Université René Descartes (Paris V)
Institut de Psychologie
T.E.R de maîtrise de psychologie expérimentale
Mémoire réalisé dans le cadre du Laboratoire de perception visuelle
Sous la direction de M. Andrei Gorea

Interférences décisionnelles dans le jugement de deux attributs d'un même objet visuel

---

Florent Caetta
N° Etudiant : 20006088
Le 14/05/2004

Université René Descartes (Paris V)
Institut de Psychologie
T.E.R de maîtrise de psychologie expérimentale
Mémoire réalisé dans le cadre du Laboratoire de perception visuelle
Sous la direction de M. Andrei Gorea

Interférences décisionnelles dans le jugement de deux attributs d'un même objet visuel

---

Florent Caetta
N° Etudiant : 20006088
Le 14/05/2004

RESUME

Les études perceptives distinguent clairement l'aspect sensoriel (sensibilité - d') de l'aspect décisionnel (critère de réponse – c et c'). Gorea & Sagi (2000) ont montré que, contrairement aux prédictions de la Théorie de la Détection du Signal (TDS - Green & Swets, 1966), dans un environnement composé de multiples stimuli inégalement saillants en contraste, les sujets ne maniaient pas plusieurs critères de réponses indépendamment les uns des autres. Les critères ont tendance à se rapprocher les uns des autres, et former pour ainsi dire un *critère unique*. Ceci a été observé pour un même attribut (i.e. contraste) caractérisant deux objets séparés spatialement (Gorea & Sagi, 2000, 2001, 2002 ; Gorea, Kerzérho & Sagi, 2003). Suite aux travaux conférant un statut particulier aux attributs visuels selon leur appartenance ou non à un même objet, que ce soit pour leur détection (Duncan, 1984 ; Han, Dosher & Lu, 2003) ou leur mémorisation (Luck & Vogel, 1997), la présente étude se propose de tester l'existence d'un *critère unique* pour deux attributs (contraste et orientation) caractérisant un seul et unique objet. Pour ce faire, les sujets devaient, soit discriminer une seule différence de contraste ou d'orientation par rapport à une référence, soit juger les deux attributs au cours de la même session. Les résultats mettent en évidence une interaction décisionnelle pour ces deux dimensions réputées indépendantes (Vincent & Regan, 1995) et suggèrent que, en plus de l'aspect purement sensoriel, la modulation des critères de réponse peut aussi rendre compte des limitations attentionnelles dans le traitement d'attributs visuels.

Mots clés : critère de décision, sensibilité, modularité, attention

TABLE DES MATIERES

Introduction **p 6**

Méthode **p 13**

Stimuli **p 13**

Procédure **p 13**

Sujets **p 16**

Plan expérimental **p 16**

Résultats **p 17**

Discussion **p 28**

Bibliographie **p 34**

Annexe **p 37**

INTRODUCTION

Les approches classiques de la perception visuelle supposent que le système visuel décompose une scène en multiples attributs qui sont traités par des sous-systèmes séparés (Marr, 1976 ; Treisman, 1986). Ces sous systèmes (ou modules) seraient spécialisés et traiteraient l'information en parallèle. Le système visuel réintégrerait ensuite le produit des traitements de chaque module. L'existence de modules séparés est appuyée par de nombreux résultats issus de différentes disciplines, notamment de l'anatomie (Fellerman & Van Essen, 1991), l'électrophysiologie (Desimone, 1991), la psychologie (Treisman & Gelade, 1980 ; Burbeck & Regan, 1983 ; Chua, 1990 ; Vincent & Regan, 1994) ou, plus récemment, l'imagerie cérébrale (Gulyas & Roland, 1991 ; Sereno *et al.*, 1995). Les anatomistes ont identifié plus de 30 aires corticales visuelles séparées (Fellerman & Van Essen, 1991), toutes interconnectées à l'intérieur d'un complexe organisé hiérarchiquement : l'aire V1 séparant d'abord les informations sur les attributs qui composent une scène visuelle (couleur, mouvement, position etc.) pour ensuite les dispatcher vers différentes aires corticales spécialisées (Linvingstone & Hubel, 1988). Des enregistrements électrophysiologiques unitaires peuvent révéler une sélectivité à certaines classes de stimuli, que ce soit des attributs dits « élémentaires » comme l'orientation, la direction du mouvement, la couleur etc. (Hubel & Wiesel, 1968) ou plus complexes (Gross, 2000) comme la présentation des visages (Desimone, 1991)[1]. Des études en TEP et en IRMf ont mis en évidence une activation corticale différenciée lorsque les sujets devaient répondre sur des aspects différents (les formes, les couleurs et le sens des déplacements) d'une même scène (Gulyas & Roland, 1991 ; Sereno *et al.*, 1995).

[1] Il est cependant difficile de savoir si la perception des visages résulte de traitements distincts et sélectifs par rapport aux autres catégories d'objets (Kanwisher, 2000).

Les travaux de Treisman & Gelade (1980) ont montré que, pour une tâche de recherche visuelle de cibles parmi des distracteurs, la détectabilité de celles-ci était dépendante des attributs (ou primitives) qui les composent. Quand la cible diffère des distracteurs par un seul attribut, les sujets la détectent immédiatement et sans effort (effet « pop out »), et ceci même si le nombre de distracteurs augmente. Au contraire, dès que la cible partage au moins un attribut en commun avec les distracteurs, les temps de réponse augmentent. Cet effet « pop out » est interprété comme étant la conséquence de traitements modulaires de la cible et des distracteurs. Enfin des études psychophysiques mettent elles aussi en évidence l'existence de traitements indépendants entre plusieurs attributs d'une même cible, que ce soit dans des tâches de discrimination (Burbeck & Regan, 1983 ; Vincent & Regan, 1994) ou d'identification (Chua, 1990).

La modularité du système visuel semblerait donc être une caractéristique établie et**,** selon la *théorie d'intégration des traits*, ces modules seraient indépendants (Treisman & Gelade, 1980). Or des études récentes suggèrent que ceci n'est pas toujours le cas. Tout en se basant sur les études physiologiques ayant étayé la conception modulaire du système visuel, Lennie (1998) réinterprète ces données et propose une approche alternative. Selon lui, non seulement les différents attributs d'une image seraient traités par plusieurs aires distinctes à la fois, mais chaque neurone, dans chacune de ces aires, coderait une partie de l'espace visuel de manière multidimensionnelle. Kubovy et al. (1999) ont présenté à des sujets des séries de matrices (5 x 5) composées de cercles et de carrés pouvant avoir deux couleurs différentes. Ils montrent que les performances de détection de tels bords sont meilleures quand ceux-ci sont définis par deux traits (à savoir la forme et la luminance) que par un seul (soit la forme, soit la luminance). Meinhardt & Persike (2003) trouvent que la détectabilité d'une cible est meilleure quand celle-ci est définie par la conjonction de deux attributs (oriention et fréquence spatiale). Ceci conduit ces auteurs à conclure à l'existence d'une synergie entre les modules de

traitement sous-jacents. Cependant ces résultats ne sont pas retrouvés dans une tâche de discrimination (Meinhardt & Persike, 2003). Ces auteurs suggérent donc que l'interraction entre modules de traitement est fonction de la saillance des attributs, dans la mesure où ils observent une synergie que pour des cibles définies par des attributs faiblement détectables[2].

Ces dernières années, la question de l'analyse visuelle des attributs a été étudiée dans la perspective de leur appartenance ou non à un objet unique. Depuis les travaux de Duncan (1984) sur les limitations de l'analyse d'attributs pour des objets séparés, il a été proposé que rapporter deux aspects d'un même objet équivaut quant aux performances à n'en rapporter qu'un seul. Au contraire, rapporter des attributs pour deux objets différents s'avère être plus difficile, ce qui reflèterait la compétition de l'attention focale entre ces objets (voir Han, Dosher & Lu, 2003, pour une revue récente). Ceci est à contraster avec des explications alternatives telle que la baisse des performances lors de doubles tâches et n'est pas fonction des traitements, distincts ou non, effectués sur les attributs (Duncan, 1984). Han & al. (2003) ont réactualisé ces observations en contrastant les essais où un même attribut ou deux attributs différents sont à détecter pour un même objet ou deux objets séparés. Leurs résultats indiquent que rapporter un attribut ou deux attributs pour un même objet, ou alors un même attribut pour deux objets différents n'induit que peu ou pas de perte de performance par rapport aux conditions où les sujets devaient rapporter deux attributs pour deux objets séparés. Ces observations favorisent l'idée d'une attention globale portée sur les objets plutôt que sur les attributs qui les composent (Duncan, 1984). Le peu de perte constatée lors des essais où un même attribut était à détecter pour deux objets distincts est interprété par ces auteurs comme étant une indication du fait que ces deux attributs étaient perçus comme appartenant à un seul et même objet. Ces résultats sont à rapprocher à ceux de Luck & Vogel (1997) qui ont montré que la rétention en mémoire visuelle à court terme (MVCT) d'attributs dépendait de

[2] Meinhardt & Persike (2003) utilisent pour les tâches de discrimination des stimuli supraliminaires, contrairement aux tâches de détection où ils sont liminaires.

l'appartenance ou non de ceux-ci à un objet. En effet, les sujets peuvent aussi bien retenir seize attributs distribués dans quatre objets (quatre attributs par objet) que quatre attributs distribués dans quatre objets (un attribut par objet). Le stockage en MVCT est donc à comprendre en terme d'objets intégrés (Treisman, 1996) et non comme une simple liste d'attributs. La capacité de la MVCT dépendrait donc du nombre d'objets plutôt que du nombre de localisations spatiales (Lee & Chun, 2001). Ainsi, plus que les attributs eux-mêmes, le contexte dans lequel ils se trouvent serait le paramètre critique déterminant leur détection ou leur mémorisation.

