

ROVIRA Katia\*  
 LECOUTRE Marie-Paule\*\*  
 LECOUTRE Bruno\*\*  
 POITEVINEAU Jacques\*\*\*

### Catégorisation de situations d'incertitude et variabilité des points de vue sur le hasard

Nous nous proposons, ici, d'étudier la variabilité des points de vue sur le concept de hasard et l'effet d'un enseignement en probabilités, à partir de tâches de catégorisation. L'expérience rapportée a précédemment fait l'objet d'une publication selon une perspective didactique (Lecoutre, Rovira, Lecoutre, Poitevineau, 2006). Son objectif était de contribuer à une amélioration de l'enseignement des probabilités et des statistiques, reposant sur une meilleure connaissance de la façon dont sont perçus les concepts de hasard et de probabilité. Il s'agit, ici, dans une perspective davantage cognitive, d'approfondir les conclusions obtenues, à partir de nouvelles analyses des classifications et des justifications verbales au niveau individuel. On doit admettre que le concept de hasard, s'il est en un sens très familier, est aussi, à la fois, ambigu et complexe (Kac, 1983). De nombreuses études, utilisant divers paradigmes, ont montré qu'il donne lieu à des interprétations très variées, même par des personnes qui l'utilisent couramment dans leur travail (Nickerson, 2002). Ainsi, face à des questions telles que : le hasard intervient-il dans « le fait d'obtenir un chiffre pair à l'issue du lancer d'un dé ? » ou dans « le fait qu'une graine mise en terre germe ? », on relève des réponses et des justifications très variables, selon les individus, et qui dépendent, en outre, du contexte. Pour approfondir l'étude de cette variabilité, nous avons observé les points de vue spontanés des sujets dans diverses situations d'incertitude comme celles considérées dans les questions précédentes. Dans cette perspective, les sujets devaient, dans un premier temps, effectuer une catégorisation libre de l'ensemble des situations considérées, et la justifier verbalement. Il n'y avait, dans la consigne, aucune référence explicite à la notion de hasard. Dans un second temps, nous avons demandé, explicitement, aux sujets, si le hasard intervenait ou non dans ces mêmes situations, ce qui nous a permis d'étudier comment se modifient les points de vue des sujets, quand la notion de hasard est explicite (catégorisation contrainte). Il s'agit ici de savoir si le concept de hasard est perçu de façon stable par les sujets, en restant, en quelque sorte, « insensible » aux

changements de contexte ou si, au contraire, il apparaît qu'un même sujet peut avoir des points de vue différents selon le contexte.

D'une façon générale, les concepts sont encore souvent considérés comme des représentations stables de catégories d'objets de l'environnement. Ces représentations conceptuelles, stockées en mémoire à long terme, permettraient de penser et raisonner sur les objets du monde et de les classer ainsi dans différentes catégories. Cette conception est, cependant, remise en cause par l'observation récurrente de la variabilité des représentations catégorielles en fonction du contexte (Barclay, Bransford, Franks, McCarrel, Nitsch, 1974 ; Barsalou, Medin, 1986 ; Thomson, Tulving, 1970 ; Tulving, Thomson, 1973). Ceci conduit à prendre en compte, dans l'étude des concepts, le contexte de réalisation de l'activité (Weill-Fassinat, Rabardel, Dubois, 1993). Ainsi, depuis déjà quelques années, des auteurs ont développé une conception dynamique de la catégorisation (voir Smith, Heise, 1992), en étudiant comment la modification de la consigne et du discours adressé au sujet modifie la perception des items et le champ de similarité (Gasser, Smith, 1991 ; Smith, Heise, 1992). L'emploi de mots différents modifierait l'attention portée à certains aspects de la situation, ce qui en modifierait le poids et activerait des connaissances particulières. Ceci aurait pour conséquence la construction de concepts différents, d'où une variabilité des classifications et des justifications données par le sujet. Certains auteurs, comme Barsalou (1982, 1989, 1993), défendent l'idée que la flexibilité serait une propriété interne au concept. Autrement dit, les concepts ne sont plus envisagés comme des entités invariantes, établies en mémoire à long terme, mais comme des entités dynamiques,

\* Laboratoire PSY.NCA, E.A. 4306, Université de Rouen, 76821 Mont-Saint-Aignan Cedex.

<katia.rovira@univ-rouen.fr>

\*\* ERIS, Laboratoire de mathématiques Raphaël Salem, UMR 6085, CNRS et Université de Rouen.

\*\*\* ERIS, IJLRA/LAM-LPCE, UPMC 7190, CNRS et Université Paris 6.

flexibles, variables, activées ponctuellement (Barsalou, 1987). Dans une situation particulière, seule, une petite partie du savoir individuel, pour une catégorie donnée, serait activée. Cette activation dépendrait du contexte et/ou refléterait l'expérience récente du sujet. Le concept ne renverrait donc pas à une représentation catégorielle stable en mémoire à long terme, mais serait une signification transitoire, construite en mémoire de travail. Plutôt que d'être définitoire, le concept véhiculerait des attentes individuelles, fondées sur l'expérience passée, l'expérience récente et le contexte actuel (Barsalou, 1989). Plus précisément, il y aurait trois types d'informations, entretenant des rapports dynamiques à l'intérieur des concepts : une information indépendante du contexte (haute en accessibilité, car fréquemment utilisée), une information dépendante du contexte (haute en accessibilité, car pertinente dans le contexte actuel), une information dépendante du contexte et récente (hautement accessible temporairement). Mais se pose, alors, la question suivante : existe-t-il réellement une information indépendante du contexte ? Ou pouvons-nous, au contraire, défendre l'idée d'une pluralité des formes de connaissances, dépendantes de l'activité qu'elles sont supposées sous-tendre (Weill-Fassina, Rabardel, Dubois, 1993) ? Autrement dit, tout savoir ne serait-il pas, forcément, contextualisé, dans le sens où le contexte serait une donnée du savoir ?

