effet sur la similarité mesurée est faible (5.46 % comme indiqué dans le tableau 4.9), n'est pas considérée. Seules sont prises en compte les incertitudes sur l'épaisseur de la plaque et sur les raideurs des plots. Les points de fixation des plots sont les mêmes pour les 3 types d'objets. Leurs coordonnées sur la plaque sont identiques à celles définies initialement en 4.2.4. La contribution cumulée de ces variabilités de raideur à la similarité mesurée lors du test $T3$ atteint plus de 20 %.

### 4.5.2 Test de catégorisation *T*6

Les sons de ces 3 sources sont évalués lors d'une tâche de catégorisation. Cette expérience permet de dégager une partition optimale de l'ensemble des stimuli et de déterminer, sous certaines conditions, un espace perceptif, comme montré en 4.3.6.

#### Configurations de synthèse

À partir de chaque type d'objet, 5 stimuli sont synthétisés. Les configurations de synthèse de ces 15 sons sont récapitulées dans le tableau 4.20. Bien que ce tableau en rappelle le formalisme, ces configurations ne sont pas échantillonnées selon un plan d'expérience fractionnaire. Les réponses des auditeurs à une tâche de catégorisation ne sont pas continues. Des contributions factorielles de variabilités du modèle à la similarité perçue ne peuvent être déterminées selon cette procédure.

| Numéro de l'essai | Matériau | Épaisseur (en mm) | Raideur (en N/mm) |
|---|---|---|---|
| $T6$-1 | acier | 1.0000 | 100 |
| $T6$-2 | acier | 0.9675 | 80 |
| $T6$-3 | acier | 0.9675 | 120 |
| $T6$-4 | acier | 1.0325 | 80 |
| $T6$-5 | acier | 1.0325 | 120 |
| $T6$-6 | aluminium | 1.0000 | 100 |
| $T6$-7 | aluminium | 0.9675 | 80 |
| $T6$-8 | aluminium | 0.9675 | 120 |
| $T6$-9 | aluminium | 1.0325 | 80 |
| $T6$-10 | aluminium | 1.0325 | 120 |
| $T6$-11 | aluminium | 2.8000 | 100 |
| $T6$-12 | aluminium | 2.7090 | 80 |
| $T6$-13 | aluminium | 2.7090 | 120 |
| $T6$-14 | aluminium | 2.8910 | 80 |
| $T6$-15 | aluminium | 2.8910 | 120 |

TAB. 4.20 – Matrice d'expérience du test $T6$. Les essais $T6$-1 à $T6$-5 correspondent à l'objet 1, $T6$-6 à $T6$-10 à l'objet 2 et $T6$-11 à $T6$-15 à l'objet 3.

Pour chaque type d'objet, l'état nominal et 4 états dispersés sont synthétisés. Les tolérances relatives sur les paramètres d'incertitude sont les mêmes que lors de l'expérience précédente, énoncées en 4.2.5. La tolérance sur l'épaisseur de plaque de chaque objet est de 3.25 %. Celle sur la raideur des ressorts est de 20 %. Les 3 raideurs varient conjointement sur les ressorts pour cette expérience.

**Auditeurs**

Trente étudiants du laboratoire ont pris part à ce test. L'âge des participants est compris entre 23 et 30 ans, l'âge moyen étant de 26 ans et l'écart-type de 2.5 ans.

**Procédure de test**

Les stimuli sont diffusés au casque (Sennheiser HD600) via une carte son Echo Digital Audio GINA24 pour une écoute diotique dans une chambre isolée. Durant ce test de catégorisation sonore, les auditeurs visualisent sur l'écran de test 15 boutons actionnant chacun un stimuli différent (figure 4.25). Comme décrit en 4.3.3, chaque bouton peut être librement déplacé sur l'écran. La consigne donnée aux auditeurs est la suivante :
"Regroupez à l'écran les boutons correspondants à des sons qui vous paraissent similaires."

Pour ce test, les sons proviennent de 3 "sources" différentes. La consigne aurait ainsi pu être de regrouper les sons dont la source est similaire, comme c'est généralement le cas dans un test de catégorisation. Cependant, étant donné le caractère abstrait des sons, la consigne donnée lors du test de catégorisation $T4$ a été conservée. La durée de cette tâche perceptive varie de 8 à 15 minutes selon

les auditeurs. Elle est en moyenne de 11 minutes.

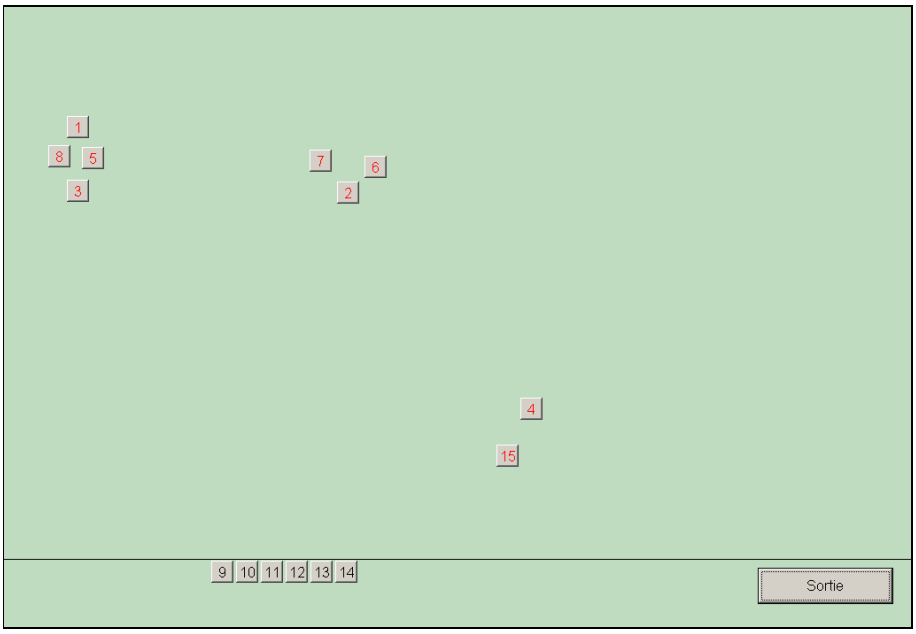



FIG. 4.25 – Interface de réponse (en cours d'utilisation) du test de catégorisation des 15 sons $T6$. Les boutons au bas de l'écran n'ont pas encore été manipulés. Le numéro du son apparaît en rouge dès lors que celui-ci a été écouté au moins une fois. Ici, l'auditeur a commencé à organiser quelques sons en catégories.

### Analyse des partitions

La répartition du nombre de classes rendu par les auditeurs est indiquée par la figure 4.26. La majorité des partitions comportent entre 4 et 6 classes.

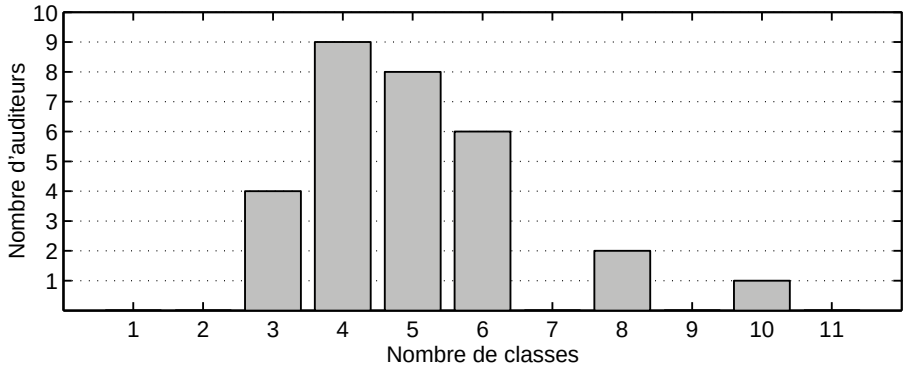



FIG. 4.26 – Distribution du nombre de classes parmi les 30 partitions individuelles.

La matrice des distances reconstruites $[D]$ est obtenue à partir des 30 partitions individuelles (équation (4.1)). Elle permet de déterminer l'arbre d'agglomération des 15 sons par la méthode des liens moyens (figure 4.27).

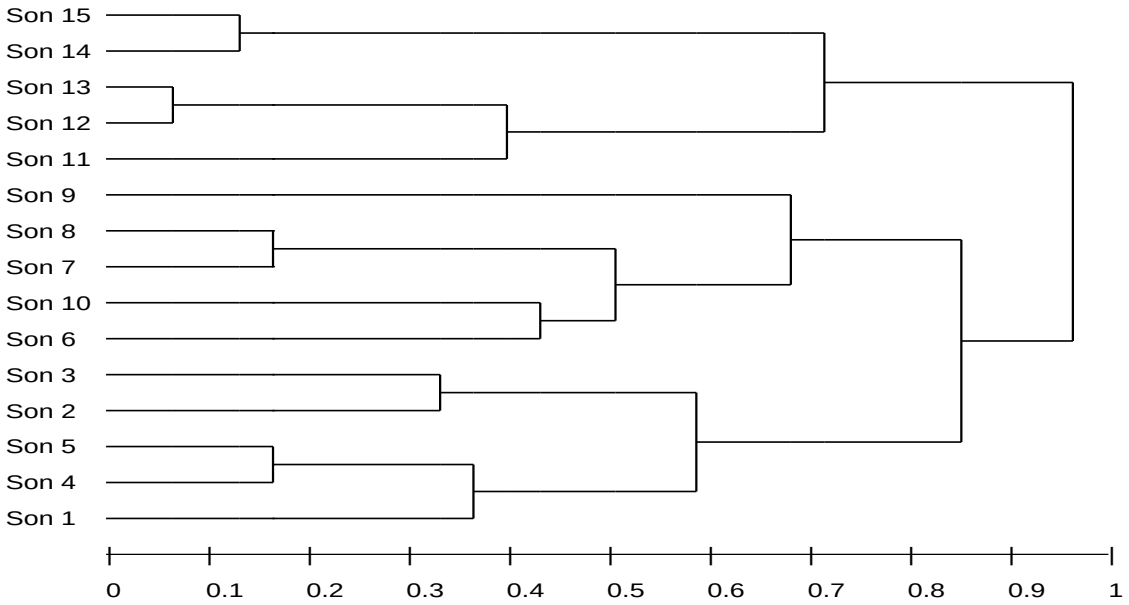



FIG. 4.27 – Dendrogramme des 15 sons évalués lors du test $T6$, obtenu par la méthode d'agglomération selon les liens moyens. La distance entre les classes est représentée sur l'échelle horizontale.

En remontant et découpant le dendrogramme (figure 4.27) par les niveaux de fusion (distance entre classes) décroissants, 15 partitions moyennes (comportant de 1 à 15 classes) sont obtenues. Chaque partition de référence est comparée aux 30 partitions individuelles pour déterminer le partitionnement optimal. À chaque niveau de coupure, l'indice de Rand corrigé [HA 85] est calculé entre chaque auditeur et la partition issue de l'arbre d'agglomération, puis il est moyenné. Cette opération est détaillée en 4.3.4. Elle est répétée sur 500 tirages bootstrap (population aléatoire issue de l'échantillon original, voir 4.3.5) afin d'estimer la stabilité de l'indice de concordance. Figure 4.28(a), le maximum de concordance est obtenu pour un partitionnement de l'arbre de référence en 5 classes. Ce maximum est retrouvé en moyenne sur 500 arbres issus de tirages aléatoires (figure 4.28(b)).

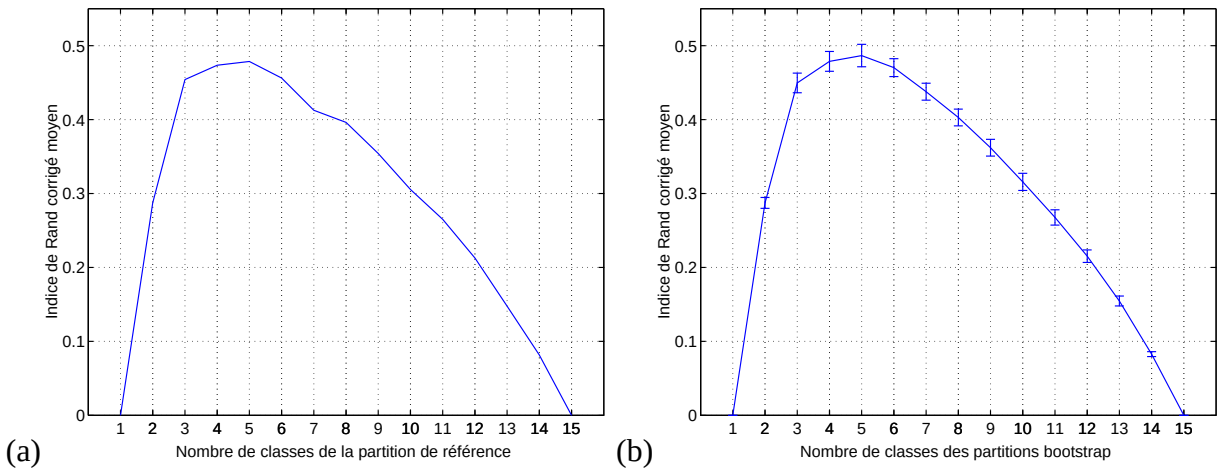



FIG. 4.28 – (a) : indice de Rand corrigé moyen, à chaque niveau d'agglomération, entre la partition moyenne et les 30 partitions individuelles. (b) : indice de Rand corrigé moyen et écart-type des tirages, à chaque niveau d'agglomération, entre la partition moyenne du tirage et les 30 partitions du tirage, pour 500 tirages bootstrap.