Récemment, Gorea & Sagi (2000) ont montré que le comportement décisionnel (critères de réponse, dans le format de la théorie de la détection du signal – TDS ; Green & Swets, 1966 – cf. Annexe) des individus pouvait changer lorsqu'ils étaient confrontés à deux stimuli visuels inégalement saillants en contraste, en comparaison à la condition où ces stimuli étaient présentés seuls, et ceci sans perte significative de sensibilité (d'). Ces changements de critère ont été observés aussi bien dans des tâches de détection (Gorea & Sagi, 2000, 2002) que de discrimination (Gorea & Sagi, 2001), mais pas dans des tâches impliquant différentes modalités sensorielles (auditive-visuelle). Contrairement à ce que prédit la TDS, dans un environnement composé de multiples stimuli, les sujets ne manient pas plusieurs critères de décision indépendamment l'un de l'autre. Les critères de détection ou de discrimination spécifiques à chaque cible tendent à s'attirer l'un l'autre quand les cibles sont présentées ensemble, c'est à dire se rapprocher d'un *critère unique*. Au niveau comportemental, dans une tâche de type oui/non, ceci se traduit par une attitude plus conservatrice (dire plus souvent « non, pas vu ») pour la cible ayant le contraste le moins saillant, et une attitude plus libérale (tendance à dire plus souvent « oui, vu ») pour la cible ayant le contraste le plus saillant. Ce phénomène est purement décisionnel, c'est-à-dire qu'il ne peut pas être interprété en terme d'inhibition latérale (Gorea, Kerzhéro & Sagi, 2003). Ces tendances à devenir à la fois plus

conservateur pour une classe de stimuli et plus libéral pour une autre classe de stimuli ont été nommées respectivement *extinction naturelle* et *contre extinction* (Gorea & Sagi, 2002), en référence à l'extinction rencontrée chez certains patients cérébrolésés, dont une grande majorité est également héminégligente (Halligan & Marshall, 1998). Ceci a amené Gorea & Sagi (2002) à proposer que le symptôme d'extinction, et plus généralement l'héminégligence, serait la conséquence d'un changement décisionnel de la part des patients consécutif à un déséquilibre sensoriel entre leurs deux hémichamps visuels. Par ailleurs, ces auteurs ont aussi proposé qu'une telle modulation du comportement décisionnel pouvait aussi rendre compte de plusieurs effets contextuels, tels que les illusions de brillance (Adelson, 2000 ; Bressan, 2001) ou géométriques (par exemple l'illusion de Titchener).

La contrainte du critère unique a été interprétée dans le sens d'une représentation décisionnelle unique (Gorea & Sagi, 2000) pouvant être la conséquence d'un relâchement attentionnel de la part des sujets (Gorea & Sagi, 2003), non pas quant à la présence ou l'absence du stimulus, mais plutôt quant à sa magnitude.

A ce jour, les interférences décisionnelles décrites ci-dessus ont toujours été étudiées pour des objets distincts et pour un même attribut (le contraste). Ainsi, vu les travaux réalisés par Han et al. (2003), il est pertinent de se demander si ces changements de critère interviennent aussi pour des attributs différents et inégalement saillants à l'intérieur d'un seul et même objet. L'étude présente se propose de tester l'existence d'un *critère unique* au sein de deux attributs, l'orientation et le contraste, caractérisant un seul objet visuel, lors d'une même session expérimentale. Cela revient à se demander si deux attributs visuels réputés indépendants au niveau sensoriel (Vincent & Regan, 1994) peuvent interférer au niveau décisionnel. Chua (1990), dans une expérience d'identification, conclut à l'indépendance décisionnelle entre l'orientation et le contraste, mais il n'est pas clair dans quelle mesure l'analyse de la matrice de confusion appliquée à ses résultats permet l'inférence des critères

de décision utilisés par ses sujets. Quoiqu'il en soit, selon le modèle proposé par Gorea et Sagi, on s'attend à ce que, pour deux attributs d'un même objet inégalement saillants, la différence d'orientation ou de contraste (par rapport à une orientation et un contraste de référence) la moins saillante sera rapportée moins souvent (tendance à devenir plus conservateur) alors que la plus saillante sera rapportée plus souvent (tendance à devenir plus libéral), en comparaison aux conditions où le jugement ne porte que sur un seul attribut. En ce qui concerne la sensibilité, comme il s'agit d'une tâche de discrimination, on s'attend à ce que celle-ci ne dépende pas de la présence de plusieurs attributs à détecter (Meinhardt & Persike, 2003), c'est à dire que la modulation du contraste n'entraînera pas un changement de sensibilité pour l'orientation et vice-versa. De surcroît, une telle modulation de la sensibilité ne devrait pas être observée dans la mesure où les attributs jugés caractérisent un seul et même objet (Duncan, 1984 ; Han & al., 2003).

La Figure 1 présente les différentes hypothèses présentées ci-dessus, l'opérationnalisation de celles-ci se fait en deux temps :

1) Modulation des critères de réponse : pour deux attributs caractérisant un même objet et qui sont inégalement saillants, le moins saillant sera rapporté moins souvent (comportement plus conservateur) et le plus saillant plus souvent (comportement plus libéral), quand la tâche est de juger ces deux attributs lors d'une même session expérimentale, par rapport aux conditions où un seul attribut est à juger. Les critères de discrimination spécifiques à chaque cible devraient s'attirer l'un l'autre quand les cibles sont présentées ensemble, c'est à dire se rapprocher d'un *critère unique*.

2) Modulation de la sensibilité : juger deux attributs d'un même objet ne semble pas être plus difficile que de n'en juger qu'un seul, une perte de sensibilité entre ces deux conditions ne devrait donc pas être observée.

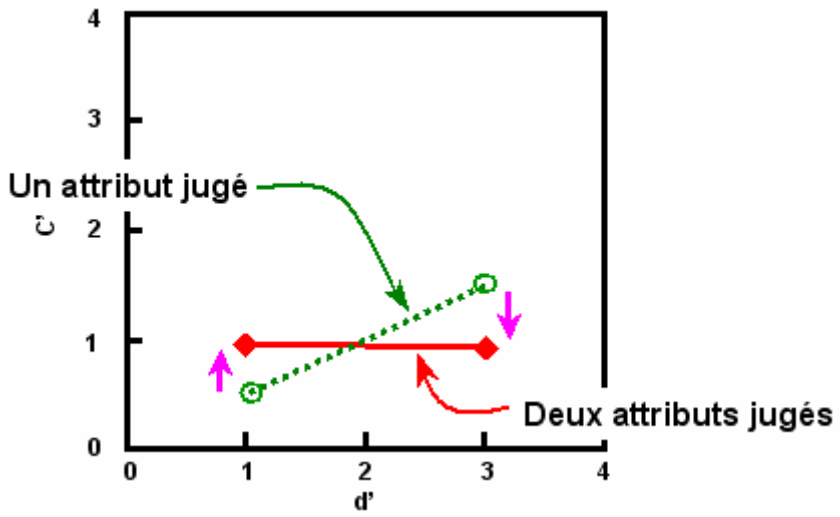

Figure. 1. Présentation des effets attendus
Pour deux attributs présentant un déséquilibre sensoriel (plus et moins discriminable par rapport à une référence), lorsque la tâche est de juger les deux cibles (losanges rouges), les valeurs des critères (axe des ordonnées) pour les attributs les moins saillants auront tendance à augmenter alors que les valeurs des critères pour les attributs les plus saillants auront tendance à diminuer, et ceci par rapport aux conditions où un seul attribut est à juger. Par contre une modulation de la sensibilité (axe des abscisses) entre ces deux conditions ne devrait pas être observée.

METHODE

Stimuli

Ils étaient des patchs de Gabor (réseaux de fréquences spatiales) présentés sur un moniteur Philips (1024 x 750 pixels) avec un taux de rafraîchissement de 100 Hertz, sous le contrôle d'un PC. Les Gabors étaient centrés sur un point de fixation positionné au centre de l'écran (cercle blanc de taille 1,2' et d'un pixel d'épaisseur), avaient une fréquence spatiale de 3,8 c/deg et un écart type de 0,26°, et étaient présentés pendant 80 ms sur un fond homogène de 48 cd/m². Leur phase était tirée au hasard d'un essai à l'autre et leur contraste et/ou orientation étaient ajustés pour chaque sujet de sorte à produire des performances de discrimination (vis-à-vis d'un Gabor de référence dont le contraste, 20%, et orientation, verticale, étaient fixés) préétablies (cf. Tableau 1 et Procédure). Le Gabor test était présenté à l'intérieur d'un cercle avec un rayon de 0,04° et une épaisseur d'un pixel dont la couleur (noire on blanche) indiquait quel attribut (contraste ou orientation) les sujets devaient juger. Ceux-ci étaient placés à un mètre de l'écran.

Tableau 1: Valeurs des différences de contraste (en %) et d'orientation (en °) par rapport au Gabor-référence qui entraînent des d'-s proches de 1 et de 2 pour chaque sujet.