L'acquisition de nouvelles connaissances, le développement d'un savoir (d'une expertise) dans un domaine donné, entraînent des changements dans l'organisation catégorielle. Dans le cas des catégories naturelles (animaux ou fruits, par exemple), on constate un « déplacement » du niveau de base (Medin, Lynch, Coley, 1997), qui devient plus spécifique et plus précis chez les experts (Tanaka, Taylor, 1991 ; Johnson, Mervis, 1998). De plus, on observe l'émergence de plusieurs structures catégorielles dans un même domaine de connaissances, quand les concepts sont utilisés pour des activités cognitives différentes (Solomon, Medin, Lynch, 1999). Mais, nous pouvons, également, observer l'émergence de structures différentes, bien que le sujet soit engagé dans une même activité. Par exemple, plusieurs structures peuvent émerger quand différents types d'informations (propriétés biochimiques ou propriétés contextuelles) sont requises pour une même activité, comme faire des inférences sur les propriétés de la nourriture (Ross, Murphy, 1999). Le contexte apparaît, donc, bien comme une donnée du savoir, ce dernier étant adapté à la situation particulière, dans laquelle il a été construit. Ainsi, que ce soit, par exemple, dans le domaine de la sensorialité (Dubois, 2006) ou des objets naturels et artefactuels (Barsalou,

1999), il apparaît clairement qu'un même sujet construit des conceptions différentes, selon la nature de l'activité cognitive en jeu et de son objectif. D'un autre côté, le rôle de l'expérience quotidienne est important. Cette expérience, à la fois pratique et discursive, conduit à un savoir de sens commun qui, selon la conception de Barsalou (1999), est hautement accessible, car fréquent. Dans le domaine de concepts abstraits, comme le hasard, même si l'on admet l'existence de différences interindividuelles, domine encore l'idée de représentations privilégiées stables chez un sujet donné (Cordier, Cordier, 1991 ; Cordier, Es Saidi, Cordier, 1997). Cependant, les concepts abstraits dépendent fortement des situations et de l'action située (Schwanenflugel, 1991). En effet, il semble plus facile de traiter un concept abstrait quand une situation le contextualise, les sujets se référant, alors, à des expériences situées, comme pour des objets concrets (Barsalou, Wiener-Hastings, 2005). Les concepts abstraits posséderaient des aspects sociaux, événementiels, introspectifs (affects, motivations, opérations cognitives), c'est-à-dire des sources d'informations diverses (Barsalou, 2008). Nous pouvons donc penser que les contraintes de la tâche pèsent tout autant sur les catégories abstraites et, selon cette perspective théorique, le concept de hasard peut être défini comme intrinsèquement flexible.

À l'évidence, le concept de hasard est indissociable du concept de probabilité, qui a été introduit par les mathématiciens pour le formaliser (Hacking, 1975). En conséquence, en plus du savoir de sens commun, partagé par les différentes communautés de notre culture (Dubois, 1993), certaines personnes possèdent un savoir académique alimenté, à la fois, par l'enseignement (des probabilités et de la statistique, notamment) et par la pratique. Les deux exemples, que nous avons donnés précédemment (« le fait d'obtenir un chiffre pair à l'issue du lancer d'un dé » et « le fait qu'une graine mise en terre germe »), renvoient, clairement, à des savoirs différents. À la suite de Konold et coll. (1991), nous avons ainsi considéré deux types d'items : des items *stochastiques*, qui renvoient à des processus répétables (typiquement le lancer d'un dé) ou à des situations de tirage aléatoire (typiquement le tirage d'une boule dans une boîte), et des items *réels*, qui sont inspirés de la vie de tous les jours (par exemple, la germination d'une graine) et renvoient à des événements spécifiques, des cas uniques. Les items *stochastiques* relèvent des problèmes typiques de calcul de probabilités et devraient, donc, mobiliser, en premier lieu, le savoir académique. En revanche, les items *réels* devraient renvoyer davantage au savoir de sens commun. On peut, en outre, faire l'hypothèse que, renvoyant à des cas

uniques, ils relèvent davantage d'un processus de raisonnement déterministe (Griffin, Buelher, 1999).

Nous avons comparé trois groupes de sujets, ayant différents niveaux d'expertise en probabilités, donc, différents types de savoirs : des élèves de classe de troisième, n'ayant jamais eu d'enseignement en probabilités, des enseignants-chercheurs en psychologie, ayant une pratique des méthodes d'inférence statistique, et des enseignants-chercheurs en mathématiques, ayant effectué des enseignements en probabilités et/ou statistiques. En nous appuyant sur les conclusions de Konold (1995, et coll., 1991), selon lesquelles les élèves ont déjà des intuitions fortes à propos des probabilités et du hasard, avant tout enseignement, nous pouvons nous attendre à ce que les différences entre ces trois groupes soient, globalement, relativement limitées. Cependant, la référence au savoir académique devrait être plus importante chez les adultes et, particulièrement, chez les mathématiciens. En outre, les adultes devraient utiliser les savoirs particuliers, liés à l'usage des probabilités dans leur vie professionnelle. Nous pouvons donc faire l'hypothèse d'une plus grande variabilité chez les sujets adultes (comparativement aux collégiens), en raison de la plus grande diversité des savoirs, auxquels ils peuvent se référer. Nous pouvons, également, faire l'hypothèse d'une

plus grande variabilité vis-à-vis des items réels, ces derniers ne rentrant pas directement dans le cadre des modèles du calcul formel des probabilités généralement considérés dans l'enseignement.

## MÉTHODE

### Sujets

Trois groupes de 20 sujets volontaires ont participé à l'expérience.

– Groupe C (collégiens) : 20 collégiens en classe de 3<sup>e</sup>, à Rouen, âgés de 14 à 16 ans, n'ayant jamais eu d'enseignement, ni en probabilités, ni en statistiques.