Les 5 classes issues de ce partitionnement optimal sont indiquées dans le tableau 4.21.

| **Partition optimale** | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| $1^{\text{ère}}$ classe | 1 | 4 | 5 | 2 | 3 |
| $2^{\text{ème}}$ classe | 6 | 10 | 7 | 8 | |
| $3^{\text{ème}}$ classe | 9 | | | | |
| $4^{\text{ème}}$ classe | 11 | 12 | 13 | | |
| $5^{\text{ème}}$ classe | 14 | 15 | | | |

TAB. 4.21 – Partition optimale : découpage de l'arbre de référence (figure 4.27) en 5 classes.

La meilleure partition comporte plus de classes que de "familles" naturelles de sons. Les stimuli ont été générés à partir de 3 objets nominalement différents. Les auditeurs n'ont pourtant pas associé des objets issus de sources différentes et n'ont donc pas confondu ces objets par l'écoute. Les 3 classes d'origine sont retrouvées par le découpage du dendrogramme (figure 4.27) en trois classes. Les sujets ont par contre identifié des sous-classes parmi les objets d'un type donné. Les dispersions affectent donc significativement la perception sonore d'un objet. Deux objets identiques, représentés par exemple dans le tableau 4.21 par les sons 6 et 9, peuvent être perçus comme différents du fait des dispersions de leur structure. En revanche, il semble que la confusion de deux objets différents n'est possible que si leurs identités sonores respectives sont nominalement très proches. Les objets de type 2 sont plus proches du type 1 qu'ils ne le sont du type 3. Les auditeurs ont estimé les objets composés d'une plaque de même épaisseur (type 1 et 2) plus semblables que des objets dont le matériau de la plaque est identique (type 2 et 3). Afin d'expliquer les distances relatives entre classes, il faut déterminer les indicateurs perceptifs utilisés pour discriminer les sons dans cette tâche.

**Espace perceptif**

Comme montré en 4.4.3, il est possible, sous certaines conditions, de déterminer un espace perceptif à partir de jugements catégoriels. L'espace de catégorisation issu du test $T4$ correspond à un espace perceptif obtenu classiquement par des jugements de dissemblance par paires, à une rotation et aux contributions des dimensions près. Dans un premier temps, seule la distribution des 15 objets sonores dans un espace perceptif de catégorisation est observé. Cet espace est obtenu par une analyse multidimensionnelle MDSCAL [Tor 52] de la matrice de distances [$D$] reconstituées d'après les partitions individuelles. Les corrélats acoustiques de ces dimensions perceptives ne sont pas recherchés.

Les 3 premières dimensions de cet espace expliquent plus de 80 % de la variance cumulée des distances perceptives. La figure 4.30 montre la distribution des 15 items sonores dans cet espace perceptif tridimensionnel. Les sons sont clairement regroupés selon leur origine (type de source). Des effets catégoriels apparaissent : certains sons appartenant à une même classe sont plus éloignés que ne le sont deux classes différentes. Par exemple, un des sons de la classe 1 est assez éloigné du reste des sons composant cette classe alors que les classes 4 et 5 sont assez proches. Les objets de type 1 et 2 sont très proche sur la première dimension de cet espace perceptif. C'est la raison pour laquelle ces deux types d'objets sont relativement proches sur l'arbre d'agglomération (figure 4.27).

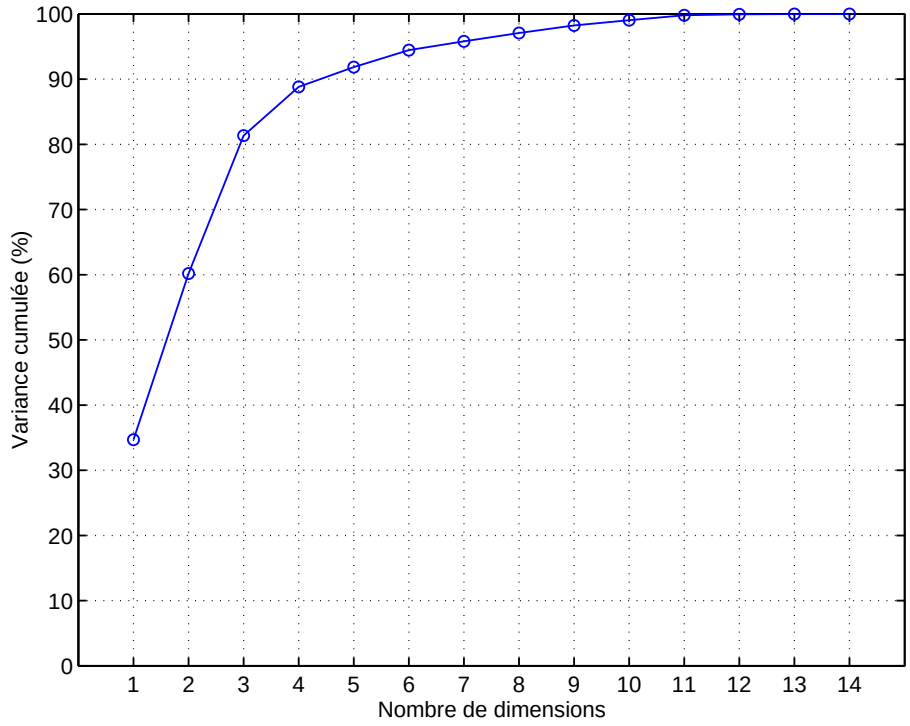



FIG. 4.29 – Pourcentage de la variance expliquée en fonction du nombre de dimensions.

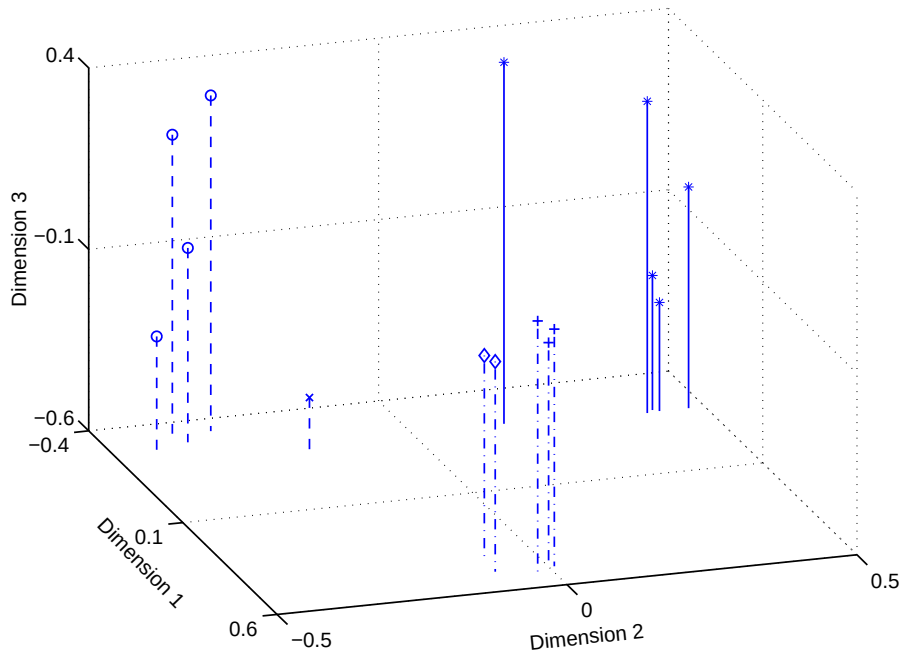



FIG. 4.30 – Répartition des 15 sons dans un espace perceptif MDSCAL à 3 dimensions : (∗) pour la classe 1, (o) pour la classe 2, (x) pour la classe 3, (+) pour la classe 4 et (◇) pour la classe 5. Les objets de type 1 sont désignés par un trait continu, ceux de type 2 par un trait discontinu et ceux de type 3 par un trait mixte.

### 4.5.3 Test de comparaison par paires *T*7

Afin de vérifier la pertinence des dimensions de l'espace de catégorisation, un espace perceptif de similarité est déterminé à partir de relations de proximités entre paires de sons. Pour obtenir ces relations, les sons du test de catégorisation sont proposés lors d'un test de comparaison par paires désigné $T7$.

Le nombre de sons (15) utilisés lors du test de catégorisation $T6$ est toutefois trop important pour une comparaison par paires ($\frac{n(n-1)}{2} = 105$). Afin de réduire le nombre de stimuli, deux représentants sont choisis par classe, mise à part la classe 3 qui n'est composée que d'un seul son. Les deux sons appartenant à une même classe sont choisis le plus éloignés possible sur l'arbre d'agglomération de manière à représenter au mieux la variabilité des stimuli à l'intérieur de chaque classe. Le nombre de sons à tester est ainsi ramené à 9, soit 36 paires. La figure 4.31 montre le découpage optimal (au sens de l'indice de Rand corrigé) de l'arbre d'agglomération ainsi que les sons choisis pour représenter chaque classe. La correspondance entre les numéro de ces 9 sons dans les test $T6$ (catégorisation) et $T7$ (comparaison par paires) est détaillée le tableau 4.22. L'espace ainsi obtenu peut être utilisé pour déterminer les indicateurs perceptifs de discrimination sonore employés dans le test $T6$ et vérifier la concordance de ces dimensions perceptives avec celles de $T7$.

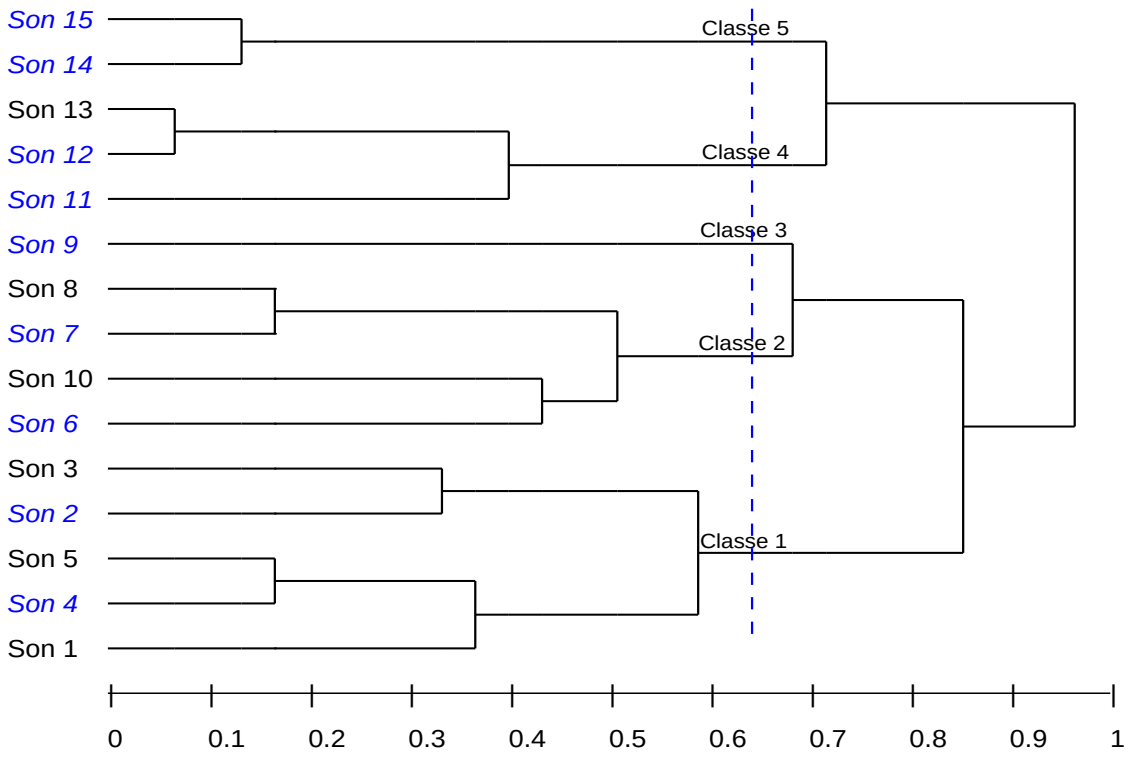



FIG. 4.31 – Dendrogramme du test $T6$ découpé selon les 5 classes de la partition optimale. Les sons retenus pour le test de comparaison par paires $T7$ sont en italique.

| | Catégorisation | Comparaison par paires |
|---|---|---|
| Classe 1 | $T6$-2 | $T7$-1 |
| | $T6$-4 | $T7$-2 |
| Classe 2 | $T6$-6 | $T7$-3 |
| | $T6$-7 | $T7$-4 |
| Classe 3 | $T6$-9 | $T7$-5 |
| Classe 4 | $T6$-11 | $T7$-6 |
| | $T6$-12 | $T7$-7 |
| Classe 5 | $T6$-14 | $T7$-8 |
| | $T6$-15 | $T7$-9 |

TAB. 4.22 – Correspondance entre les numéro des sons lors des expériences $T6$ et $T7$.