	CONTRASTE		ORIENTATION	
	C1	C2	O1	O2
IT	3,00	4,00	1,00	2,00
FC	2,00	4,50	0,80	1,80
AG	2,00	4,50	0,80	1,80
AC	2,60	5,00	1,20	2,00

Procédure

Il s'agissait d'une tâche classique de type oui/non. Pour chaque essai les sujets devaient décider si le Gabor-test était identique ou différent du Gabor-référence pour ce qui est de son contraste (**C**) ou de son orientation (**O**). Les sujets répondaient en cliquant sur le bouton

gauche ou droit d'une souris. Les probabilités de variation d'orientation et de contraste étaient égales (50%) et indépendantes. La structure temporelle d'un essai (Figure 2) pouvait se découper comme suit : (i) apparition du cercle de fixation et lancement manuel par l'observateur (en appuyant sur le bouton central de la souris) de la poursuite de l'essai ; (ii) apparition après un délai de 100 ms du Gabor-référence pendant 80 ms ; (iii) apparition après un délai de 300 ms (lequel assurait que les sujets effectuaient bien une tâche de discrimination d'orientation et non de détection de mouvement) du Gabor-test pendant 80 ms circonscrit par un cercle noir ; (iv) disparition du Gabor-test et changement éventuel de la couleur du cercle (post-amorce) selon la dimension qui était à juger ; (v) réponse du sujet sans limitation dans le temps et réapparition immédiate du cercle de fixation.

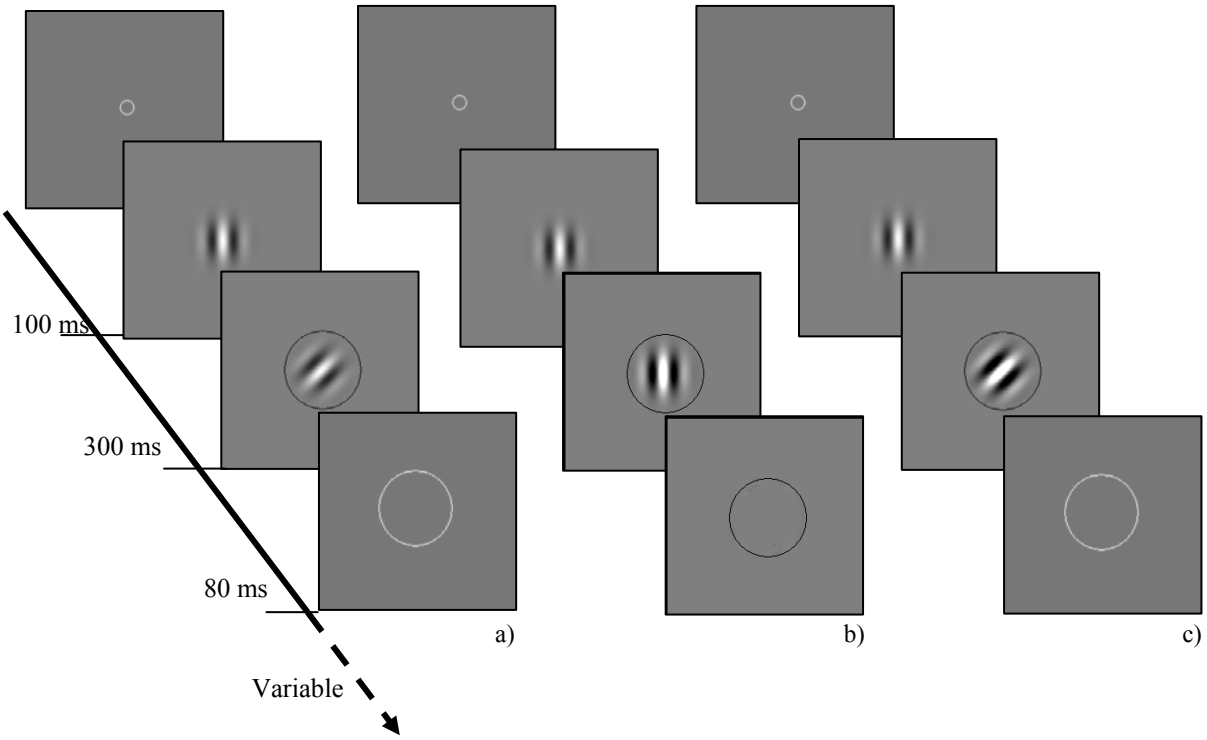

Figure. 2. Présentation schématique de la séquence temporelle des essais.
Le patch de Gabor de référence et la cible étaient présentés pendant 80 ms. a) essai où seul l'orientation varie b) essai où seul le contraste varie c) essai où le contraste et l'orientation varient conjointement, mais ici seul l'orientation doit être jugée (cercle blanc)

Une session expérimentale était caractérisée par l'attribut (**C** et/ou **O**) à discriminer et par la combinatoire des valeurs de ces attributs (dans la notation ci-dessous les indices 1 et 2 se référent aux valeurs choisies pour entraîner respectivement des sensibilités - d'- proches de 1 et 2) selon la typologie suivante :

● 6 sessions de type *Single*, S, où le sujet ne discriminait qu'un seul attribut (en gras ci-dessous)

◦ et où les valeurs des deux attributs entraînaient des d'-s proches de 1 (2 sessions *Single-Same*, SS : $\mathbf{C_1}O_1$ et $C_1\mathbf{O_1}$),

◦ ou des d'-s proches de 1 et de 2 (4 sessions *Single-Different*, DD : $\mathbf{C_1}O_2$, $\mathbf{C_2}O_1$, $C_2\mathbf{O_1}$ et $C_1\mathbf{O_2}$),

● 3 sessions de type *Dual*, D, où le sujet portait son jugement sur l'un *ou* l'autre des deux attributs selon la couleur de la post-amorce

◦ et où les valeurs des deux attributs entraînaient des d'-s proches de 1 (1 session *Dual-Same*, DS : $\mathbf{C_1O_1}$)

◦ ou des d'-s proches de 1 et de 2 (2 sessions *Dual-Different*, DD : $\mathbf{C_1O_2}$ et $\mathbf{C_2O_1}$).

Pour chaque session le d' et le critère associé à chaque attribut selon ses deux valeurs étaient calculés sur la base de 200 essais, de sorte qu'une session de type S et D consistait respectivement en 200 et 400 essais. Pour chaque sujet, l'ordre de passation des 9 sessions était aléatoire avec chaque session répétée deux (IT, AG et AC) ou trois (FC) fois. La durée de passation d'une session de 200 essais allait de 10 à 20 min ; un sujet passait environ entre 7h et 14h d'expérimentation effective pour l'ensemble de l'expérience. A cela s'ajoute environ autant d'heure d'entraînement préalable et d'ajustement des valeurs de deux attributs (Tableau 1) afin d'obtenir les d'-s désirés. Dans sa totalité, l'expérience requérait une vingtaine d'heures de passation effective par sujet distribuées sur une période d'environ 3 semaines.

Sujets

Quatre sujets (IT, AG, AC et FC), dont deux naïfs (IT et AC), avec une vision corrigée, d'âge 23 -52 ans, ont passé l'expérience.

Plan expérimental

Variables expérimentales :

● Variables dépendantes : les deux valeurs de contraste et d'orientation qui entraînent respectivement, pour chaque attribut, des d'-s proches de 1 et de 2

● Variables indépendantes : le facteur combinaison d'attributs à 3 modalités (C_1O_1, C_2O_1, C_1O_2), le facteur condition à deux modalités (*Single*, *Dual*) et le type d'attribut à deux modalités (orientation, contraste).

Plan expérimental : Soit S le facteur Sujets, A le facteur Attributs, CA le facteur Combinaisons d'attributs et C le facteur conditions, le plan expérimental pour cette étude est : S4*A2*CA3*C2

RESULTATS

Le Tableau 2 présente l'ensemble des d', des critères relatifs (c) et les pentes des droites des c'-s[3] en fonction des d'-s pour les quatre sujets pour les deux conditions expérimentales et l'ensemble des combinaisons d'attributs.

Tableau 2. Sensibilités (d') et critères (c et pente des c'-s en fonction des d'-s) pour l'ensemble des conditions expérimentales et pour les quatre sujets. C et O se réfèrent aux attributs étudiés (Contraste et Orientation) et les chiffres 1 et 2 aux changements choisis qui entraîne des d'-s respectivement faibles et forts.