– Groupe P (psychologues) : 20 enseignants-chercheurs en psychologie, des universités de Rouen et de Paris, âgés de 30 à 55 ans. Ils ont, tous, reçu un enseignement de base en probabilités et statistiques appliquées et ont une expérience pratique de l'analyse des données expérimentales (en particulier de l'usage des tests de signification usuels).

– Groupe M (mathématiciens) : 20 chercheurs et enseignants-chercheurs en mathématiques de l'université de Rouen, âgés de 33 à 55 ans. Ils ont, tous, reçu un enseignement en théorie des probabilités et en statistique mathématique et ont une expérience de l'enseignement des probabilités et/ou des statistiques.

Items réels avec implication du sujet	
<b>A (ami)</b>	Le fait de rencontrer un ami que vous n'avez pas rencontré depuis 10 ans
<b>B (loto)</b>	Le fait que vous gagnez 10 000 francs au loto
<b>C (tête)</b>	Le fait de dire la première chose qui vous passe par la tête
<b>D (rhume)</b>	Le fait que vous attrapiez un rhume dans le courant du mois prochain
Items réels sans implication du sujet	
<b>E (graine)</b>	Le fait qu'une graine mise en terre germe
<b>F (bourse)</b>	Le fait que le cours d'une action à la bourse de Paris aura progressé de plus de 5 % dans 3 mois
<b>G (pluie 1)</b>	Le fait qu'il a plu à Paris le 15 mars 1936
<b>H (pluie 2)</b>	Le fait qu'il pleuve demain à Paris
Items stochastiques avec issues symétriques	
<b>S (dé)</b>	Le fait d'obtenir un chiffre pair à l'issue du lancer d'un dé
<b>T (pièce)</b>	Le fait d'obtenir pile à l'issue du lancer d'une pièce de monnaie non truquée
<b>U (face)</b>	Le fait d'obtenir face au 5 <sup>e</sup> lancer d'une pièce de monnaie non truquée qui est tombée sur face les 4 fois précédentes
<b>V (boules 1)</b>	Le fait de tirer une boule blanche d'une boîte qui contient 10 boules noires et 10 boules blanches
Items stochastiques avec issues non symétriques	
<b>W (jetons)</b>	Le fait de tirer simultanément 2 jetons rouges d'une boîte qui contient 1 jeton blanc et 2 jetons rouges
<b>X (chaussettes)</b>	Le fait de constituer une paire de chaussettes assorties à partir d'un tirage à l'aveugle de deux chaussettes d'un tiroir qui contient 2 paires de chaussettes différentes
<b>Y (bonbons)</b>	Le fait de tirer un bonbon au citron d'une boîte qui contient 20 bonbons à l'orange et 10 au citron
<b>Z (boules 2)</b>	Le fait de tirer une boule blanche d'une boîte qui contient 10 boules noires et 20 boules blanches

Tableau 1. Les 16 items.

### Matériel

Le matériel comprend 16 items, chaque item correspondant à une situation d'incertitude, écrite sur un carton blanc, que le sujet peut manipuler. Il y a 8 items réels et 8 items stochastiques, présentés dans le tableau 1. Pour quatre items réels, il y a implication du sujet, ce dernier étant désigné par « vous » dans l'énoncé ; pour les quatre autres items, il n'y a pas d'implication. Quatre des items stochastiques ont des issues symétriques, équiprobables et les quatre autres ont des issues non symétriques.

### Procédure

Les sujets ont passé l'expérience individuellement. On leur disait qu'ils allaient participer à une expérience, ayant pour objet de recueillir leurs jugements spontanés sur diverses situations familiaires. L'expérience se déroulait en deux phases successives. Dans la première phase, la consigne était la suivante : « je vous demande de mettre ensemble les cartes qui, selon vous, se ressemblent » en faisant des piles. Les cartes des 16 items, préalablement mélangées aléatoirement, étaient, toutes, visibles simultanément, et on précisait au sujet qu'il pouvait faire autant de piles qu'il le souhaitait et pouvait prendre autant de temps qu'il voulait. Quand le sujet avait terminé, on lui demandait de justifier sa classification, en répondant à la question suivante : « pourquoi avez-vous mis ces cartes ensemble ? » ; « et celles-ci ? » ; et ainsi de suite. Ainsi, dans cette phase, le sujet doit effectuer et justifier une classification des diverses situations d'incertitude, sans référence explicite au hasard : il s'agit d'une tâche de catégorisation libre. Dans la seconde phase, après avoir, à nouveau, mélangé les cartes, on posait, pour chaque situation, la question suivante : « pensez-vous que le hasard intervient ou non dans la situation ? expliquez pourquoi ». Dans cette phase, on peut inférer, *a posteriori*, une catégorisation en deux classes, à partir des réponses données. La notion de hasard est, ici, explicite : il s'agit d'une tâche de catégorisation contrainte. L'expérience durait de 15 à 30 minutes selon les sujets.

### RÉSULTATS

Les analyses globales, effectuées précédemment (Lecoutre et coll. 2006), ont confirmé la grande variabilité des points de vue sur le hasard : si l'on considère l'ensemble des réponses aux deux tâches de catégorisation, on observe autant de protocoles (classifications + justifications) différents qu'il y a de sujets. Il est néanmoins possible de distinguer quelques conceptions générales du hasard. Les items réels et stochastiques sont perçus comme différents, ce qui se traduit, dès la catégorisation

libre, par l'observation de deux classes principales, opposant ces items. Dans la catégorisation contrainte, une large majorité des sujets catégorisent les items stochastiques comme « hasard » parce qu'*il est facile de calculer une probabilité*. En revanche, les sujets sont divisés pour les items réels, catégorisés soit comme « hasard » soit comme « non hasard », sans qu'il soit possible de dégager une majorité. On observe deux conceptions principales pour ces items : soit ils font intervenir le hasard, parce qu'ils mettent en jeu un raisonnement probabiliste, soit ils ne le font pas intervenir, parce qu'*il y a une grande part de déterminisme* ou parce que *des facteurs causaux peuvent être identifiés*.