**Auditeurs**

Vingt sujets ont participé à ce test. Il s'agit d'étudiants et membres du laboratoire (trois femmes et dix-sept hommes), âgés de 23 à 45 ans ; l'âge moyen est de 28 ans et l'écart-type de 8 ans.

**Procédure**

Les 9 stimuli sont présentés par paires ($\frac{n(n-1)}{2} = 36$) aux vingt auditeurs. Une réorganisation aléatoire des sons permet de proposer un ordre de passage différent à chaque auditeur. Les paires ont été organisées selon une série de Ross (voir annexe E) afin de proposer un ordre de passage le plus homogène possible [Dav 88]. Les auditeurs jugent chaque paire de sons en déplaçant un curseur sur une échelle continue allant de "très semblables" à "très différents". L'interface du test est similaire à celle décrite en 4.4.2.

**Arbre d'agglomération**

Dans un premier temps, les distances perceptives mesurées au cours de cette expérience sont observées grâce à un arbre d'agglomération. Le dendrogramme des 9 stimuli est établi à partir de la moyenne des matrices de distances individuelles, celui-ci est établi de la même manière à partir de la matrice de distances reconstituées [$D$] dans le cas de données catégorielles. L'agglomération est effectuée selon la méthode des liens moyens.

En comparant ce dendrogramme (figure 4.32) à celui obtenu pour 15 sons dans le test de catégorisation (figure 4.27), un schéma d'agglomération identique apparaît. Les catégories dont sont issus les 9 sons réapparaissent en découpant cet arbre en 5 classes. Les 3 types d'objets apparaissent en partitionnant cet arbre en 3 classes. Les distances relatives entre les classes sont plus faibles que celles observées sur l'arbre de catégorisation. Deux sons n'ont jamais été systématiquement évalués comme "très différents" dans cette expérience, alors que certains d'entre eux n'ont jamais été rassemblés. L'ordre d'agglomération est le même que sur la figure 4.31.

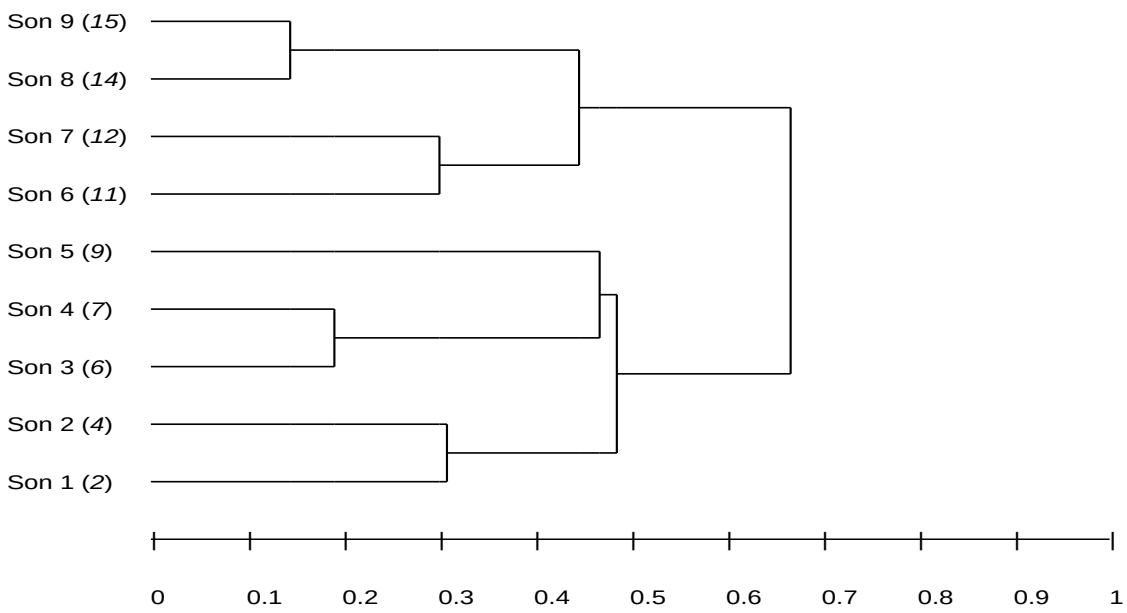



FIG. 4.32 – Arbre d'agglomération des items lors du test $T7$. La distance moyenne perçue est représentée par l'échelle horizontale. Le numéro du son lors du test de catégorisation $T6$ est indiqué entre parenthèses.

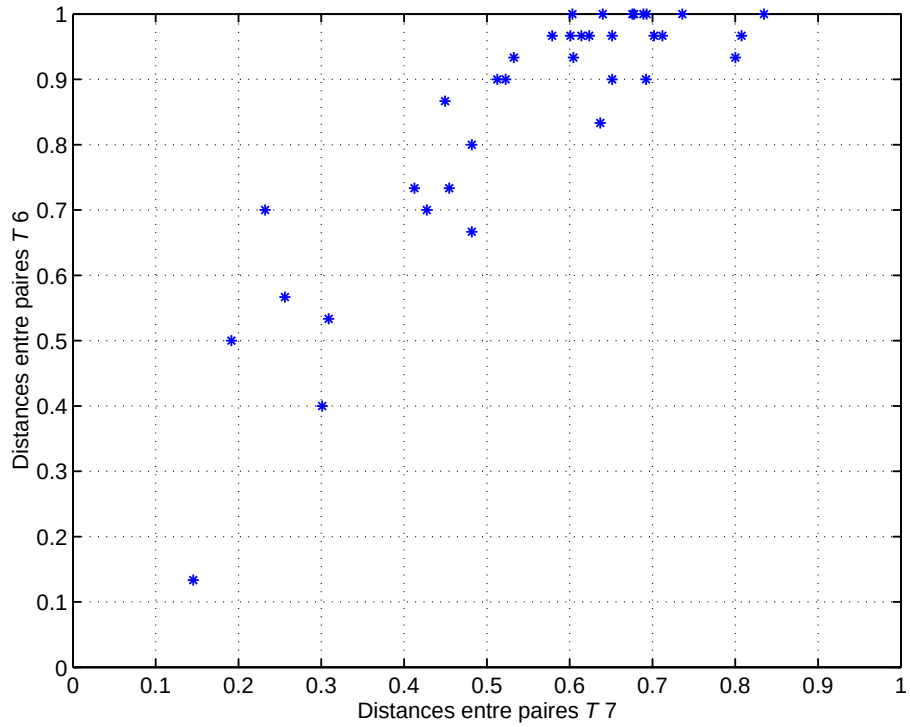



FIG. 4.33 – Relation entre les distances mesurées pour chaque paire d'items lors des tests $T6$ (catégorisation) et $T7$ (comparaison par paires).

Bien que les échelles de réponse ne soient pas utilisées de la même manière au cours de ces différentes tâches perceptives, une relation linéaire apparaît entre les distances mesurées lors de ces deux tests. La figure 4.33 présente les distances mesurées pour chaque paire de sons lors du test de catégorisation (abscisses) et du test par paires (ordonnées). Ce graphe montre les comportements de réponse propres à chaque tâche. Bien que les données catégorielles occupent quasiment la pleine échelle de mesure, on note que celles-ci ne sont pas réparties de manière homogène. De nombreux sons n'ont jamais été catégorisés ensemble lors du test $T6$, les distances entre ces paires sont donc égales à 1. Pour autant ces sons n'ont jamais été unanimement jugés comme "très différents" lors de la comparaison par paires $T7$. On ne trouve donc aucune distance égale à 1 par cette expérience. Ceci explique la "dilatation" du dendrogramme de catégorisation par rapport à celui présenté en figure 4.32. L'expérience de catégorisation mène à des résultats plus "tranchés" et répartis de manière discrète sur l'échelle des distances.

### Espace perceptif

L'espace perceptif de ces jugements de proximité est déterminé par une analyse INDSCAL des matrices de distances individuelles. Contrairement à l'espace de la catégorisation, il est possible de pondérer les contributions des dimensions perceptives pour chaque auditeur. Comme illustré sur la figure 4.34, les 3 premières dimensions de cet espace perceptif permettent d'expliquer plus de 85 % de la variance des réponses.

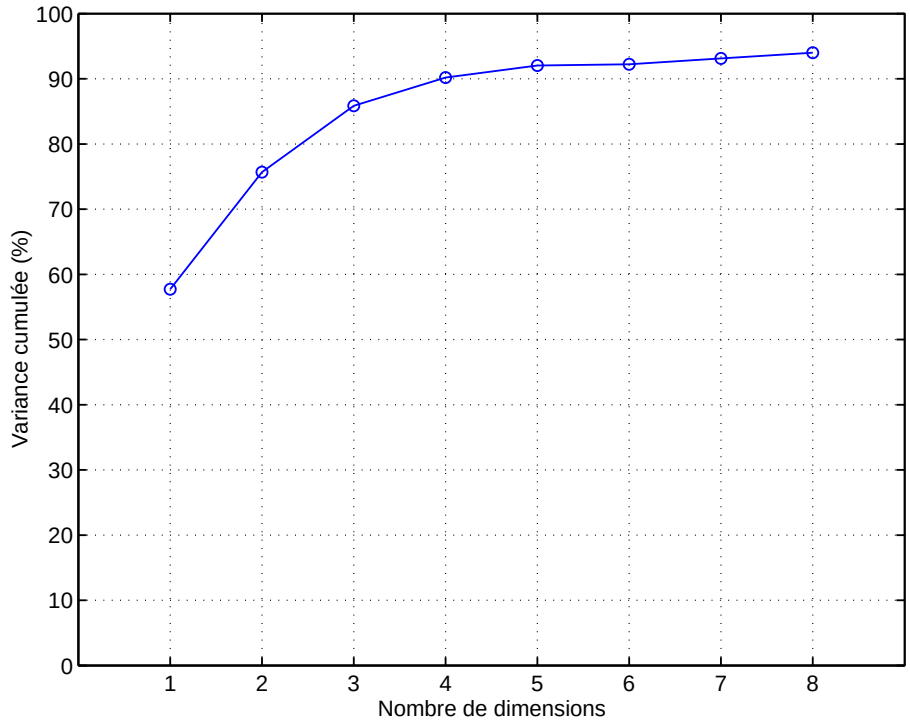



FIG. 4.34 – Pourcentage de la variance expliquée en fonction du nombre de dimensions.

L'utilisation des mêmes symboles de classes pour la représentation des sons dans cet espace perceptif (figure 4.35) permet de visualiser une répartition similaire à celle de l'espace des catégorisations

obtenu par l'analyse MDSCAL (figure 4.30). Les sons sont mieux distribués selon le deuxième axe. Ceci est dû, d'une part, au fait que les jugements de similarité sont ici continus et non catégoriels, et d'autre part, au fait que l'espace perceptif est mieux décrit par la prise en compte de pondérations individuelles.

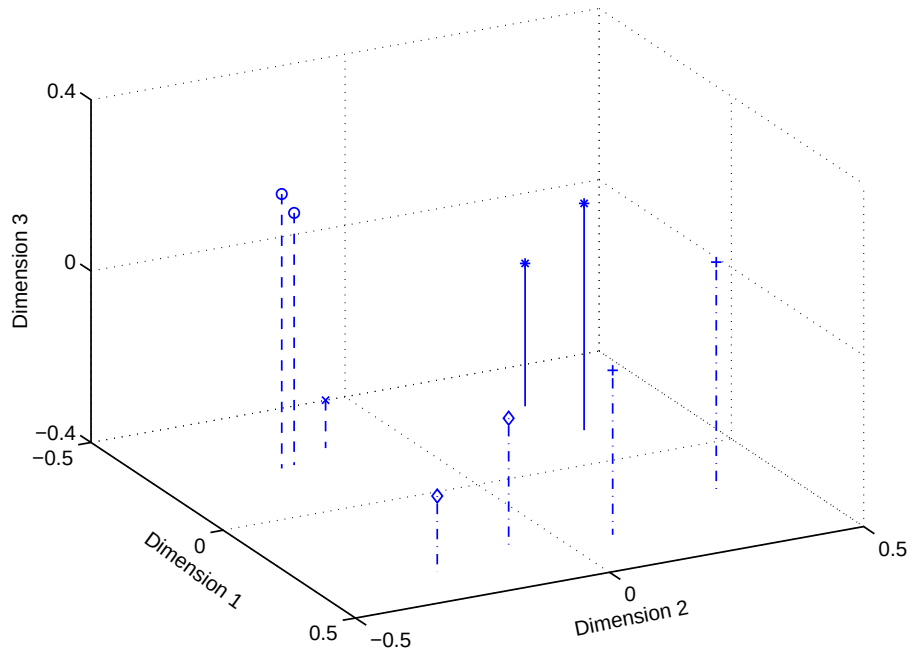



FIG. 4.35 – Répartition des 9 sons dans un espace perceptif INDSCAL à 3 dimensions : (∗) pour la classe 1, (o) pour la classe 2, (x) pour la classe 3, (+) pour la classe 4 et (⋄) pour la classe 5. Les objets de type 1 sont désignés par un trait continu, ceux de type 2 par un trait discontinu et ceux de type 3 par un trait mixte.