		Sujet IT					
		Contraste			Orientation		
		d'	c	pente c'	d'	c	pente c'
SINGLE	C1 avec O1	1,06	-0,25	0,12	0,69	-0,11	0,60
	C1 avec O2	1,04	-0,15		1,49	-0,18	
	C2 avec O1	1,63	-0,37		0,72	-0,25	
DUAL	C1 avec O1	0,49	-0,42	0,10	0,63	0,08	0,06
	C1 avec O2	0,91	-0,05		1,36	-0,17	
	C2 avec O1	1,06	-0,11		0,72	0,11	
		Sujet FC					
		Contraste			Orientation		
		d'	c	pente c'	d'	c	pente c'
SINGLE	C1 avec O1	0,97	-0,03	0,50	0,81	0,14	0,59
	C1 avec O2	1,00	-0,20		1,86	0,06	
	C2 avec O1	2,02	-0,19		1,02	-0,02	
DUAL	C1 avec O1	0,80	0,09	0,29	0,67	0,09	-0,01
	C1 avec O2	0,75	0,12		1,53	-0,02	
	C2 avec O1	2,05	-0,16		0,80	0,35	
		Sujet AG					
		Contraste			Orientation		
		d'	c	pente c'	d'	c	pente c'
SINGLE	C1 avec O1	0,97	0,10	0,44	0,64	-0,08	0,49
	C1 avec O2	0,69	0,03		1,91	-0,13	
	C2 avec O1	2,38	-0,07		0,88	-0,12	
DUAL	C1 avec O1	0,78	-0,06	-0,03	0,95	0,33	0,18
	C1 avec O2	0,82	0,11		1,62	-0,04	
	C2 avec O1	1,56	-0,29		0,72	0,25	
		Sujet AC					
		Contraste			Orientation		
		d'	c	pente c'	d'	c	pente c'
SINGLE	C1 avec O1	1,03	-0,18	0,13	0,55	0,16	0,53
	C1 avec O2	1,10	-0,17		1,68	0,05	
	C2 avec O1	1,84	-0,45		0,74	0,03	
DUAL	C1 avec O1	1,03	0,11	0,22	0,72	0,20	-0,33
	C1 avec O2	0,67	0,07		1,14	0,05	
	C2 avec O1	1,35	-0,12		0,82	0,18	

[3] Il faut noter que les critères absolus, c', sont dérivables à partir de l'équation suivante : c' = c + d'/2

La principale interrogation posée ici est de savoir si un changement de critère de réponse est obtenu lors d'une tâche de discrimination de deux attributs visuels (contraste, C, et orientation, O) présentant un déséquilibre sensoriel en comparaison aux essais où ils sont testés séparément. Ces critères étant calculés en référence au « Bruit » propre à chaque module de traitement (cf. Annexe), un problème théorique s'est posé pour la comparaison de ceux-ci. En effet lors d'une discrimination d'un même attribut de saillance variable selon l'objet qu'il caractérise (par exemple celle d'un fort et d'un faible contraste par rapport à un contraste de référence), le « Bruit » associé à chaque discrimination est le même (Gorea & Sagi, 2001). Or, rien ne permet de penser que les « Bruits » relatifs à une discrimination d'orientation et de contraste soient identiques. Ainsi, une comparaison directe des critères de réponse respectifs n'est pas possible[4]. Pour lever cette incertitude, les critères pour la discrimination du contraste et de l'orientation ont été moyennés entre eux afin de produire artificiellement un « bruit unique » et permettre de visualiser les variations de critères de réponse en fonction des différences de sensibilité. Ceci permet une comparaison globale entre les conditions *Single* et *Dual* quel que soit l'attribut. Les d'-s (sensibilités), les c-s (critères relatifs) et les c'-s (critères absolus) associés à chaque attribut ont été moyennés pour les différentes conditions expérimentales comme il suit (les caractères en gras se réfèrent à la dimension, C ou O, sur laquelle porte le jugement du sujet et sur sa saillance, faible, 1, ou forte, 2) :

- Pour la condition *Single Same* (SS), les combinaisons $\mathbf{C_1}O_1$ et $C_1\mathbf{O_1}$ ont été moyennées pour extraire un seul groupe d'indices (d', c et c') associé à la discrimination d'une petite variation ($\mathbf{C_1}$ et $\mathbf{O_1}$) quand l'autre dimension varie faiblement (C_1 et O_1).

[4] Ce problème ne se pose en fait qu'avec les critères absolus qui, contrairement aux critères relatifs calculés sur la base du croisement entre les courbes du « bruit » et du « signal », sont, eux, estimés par référence à la moyenne du « bruit ». Les critères absolus sont les seuls à considérer pour mettre en évidence l'existence d'un critère unique. Pour plus de détails, voir Annexe.

- Idem pour les conditions *Single Different* (SD) où les combinaisons $\mathbf{C_1}O_2$ et $C_2\mathbf{O_1}$ d'une part, et les combinaisons $C_1\mathbf{O_2}$ et $\mathbf{C_2}O_1$ d'autre part ont été moyennées afin de former respectivement, une condition *Single Different* unique associée à la discrimination d'une petite variation ($\mathbf{C_1}$ et $\mathbf{O_1}$) quand l'autre dimension varie fortement (O_2 et C_2), et une condition *Single Different* unique associée à la discrimination d'une grande variation ($\mathbf{C_2}$ et $\mathbf{O_2}$) quand l'autre dimension varie faiblement (O_1 et C_1).
- Les conditions *Dual* ont été moyennées selon la même règle.

La comparaison des conditions *SD* et *DD* permet de répondre à la question principale. La Figure 3 présente les valeurs des c'-s en fonction des d'-s pour les deux dimensions combinées (C + O), en condition SD (cercles verts) et DD (losanges rouges). On observe que les sujets deviennent systématiquement plus conservateurs (les valeurs des c'-s augmentent) pour les petites différences ($\mathbf{C_1}$ + $\mathbf{O_1}$) dans la condition *DD* par rapport à la condition *SD*. L'effet inverse est aussi observé : les sujets deviennent plus libéraux (les valeurs des c'-s diminuent, c'est-à-dire qu'ils répondent plus souvent par « oui ») pour les grandes différences ($\mathbf{C_2}$ + $\mathbf{O_2}$) dans les conditions *DD* par rapport à la condition *SD*.

Il faut noter que, pour ce qui est des pentes des c'-s en fonction des d'-s, elles devraient être de 0,5 selon la TDS et de 0 selon la théorie de la représentation unique de Gorea & Sagi (2000, 2001, 2002). Pour la condition SD, ces pentes pour les deux attributs combinés sont de 0.39, 0.54, 0.46 et 0.35 pour les sujets IT, FC, AG et AC, soit une moyenne de 0.44, c'est-à-dire très proche de la prédiction de la TDS. En revanche, pour la condition DD, ces mêmes pentes 0.07, 0.18, 0.09 et 0.04 pour les sujets IT, FC, AG et AC, soit une moyenne de 0,09, sont très proches de la prédiction du critère unique.

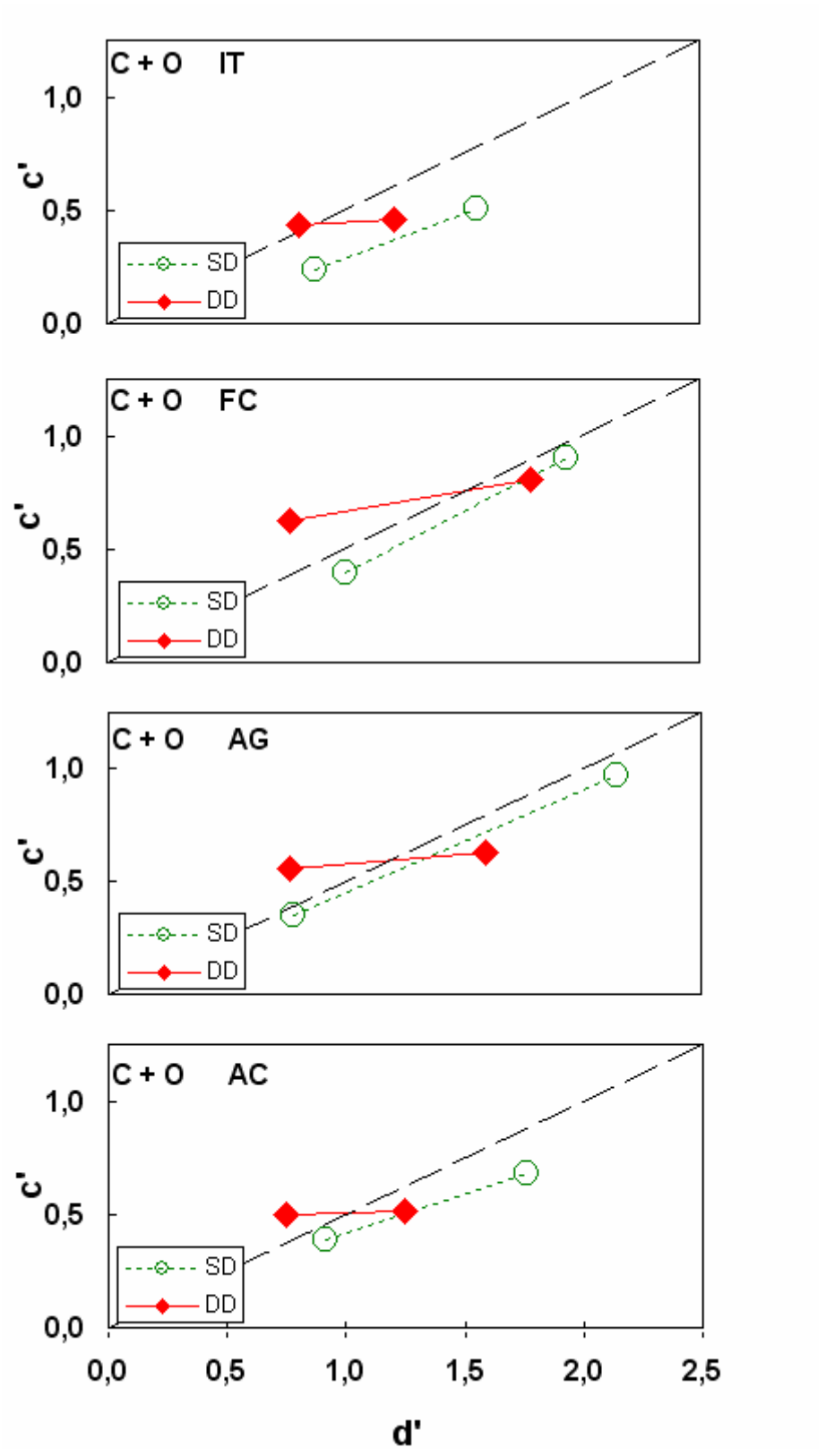

Figure. 3. Critères absolus (c') pour les sujets IT, FC, AG et AC en fonction de la sensibilité (d') pour les deux conditions, *Single Different* (cercles verts) et *Dual Different* (losanges rouges) et pour les deux dimensions (C+O) combinées (voir texte pour plus de détails).