Un résultat important est le faible effet des connaissances en théorie des probabilités. En particulier, la dichotomie entre items réels et stochastiques est observée dans chacun des trois groupes, y compris les élèves de troisième, qui n'ont eu aucun enseignement.

Afin d'approfondir ces conclusions générales et, notamment, d'étudier, plus précisément, la variabilité des conceptions du hasard, nous présentons, ci-après, des analyses supplémentaires, effectuées au niveau individuel, portant, notamment, sur l'évolution des classifications et des justifications de la première tâche de catégorisation (libre) à la seconde (contrainte).

#### Analyse des classifications

Nous avons identifié, pour chaque sujet, les classes constituées uniquement d'items stochastiques, celles constituées uniquement d'items réels et celles constituées des deux types d'items (classes mixtes). Nous avons considéré à part les classes constituées d'un seul item.

##### *Catégorisation libre*

Pour la catégorisation libre, le tableau 2 donne le nombre de sujets de chaque groupe pour ces différents types de classes.

La partition des items comporte, selon les sujets, d'1 à 12 classe(s), ce qui correspond à un nombre moyen de classes par sujet égal à 4,38. Dans les trois groupes, la plupart des sujets constituent des classes comportant uniquement des items réels (entre 18 et 19 sujets par groupe) et des classes comportant uniquement des items stochastiques (entre 14 et 16 sujets par groupe). De façon générale, les items réels sont spontanément séparés des items stochastiques, ce résultat étant, toutefois, moins marqué pour les collégiens. Ceux-ci constituent, en effet, nettement plus de classes mixtes (en moyenne 1,55 par sujet contre 0,525 pour l'ensemble des deux autres groupes). Cette différence est significative [ $d=+1,025$ ,  $t(57)= 5,66$ ,

$p < .0001$ ] et une analyse fiducio-bayésienne (Lecoutre, Poitevineau, 2000) montre qu'elle est notable ( $\delta > +0,722$  avec une garantie 0,95). Les collégiens apparaissent, ainsi, trouver davantage de similarités entre les items réels et les items stochastiques, comparativement aux sujets des deux autres

groupes. En particulier, ils associent plus souvent les items réels A (ami) et B (loto) aux items stochastiques, que les autres sujets (16 collégiens rapprochent A et/ou B d'un ou plusieurs items stochastiques contre 7 psychologues et 6 mathématiciens).

	Types de classes			Items Isolés		Total
	Stochast.	Réels	Mixtes	Stochast.	Réels	
Collégiens	0,90 (14)	1,15 (18)	1,55 (17)	0,15 (3)	0,40 (5)	4,15
Psychologues	0,90 (16)	1,65 (18)	0,55 (11)	0,10 (2)	0,90 (11)	4,10
Mathématiciens	1,00 (16)	1,40 (19)	0,50 (9)	0,25 (2)	1,75 (14)	4,90
Ensemble	0,93 (46)	1,40 (57)	0,87 (37)	0,17 (7)	1,02 (30)	4,38

**Tableau 2.** Catégorisation libre : nombre moyen de classes par sujet (et nombre de sujets concernés) en fonction du type de classe : Stochastiques (comportant au moins 2 items stochastiques, Réels (au moins 2 items réels) et Mixtes (comportant les deux types d'items) ou comportant un seul item isolé.

Les mathématiciens constituent davantage de classes ne comportant qu'un seul item réel (en moyenne 1,75 par sujet contre 0,66 pour l'ensemble des deux autres groupes). Cette différence est significative [ $d = +1,100$ ,  $t(57) = 2,81$ ,  $p = .007$ ] et apparaît notable ( $\delta > 0,446$  avec une garantie 0,95). Même s'ils ont tendance à distinguer les items réels sans implication, de ceux avec implication, les mathématiciens, conformément à l'une de nos hypothèses, semblent avoir des difficultés à classer les items réels, vraisemblablement parce qu'ils ne peuvent pas se référer à un modèle probabiliste standard.

#### Catégorisation contrainte

Globalement, le nombre moyen de classes passe de 4,1 à 2,5 pour les collégiens, de 4,1 à 2,2 pour les psychologues et de 4,9 à 2,4, pour les mathématiciens, de la catégorisation libre à la catégorisation contrainte. Rappelons que, pour la catégorisation contrainte, la consigne contraint à une répartition des items en deux classes : « hasard » et « pas de hasard », d'où un nombre de classes attendu, qui ne devrait pas être supérieur à 2. On observe, cependant, que les trois moyennes sont un peu supérieures à 2, ce qui s'explique par le fait que 31 sujets (9 dans le groupe des psychologues et 11 dans chacun des 2 autres groupes) ont donné des réponses nuancées, du type « le hasard intervient un peu moins, ou un peu plus » et que ces réponses ont été regroupées dans une classe « hasard moyen ». Un sujet a déclaré, pour chacun des 16 items, qu'il lui était impossible de se prononcer. Cinq sujets n'ont pas pu se prononcer

pour au moins un des items. Ces réponses ont été réunies dans une classe « ne sais pas ».

#### Changements de classification de la catégorisation libre à la catégorisation contrainte

Il convient, d'abord, de souligner le fait que 12 sujets catégorisent les items de façon identique dans les deux tâches (2 collégiens, 7 psychologues et 3 mathématiciens). En ce qui concerne tous les autres sujets, l'examen des données individuelles montre que la diminution du nombre de classes, impliquée par la consigne de la catégorisation contrainte, ne se traduit pas uniquement par des regroupements de classes.