Une analyse procrustéenne permet de vérifier la correspondance entre les dimensions de ces deux espaces. Un espace perceptif issu d'une analyse MDSCAL est invariant en rotation. Il est ajusté sur l'espace perceptif INDSCAL par l'analyse procrustéenne par rotation (tableau 4.23) et dilatation ses dimensions. Ici les dimensions correspondent presque exactement et cette opération permet d'augmenter légèrement la corrélation entre les dimensions de ces espaces indiquée dans le tableau 4.24.

| | $T6$ dim1 | $T6$ dim2 | $T6$ dim3 |
|---|---|---|---|
| $T7$ dim1 | 0.96 | 0.11 | -0.27 |
| $T7$ dim2 | -0.12 | 0.99 | -0.04 |
| $T7$ dim3 | 0.26 | 0.08 | 0.96 |

TAB. 4.23 – Matrice de rotation utilisée pour faire concorder les espaces perceptifs de catégorisation et de comparaison par paires.

| | $T6$ dim1 | $T6$ dim2 | $T6$ dim3 |
|---|---|---|---|
| $T7$ dim1 | 0.95*** | 0.05 | 0.11 |
| $T7$ dim2 | 0.04 | 0.96*** | 0.08 |
| $T7$ dim3 | 0.10 | 0.09 | 0.73*** |

***$p < .001$

TAB. 4.24 – Coefficients de détermination ajustés $R^2_{aj}$ entre les 3 premières dimensions des espaces perceptifs issus de $T6$ (MDSCAL) et $T7$ (INDSCAL) après ajustement par analyse procrustéenne.

La première dimension est liée au centre de gravité spectral (CGS) des sons ($R^2_{aj}$=0.89***). La deuxième dimension peut être expliquée par la sonie $N$ des stimuli ($R^2_{aj}$=0.91***). La troisième dimension décrite est liée à la modulation en amplitude des sons et est, au mieux, expliquée par la rugosité $R$ ($R^2_{aj}$=0.71***).

Conformément à ce qui a été observé en 4.4.3, l'espace perceptif obtenu à partir d'une tâche perceptive de catégorisation sonore est comparable à celui obtenu à partir de relations de proximités. Les différents degrés d'abstraction employés par les auditeurs permettent de reconstituer les distances entre sons à partir de jugements catégoriels.

Comme montré sur les figures 4.30 et 4.35, les objets différents (type 1,2 et 3) ne sont pas confondus dans ces espaces. La discrimination de ces objets se base sur leur timbre (CGS, $R$), mais également sur leur intensité. Ce sont d'ailleurs les différences de niveau qui permettent de ne pas confondre les objets de type 1 et 2.

## 4.6 Conclusions sur l'appréciation perceptive des dispersions

### 4.6.1 Perception des variabilités du modèle

Ce modèle de synthèse a permis de mettre en évidence la perception par le son de faibles variations de structure. Les contributions factorielles de ces dispersions ont été déterminées en évaluant la similarité entre diverses configurations dispersées et un son de référence. Ces états de dispersion ont été échantillonnés selon un plan d'expérience factoriel fractionnaire dont l'utilisation pour la mesure perceptive a été validée lors du chapitre 3. Ces stimuli ont ensuite été évalués lors d'une tâche de catégorisation. Cette expérience a permis de dégager la partition optimale de l'ensemble des stimuli, dont une des classes est directement reliée à la variabilité d'un des paramètres du modèle. Une analyse multidimensionnelle des données catégorielles a ensuite permis de vérifier que la plupart des paramètres acoustiques utilisés pour discriminer les sons dans ces tâches sont les mêmes.

### 4.6.2 Espaces perceptifs de similarité

L'espace perceptif obtenu par une expérience de catégorisation est, par certains aspects, semblable à celui obtenu par une analyse multidimensionnelle de données individuelles de proximité. Les corrélats acoustiques à l'origine de la discrimination sont les mêmes dans ces deux espaces. Les contributions des dimensions ne sont en revanche pas les mêmes selon que le processus de discrimination sonore implique une catégorisation ou une évaluation de distance sur une échelle continue.

Ainsi la première dimension de la catégorisation $T4$ n'apparaît qu'en troisième position dans l'espace de similarité issu de la comparaison par paires $T5$. L'espace perceptif issu d'une catégorisation est moins clairement descriptible car il n'est pas possible d'attribuer de poids aux individus sur les dimensions perceptives. Les distances entre sons ne peuvent être reconstituées que du fait que les auditeurs évaluent l'ensemble des stimuli à divers niveaux d'abstraction. Il semble nécessaire à cet égard d'avoir un panel de sons peu éloignés les uns des autres pour que les mêmes catégories ne soient pas systématiquement dégagées. Le contraire conduit à une matrice d'incidence dichotomique dont la transformation en matrice de distances est inexploitable à des fins d'analyse multidimensionnelle. Concernant des bruits de claquement de portières, Parizet [Par 05] a montré que lorsqu'à un niveau de hiérarchisation des catégories de sons sont systématiquement identifiées par les auditeurs, le dendrogramme issu d'une catégorisation n'est pas le même que celui issu d'une comparaison par paires. En ce sens, l'emploi de cette tâche de discrimination n'est pas contradictoire avec l'évaluation perceptive des dispersions de structure. Il s'agit en effet d'évaluer de faibles différences d'identité sonore. En outre, cette méthodologie offre la possibilité d'évaluer un grand corpus de sons au cours de la même expérience et donc de choisir un échantillon représentatif des effets perceptifs des dispersions sur une population de structures.

### 4.6.3 Confusion par le timbre

La dernière expérience a mis en évidence le fait que des objets nominalement différents ne sont pas confondus suite à des dispersions de leurs structures. Les sons provenant d'objets nominalement différents ne sont pas associés dans la partition optimale. Des sous-groupes émergent pour certains objets identiques, preuve que des dispersions de structure peuvent amener un objet à être perçu différemment par son identité sonore. Il faut que les objets différents aient des identités sonores nominalement très proches pour supposer que des confusions soient possibles. Le timbre n'est pas le seul paramètre à l'origine de la discrimination, des différences de niveau permettent de distinguer des objets différents dont le timbre est proche.

# Conclusions et perspectives

Ce travail a permis de mettre à jour les effets perceptifs des dispersions de structure. Nous avons en premier lieu vérifié que l'identité sonore peut varier sur un panel de produits industriels par l'observation de paramètres perceptifs classiques sur des enregistrements de bruits intérieurs de véhicules. Notre étude s'est ensuite focalisée sur des structures simplifiées dont les dispersions ont été simulées. Il a alors été possible, dans le cas d'une structure réelle puis d'une structure modélisée, de déterminer les contributions factorielles des dispersions à la similarité perçue. La distribution des images sonores d'objets de synthèse a ensuite été observée dans un espace perceptif de similarité. Cet espace n'est pas à proprement parler celui du timbre de l'objet car celui-ci n'est pas le seul paramètre du son affecté par les dispersions de structure. Il apparaît ainsi que des objets différents ne sont pas confondus perceptivement du fait des différences de niveau existant entre eux. C'est pour une raison similaire qu'il n'a pas été possible d'évaluer les enregistrements de véhicules lors d'une tâche perceptive. Les différences de hauteur tonale entre les véhicules nominalement différents sont trop importantes pour autoriser une confusion par le timbre. En conséquence, les effets perceptifs de la dispersion des structures n'ont pu être quantifiées qu'à partir d'objets simplifiés. Nous avons alors confirmé ce que le cas des automobiles, abordé au chapitre 2, laissait supposer : il est très difficile, voire impossible, de caractériser les effet des dispersions sur le seul timbre.

L'évaluation des dispersions s'effectue généralement sur un échantillon représentatif du comportement d'une population de structures. Le nombre d'essais se révèle alors souvent trop important pour une évaluation perceptive. Bien que les effets des dispersions sur l'identité sonore d'un objet réel n'aient pu être caractérisés par une expérience perceptive, ce travail présente des méthodologies destinées à faciliter cette évaluation.

Les plans d'expériences factoriels fractionnaires permettent de réduire significativement le nombre de mesures à effectuer en choisissant judicieusement les configurations à étudier. Cette méthodologie a mené, par l'évaluation de la distance perceptive des sons "dispersés" au son nominal, à la connaissance de l'effet d'une variabilité mécanique sur la similarité perçue. Les effets perceptifs des paramètres structuraux peuvent alors être directement caractérisés. Cette approche permet, dans le cas d'une structure non modélisable par modèle physique, de déterminer l'effet d'une modification mécanique sur la perception du son. On pourra alors déterminer les dispersions dont les conséquences perceptives sont cruciales pour l'identification du timbre. Cependant, il faut garder à l'esprit le fait que cette méthode nécessite le contrôle parfait des facteurs, ce qui est difficile dans le cas d'une structure complexe réelle. Dans le cas où l'objet est décrit précisément par un modèle physique permettant de réaliser une étude perceptive, cette approche peut mettre en rapport le processus de conception mécanique classique du produit et son design sonore. Connaissant les effets perceptifs d'une modification mécanique, les concepteurs peuvent envisager un compromis satisfaisant ces deux points de vue.

La tâche de catégorisation sonore s'est révélée particulièrement adaptée à l'évaluation perceptive des dispersions de structure. Il s'agit d'une démarche intuitive, puisqu'elle consiste à regrouper les timbres similaires. Elle offre la possibilité de tester de nombreux stimuli, pour lesquels une partition optimale peut être dégagée, permettant de déterminer immédiatement les effets des dispersions sonores sur l'identification du timbre (des objets nominalement différents sont-ils confondus ou, au contraire, des objets nominalement identiques sont-ils différenciés ?). Lorsque les objets à évaluer sont suffisamment proches d'un point de vue perceptif, il est en outre possible de réaliser des analyses multidimensionnelles à partir de la matrice de distances ainsi obtenue. Nous avons alors pu vérifier que les dimensions perceptives sous-jacentes à l'espace de catégorisation sont les mêmes que celles de l'espace de similarité obtenu classiquement par une comparaison par paires. Les contributions de ces dimensions perceptives ne sont toutefois pas les mêmes selon que la tâche de discrimination est catégorielle ou continue. La catégorisation sonore permet de tester de nombreux stimuli dans un temps bien inférieur à celui requis par un test de comparaison par paires.

Il serait intéressant, dans une étude future, d'évaluer la dispersion sur un important panel de sons enregistrés sur des populations d'objets réels nominalement différents, dont les identités sonores sont très proches mais supposées différentiables par leurs concepteurs respectifs. On a pu observer que des objets nominalement différents peuvent ne pas être confondus par leur timbre du fait des autres caractéristiques audibles. Une variation, même très faible, de sonie, hauteur tonale ou durée est immédiatement perçue et associée à une dimension de l'espace perceptif. Ces paramètres doivent donc être égalisés au préalable pour savoir si des confusions sont possibles par le timbre uniquement. Cette opération semble pourtant écologiquement peu valide car les variations de ces paramètres consécutives à des dispersions sont naturelles et semblent faciliter l'identification du timbre. Il faudra donc veiller à réduire, lors de l'enregistrement, les différences entre sons qui sont extérieures au timbre par le contrôle strict des conditions expérimentales.

# Bibliographie


[Abe 72] ABEL S.M. Duration discrimination of noise and tone bursts. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1972, vol 51, n°4B, pp 1219–1223.

[Age 95] AGENCE FRANÇAISE DE NORMALISATION . *Produits sidérurgiques : dimensions et tolérances*. Paris : AFNOR, 1995.

[Ame 60] AMERICAN STANDARDS ASSOCIATION . *Acoustical Terminology*. New York : American Standards Association, 1960.

[Aur 85a] AURES W. Berechnungsverfahren für den sensorischen Wohlklang beliebiger Schallsignale. *Acustica*, 1985, vol 59, n°2, pp 130–141.

[Aur 85b] AURES W. Ein Berechnungsverfahren der Rauhigkeit. *Acustica*, 1985, vol 58, n°5, pp 268–281.

[Bal 93] BALLAS J.A. Interpreting the language of informational sound. *Journal of the Washington Academy of Sciences*, 1993, vol 83, n°3, pp 143–160.

[Bal 94] BALLAS J.A. Effect of event variations and sound duration on identification of everyday sounds. **In :** Proc. of 2nd International Conference on Auditory Display, Santa Fe, NM, 1994, pp 147–155.

[Bar 04] BARTHOD M. *Contribution à l'étude des bruits dit de "graillonnement" dans les boites de vitesses automobiles*. Thèse de doctorat, Ecole nationale supérieure des arts et métiers, Paris, Juillet 2004.

[Ber 96] BERNHARD R.J. The limits of predictability due to manufacturing and environmentally induced uncertainty. **In :** Proc. of Inter-Noise 96, Liverpool, UK, 1996, pp 2867–2872.

[BH 87] BALLAS J.A. et HOWARD J.H. Interpreting the language of environmental sounds. *Environment and Behaviour*, 1987, vol 19, n°1, pp 91–114.

[BHL 98] BODDEN M., HEINRICHS R. et LINOW A. Sound quality evaluation of interior vehicle noise using an efficient psychoacoustic method. **In :** Proc. of 3rd European Conference on Noise Control - Euronoise98, München, Germany, 1998, pp 609–614.

[BJ 97] BLAUERT J. et JEKOSCH U. Sound-quality evaluation - a multi-layered problem. *Acta Acustica united with Acustica*, 1997, vol 83, n°5, pp 747–753.