Pour ce qui est du biais global des sujets en condition SD, ceux-ci sont tous libéraux, c'est-à-dire que leurs critères sont en dessous de la pente de 0,5 (représentée par la droite interrompue dans chaque graphique).

En ce qui concerne les sensibilités (axe des abscisses dans la Fig. 2), elles tendent à diminuer quand les sujets doivent discriminer les deux dimensions au cours d'une même session (DD), par rapport à la condition où un seul attribut est jugé (SD). Cet effet est systématiquement observé pour les grandes variations (c'est-à-dire celles qui conduisent à des d'-s élevés - $\mathbf{C_2}$ + $\mathbf{O_2}$) alors que pour les petites variations ($\mathbf{C_1}$ + $\mathbf{O_1}$) il n'est observé que pour les sujets FC et AC.

L'analyse des d-s et des c'-s associés à l'orientation seule (Figure 4) montre globalement les mêmes effets. Il faut signaler que, contrairement aux études précédentes, l'analyse des changements de critères pour chaque attribut a été faite ici *entre* les sessions (les sujets ne devaient jamais discriminer une grande variation et une petite variation d'orientation au cours de la même session). On observe que, quand les sujets doivent détecter d'une part une petite variation d'orientation ($\mathbf{O_1}$) et d'autre part, une grande variation de contraste ($\mathbf{C_2}$) au cours de la même session, ils ont tendance à répondre plus souvent par la négative (comportement conservateur) pour la première. L'effet inverse est aussi observé : les sujets deviennent plus libéraux pour une grande différence d'orientation ($\mathbf{O_2}$) quand celle-ci est à discriminer en même temps qu'une petite différence de contraste ($\mathbf{C_1}$).

Pour ce qui est des pentes des c'-s en fonction des d'-s (cf. Tableau 2), on peut constater qu'elles sont, en moyenne, très proche de 0 pour la condition DD, confortant ainsi l'hypothèse du critère unique. Comme attendu, ces mêmes pentes sont proches des prédictions de la TDS (c'est-à-dire une pente de 0,5) pour la condition SD.

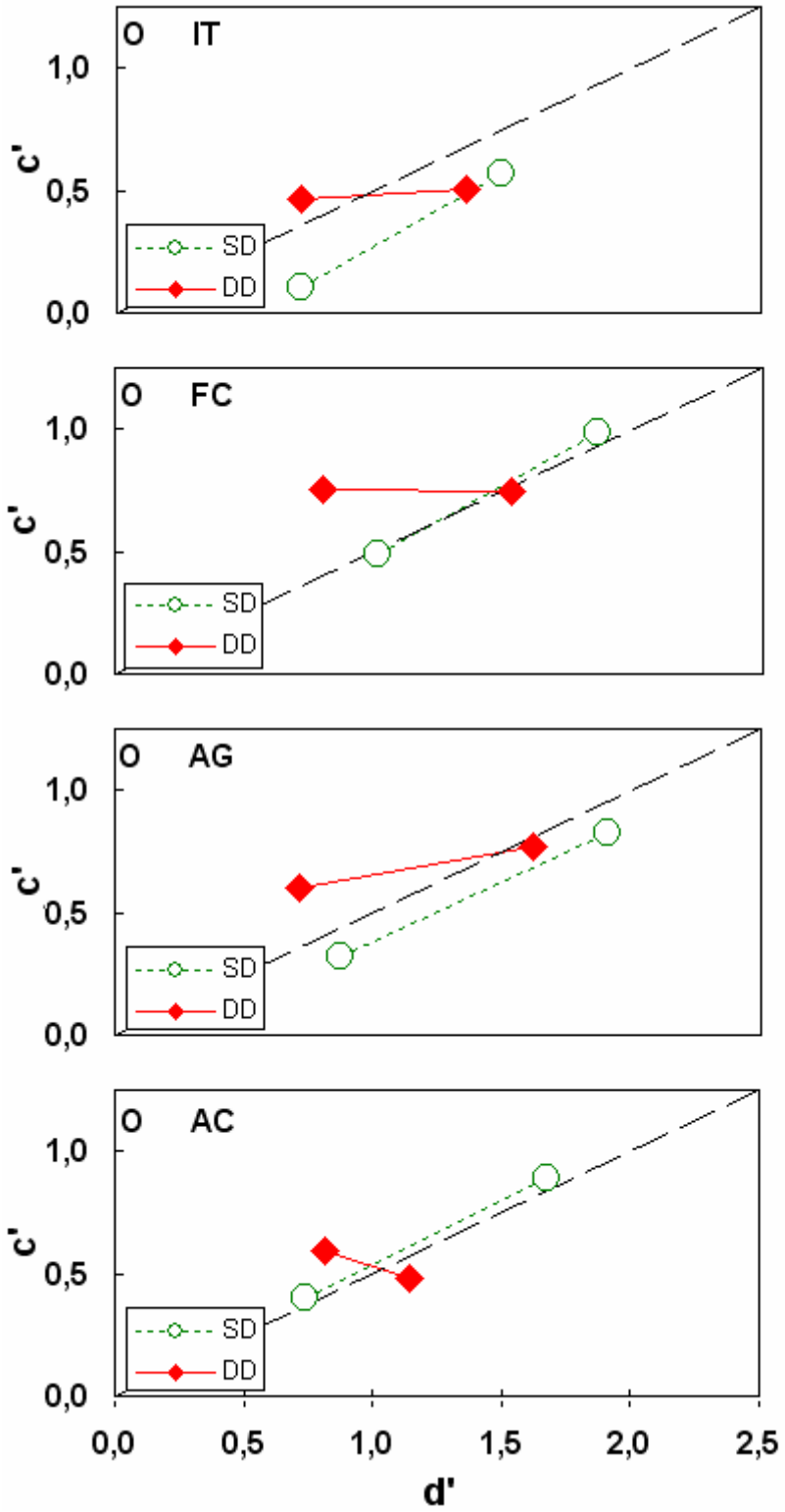

Figure. 4. Critères absolus (c') pour les sujets IT, FC, AG et AC en fonction de la sensibilité (d') pour les deux conditions, *Singles Different* (cercles verts) et *Dual Different* (losanges rouges), pour l'orientation (O). Les c'-s et les d'-s ont été moyennés entre les sessions (voir texte).

Pour les sensibilités, la baisse des performances se situe aussi au niveau des grandes différences (**O_2**). Seuls les sujets AG et FC présentent une baisse des d'-s pour les petites variations d'orientation.

Les sujets FC et AC se rapprochent d'un comportement décisionnel optimal en condition SD (les critères sont proches de la pente de 0,5), alors que les sujets IT et AG sont plus libéraux.

Enfin, en ce qui concerne le contraste (Figure 5), les sujets deviennent tous plus conservateurs dans la condition DD quand ils doivent juger une petite différence de contraste (**C_1**) combinée avec une grande différence d'orientation (**O_2**). Par contre l'effet inverse n'est pas observé systématiquement : les sujets AC et FC ne montrent pas de tendance à répondre plus souvent « oui » pour la grande variation de contraste quand celle-ci est à discriminer ensemble avec une petite variation d'orientation.

Les pentes des c'-s en fonction des d'-s pour le contraste (cf. Tableau 2) montrent que seul le sujet AG présente un critère unique pour les deux différences de contraste (**C_1** et **C_2**) en condition DD. Toutefois, bien que ces pentes soient éloignées de 0 pour les trois autres sujets, elles sont systématiquement inférieures aux prédictions de la TDS.

Seul le sujet AG a un comportement décisionnel optimal pour la condition SD, les trois autres sujets ayant tendance à être libéraux.

Pour finir, on note que les d'-s pour les grandes variations de contraste (**C_2**) ont aussi tendance à diminuer, excepté pour le sujet FC qui ne présente pas de différence entre les deux conditions. La plus forte baisse est observée chez le sujet IT. On remarquera que pour les petites différences de contraste (**C_1**), seul le sujet AG présente une augmentation des d'-s dans la condition DD vis-à-vis de la condition SD.