Pour analyser les changements de classification, nous avons identifié les classes que nous qualifierons de classes « éclatées », c'est-à-dire les classes de la catégorisation libre, constituées d'au moins deux items, affectés à des classes différentes, dans la catégorisation contrainte (par opposition aux classes dites « stables », constituées d'items, qui restent associés dans la catégorisation contrainte). Nous avons, en outre, distingué trois types de classes : « réelles », « stochastiques » et « mixtes », respectivement constituées, exclusivement, d'items réels, d'items stochastiques et d'un mélange d'items des deux types. Voici, à titre d'exemple, le codage effectué pour les données d'un sujet. Pour la catégorisation libre, il a réparti les items dans 7 classes : STUVWYZB, GH, AF, X, D, E, C ; pour la catégorisation contrainte, il les a répartis dans 3 classes : STUVWYZBXA, GH, CDEF. Il y a, donc, dans la catégorisation libre : 1° deux classes stables, l'une réelle (deux items réels

GH) et l'autre mixte (sept items stochastiques STUVWYZ et un item réel B) ; 2<sup>o</sup> une classe réelle éclatée (deux items réels AF) ; 3<sup>o</sup> quatre items isolés (un stochastique X et trois réels D, E, C).

Les résultats de ce type d'analyse, effectuée pour chaque sujet, montrent qu'on observe, au moins, une classe stable chez 18 collégiens, 18 psychologues et 19 mathématiciens et, au moins, une classe éclatée chez 16 collégiens, 12 psychologues et 12 mathématiciens. Le tableau 3 donne les pourcentages de classes éclatées, en fonction du groupe de sujets et de la nature des items.

	Proportion classes éclatées		
	Stochast.	Réels	Mixtes
Collégiens	11,8 % (2)	34,8 % (7)	61,3 % (11)
Psychologues	16,7 % (3)	51,5 % (11)	36,4 % (4)
Mathématiciens	5,0 % (1)	35,7 % (9)	60,0 % (6)
Ensemble	10,7 % (6)	41,7 % (27)	55,8 % (21)

**Tableau 3.** Catégorisation contrainte : proportion de classes « éclatées » et nombre de sujets concernés en fonction de la nature des items.

Dans les trois groupes de sujets, les classes réelles et mixtes sont, nettement, plus souvent éclatées (respectivement 41,7 % et 55,8 % en moyenne), que les classes stochastiques (10,7 %). Ainsi, les similarités, trouvées entre les items stochastiques en catégorisation libre, apparaissent encore lorsque la consigne rend le hasard explicite. En revanche, les classes réelles et, surtout, les classes mixtes, apparaissent être remises en question, lorsque le hasard est explicite. Ainsi, 18 psychologues et 15 mathématiciens rapprochent les items A (ami) et/ou B (loto) des items

stochastiques, ce que faisaient spontanément les collégiens. La modification de la consigne, en activant le savoir académique, semble modifier le champ de similarité entre les items, certaines propriétés prenant, ainsi, plus de poids dans les choix du sujet. Parallèlement, l'existence d'une grande variabilité interindividuelle est confirmée. Cependant, contrairement à notre hypothèse, nous ne pouvons pas conclure à un effet de l'expertise en probabilité sur le degré de variabilité.

### Analyse des justifications

Si on considère, tout d'abord, les 12 sujets, qui ont classé les items de la même façon dans les deux tâches, on note que les deux collégiens donnent, en outre, la même justification : tous les items renvoient au hasard, sauf C (tête) et E (graine). Cinq des sept psychologues regroupent tous les items en une seule classe, soit parce que le hasard intervient toujours (deux sujets), soit parce qu'il n'intervient jamais (trois sujets) ; pour les deux autres psychologues, le hasard n'intervient pour aucun des items, à l'exception des items A (ami) et B (loto). Pour deux des trois mathématiciens, tous les items font intervenir le hasard ; le troisième déclare, pour chaque item, qu'il ne peut pas répondre.

Ainsi, nous voyons que des sujets différents peuvent effectuer la même classification des items, mais en donnant des justifications différentes, d'où la nécessité d'analyser systématiquement les justifications au niveau individuel. Dans cette perspective, nous avons identifié les termes les plus fréquemment utilisés pour chaque classe. Un terme est considéré comme fréquent, s'il a été utilisé *au moins* une fois par *au moins* 10 % de l'ensemble des sujets (soit 6 sujets).

### Catégorisation libre

Dans la tâche de catégorisation libre, dix termes peuvent être considérés comme fréquents, avec le critère retenu. Le tableau 4 donne les pourcentages de sujets, ayant utilisé chacun d'eux.

Termes	Collégiens	Psychologues	Mathématiciens
Hasard	55 %	45 %	25 %
Chance	50 %	15 %	/
Probabilité		60 %	60 %
Aléatoire		25 %	30 %
Calculable		25 %	10 %
Détermin(iste)(isme)(é)		20 %	20 %
Normal/Banal	35 %	/	/
Tirage	10 %	20 %	30 %
1 chance sur 2	10 %	10 %	15 %
(im)Probable	5 %	35 %	10 %

**Tableau 4.** Catégorisation libre : pourcentage de sujets ayant utilisé les termes fréquents dans chacun des trois groupes.

La moitié des collégiens emploient spontanément le terme « hasard » (55 %) et/ou le terme « chance » (50 %) pour justifier leur classement. Par exemple, gagner au loto ou tirer la bonne chaussette, « c'est de la chance ». 35 % utilisent les termes « normal » et/ou « banal » (qu'une graine germe, « c'est normal » ; attraper un rhume, « c'est banal »). Pour ces sujets, le hasard est ce qui a rapport à la chance, et n'est pas normal, pas banal. On note que l'utilisation de ces termes, surtout celui de « chance », diminue avec le degré d'expertise et qu'ils sont remplacés par des termes relevant de la formalisation probabiliste. Toutefois, si le mot « chance » n'est pas utilisé par les mathématiciens, 45 % des psychologues et 25 % des mathématiciens utilisent spontanément le terme « hasard ». L'utilisation de « normal/banal » disparaît et est partiellement remplacée par « déterminisme » (20 % dans chacun des deux groupes). Pour 60 % des psychologues, il y a les items, pour lesquels « on peut calculer une probabilité » et les autres. De même, pour 35 % des sujets de ce groupe, il y a ce qui est « probable » (comme attraper un rhume) ou « improbable » (comme gagner au loto), les items étant organisés d'après les justifications de la probabilité la plus forte à la probabilité la plus faible. Les mathématiciens, comme les psychologues, utilisent souvent les termes « probabilité », « aléatoire », « tirage ».