[BM 91] BALLAS J.A. et MULLINS T. Effect of context on the identification of everyday sounds. *Human Performance*, 1991, vol 4, n°3, pp 199–219.

[Bon 86] BONNET C. *Manuel pratique de psychophysique*. Paris : Armand Colin, 1986.

[Bou 60] BOUGUER P. *Traité d'optique sur la gradation de la lumière*. Paris : Guérin et Delatour, 1760.

[BP 95] BOULENGER C. et PACHAUD C. *Surveillance des machines par analyse des vibrations : du dépistage au diagnostic.* Paris : AFNOR, 1995.

[CC 70] CARROLL J.D. et CHANG J.J. Analysis of individual differences in multidimensional scaling via an n-way generalization of "eckart-young" decomposition. *Psychometrika*, 1970, vol 35, pp 283–319.

[CC 01] COX T.F. et COX M.A.A. *Multidimensional Scaling.* Boca Raton : Chapman & Hall, 2001.

[CCP 01] CHAVENT M., C. C. LACOMBLEZ et PATOUILLE B. Critère de rand asymétrique. **In :** 8èmes Rencontres de la Société Francophone de Classification (SFC), Pointe-à-Pitre, 2001, pp 82–88.

[Cen 95] CENTRE TECHNIQUE DES INDUSTRIES MÉCANIQUES . *Matériaux pour l'isolation acoustique des machines et des véhicules.* Senlis : CETIM, 1995.

[CLD+ 97] CAFEO J.A., LUST R.V., DOGGETT S.J., NEFSKE D.J., FELDMAIER D.A. et SUNG S.H. A design-of-experiments approach to quantifying test-to-test variability for a modal test. **In :** Proc. of the 15th International Modal Analysis Conference, Orlando, FL, 1997, pp 598–604.

[CMSS 05] CACLIN A., MCADAMS S., SMITH B.K. et S. WINSBERG. Acoustic correlates of timbre space dimensions : A confirmatory study using synthetic tones. *Journal of the Acoustical Society of America*, 2005, vol 118, n°1, pp 471–482.

[Cra 70] CRANDALL S.H. First-crossing probabilities of the linear oscillator. *Journal of Sound and Vibration*, 1970, vol 12, n°3, pp 285–299.

[Cre 62] CREELMAN C.D. Human discrimination of auditory duration. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1962, vol 34, n°5, pp 582–593.

[Dav 88] DAVID H.A. *The method of paired comparison.* New York : Oxford University Press, 1988.

[DLC 79] DEMPSEY T.K., LEATHERWOOD J.D. et CLEVENSON S.A. Development of noise and vibration ride comfort criteria. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1979, vol 65, n°1, pp 124–132.

[DM 88] DOOLEY G.J. et MOORE B.C.J. Duration discrimination of steady and gliding tones : A new method for estimating sensitivity to rate of change. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1988, vol 84, n°4, pp 1332–1337.

[DNST 95] DYER T.J., NOLAN T.W., SHAPTON W.R. et THOMAS R.S. The analysis of frequency domain data from designed experiments. **In :** Proc. of SAE Noise and Vibration Conference, Traverse City, MI, 1995, pp 319–329.

[DO 41] DIMMICK F.L. et OLSON R.M. The intensive difference limen in audition. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1941, vol 12, pp 517–525.

[Dri 02] DRIOT N. *Étude de la dispersion vibroacoustique des transmissions par engrenages.* Thèse de doctorat, École Centrale de Lyon, Décembre 2002.

[Dub 97] DUBOIS D. *Catégorisation et cognition : De la perception au discours.* Paris : Éditions Kimé, 1997.

[DW 97] DANIEL P. et WEBER R. Psychoacoustical roughness : Implementation of an optimized model. *Acta Acustica united with Acustica*, 1997, vol 83, n°1, pp 113–123.

[ET 94] EFRON B. et TIBSHIRANI R.J. *An introduction to the bootstrap*. New York : Chapman & Hall, 1994.

[Fah 93] FAHY F.J. Statistical energy analysis : a wolf in sheep's clothing ? **In :** Proc. of Inter-Noise 93, Leuven, Belgium, 1993, pp 13–26.

[Fec 60] FECHNER G.T. *Elemente der Psychophysik*. Leipzig : Breitkopf und Härtel, 1860.

[FH 84] FASTL H. et HESSE A. Frequency discrimination for pure tones at short duration. *Acustica*, 1984, vol 56, n°1, pp 41–47.

[Fis 25] FISHER R.A. *Statistical Methods for Research Workers*. London : Oliver and Boyd, 1925.

[FMF 05] FAURE J. et MARQUIS-FAVRE C. Perceptual assessment of structural parameters influence for a radiating plate. *Acta Acustica united with Acustica*, 2005, vol 91, n°1, pp 77–90.

[FMFM 02] FONSECA J., MARES C., FRISWELL M. et MOTTERSHEAD J. Review of parameter uncertainty propagation methods in structural dynamic analysis. **In :** Proc. of ISMA27, Leuven, Belgium, 2002, pp 1853–1860.

[GB 72] GHELMEZIU N. et BELDIE I.P. On the characteristics of resonance spruce wood. *Catgut Acoustical Society Journal*, 1972, vol 17, pp 10–16.

[GCF 97] GUYOT F., CASTELLENGO M. et FABRE B. Étude de la catégorisation d'un corpus de bruits domestiques. **In :** DUBOIS D. *Catégorisation et cognition : De la perception au discours*. Paris : Éditions Kimé, 1997, pp 41–58.

[GG 78] GREY J.M. et GORDON J.W. Perceptual effects of spectral modifications on musical timbres. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1978, vol 63, n°5, pp 1493–1500.

[Goa 94] GOAD P. Sharpness : A perceptually based measure of the spectral dimension of musical timbre. **In :** Proc. of Acoustical Society of America $127^{\text{th}}$ Meeting, Massachusetts Institute of Technology, 1994.

[GP 95] GÄRDHAGEN B. et PLUNT J. Variation of vehicle nvh properties due to component eigenfrequency shifting. Basic limits of predictability. **In :** Proc. of SAE Noise and Vibration Conference, Traverse City, MI, 1995, pp 567–576.

[Gre 77] GREY J.M. Multidimensional perceptual scaling of musical timbre. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1977, vol 61, n°5, pp 1270–1277.

[Guy 96] GUYOT F. *Étude de la perception sonore en terme de reconnaissance et d'appréciation qualitative : une approche par la catégorisation*. Thèse de doctorat, Le Mans, Université du Maine, Juin 1996.

[Guy 02] GUYADER J.L. *Vibrations des milieux continus*. Paris : Hermes Science, 2002.

[HA 85] HUBERT L. et ARABIE P. Comparing partitions. *Journal of Classification*, 1985, vol 2, pp 193–218.

[Hai 00] HAINES D.W. The essential mechanical properties of wood prepared for musical instruments. *Catgut Acoustical Society Journal. Series II*, November 2000, vol 4, n°2, pp 20–32.

[HDB 80] HOUTSMA A.J.M., DURLACH N.L. et BRAIDA L.D. Intensity perception XI. experimental results on the relation of intensity perception to loudness matching. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1980, vol 68, n°3, pp 807–813.

[HDLD 97] HERMANS L., DE LANGHE K. et DEMEESTERE L. Methods to estimate the confidence level of the experimentally derived statistical energy analysis model : application to vehicles. **In :** Proc. of SAE Noise and Vibration Conference, Traverse City, MI, 1997, pp 789–799.

[HG 99] HAMZAOUI N. et GUYADER J.L. *Prévision du bruit rayonné par des structures en vue d'une évaluation perceptive, Partie I*. Rapport technique, Laboratoire Vibrations Acoustique,INSA de Lyon, 1999. PREDIT, Ministère de l'Aménagement du Territoire et de l'Environnement.

[Hou 03] HOUIX O. *Catégorisation auditive des sources sonores*. Thèse de doctorat, Université du Maine, 2003.

[How 97] HOWELL D.C. *Statistical methods for psychology*. Belmont CA : Duxbury Press, 1997.

[HSP+ 02] HAMZAOUI N., SANDIER C., PARIZET E., WETTA P. et BESSEYRIAS C. Subjective assessements of the acoustic radiation from steel structures : Some effects of a few parametric variations. **In :** Proc. of Forum Acusticum, Sevilla, Spain, 2002.

[ILSP 03] IH J.G., LIM D.H., SHIN S.H. et PARK Y. Experimental design and assessment of product sound quality : Application to a vacuum cleaner. *Noise Control Engineering Journal*, 2003, vol 51, n°4, pp 244–252.

[IMSH 02] IANKOV R., MOENS D., SAS P. et HERMANS L. Propagation of variances of FRFs through FRF-based coupling calculation. **In :** Proc. of ISMA27, Leuven, Belgium, 2002, pp 1845–1852.

[JTZM 93] JOHNSON J.H., TURNER C.W., ZWISLOCKI J.J. et MARGOLIS R.H. Just noticeable differences for intensity and their relation to loudness. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1993, vol 93, n°2, pp 983–991.

[JWG 77] JESTEADT W., WEIR C.C. et GREEN D.M. Intensity discrimination as a function of frequency and sensation level. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1977, vol 61, n°1, pp 169–177.

[KB 93] KOMPELLA M.S. et BERNHARD R.J. Measurements of statistical variation of structural-acoustic characteristics of automotive vehicles. **In :** Proc. of SAE Noise and Vibration Conference, Traverse City, MI, 1993, pp 65–81.

[KB 96] KOMPELLA M.S. et BERNHARD R.J. Variation of structural-acoustic characteristics of automotive vehicles. *Noise Control Engineering Journal*, 1996, vol 44, n°2, pp 93–99.

[KG 99] KRIEGER A.M. et GREEN P.E. A generalized rand-index method for consensus clustering of separate partitions of the same data base. *Journal of Classification*, 1999, vol 16, pp 63–89.

[KL 05] KWON K.S. et LIN R.M. Robust finite element model updating using taguchi method. *Journal of Sound and Vibration*, 2005, vol 280, n°1-2, pp 77–99.

[KMW 94] KRIMPHOFF J., MCADAMS S. et WINSBERG S. Caractérisation du timbre des sons complexes II : Analyses acoustiques et quantification psychophysique. *Journal de Physique*, 1994, vol 4, pp 625–628.

[Lem 04] LEMAITRE G. *Étude perceptive et acoustique de nouveaux avertisseurs sonores automobiles*. Thèse de doctorat, Le Mans, Université du Maine, Avril 2004.

[Les 88] LESUEUR C. *Rayonnement acoustique des structures. Vibroacoustique, interactions fluide-structure*. Paris : Eyrolles, 1988.

[LO 97] LUTFI R.A. et OH E.L. Auditory discrimination of material changes in a struck-clamped bar. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1997, vol 102, n°6, pp 3647–3655.

[LS 67] LINDBLOM B.E. et STUDDERT-KENNEDY M. On the role of formant transitions in vowel regognition. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1967, vol 42, n°4, pp 830–843.

[Lut 89] LUTFI R.A. Informational processing of complex sound. i : Intensity discrimination. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1989, vol 86, n°3, pp 934–944.

[Mar 04] MAROZEAU J. *L'effet de la fréquence fondamentale sur le timbre*. Thèse de doctorat, Université de Paris 6, Paris, Octobre 2004.

[Mau 98] MAUNDER R. An interactive subjective assessment method for recorded sounds. **In :** Proc. of European Conference on Vehicle Noise and Vibration - IMechE98, London, UK, 1998, pp 345–354.

[MC 75] MILLER J.R. et CARTERETTE E.C. Perceptual space for musical structures. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1975, vol 58, n°3, pp 711–720.

[MCR 04] MCADAMS S., CHAIGNE A. et ROUSSARIE V. The psychomechanics of simulated sound sources : Material properties of impacted bars. *Journal of the Acoustical Society of America*, 2004, vol 115, n°3, pp 1306–1320.

[Mer 77] MERMELSTEIN P. Difference limens for formant frequencies of steady state and consonant-vowels. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1977, vol 63, n°2, pp 572–579.

[MG 96] MOORE B. C. J. et GLASBERG B. R. A. A revision of Zwicker's loudness model. *Acta Acustica united with Acustica*, 1996, vol 82, n°2, pp 335–345.

[MGS 84] MOORE B.C.J., GLASBERG B.R. et SHAILER M.J. Frequency and intensity difference limens for harmonics within complex tones. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1984, vol 75, n°2, pp 550–561.

[MHC 01] MEUNIER S., HABAULT D. et CANÉVET G. Auditory evaluation of sound signals radiated by a vibrating surface. *Journal of Sound and Vibration*, 2001, vol 247, n°5, pp 897–915.

[Moo 73] MOORE B.C.J. Frequency difference limens for short-duration tones. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1973, vol 54, n°3, pp 610–619.

[Moo 89] MOORE B.C.J. *An introduction to the psychology of hearing*. London : Academic press, 1989.

[MS 01] MACE B.R. et SHORTER P.J. A local modal/perturbation method for estimating frequency response statistics of built-up structures with uncertain properties. *Journal of Sound and Vibration*, 2001, vol 242, n°5, pp 793–811.