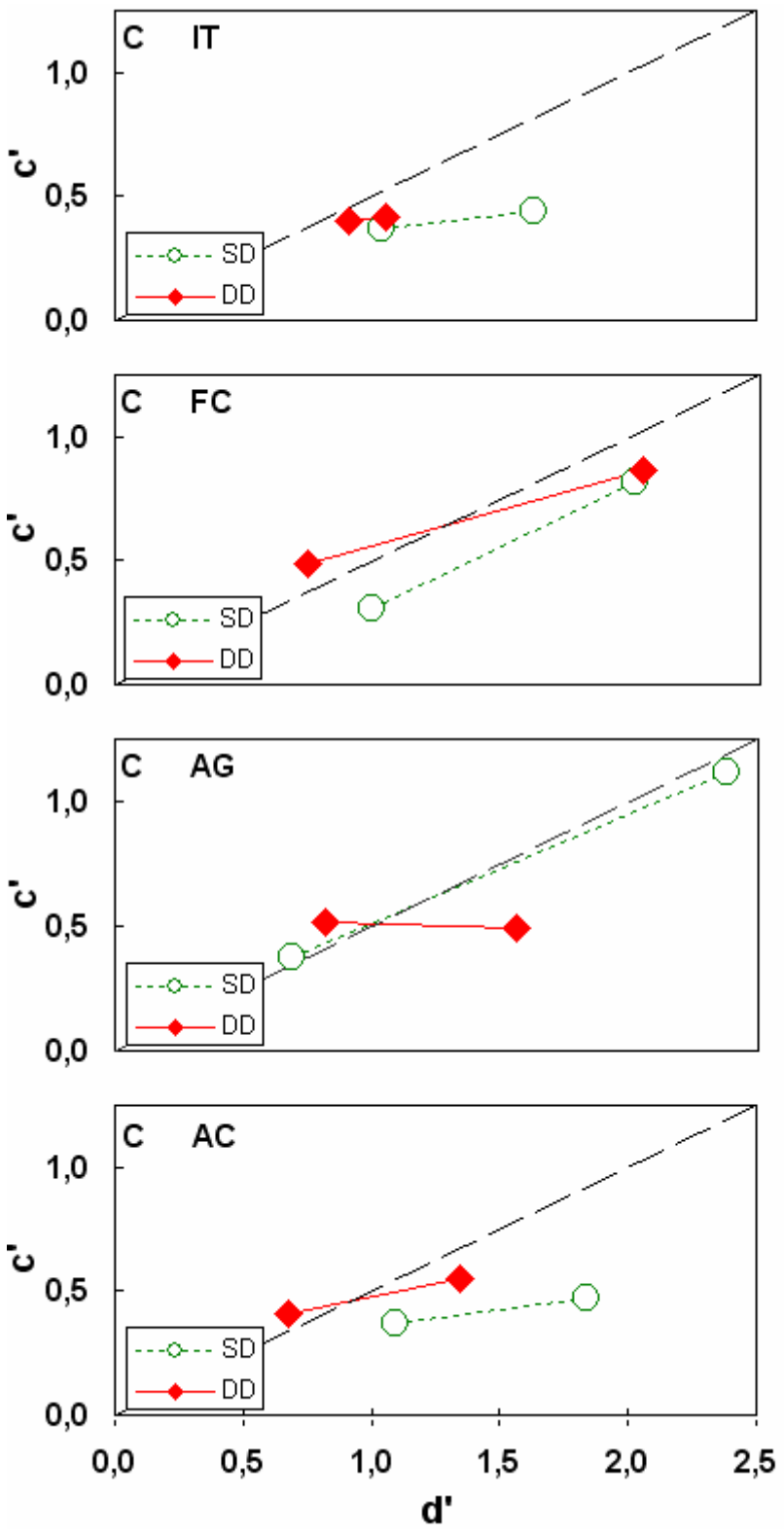

Figure. 5. Critères absolus (c') pour les sujets IT, FC, AG et AC en fonction de la sensibilité (d') pour les deux conditions, *Singles Different* (cercles verts) et *Dual Different* (losanges rouges), pour le contraste (C). Les c'-s et les d'-s ont été moyennés entre les sessions (voir texte).

Les effets décrits ci-dessus sont globalement confirmés par deux ANOVA indépendantes, une portant sur les critères relatifs (c) et l'autre sur les sensibilités, et à 4 facteurs (Sujets, Attributs, Combinaisons d'Attributs, Conditions ; avec le facteur sujet aléatoire). Pour ce qui est des c-s, l'ANOVA confirme les observations ci-dessus : les sujets deviennent plus conservateurs pour les petits incréments d'orientation et de contraste ($\mathbf{C_1}$ + $\mathbf{O_1}$) quand ils doivent les juger en même temps que les grands incréments ($\mathbf{O_2}$ + $\mathbf{C_2}$), par rapport à la condition où seul les petits incréments sont à juger : $F(1,3) = 27.93$; $p = .013$. Ceci est aussi vrai pour l'orientation seul [$F(1,3) = 10.43$; $p = .048$] ou pour le contraste [$F(1,3) = 10.39$; $p = .048$]. Par contre l'effet inverse, c'est-à-dire la tendance à devenir plus libéral pour les grands incréments d'orientation ou de contraste en condition DD vis-à-vis de la condition SD, n'est pas retrouvée statistiquement [$F(1,3) = 0.99$; ns].

Un T de Student sur les pentes des c'-s en fonction des d'-s pour les conditions SD et DD confirme les observations ci-dessus, car les résultats indiquent une différence significative entre les pentes des droites DD et la pente théorique, prédite par la TDS, de 0,50 [$T(3) = -13,44$; $p < .01$], et une différence non significative entre ces mêmes pentes et la pente théorique de 0 prédite par le modèle de Gorea & Sagi [$T(3) = 3,15$; ns]. Ceci est donc en faveur de l'existence d'un *critère unique* dans les conditions DD. Les pentes des droites SD sont significativement différentes de 0 [$T(3) = 10,42$; $p < .01$] mais non pas d'une pente de 0,50 [$T(3) = -1,56$; ns]. Ceci est congruent avec les prédictions de la TDS, mais aussi du modèle de Gorea & Sagi pour les conditions SD.

Pour les sensibilités, les résultats d'une seconde ANOVA indiquent que les d'-s sont significativement inférieurs dans les conditions DD vis-à-vis des conditions SD pour les grands incréments [$\mathbf{C_2}$ + $\mathbf{O_2}$ – $F(1,3) = 18.12$; $p = .05$], et ceci plus particulièrement pour l'orientation [$F(1,3) = 14.60$; $p = .031$]. En revanche la baisse des d'-s pour le contraste n'est pas significative [$F(1,3) = 6.70$; ns).

La baisse des d'-s pour les faibles variations (**C_1** + **O_1**) n'est pas significative [F(1,3) = 5.95 ; ns].

Une comparaison entre les conditions SS (**C_1**O_1 ; C_1**O_1**) et SD, où l'attribut à juger présente un petit incrément (**C_1**O_2 ; C_2**O_1**), avec les deux ANOVA présentées ci-dessus, permet de quantifier la possible modulation des critères et des sensibilités selon la variation de l'autre attribut non jugé. Les résultats indiquent une différence non significative entre ces deux conditions pour les d'-s [F(1,3) = 2.31 ; ns] et les c-s [F(1,3) = 5.74 ; ns]. Enfin, une dernière analyse entre les conditions SS (**C_1**O_1 ; C_1**O_1**) et SD (**$C_1$$O_1$** ; **$C_1$$O_1$**) n'indique pas de différence significative pour les sensibilités [F(1,3) = .73 ; ns] et les critères [F(1,3) = 5,22 ; ns]. Ces données suggèrent donc que la présentation d'éléments inégalement saillants peut entraîner une modulation des critères de réponse, mais seulement dans le cas où un double jugement est à effectuer.

Au sein d'une même session expérimentale, les deux dimensions variaient toujours quelle que soit la condition (SD ou DD). Nous nous assurons donc, que dans les conditions *Single* où les sujets devaient juger une seule dimension à la fois, la variation de l'autre dimension n'affecte pas les sensibilités et les critères de réponse (**C_1**O_0 vs **C_1**O_1; **C_1**O_0 vs **C_1**O_2 ; **C_2**O_0 vs **C_2**O_1 ; C_0**O_1** vs C_1**O_1** ; C_0**O_1** vs C_2**O_1** **;** C_0**O_2** vs C_1**O_2**). Le contraste et l'orientation de référence (O_0 et C_0) se répétant entre les conditions avec les mêmes valeurs d'attributs à discriminer (**C_1**O_0 dans la condition **C_1**O_1 et **C_1**O_2 ; C_0**O_1** dans la condition C_1**O_1** et C_2**O_1**), nous ne pouvons pas formuler un plan adéquat regroupant toutes ces comparaisons ; aussi deux analyses distinctes ont été effectuées :

- la première regroupant les essais **C_1**O_1, **C_2**O_1, C_1**O_1** et C_1**O_2**. Soit le plan S4*A2*VA2*D2 avec VA comme facteur valeurs des attributs (petites et grandes différences ; **C_1**, **C_2**, **O_1** et **O_2**) et D le facteur distracteurs (référence ou variation de l'autre attribut qui n'est pas à juger ; O_0, O_1, C_0 et C_1).

- La seconde regroupant les essais $\mathbf{C_1}O_2$ et $C_2\mathbf{O_1}$. Soit le plan S4*A2*D2.

Pour la première analyse, une ANOVA à quatre facteurs avec le facteur sujet aléatoire révèle un effet non significatif du facteur distracteur pour le contraste et l'orientation que ce soit pour la sensibilité [F(1,3) = 2.86 ; ns] ou les critères [F(1,3) = 0.47 ; ns]. Cela signifie qu'une influence de la variation de l'autre attribut, en condition *Single*, sur les d'-s et les c-s de l'attribut jugé n'a pas pu être mise en évidence. Pour la seconde analyse, une ANOVA à 3 facteurs ne montre aussi pas d'effet significatif du distracteur sur la sensibilité [F(1,3) =0.29, ns] et les critères [F(1,3) =0.23 ; ns].