Certains psychologues, et dans une moindre mesure quelques mathématiciens, utilisent le terme « hasard » (et « chance » pour les psychologues), en référence à des expériences de la vie quotidienne (par exemple, rencontrer un ami), alors que « probabilité » est utilisé en référence à une certaine pratique mathématique. Chez les mathématiciens, on observe, en outre, la référence à la pratique enseignante (notamment, pour les problèmes de tirages, largement utilisés dans l'enseignement).

L'usage des termes moins fréquents apparaît spécifique à chaque groupe de sujets. Les collégiens utilisent les termes « chanceux », « malchance », « fatalité », pour justifier des classes, en fonction de l'issue heureuse ou non de l'événement, ce qui explique le classement de l'item réel B (loto), jugé « heureux », avec les items stochastiques. Les psychologues utilisent des termes, qui renvoient à la possibilité de l'événement (« possible », « impossible », « éventualité », etc.) et au contrôle que l'on peut en avoir (« je peux le contrôler »), que l'item soit réel ou stochastique. Les mathématiciens utilisent des termes relevant de la théorie des probabilités (« modélisable », « probabilité conditionnelle », « problème standard », etc.).

Ainsi, dans tous les groupes, il y a des sujets, qui font spontanément référence au hasard. Cependant, le terme « hasard » est plus souvent employé par les collégiens que par les mathématiciens. L'expertise se traduit par l'utilisation d'un langage plus théorisé (ou conceptualisé), qui s'éloigne du langage naturel. Toutefois, quel que soit le niveau d'expertise, différents termes renvoyant à différentes facettes du hasard, sont utilisés selon la nature des situations décrites dans les items.

#### Catégorisation contrainte

Dans la tâche de catégorisation contrainte, nous n'avons pas retenu le terme « hasard », qui, étant le critère de classification explicite, est utilisé par tous les sujets. Avec le même critère que précédemment, dix termes peuvent, également, être considérés comme fréquents ; cinq d'entre eux sont communs avec la catégorisation libre : chance, probabilité, aléatoire, calculable et déterminisme. Le tableau 5 donne les pourcentages de sujets, ayant utilisé chacun de ces 10 termes.

Termes	Collégiens	Psychologues	Mathématiciens
Chance	30 %	20 %	/
Probabilité	5 %	45 %	40 %
Aléatoire	/	15 %	30 %
Calculable	/	15 %	15 %
Détermin(iste)(isme)(é)	/	15 %	25 %
Prévisible	35 %	15 %	10 %
Contrôle	20 %	30 %	10 %
Lois	5 %	20 %	20 %
Hasard par ignorance	/	20 %	35 %
Modèle	/	/	35 %

Tableau 5. Catégorisation contrainte : pourcentage de sujets ayant utilisé les termes fréquents dans chacun des trois groupes.

On note que les termes « chance » et « probabilité » sont un peu moins fréquemment utilisés. Les termes « tirage », « une chance sur deux » et « probable », ne sont pas fréquents, mais sont toujours présents dans les justifications de quelques sujets (entre 2 et 4 sujets). Pour la moitié des collégiens, le contraire du hasard n'est plus ce qui est normal et/ou banal, mais ce qui est prévisible et/ou pouvant être contrôlé. Nous retrouvons cette conception chez la moitié des psychologues, avec également l'idée de « lois », pouvant expliquer les événements (par exemple, les lois biologiques, météorologiques).

Une spécificité des psychologues est que les termes « calculable » et « probabilité » peuvent renvoyer à deux conceptions opposées du hasard : en effet, le fait de pouvoir calculer une probabilité implique, soit que le hasard intervient (sept sujets) soit, au contraire, qu'il n'y a pas de hasard (six sujets). Ainsi, six psychologues disent, explicitement, que « quand c'est calculable, c'est qu'il n'y a pas de hasard ». Ceci apparaît en accord avec une conception particulière, selon laquelle, quand on peut calculer une probabilité (typiquement pour les items stochastiques) on contrôle le hasard, qui, par suite, n'interviendrait plus.

Une spécificité des mathématiciens est que certains d'entre eux se réfèrent, explicitement, à deux types de hasard. Ils parlent de hasard « mathématique », quand on peut facilement calculer une probabilité, typiquement pour les items stochastiques. Ils invoquent, au contraire, un hasard « par ignorance », pour les items réels, en disant que le hasard intervient « parce qu'on ne connaît pas tout » ou « parce qu'on n'a pas toutes les informations », etc. Les mathématiciens, qui utilisent « probabilité », l'associent, généralement, au terme « modèle » : dans le cas du hasard mathématique, il existe un modèle probabiliste standard, mais, dans le cas du hasard par ignorance on ne dispose pas d'un tel modèle. Ainsi, la référence explicite au hasard accentue la différence avec les deux autres groupes, en rendant plus explicite le discours associé au savoir académique. La modification de la consigne modifie le champ de similarité entre les items, l'attention n'étant plus portée sur les

mêmes propriétés des situations. Ceci se traduit, notamment, par le fait que bon nombre de mathématiciens, lors de la catégorisation contrainte, regroupent des items stochastiques qu'ils avaient, auparavant, séparés lors de la catégorisation libre, en fonction de la nature de l'issue (symétrique ou non). Ainsi, pour ces items stochastiques, le modèle probabiliste devient une propriété plus prégnante que la nature de l'issue, symétrique ou non, des situations.

#### Changements de discours au niveau individuel

Pour cette analyse, nous nous sommes limités aux justifications, qui faisaient, explicitement, intervenir le hasard. Ainsi, des justifications comme « c'est toujours des jetons », « c'est la météo », « c'est de la pluie » ou « c'est biologique », ont été rejetées, car ne faisant pas apparaître explicitement la notion de hasard.