[MSP+ 98] MISDARIIS N., SMITH B.K., PRESSNITZER D., SUSINI P. et MCADAMS S. Validation of a multidimensional distance model for perceptual dissimilarities among musical timbres. **In :** Proc. of ICA & ASA joint meeting, Seattle, WA, 1998, pp 3005–3006.

[MTSC 99] MOELLER M.J., THOMAS R.S., S.E. CHEN et CHANDRA N. NVH CAE quality metrics. **In :** Proc. of SAE Noise and Vibration Conference & Exposition, Traverse City, MI, 1999, pp 1077–1085.

[MWD+ 95] MCADAMS S., WINSBERG S., DONNADIEU S., DE SOETE G. et KRIMPHOFF J. Perceptual scaling of synthesized musical timbres : Common dimensions, specificities, and latent subject classes. *Psychological Research*, 1995, vol 58, pp 177–192.

[OG 03a] OUISSE M. et GUYADER J.L. An energy residual method for detection of the causes of vibration hypersensitivity. *Journal of Sound and Vibration*, 2003, vol 260, n°1, pp 83–100.

[OG 03b] OUISSE M. et GUYADER J.L. Vibration sensitive behavior of a connecting angle : Case of coupled beams and plates. *Journal of Sound and Vibration*, 2003, vol 267, n°4, pp 809–850.

[Oui 02] OUISSE M. *Dispersions du comportement de structures vibrantes : analyse et détection*. Thèse de doctorat, Institut National des Sciences Appliquées de Lyon, Décembre 2002.

[Par 05] PARIZET E. Listening test experiments for sound quality applications. **In :** Proc. of 2nd Alps-Adria Acoustics Association Congress, Opatija, Croatia, 2005.

[PCCD 91] PORTER R.J., CULLEN J.K., COLLINS M.J. et D.F. JACKSON. Discrimination of formant transition onset frequency : Psychoacoustic cues at short, moderate, and long durations. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1991, vol 90, n°3, pp 1298–1308.

[PHS 05] PARIZET E., HAMZAOUI N. et SABATIÉ G. Comparison of some listening test methods : a case study. *Acta Acustica united with Acustica*, 2005, vol 91, n°2, pp 356–364.

[PMH+ 87] PRATT J.K., MUTLU H., HEIL H., HOFMANN B., SCHMIDT N. et SEGAIN J. Photoreceptor optimization via taguchi methods. **In :** Proc. of SAE International Congress and Exposition, Detroit, MI, 1987.

[Pre 98] PRESSNITZER DANIEL. *Perception de rugosité psychoacoustique : D'un attribut élémentaire de l'audition à l'écoute musicale*. Thèse de doctorat, Université Paris VI/IRCAM, Paris, 1998.

[PVDKP 69] POLS J. C. W., VAN DER KAMP L. J. TH. et PLOMP R. Perceptual and physical space of vowel sounds. *Journal of the Acoustical Society of America*, 1969, vol 46, n°2, pp 458–467.

[Ran 71] RAND W.M. Objective criteria for the evaluation of clustering methods. *Journal of the American Statistical Association*, 1971, vol 66, pp 846–850.

[Réb 95] RÉBILLARD E. *Vibroacoustique des réseaux de plaques : modélisation, hypersensibilité et populations de structures*. Thèse de doctorat, Institut National des Sciences Appliquées de Lyon, 1995.

[Rei 28] REISZ R. Differential intensity sensitivity of the ear for pure tones. *Physical Review*, 1928, vol 30, pp 867–875.

[Res 91] RESH W.F. Some results concerning the effect of stochastic parameters on engine mount system behavior. **In :** Proc. of SAE Noise and Vibration Conference, Traverse City, MI, 1991, pp 133–140.

[RG 95] RÉBILLARD E. et GUYADER J.L. Vibration behaviour of a population of coupled plates : Hypersensitivity to the connexion angle. *Journal of Sound and Vibration*, 1995, vol 188, n°3, pp 435–454.

[RG 97] RÉBILLARD E. et GUYADER J.L. Vibration behaviour of lattices of plates : Basic behaviour and hypersensitivity phenomena. *Journal of Sound and Vibration*, 1997, vol 205, n°3, pp 337–354.

[RG 00] RÉBILLARD E. et GUYADER J.L. Calculation of the radiated sound from coupled plates. *Acta Acustica united with Acustica*, 2000, vol 86, n°2, pp 303–312.

[Rou 99] ROUSSARIE V. *Analyse perceptive des structures vibrantes*. Thèse de doctorat, Le Mans, Université du Maine, Décembre 1999.

[San 02] SANCHEZ L. *Détermination des vitesses découplées d'un lave linge par la méthode des mobilités*. Rapport technique, Laboratoire Vibrations Acoustique,INSA de Lyon, 2002. Rapport contractuel.

[SC 99] SHIRAIWA H. et CHAIGNE A. *Prévision du bruit rayonné par des structures en vue d'une évaluation perceptive, Partie II*. Rapport technique, Département TSI Groupe AAO, ENST Paris, 1999. PREDIT, Ministère de l'Aménagement du Territoire et de l'Environnement.

[Sch 90] SCHWARTZ J.L. Perception de la parole : Invariance et variabilité. **In :** Proc. of 1$^{er}$ Congrès Français d'Acoustique, Lyon, France, 1990, pp 461–470.

[SGDD 03] SUSINI P., GAUDIBERT P., DERUTY E. et DANDREL L. Perceptive study and recommandation for sonification categories. **In :** Proc. of 9$^{th}$ International Conference on Auditory Display, University of Boston, MA, 2003, pp 292–295.

[Shu 02] SHUYU L. Study on the radiation acoustic field of rectangular radiators in flexural vibration. *Journal of Sound and Vibration*, 2002, vol 254, n°3, pp 469–479.

[SMW 97] SUSINI P., MCADAMS S. et WINSBERG S. Caractérisation perceptive des bruits de véhicules. **In :** Proc. of 4$^{ème}$ Congrès Français d'Acoustique, Marseille, France, 1997, pp 543–546.

[SMW 99] SUSINI P., MCADAMS S. et WINSBERG S. A multidimentional technique for sound quality assessment. *Acta Acustica united with Acustica*, 1999, vol 85, n°5, pp 650–656.

[SMW$^+$ 04] SUSINI P., MCADAMS S., WINSBERG S., PERRY I., VIEILLARD S. et RODET X. Characterizing the sound quality of air-conditioning noise. *Applied Acoustics*, 2004, vol 65, n°8, pp 763–790.

[Spi 93] SPIEGEL M.R. *Theory and problems of statistics*. New York : McGrow-Hill Book Company, 1993.

[SWB 75] SHEPLER P.R., WILLEM E.F. et BRUNKE E.C. Small bore diesel engine testing using the fractional factorial technique to evaluate oil control. **In :** Proc. of SAE Noise and Vibration Conference, Traverse City, MI, 1975.

[Tag 59] TAGUCHI G. Linear graphs for orthogonal arrays and their application to experimental design, with aid of various techniques. *Reports of Statistical Application Research*, 1959, vol 6, n°1, pp 1–43.

[Tag 60] TAGUCHI G. Table of orthogonal arrays and linear graphs. *Reports of Statistical Application Research*, 1960, vol 6, n°5, pp 176–227.

[Ter 74] TERHARDT E. On the perception of periodic sound fluctuation (roughness). *Acustica*, 1974, vol 30, n°4, pp 201–215.

[TK 87] TAGUCHI G. et KONISHI S. *Taguchi methods. Orthogonal arrays and linear graphs. Tools for quality engineering*. Dearborn MI : American Supplier Institute Press, 1987.

[Tor 52] TORGERSON W.S. Multidimensional scaling : I. theory and method. *Psychometrika*, 1952, vol 17, n°4, pp 401–419.

[TSM 99] TOPALOVIC N., SMITH B.K. et MCADAMS S. *Prévision du bruit rayonné par des structures en vue d'une évaluation perceptive, Partie III*. Rapport technique, Equipe Perception et Cognition Musicales, IRCAM Paris, 1999. PREDIT, Ministère de l'Aménagement du Territoire et de l'Environnement.

[VB 74a] VON BISMARCK G. Sharpness as an attribute of the timbre of steady sounds. *Acustica*, 1974, vol 30, n°3, pp 159–172.

[VB 74b] VON BISMARCK G. Timbre of steady sounds : a factorial investigation of its verbal attributes. *Acustica*, 1974, vol 30, n°3, pp 146–159.

[VV 91] VAN DER KLOOT W.A. et VAN HERK H. Multidimensional scaling of sorting data : a comparison of three procedures. *Multivariate Behavioral Research*, 1991, vol 26, n°4, pp 563–581.

[WC 89] WINSBERG S. et CARROLL J.D. A quasi-nonmetric method to multidimensional scaling via an extended euclidean model. *Psychometrika*, 1989, vol 54, pp 217–229.

[WDS 93] WINSBERG S. et DE SOETE G. A latent class approach to fitting the weighted euclidean model, CLASCAL. *Psychometrika*, 1993, vol 58, n°2, pp 315–330.

[Web 46] WEBER E.H. *Handwörterbuch der Physiologie, mit Rücksicht auf physiologische Pathologie*. Braunschweig : Vieweg und Sohn, 1846.

[Wes 79] WESSEL D.L. Timbre space as a musical control structure. *Computer Music Journal*, June 1979, vol 3, n°2, pp 45–52.

[Wid 98] WIDMANN U. Aurally adequate evaluation of sounds. **In :** Proc. of 3rd European Conference on Noise Control - Euronoise98, München, Germany, 1998, pp 29–46.

[WJ 86] WOOD L.A. et JOACHIM C.A. Scatter of structureborne noise in four cylinder motor vehicles. **In :** Proc. of SAE International Congress and Exposition, Detroit, MI, 1986, pp 428–437.

[Yat 35] YATES F. Complex experiments (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society. Series B. Statistical Methodology*, 1935, vol 2, n°2, pp 181–247.

[YS 04] YOUNESS G. et SAPORTA G. Une méthodologie pour la comparaison de partitions. *Revue de Statistique Appliquée*, 2004, vol 52, pp 97–120.

[ZF 90] ZWICKER E. et FASTL H. *Psychoacoustics – Facts and models*. Berlin : Springer Verlag, 1990.

[Zwi 91] ZWICKER E. A proposal for defining and calculating the unbiased annoyance. **In :** SCHICK A. *Contributions to Psychological Acoustics*. Oldenburg, Germany, 1991, pp 187–202.

# Annexe A

# Analyse multidimensionnelle de proximité

L'analyse multidimensionnelle permet la représentation d'objets dans un espace à partir des relations de proximité existant entre chaque couple d'objets. Chaque objet peut être représenté dans cet espace. Il existe de nombreux algorithmes permettant, à partir des distances entre objets, de déterminer les coordonnées de ceux-ci dans un espace. Certains de ces algorithmes permettent de prendre en compte les spécificités des différents sujets ou groupes de sujets, des différents stimuli, voire des deux à la fois.

## A.1 Les différents algorithmes de MDS

### A.1.1 MDSCAL

L'algorithme MDSCAL (MultiDimensionnal SCALing) a été initialement développé par Torgerson [Tor 52]. Celui-ci est considéré comme le modèle de base de l'analyse multidimensionelle. Il relie simplement les distances à une mesure euclidienne,

$$d_{ij} = \left[\sum_{r=1}^{R}(X_{ir} - X_{jr})^2\right]^{\frac{1}{2}} \tag{A.1}$$

où $d_{ij}$ est la distance entre les objets $i$ et $j$, $X_{ir}$ et $X_{jr}$ sont les coordonnées de ces objets sur la dimension $r$. Par convention, l'espace est centré sur l'origine, et l'orientation des axes coïncide avec les directions de variance maximale grâce à une analyse en composante principale (ACP).

### A.1.2 INDSCAL

L'algorithme INDSCAL (INdividual Differences SCALing) a été proposé par Caroll et Chang [CC 70] et permet, à la différence de MDSCAL, d'attribuer une échelle différente par sujet. Tout comme MDSCAL, il part du principe que tous les auditeurs utilisent les mêmes dimensions mais ne les pondèrent pas de la même façon. Ces pondérations apparaissent dans l'équation (A.2) sous forme d'un facteur $W_{kr}$ représentant le poids qu'attribue l'auditeur $k$ à la dimension perceptive $r$ de l'espace perceptif.

$$d_{ijk} = \left[\sum_{r=1}^{R} W_{kr}(X_{ir} - X_{jr})^2\right]^{\frac{1}{2}} \tag{A.2}$$

où $d_{ijk}$ est la distance entre les objets $i$ et $j$ selon le sujet $k$, $X_{ir}$ et $X_{jr}$ sont les coordonnées de ces objets sur la dimension $r$ de l'espace perceptif.

### A.1.3 EXSCAL

L'algorithme EXSCAL (EXtended mdSCAL) a été élaboré par Winsberg et Carroll [WC 89]. Il permet à chaque stimulus de varier sur une dimension qui lui est spécifique. Ainsi, lorsqu'un stimulus possède une caractéristique particulière, cette spécificité n'engendre pas de dimension supplémentaire ne contenant qu'elle.

$$d_{ij} = \left[\sum_{r=1}^{R}(X_{ir} - X_{jr})^2 + S_i + S_j\right]^{\frac{1}{2}} \tag{A.3}$$

où $S_i$ et $S_j$ représentent les spécificités des stimuli $i$ et $j$, respectivement.