DISCUSSION

Le résultat majeur de cette étude est que les critères de réponse spécifiques à chacun des deux attributs (contraste et orientation), caractérisant un seul et même objet, tendent à s'attirer lors d'un double jugement, par rapport aux conditions où seul un attribut est à discriminer. Par attraction des critères nous désignons le fait que ceux-ci se rapprochent l'un de l'autre, aboutissant à la fois à un comportement plus conservateur (les valeurs des c-s augmentent ; tendance à dire plus souvent « non ») pour l'attribut le moins saillant (c'est à dire les différences d'orientation et de contraste produisant des d'-s proches de 1) et à un comportement plus libéral (les valeurs des c-s diminuent ; tendance à dire plus souvent « oui ») pour l'attribut le plus saillant (c'est à dire les différences d'orientation et de contraste produisant des d'-s proches de 2). Les critères spécifiques à chaque attribut n'étaient pas directement comparables car rien ne permettait de considérer que le bruit (cf. Annexe), pour l'orientation et le contraste, fût le même. Ce problème a été résolu en moyennant les critères des deux attributs afin de produire artificiellement un bruit unique, mais aussi en comparant les critères pour chaque attribut entre des sessions différentes.

L'attraction entre les critères relatifs (c-s) est inégale : les sujets deviennent tous plus conservateurs pour l'attribut le moins saillant dans la condition *Dual* où les deux attributs sont à discriminer par rapport à la condition *Single* où ce même attribut est à juger en isolation, alors que les critères pour l'attribut le plus saillant ne changent pas. Ceci peut s'expliquer néanmoins par le fait que, déjà en condition *Single*, les sujets ont un comportement libéral. Aussi l'absence d'une baisse supplémentaire de leurs critères en condition *Dual* pourrait être due à un effet « plancher ».

Les résultats montrent que les pentes des critères absolus (c'-s) en fonction des sensibilités (d'-s) sont proches de 0,50 pour les conditions où un seul attribut est à juger, ce qui est

congruent avec les prédictions de la TDS (Green & Swets, 1966) et du modèle proposé par Gorea & sagi (2000), pour les conditions où seul un élément est à juger (*Single*). Par contre, ces pentes sont proches de 0 pour les conditions où les deux attributs, présentant un déséquilibre sensoriel, sont à juger (*Dual*). Ceci est congruent avec le modèle de Gorea & Sagi (2000) et confirme donc l'existence d'un *critère unique* inter attributs pour un même objet visuel.

En ce qui concerne les sensibilités, les résultats montrent une baisse des d'-s essentiellement pour les grands incréments de contraste ou d'orientation (**C_2** et **O_2**) dans les conditions *Dual* vis-à-vis des conditions *Single Different*.

Enfin, ni les critères ni les sensibilités ne sont modulés par la variation de l'autre attribut dans les conditions où seule une dimension est à juger. Ceci confirme les observations précédentes (Gorea & Sagi, 2000) selon lesquelles l'attraction des critères est une conséquence d'un double jugement et non pas de la simple présence de plusieurs stimuli.

Tous les effets ci-dessus sont observables dans les figures 2, 3 et 4 mais aussi confirmés par une ANOVA. Ces résultats sont congruents avec le modèle de Gorea & Sagi (2000). Celui-ci stipule que, contrairement aux prédictions de la TDS (Green & Swets, 1966), dans un environnement composé de multiples stimuli, les critères de réponse propres à chaque stimulus tendent à se rapprocher les uns des autres, aboutissant ainsi à un *critère unique*. Les sujets ne manient pas plusieurs critères indépendamment les uns des autres. Alors que les études précédentes montraient que l'attraction des critères avait lieu pour deux objets distincts et inégalement saillants en contraste (Gorea & Sagi, 2000, 2001, 2002 ; Gorea & al., 2003), la présente étude montre qu'un *critère unique* peut aussi être présent pour deux attributs caractérisant un seul et même objet. L'hypothèse d'une représentation interne unique pour ces deux attributs est donc confirmée. Ceci ne remet pas en cause la vue traditionnelle qui considère que le traitement des attributs visuels est modulaire, mais montre que deux

dimensions considérées indépendantes (Vincent & Regan, 1995) peuvent interagir au niveau décisionnel.

Dans la perspective d'une modularité du traitement visuel, l'attraction des critères peut être interprétée de différentes manières. Les changements de critères observés pourraient être la conséquence d'une interaction au niveau des modules de traitement eux-mêmes. Or, du fait de la grande séparation spatiale des stimuli pour lesquelles un *critère unique* a déjà été observé (Gorea & Sagi, 2000, 2001, 2002 ; Gorea & al., 2003), l'attraction des critères de réponse ne peut être considérée en terme d'interactions (inhibition) entre modules de traitement. Cette observation est appuyée par les résultats de la présente étude qui montrent que les changements de critères ne sont pas dépendants de la simple variation de l'autre attribut, mais qu'un double jugement est nécessaire. Aussi ces interactions pourraient non pas avoir lieu au niveau du traitement sensoriel des attributs, mais au niveau d'un système central lié à la décision. Ce système central peut lui aussi être considéré comme modulaire, c'est à dire que chaque module de traitement analyserait un seul type d'information, le produit de ce traitement étant transmis vers ce système central modulaire. Ainsi, les changements de critères seraient dus aux interactions entre les « modules décisionnels » spécifiques à chaque attribut. Fodor (1983) fait l'hypothèse que les systèmes centraux sont de par nature non-modulaires, contrairement aux systèmes périphériques. Dans cette perspective, le *critère unique* serait associé au fait que le produit des traitements des stimuli par les systèmes périphériques serait intégré dans un seul et même système lié à la décision, d'où la difficulté des sujets à manier plusieurs critères de réponse lors d'un double jugement. Chaque critère de réponse, spécifique à un seul stimulus, participerait à la formation d'un *critère unique* pour tous les stimuli au sein de ce système central lié à la décision.

Pashler (1994) fait état des limitations des sujets à accomplir plusieurs tâches simultanément : « *l'idée est que des traitements en parallèle seraient impossibles pour*

certaines opérations mentales. Ces opérations peuvent chacune être associées à un mécanisme simple qui leur est dédié. Quand deux tâches requièrent en même temps un des ces mécanismes, un goulot d'étranglement apparaît, et une ou les deux tâches sont retardées ou altérées (Pashler, 1994, p. 221). Alors que les conséquences d'une attention partagée sur le traitement de différentes cibles sont généralement quantifiées en terme d'une baisse des performances (d' ; Han & al., 2003) ou d'une augmentation des temps de réaction (Pashler, 1992), cette étude montre qu'elles peuvent aussi consister en une interférence décisionnelle.

La baisse des performances en condition de double tâche a été généralement attribuée à deux types de limitation (Pashler, 1995). Le premier concernerait les limitations de codage de plusieurs objets (ou attributs) dans une même modalité sensorielle. Le second concernerait, lui, les limitations liées à la production de multiples réponses. Cette dernière limitation ne semble pas pouvoir s'appliquer à l'étude présente qui fait usage de la technique de double tâche avec rapport partiel (Sperling, 1960). En revanche, cette étude suggère fortement que les limitations de codage incluent, en plus de l'aspect purement sensoriel, un versant décisionnel, lequel pourrait être la conséquence d'un relâchement attentionnel (Gorea & Sagi, 2003).

En effet, un jugement est par nature un acte attentionnel. Le *critère unique*, et par extension la notion selon laquelle les sujets représentent un environnement composé de multiples stimuli en une représentation interne unique, serait équivalent à un relâchement attentionnel quant à la sélection des réponses internes appropriées pour effectuer un jugement (Gorea & Sagi, 2003). Ce relâchement attentionnel concerne, non pas la présence ou l'absence des stimuli eux-mêmes, mais leur valeur physique. Les changements de critères étant dépendants du rapport de saillance entre les stimuli (Gorea & al., 2003), plus les stimuli sont facilement discriminables entre eux, plus cela favoriserait ce relâchement de l'attention. Au contraire, des stimuli faiblement discriminables augmenteraient la probabilité que les critères restent spécifiques à chaque stimulus.

La discriminabilité entre les stimuli est définie, selon la TDS, par la différence entre leur détectabilité (d'-s). Mais ces mêmes stimuli peuvent aussi être discriminés sur la base d'autres caractéristiques, comme la distance qui sépare les deux cibles (Gorea & Sagi, 2000, 2001, 2002 ; Gorea & al., 2003) ou la nature même des cibles (orientation et contraste). Ainsi, pour des cibles non ambiguës (facilement discriminables sur au moins une dimension), un *critère unique* peut apparaître pour l'élément pertinent pour la tâche. Autrement dit, les sujets qui sont face à deux cibles inégalement saillantes (e.g. en contraste ou en différence de contraste ou d'orientation par rapport à une référence), mais aussi clairement discriminables du fait d'une autre caractéristique (la distance entre cibles, la nature des cibles), peuvent être moins attentifs envers une des dimensions (le contraste, l'orientation) puisqu'ils peuvent distinguer efficacement les cibles grâce à l'autre dimension, même si cette dernière n'est pas pertinente pour la tâche. Au contraire, des stimuli ambigus, c'est à dire peu discriminables, encourageraient les sujets à porter une attention particulière à ceux-ci et, comme le prédit la TDS, les sujets auraient des critères de réponse propres à ces différents stimuli. Cette interprétation est appuyée par le fait qu'aucun changement de critères n'a été observé pour des cibles faiblement discriminables, qui étaient définies par deux Gabors superposés mais d'orientations différentes (l'un était vertical et l'autre horizontal) et inégalement saillants en contraste (Gorea & Sagi, 2003). Le tout aboutissait à des cibles fortement ambiguës dont seul les différents incréments de contraste permettaient de les différencier, d'où une absence de *critère unique* pour cette dernière dimension.