Nous avons comparé, pour chaque item, les justifications données, lors des deux catégorisations, afin de repérer toute modification explicite et non ambiguë du discours. Ainsi, un sujet qui, dans la catégorisation libre, justifie une classe, contenant un item particulier, par l'argument « c'est le hasard », et qui, pour ce même item, donne, ensuite, dans la catégorisation contrainte, l'argument inverse « il n'y a pas de hasard », a manifestement changé de discours, ce qui peut être l'indice d'un changement de point de vue. Nous avons pris simultanément en compte l'ensemble des formulations explicitées par les sujets, afin d'être assurés du sens donné aux différents termes utilisés. En effet, comme nous l'avons vu précédemment, un même terme peut renvoyer à des conceptions différentes du hasard. Ainsi, par exemple, pour certains psychologues, le terme « probabilité » est associé au hasard, alors que, pour d'autres, il est, au contraire, associé à l'absence de hasard.

Selon ces critères, 31 sujets (11 collégiens, 10 psychologues et 10 mathématiciens) changent de discours pour, au moins, un item. Les changements de discours explicites portent, toutefois, sur peu d'items : respectivement 2,0, 3,6 et 1,7 items en moyenne.

	Réels	Stochast.	Les deux	Total
Collégiens n = 20	7	3	1	11
Psychologues n = 20	7	2	1	10
Mathématiciens n = 20	9	1	1	11

**Tableau 6.** Nombre de sujets ayant changé de discours pour les items réels, les items stochastiques ou les deux types d'items.



Si l'on considère les sujets qui changent de discours (voir tableau 6), on observe que les changements portent, principalement, sur les items réels. En outre, le changement de discours est de nature différente selon le degré d'expertise en probabilités ; il est, principalement, du type « pas de hasard » en « hasard », chez les collégiens (75 % des changements) et du type inverse chez les psychologues et les mathématiciens (96 % et 81 % des changements). Pour ces derniers, la contrainte de la consigne a pour effet principal de réduire le nombre d'items réels pour lesquels le hasard interviendrait, ce qui confirme les changements de classification observés précédemment.

En ce qui concerne les items stochastiques, quatre collégiens et trois psychologues changent de discours, chacun de ces collégiens, pour un seul item, tandis que le changement est relatif à quatre items, en moyenne, pour les trois psychologues. Pour tous ces items, le discours passe de « hasard » en « pas de hasard ».

En résumé, 17 collégiens, 14 psychologues et 13 mathématiciens modifient leur classification et/ou leur justification. Respectivement, 10, 8 et 9 d'entre eux modifient les deux. Les changements portent surtout sur les items réels, tout particulièrement chez les mathématiciens, et ils sont plus visibles au niveau de la classification que du discours. Ainsi, nous pouvons conclure que la moitié des sujets peuvent avoir des points de vue différents sur une même situation, en fonction du contexte, ceci quel que soit leur degré d'expertise.

## DISCUSSION

Notre objectif principal était d'explorer la variabilité des classifications et des justifications concernant le concept de hasard, chez trois groupes de sujets se différenciant selon leur degré d'expertise en probabilités. Nous avons, ainsi, comparé deux tâches successives de catégorisation de 16 items, 8 items réels et 8 items stochastiques : une tâche de catégorisation libre, dans laquelle le hasard n'est pas mentionné dans la consigne, et une tâche de catégorisation contrainte, dans laquelle le hasard est un critère de classification imposé.

Globalement, lors de la catégorisation libre, nous avons observé des classifications relativement similaires d'un groupe à l'autre, avec, en particulier, une dichotomie entre items stochastiques et items réels. Cependant, on constate que les mathématiciens effectuent nettement moins de regroupements en classes, lorsqu'il s'agit des items réels, ce qui pourrait traduire une difficulté à classer ces items, due au fait qu'il n'est pas possible, dans ce cas, de se référer à un modèle probabiliste standard. Ceci a pour conséquence un nombre plus élevé

d'items réels, « isolés » des autres items, comparativement aux deux autres groupes. Les résultats montrent, également, que la dichotomie réel/stochastique est moins marquée chez les collégiens. Ces derniers font plus de classes « mixtes » que les deux autres groupes, ce qui laisse supposer qu'ils perçoivent plus de similarités entre les items réels et stochastiques que les adultes (ceci est particulièrement vrai pour les 2 items A (ami) et B (loto), fréquemment associés à des items stochastiques). Si la dichotomie réel/stochastique est moins marquée dans ce groupe, il est important de souligner qu'elle est, tout de même, observée chez des sujets n'ayant pas encore reçu d'enseignement en probabilités. Ce résultat est compatible avec les conclusions de Konold (1995 ; et coll., 1991), selon lesquelles les élèves ont, déjà, des intuitions fortes, à propos des probabilités et du hasard, avant tout enseignement. Le fait d'observer des catégorisations voisines, accompagnées d'une référence spontanée au hasard, dans les trois groupes de sujets, est le reflet d'une expérience partagée par les différentes communautés, au niveau des pratiques et des discours quotidiens (Dubois, 1993). Tous nos sujets partagent, effectivement, une même culture, où l'on rencontre la pratique des jeux de hasard, l'évaluation des risques d'échec, les prévisions météorologiques, le discours sur la chance de certains, etc. Il en résulte un savoir de sens commun, hautement accessible, car fréquemment utilisé (Barsalou, 1989). Dans cette conception particulière, le « hasard » est ce qui est rare, pas courant, pas banal, mais possible tout de même, qu'il soit chanceux ou fatal.