### A.1.4 CLASCAL

L'algorithme CLASCAL, élaboré par Winsberg et De Soete [WDS 93], reprend le principe de l'algorithme INDSCAL. Cependant les pondérations ne s'appliquent plus à chaque auditeur, mais à des classes d'auditeurs présentant des profils de réponse similaires. Ces pondérations apparaissent dans l'équation (A.4) sous forme d'un facteur $W_{tr}$ représentant le poids attribué par la classe d'auditeur $t$ à la dimension perceptive $r$. Ce modèle permet de déterminer les grandes classes de sujets, il permet aussi de donner un nombre de dimensions plus raisonnable qu'INDSCAL.

$$d_{ijt} = \left[\sum_{r=1}^{R} W_{tr}(X_{ir} - X_{jr})^2\right]^{\frac{1}{2}} \tag{A.4}$$

### A.1.5 CLASCAL étendu

Winsberg et De Soete (1993) ont intégré à CLASCAL les améliorations apportées par EXSCAL en y incluant les spécificités propres aux stimuli,

$$d_{ijt} = \left[\sum_{r=1}^{R} W_{tr}(X_{ir} - X_{jr})^2 + \nu_t(S_i + S_j)\right]^{\frac{1}{2}} \tag{A.5}$$

où $\nu_t$ représente le poids accordé par la classe t aux spécificités.

# Annexe B

# Lexique

**Design sonore**

On appelle design sonore la démarche qui consiste à assurer la cohérence entre la définition des objectifs en amont du projet et sa validation en aval par le public concerné. Le design sonore se plie et s'adapte, suivant les cas, aux contraintes imposée par l'objet dont le son est à l'origine. Le design sonore est l'un des éléments d'un processus de design global prenant en compte l'objet sous tous ses aspects.

**Validité écologique**

La validité écologique permet d'étendre les conclusions issues d'observations effectuées en milieu artificiel, tel qu'un laboratoire, aux conditions d'applications réelles du phénomène observé. Si la validité écologique d'un travail de recherche est avérée, le chercheur peut alors généraliser ses résultats.

**Qualité sonore**

La qualité sonore est le principal objectif du design sonore. La qualité sonore est cette notion qui permet d'associer le son d'un objet à sa fonction ou à un caractère esthétique.

**Timbre**

Le timbre est l'ensemble des propriétés auditives permettant de distinguer deux sons, indépendamment de leurs niveaux, hauteurs tonales et durées.

# Annexe C

# Arbre d'agglomération des auditeurs au test *T*3

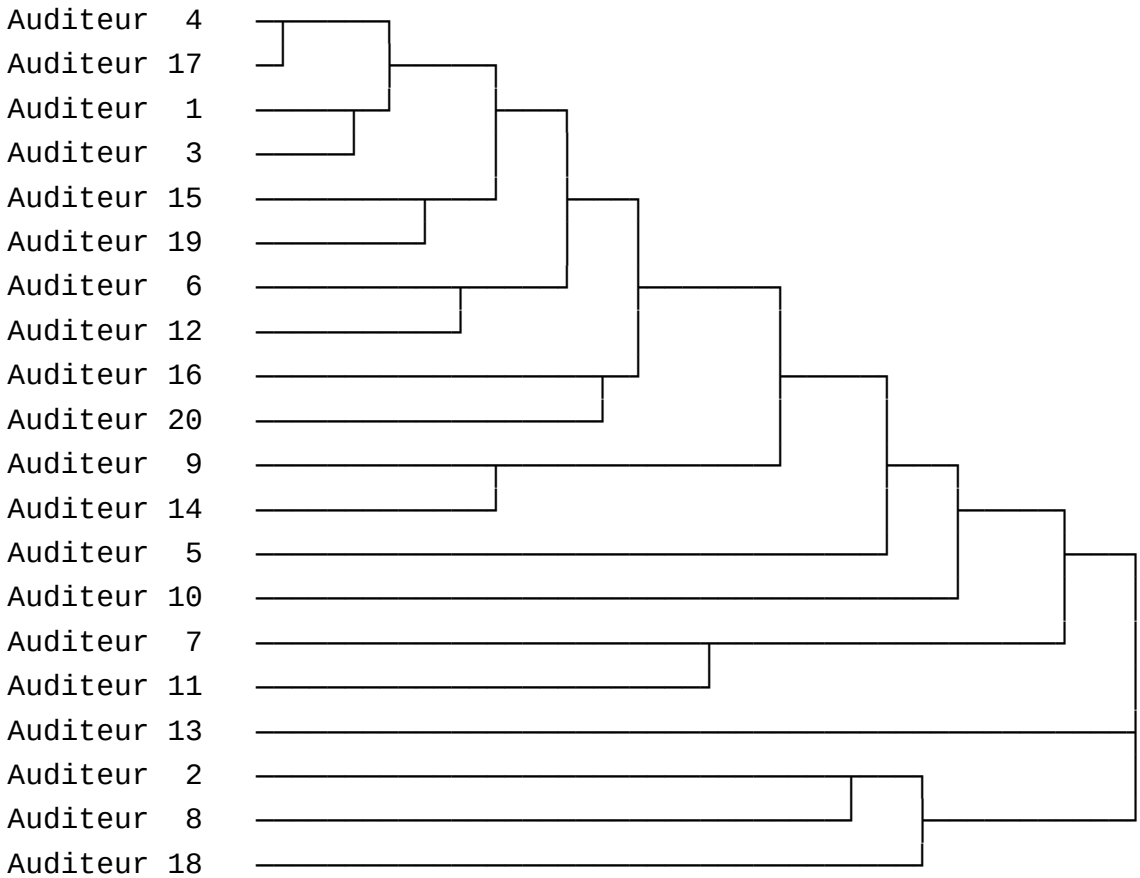



FIG. C.1 – Arbre d'agglomération hiérarchique des 20 auditeurs par leurs coefficients de Pearson.

# Annexe D

# Réponse impulsionnelle du système modélisé

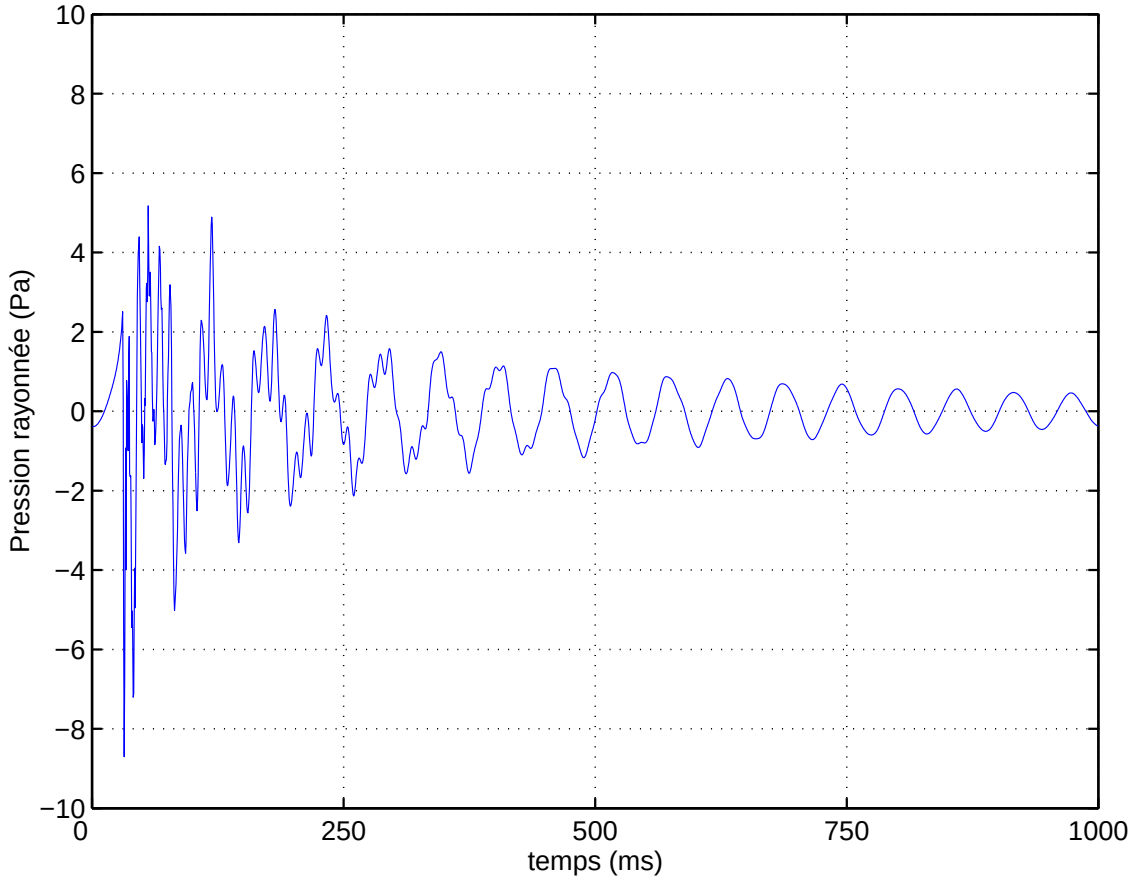



FIG. D.1 – Pression rayonnée par le système (durant 1 s) consécutivement à un effort impulsionnel unitaire.

# Annexe E

# Séries de Ross

**t=9**

| | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| premier terme | 1 | 9 | 8 | 7 | 6 | 3 | 4 | 5 | 6 | 1 | 2 | 9 | 8 | 7 | 4 | 5 | 6 | 7 | |
| second terme | 2 | 3 | 4 | 5 | 1 | 2 | 9 | 8 | 7 | 3 | 4 | 5 | 6 | 1 | 3 | 2 | 9 | 8 | |

| | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 3 | 2 | 9 | 8 | 5 | 6 | 7 | 8 | 1 | 4 | 3 | 2 | 9 | 5 | 4 | 3 | 2 | | |
| 4 | 5 | 6 | 7 | 1 | 4 | 3 | 2 | 9 | 5 | 6 | 7 | 8 | 1 | 6 | 7 | 8 | 9 | | |

**t=12**

| | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| premier terme | 1 | 12 | 11 | 10 | 9 | 8 | 3 | 5 | 6 | 7 | 8 | 1 | 2 | 12 | 11 | 10 | | | | | |
| second terme | 2 | 4 | 5 | 6 | 7 | 1 | 2 | 12 | 11 | 10 | 9 | 3 | 4 | 6 | 7 | 8 | | | | | |

| | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 9 | 4 | 5 | 7 | 8 | 9 | 1 | 3 | 2 | 12 | 11 | 10 | 5 | 6 | 7 | 9 | 10 | | | | | |
| 1 | 3 | 2 | 12 | 11 | 10 | 4 | 5 | 6 | 8 | 9 | 1 | 4 | 3 | 2 | 12 | 11 | | | | | |

| | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 4 | 3 | 2 | 12 | 11 | 6 | 7 | 8 | 9 | 11 | 1 | 5 | 4 | 3 | 2 | | | | | | |
| 5 | 6 | 7 | 8 | 10 | 1 | 5 | 4 | 3 | 2 | 12 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | | | | | | |

| | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 12 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 1 | 6 | 5 | 4 | 3 | 2 | 7 | 6 | 5 | 4 | 3 | | | | | |
| 1 | 6 | 5 | 4 | 3 | 2 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | | | | | |

# Annexe F

# Dendrogramme

La plupart des logiciels de statistique établissent des arbres d'agglomération à partir de coordonnées. Le programme **dendro** a été réalisé pour établir un dendrogramme à partir d'une matrice de distances.