Le problème de la détection (Duncan, 1984 ; Han, Dosher & Lu, 2003) ou de la mémorisation (Luck & Vogel, 1997 ; Lee & Chun, 2001) d'attributs visuels s'est aussi posé dans la perspective selon laquelle le statut de deux (ou plusieurs) attributs ne serait pas le même selon qu'ils appartiennent ou non à un même objet. Dans l'étude présente, la baisse des d'-s, dans la condition où un double jugement est nécessaire pour effectuer la tâche, est

trouvée seulement pour les grands incréments et plus spécifiquement pour l'orientation (**O_2**). Ce résultat n'est pas contradictoire avec les résultats de Han & al. (2003) qui montrent une baisse des performances quand les stimuli sont fortement bruités (fond d'écran de couleur non homogène), et quand les sujets doivent rapporter deux attributs d'un même objet par rapport aux conditions où ils doivent n'en rapporter qu'un seul. Toutefois, ici, la baisse des d'-s est limitée aux grands incréments donc nous ne pouvons conclure à une baisse de performance en situation de double jugement. Ce phénomène, c'est-à-dire une baisse des d'-s pour l'élément le plus saillant, a déjà été observé dans quelques études traitant du *critère unique* (Gorea & Sagi, 2002, 2003), et il mériterait d'être étudié plus en détail.

En conclusion, l'attraction des critères de réponse est observée pour un même attribut caractérisant deux objets distincts (Gorea & Sagi, 2000, 2001, 2002 ; Gorea & al., 2003) mais aussi pour deux attributs différents caractérisant un même objet. Suite aux travaux réalisés par Han & al. (2003), il serait donc pertinent de tester l'existence d'un *critère unique* pour deux attributs inégalement saillants mais caractérisant deux objets différents.

BIBLIOGRAPHIE

Adelson, E. H. (2000). Lightness Perception and Lightness Illusion. In *The new Cognitive Neuroscience,* 2nd ed., M. Gazzaniga, ed. Cambridge, MA : MIT Press (pp. 339-351).

Bressan, P. (2001). Explaining lightness illusions. *Perception*, **30**, 1031-1046.

Burbeck, C. A. & Regan, D. (1983). Independence of orientation and size in spatial discriminations. *Journal of the Optical Society of America*, **73**, 1691-1694.

Chua, F. K. (1990). The processing of spatial frequency and orientation information. *Perception and Psychophysics*, **47**, 79-86.

Desimone, R. (1991). Face-selective cells in the temporal cortex of monkeys. *Journal of cognitive neuroscience*, **3**, 1-24.

Duncan, J. (1984). Selective attention and the organization of visual information. *Journal of experimental psychology : General*, **113**,501-517.

Fellerman, D. J. & Van Essen, D. C. (1991). Distributed hierarchical processing in the primate cerebral cortex. *Cerebral cortex*, **1**, 1-47.

Fodor, J. (1983). *La modularité de l'esprit*. Paris, Editions de Minuit,1986.

Gorea, A. & Sagi, D. (2000). Failure to handle more than one internal representation in visual detection tasks. *Proceedings of the National Academy of Science* USA, **97**, 12380-12384.

Gorea, A. & Sagi, D. (2001). Disentangling signal from noise in visual contrast discrimination. *Nature Neuroscience*, **4**,146 – 1150.

Gorea, A. & Sagi, D. (2002). Natural Extinction : A criterion shift phenomenon. *Visual Cognition*, **9**, 913-936.

Gorea, A., Kerzérho, S. & Sagi, D. (2003). Natural Extinction : An extension of the criterion shift interpretation at suprathreshold levels. Sous presse.

Green, D. M. & Swets, J. A. (1966). *Signal Detection Theory*. New York : Wiley

Gross, C. G. (2000). Coding for visual categories in the human brain. *Nature Neuroscience*, **3**(9), 855-856.

Guyas, B. & Roland, P. E. (1991). Cortical fields participating in form and color discrimination in the human brain. *NeuroReport*, **2**, 585-588.

Halligan, P. W. & Marshall, J. C. (1998). Visuospatial neglect : the ultimate deconstruction? *Brain and Cognition*, **37**, 419-438.

Han, S., Dosher, B. A. & Lu, Z. L. (2003). Object attention revisited : Identifying mechanisms and boundary conditions. *Psychological science*, **14**, 598-604.

Hubel, D. H. & Wiesel, T. N. (1968). Receptive fields and functional architecture of monkey striate cortex. *Journal of physiology*, **195**, 215-243.

Kanwisher, N. (2000). Domain specificity in face perception. *Nature Neuroscience*, **3**(8), 759-763.

Kubovy, M., Cohen, D. & Hollier, J. (1999). Feature integration that routinely occurs without focal attention. *Psychonomical Bulletin & Review*, **6**, 183-203.

Lee, D. & Chun, M. M. (2001). What are the units of visual short-term memory, objects or spatial locations?. *Perception & Psychophysics*, **63**(2), 253-257.

Lennie, P. (1998). Single units and visual cortical organization. *Perception*, **27**, 889-935.

Livingstone, M. S. & Hubel, D. H. (1988). Segregation of form, color, movement, and depth : anatomy, physiology and perception. *Science*, **240**, 740-749.

Luck, S. J. & Vogel, E. K. (1997). The capacity of visual working memory for features and conjunctions. *Nature*, **390**, 279-281.

Marr, D. (1976). Early processing of visual information. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, série B, **275**, 483-524.

Meinhardt, G. & Persike, M. (2003). Strength of feature contrast mediates interaction among feature domains. *Spatial Vision*, **16**(5), 459-478.

Pashler, H. (1992). Making Two Responses to a Single Object: Implication for the Central Attentional Bottleneck. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, **18**,1058-1079.

Pashler, H. (1994). Dual-Task Interference in Simple Tasks : Data and Theory. *Psychological Bulletin*, **116**(2), 220-244.

Pashler, H. (1995). Divided visual attention. In *Visual Cognition: Invitation to Cognitive Science*. S. Kosslyn ,ed., Cambridge, MA: MIT Press (pp. 71-100).

Sereno, M. I., Dale, A. M., Reppas, J. B., Kwong, K. K., Belliveau, J., Brady, T. J., Rosco, B. R. & Tootell, R. B. H. (1995). Borders of multiple visual areas in humans revealed by functional magnetic resonance imaging. *Science*, **268**, 889-893.

Sperling, G. (1960). The information available in brief visual presentations. *Psychological Monographs: General and Applied*, **74**(11), 1-29.

Treisman, A. (1986). Features and objects in visual processing. *Scientific American*, **11**, 114-125.

Treisman, A. (1996). The binding problem. *Current Opinion in Neurobiology*, **6**, 171-178.

Treisman, A. & Gelade, G. (1980). A feature integration theory of attention. *Cognitive psychology*, **12**, 97-136.

Vincent, A. & Regan, D. (1995). Parallel independent encoding of orientation, spatial frequency, and contraste. *Perception*, **24**, 491-499.

ANNEXE

Théorie de la détection du signal (TDS)

La Théorie de la détection du signal (Green & Swets, 1966) distingue deux paramètres : les capacités sensorielles du sujet (d') et le critère de décision (β ; stratégie du sujet). Ces deux indices sont calculés à partir du pourcentage de détections correctes (DC - répondre « oui » quand la cible était bien présente) et du pourcentage de fausses alarmes (FA - répondre « oui » alors que la cible était absente). Les probabilités d'attribuer une sensation soit au bruit seul (N), soit au signal superposé au bruit (S), devraient se répartir selon deux distributions normales, comme présentées dans la Figure 6. Chaque individu trierait les informations à partir d'un critère de décision, et toute sensation supérieure à ce critère serait attribuée au signal alors que toute sensation inférieure au bruit ; la position du critère sur l'axe du continuum sensoriel reflétant l'aspect libéral ou conservateur au niveau des choix de réponse.

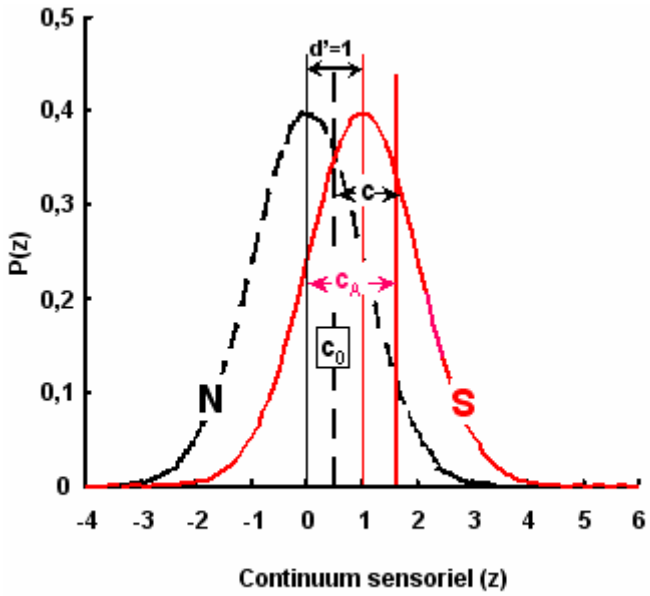

Figure. 6. Courbes de Gauss définissant les probabilités, p(Z), d'attribuer une sensation soit au bruit (N) seul, $p_N(z)$, soit au signal (S) superposé au bruit, $p_S(z)$. La sensibilité est calculée sur la base des détections correctes (DC) et des fausses alarmes (FA) avec d' = zDC – zFA. Les critères absolus (C_A ou c') sont définis par c' = -zFA. De ce fait, ils dépendent uniquement de N, et permettent de mettre en évidence l'existence d'un *critère unique* dans le cas où plusieurs cibles (S, S', etc.) seraient à juger.