### Programme

```
function dendro(dist,meth)
%dendro.m
%Programme Matlab dendro.m permettant d'obtenir une figure représentant
%l'arbre d'agglomération (dendrogramme) à partir de la matrice de distances
%
%dist est la matrice de dissemblance
%dist doit etre carrée et normée
%
%meth est la méthode d'agglomération
%1 pour un groupement par liens simples
%2 pour un groupement par liens moyens
%3 pour un groupement par liens complets
%
n1=size(dist,1);n2=size(dist,2);
if n1~=n2
   disp('Matrice non carrée !');
elseif max(max(dist)) > 1
   disp('Matrice non normée !');
else
Nsons=n1;
if meth==1
figure('color',[1 1 1],'numbertitle','off','name','Dendrogramme:
groupements par liens simples')
elseif meth==2
figure('color',[1 1 1],'numbertitle','off','name','Dendrogramme:
groupements par liens moyens.')
elseif meth==3
figure('color',[1 1 1],'numbertitle','off','name','Dendrogramme:
groupements par liens complets')
end
axis([0 1 1 Nsons+2]);
axis off;
line([0,1],[1,1],'color','k','linewidth',1);
```

```
for i=0:10
    a=i/10;
text(a,0,num2str(a),'fontsize',12);
text(a,1,'|  ','fontsize',12);
end
for i=1:Nsons
    classe(i).sons=[i];
end
%on crée d'abord une classe par son

compt_pas=1;
while length(classe) > 1
for i=1:length(classe)-1
    for j=i+1:length(classe)
        for ca=1:length(classe(i).sons)
            for cb=1:length(classe(j).sons)
                dist_class(ca,cb)=dist(classe(i).sons(ca),classe(j).sons(cb));
            end
        end
        if meth == 1
            long(i,j)=min(min(dist_class));
        elseif meth == 2
            long(i,j)=mean(mean(dist_class));
        elseif meth == 3
            long(i,j)=max(max(dist_class));
        end
        long(j,i)=long(i,j);
        clear dist_class;
    end
end
for i=1:length(classe); long(i,i)=10; end;
[a,I] = min(long,[],1);
[b,J] = min(a);
%on trouve le mini de la matrice
i2=I(J);
i1=J;
mpas(compt_pas,1)=(i1);
mpas(compt_pas,2)=(i2);
mpas(compt_pas,3)=(min(a));
%on récupère ses indices
classe(i1).sons=[classe(i1).sons classe(i2).sons];
classe=[classe(1:(i2-1)) classe((i2+1):length(classe))];
%on agglomère les classes
clear long;
compt_pas=compt_pas+1;
end
end
%fin de l'agglomération en classe suivant le méthode choisie

ordre=[classe(1).sons];
coord(:,1)=ordre';
coord(:,2)=0;
cp=1;
```

```
for i=1:length(classe)
    for j=1:length(classe(i).sons)
        text(-0.1,cp+1,['Son ' num2str(classe(i).sons(j))],'fontsize',12);
        coord(cp,3)=cp+1;
        cp=cp+1;
    end
end
%matrice de coordonnées pour le traçage des traits

for i=1:Nsons
    classe(i).sons=i;
end
%on recrée une classe par son

while length(classe) > 1
d1=0;
d2=0;
for a=1:length(coord(:,1))
    X=[coord(a,2) mpas(1,3)];
    Y=[coord(a,3) coord(a,3)];
    line(X,Y,'color','k','linewidth',1);
end
%on trace jusqu'au pas

for a=1:length(coord(:,1))
    if mpas(1,1)==coord(a,1)
        d1=a;
    elseif mpas(1,2)==coord(a,1)
        d2=a;
    end
end
x=[mpas(1,3) mpas(1,3)];
y=[coord(d1,3) coord(d2,3)];
line(x,y,'color','k','linewidth',1);
for i=1:length(coord(:,1))
    if coord(i,1) > coord(d2,1)
        coord(d2,1);
        coord(i,1)=coord(i,1)-1;
    end
end
coord(d1,3)=(coord(d1,3)+coord(d2,3))/2;
coord=[coord(1:d2-1,:); coord(d2+1:length(coord(:,1)),:)];
classe(mpas(1,1)).sons=[classe(mpas(1,1)).sons classe(mpas(1,2)).sons];
classe=[classe(1:mpas(1,2)-1) classe((mpas(1,2)+1):length(classe))];
coord(:,2)=mpas(1,3);
mpas=mpas(2:length(mpas(:,1)),:);
end
```

# Annexe G

# Comparaison de partitions

Le programme **randcor** permet de déterminer la partition optimale en comparant les partitions individuelles à des partitions de référence (issues du dendrogramme) par l'indice de Rand corrigé [HA 85]. Il fait appel au sous-programme **recdist** permettant de reconstituer une matrice de distances à partir des données catégorielles ainsi qu'au sous-programme **agglo** permettant de reconstituer les partitions de référence, à chaque niveau d'agglomération, à partir de la matrice de distances.

### Randcor

```
function [Rc] = randcor(auditeur)
nbsons=0;
%on détermine le nombre de sons sur le premier auditeur
for cc=1:length(auditeur(1).classe)
    nbsons=nbsons+length(auditeur(1).classe(cc).sons);
end
%on reconstitue la matrice de distance par les partitions individuelles
matdist=recdist(auditeur,nbsons);
%on génère autant de partitions optimales que de sons
for nc=1:nbsons
opti(nc).classe=agglo(matdist,2,nc);
end
for nbclas=1:nbsons
for audi=1:length(auditeur)
    part_opti=opti(nbclas).classe;
    part_audi=auditeur(audi).classe;
matcont=zeros(length(part_opti),length(part_audi));
            for k=1:length(part_opti),
                for m=1:length(part_opti(k).sons)
                    ctrl=part_opti(k).sons(m);
                    for kk=1:length(part_audi)
                        for mm=1:length(part_audi(kk).sons)
                            if part_audi(kk).sons(mm) == ctrl
                                matcont(k,kk)=matcont(k,kk)+1;
                            end
                        end
                    end
                end
            end
for i=1:length(part_opti)
    for j=1:length(part_audi)
```

```
        nij(i,j)=((matcont(i,j))*((matcont(i,j))-1))/2;
    end
end
for i=1:length(part_opti)
    ni(i)=(sum(matcont(i,:))*(sum(matcont(i,:))-1))/2;
end
for j=1:length(part_audi)
    nj(j)=(sum(matcont(:,j))*(sum(matcont(:,j))-1))/2;
end

n=(sum(sum(matcont)))*((sum(sum(matcont)))-1)/2;

Raj(nbclas,audi)=(sum(sum(nij))-(sum(ni)*sum(nj))/n)/(0.5*(sum(ni)+sum(nj))
-(sum(ni)*sum(nj))/n);
clear nij ni nj n
end
end

Rajm=mean(Raj,2);
figure;
plot(Rajm);
xlabel('Nombre de classes');
ylabel('Indice de Rand corrigé moyen');
grid on;
Rc=max(Rajm);
```

**Recdist**

```
function [matdist] = recdist(auditeurs,nbsons)
matdist=zeros(nbsons,nbsons);

    for i=1:nbsons,
        for j=1:length(auditeurs),
            for k=1:length(auditeurs(j).classe),
                ctrl=0;
                for le=1:length(auditeurs(j).classe(k).sons)
                    if auditeurs(j).classe(k).sons(le) == i
                        ctrl=1;
                    end
                end
                if ctrl == 1
                    for len=1:length(auditeurs(j).classe(k).sons)
                        tmp=auditeurs(j).classe(k).sons(len);
                        indice=i;
                        matdist(indice,tmp)=matdist(indice,tmp)+1;
                    end
                end
            end
        end
    end
matdist=1-matdist/length(auditeurs);
```

### Agglo

```
function [classe] = agglo(dist,meth,nbclass)
%dist est la matrice de dissemblance brute
%meth est la méthode d'agglomération
    %1 pour lien simple (plus proche voisin)
    %2 pour lien moyen (distance moyenne entre les classes)
    %3 pour lien complet (inclusion complète)
%nbclas est le nombre de classes désiré
nbsons=length(dist);
for i=1:nbsons
    classe(i).sons=[i];
end
%on crée d'abord une classe par son
while length(classe) > nbclass
for i=1:length(classe)-1
    for j=i+1:length(classe)
        for ca=1:length(classe(i).sons)
            for cb=1:length(classe(j).sons)
                dist_class(ca,cb)=dist(classe(i).sons(ca),classe(j).sons(cb));
            end
        end
        if meth == 1
            long(i,j)=min(min(dist_class));
        elseif meth == 2
            long(i,j)=mean(mean(dist_class));
        elseif meth == 3
            long(i,j)=max(max(dist_class));
        end
        long(j,i)=long(i,j);
        clear dist_class;
    end
end
for i=1:length(classe); long(i,i)=10; end;
[a,I] = min(long,[],1);
[b,J] = min(a);
%on trouve le mini de la matrice
i2=I(J);
i1=J;
%on récupère ses indices
classe(i1).sons=[classe(i1).sons classe(i2).sons];
classe=[classe(1:(i2-1)) classe((i2+1):length(classe))];
%on agglomère les classes
clear long;
end
```

# Annexe H

# Analyse procrustéenne

### Programme

```
function [xmod,R] = procruste(x,y);
%on cherche à faire coller x à y. Les tableaux doivent avoir les mêmes
%dimensions
%en lignes : les stimuli, en colonnes : les axes.
%les sorties sont le tableau ajusté et la précision de l'ajustement.
%Source : Cox & Cox chapitre 5
Ns1=size(x,1);Na1=size(x,2);
Ns2=size(y,1);Na2=size(y,2);
if (Ns1==Ns2) & (Na1<=Na2)
   %si moins de dimensions sur x, on complète par des colonnes de 0
   if Na1<Na2
      z=zeros(Ns1,Na2-Na1);
      x=[x z];
   end
   %centrage à l'origine
   xm=mean(x);x0=repmat(xm,Ns1,1);
   x=x-x0;
   ym=mean(y);y0=repmat(ym,Ns1,1);
   y=y-y0;
   %matrice de rotation
   c=y'*x;
   [u,s,v]=svd(c);
   A=v*u';
   A
   %dilatation
   rho=trace(A*y'*x)/trace(x*x');
   %Vecteurs ajustés
   xmod=rho*(x*A);
   %précision d'ajustement
   R=sqrt(trace(y*y')-rho*trace(A*y'*x));
else
   disp('Les deux matrices doivent avoir même nombre de ligne et pas
   plus de colonne pour x que pour y !');
end
```

# FOLIO ADMINISTRATIF

## THESE SOUTENUE DEVANT L'INSTITUT NATIONAL DES SCIENCES APPLIQUEES DE LYON

NOM : KOEHL — DATE de SOUTENANCE : 6 décembre 2005

Prénoms : Vincent

TITRE : INFLUENCE DES DISPERSIONS DE STRUCTURE SUR LA PERCEPTION SONORE

NATURE : Doctorat — Numéro d'ordre : 2005–ISAL–00102

École doctorale : Mécanique, Énergétique, Génie civil et Acoustique (MEGA)

Spécialité : Acoustique

Cote B.I.U. - Lyon : T 50/210/19 / et bis — CLASSE :

RÉSUMÉ : Les dispersions affectant les structures fabriquées en série génèrent d'importants écarts de comportement entre des objets nominalement identiques. D'un point de vue vibro-acoustique, cette variabilité a été observée, quantifiée et ses origines ont même pu être identifiées et localisées sur certaines structures simples. Mais les effets de cette variabilité sur la perception du son émis par l'objet sont encore peu connus. Ce travail porte sur l'évaluation des effets des dispersions de structure sur l'identité sonore. Le son est aujourd'hui, à l'instar de n'importe quel composant du produit, conçu pour répondre aux attentes du client. Il se peut ainsi que l'identité sonore, résultat de cette phase de design sonore, soit elle aussi sujette à d'importantes variabilités. Dans un premier temps, la stabilité de descripteurs perceptifs utilisés classiquement pour décrire la perception de bruit intérieur d'automobiles a été évaluée sur un panel de véhicules dont les dispersions n'ont pas été contrôlées. L'évolution de l'identité sonore a ainsi été observée sur une population de produits. Puis l'étude s'est concentrée sur un système simple dont plusieurs caractéristiques physiques peuvent être finement contrôlées. Nous avons montré que la démarche par plan d'expérience fractionnaire peut être utilisée pour mesurer la contribution des facteurs et de leurs éventuelles interactions à la perception du bruit de ce système. Cette démarche a ensuite été utilisée pour un second cas, pour lequel les sons étaient synthétisés. Différentes analyses perceptives ont été menées (mesure de la similarité des objets dispersés par rapport à l'objet de référence et catégorisation libre des sons de synthèse), dont les résultats concordants ont permis de mettre en évidence les facteurs les plus influents. Cependant, une dernière expérience a montré que, malgré les dispersions pouvant affecter ces facteurs, des différences d'identité sonore peuvent être perçues sur un panel d'objets identiques mais ne conduisent pas à des confusions avec des objets nominalement différents.

ABSTRACT : Because of structural variability, nominally identical objects of large-scale production may exhibit large variations in their behaviours. From a vibro-acoustic point of view, this variability has been observed and quantified and its origins have even been identified and located on several simple structures. But little is known about the consequences of this variability on the perception of sound emitted by the object. This work aims at evaluating the effects of structural variability on sound quality. As well as any other product component, sound is designed to fit the customer's expectations. The sound quality, resulting from this sound design process, can then be affected by structural dispersion. Initially, the variability of indicators commonly used to describe the perception of car interior noise was evaluated on a panel of vehicles whose dispersions were not controlled. The evolution of the sound quality was thus observed on a population of products. Then the study focused on a basic system for which several physical characteristics were finely controlled. Fractional factorial designs were used to measure the effects of the various factors on the perception of the noise emitted by this system. This methodology was used in a second case, for which sounds were synthesized. Different perceptual analyses (similarity evaluation and categorization) were carried out; their concordant results enabled to highlight the most influential factors. However, a last experiment showed that differences in sound identity could be perceived on a panel of identical objects but did not lead to confusions between nominally different objects.

MOTS-CLES : Dispersions de structure – Perception du son – Identité sonore – Timbre – Similarité – Plans d'expériences – Catégorisation

Laboratoire (s) de recherche : Laboratoire Vibrations Acoustique (LVA)

Directeur de thèse : Etienne PARIZET

Président de jury : Nacer HAMZAOUI

Composition du jury :

| | |
|---|---|
| Antoine CHAIGNE | (rapporteur) |
| Nacer HAMZAOUI | |
| Catherine MARQUIS-FAVRE | (invitée) |
| Sabine MEUNIER | |
| Etienne PARIZET | |
| Patrick SUSINI | |
| Reinhard WEBER | (rapporteur) |