Au delà des différences, qui paraissent liées au degré d'expertise, nous avons observé une variabilité intra individuelle au niveau des classifications. Concrètement, la situation de catégorisation contrainte, en imposant le hasard comme critère de classification, oblige les sujets à réduire le nombre de classes. Ceci se traduit, particulièrement chez les mathématiciens, par le regroupement d'items stochastiques. L'utilisation du mot hasard dans la consigne augmente la référence au savoir académique et aux pratiques (enseignement, recherche<sup>TM</sup>), de sorte que la nature de l'issue (symétrique ou non) devient secondaire. La consigne a, donc, pour effet d'attirer l'attention des sujets sur d'autres propriétés des items (le modèle probabiliste ici) et de modifier ainsi le champ de similarité (Gasser, Smith, 1991 ; Smith, Heise, 1992).

La contrainte de la consigne a, également, comme conséquence, qu'une majorité de sujets, dans les trois groupes, séparent des items, initialement regroupés lors de la catégorisation libre, autrement dit, des classes se trouvent éclatées. Les classes mixtes ou constituées d'items réels sont

plus souvent éclatées que les classes constituées d'items stochastiques. Les items réels sont envisagés en référence au savoir de sens commun, lors de la catégorisation libre, puis en référence au savoir académique lors de la catégorisation contrainte. Ainsi, certains items réels pouvant être envisagés comme aléatoires, dans le cadre des pratiques quotidiennes, sont considérés comme « déterminés », lorsqu'il y a référence à un modèle probabiliste. Ce changement est particulièrement net pour les deux items réels A (ami) et B (loto), régulièrement classés, par les psychologues et les mathématiciens, avec les items stochastiques, lorsque la référence au hasard est explicite.

Concernant les justifications, nous avons constaté un discours plus théorisé chez les mathématiciens. Toutefois, ceci n'exclut pas la contextualisation du concept de hasard, puisque les mathématiciens font, comme les autres sujets, référence aux situations « vécues », dans lesquelles ils sont amenés à utiliser les probabilités et, en particulier, à leur pratique d'enseignants, certains d'entre eux parlant des « problèmes typiques donnés aux étudiants ». Certains psychologues se réfèrent, pour leur part, à la pratique des tests statistiques dans le cadre de leur recherche, quand ils parlent du « hasard calculable ». Conformément à notre hypothèse, nous voyons l'utilisation de savoirs liés à la vie professionnelle, enseignement des probabilités, pour les mathématiciens et pratique des tests statistiques, pour les psychologues.

Nous avons observé des changements de justification entre les deux catégorisations. Pour les collégiens, ces changements vont, à la fois, vers « hasard » et vers « pas de hasard », en fonction de ce qui est jugé le plus prégnant : soit l'aspect banal, soit l'aspect rare de l'événement. En revanche, pour les psychologues et les mathématiciens, l'introduction explicite du hasard semble réduire son champ d'intervention, puisque la majorité des changements vont de « hasard » à « pas de hasard ». En outre, le discours varie surtout pour les items réels. Ainsi, chez les mathématiciens, des items réels, qui étaient vus comme aléatoires, en référence à un savoir de sens commun (par exemple, « il est rare de gagner au loto »), sont vus comme non aléatoires quand le savoir académique est activé par la consigne. Il convient de souligner que les mathématiciens sont particulièrement gênés pour répondre lorsqu'il s'agit des items réels, car les modèles standards ne peuvent pas être appliqués. Chez environ la moitié des mathématiciens, on trouve une conception générale du hasard, consistant à justifier la réponse « hasard » par le fait qu'un raisonnement probabiliste peut être appliqué, et la réponse « non hasard » par le fait qu'il y a une grande part de déterminisme (par exemple, pour le fait de dire la première chose, qui passe par la tête)

et/ou des facteurs causaux qui peuvent être identifiés (par exemple, pour le fait qu'il pleuve). Ceci est compatible avec la notion du « pouvoir du particulier » (Kahneman, Slovic, Tversky, 1982), selon laquelle les cas uniques sont plus faciles à imaginer et identifier et entraînent une analyse par raisonnement déterministe plutôt que statistique.

Chez les psychologues, le changement de justification, pour les items réels est également présent et concerne un plus grand nombre d'items en moyenne. Il y a, également, des changements pour des items stochastiques, qui passent de « hasard » à « pas de hasard ». Dans ce cas, la justification relève d'une conception particulière, rencontrée chez quelques psychologues, selon laquelle « il n'y a pas de hasard, quand on peut calculer une probabilité ». Cette conception marginale, qui pourrait être liée à leur pratique statistique et, plus précisément, à l'utilisation routinière des tests de signification, pourrait donc, également, relever d'un savoir académique. En effet, dans les tests de signification usuels, l'hypothèse nulle  $H_0$  que l'on cherche à rejeter, est souvent présentée comme l'hypothèse associée au « hasard » (voir, par exemple, Tryon, 2001). En conséquence, rejeter  $H_0$  reviendrait à rejeter le hasard (« les résultats ne sont pas dus au hasard »), ce qui pourrait conduire à une justification de conclusions déterministes sur les données : les résultats seraient, à la fois, systématiques et reproductibles. Parallèlement, les psychologues catégorisent, plus souvent, les items réels comme non aléatoires (quand le sujet est impliqué dans l'événement il a le sentiment de pouvoir le contrôler). D'ailleurs, l'utilisation du terme « contrôle », rare lors de la catégorisation libre, devient fréquente dans la catégorisation contrainte. Il faut souligner que quelques psychologues ont une conception spécifique, selon laquelle le hasard n'intervient jamais.

En conclusion, nos résultats montrent bien l'aspect situé et, donc, flexible, d'un concept abstrait comme celui de hasard. Ceci explique l'aspect dynamique de la catégorisation des situations d'incertitude : suivant la façon dont est contextualisé le concept de hasard, le sujet ne mobilise pas le même champ de connaissances pratiques et son attention ne se porte pas sur les mêmes caractéristiques de la situation. Par exemple, le fait de rencontrer un ami dans la rue peut être perçu comme dû au hasard, quand cet événement est inscrit dans le champ des pratiques quotidiennes, mais devient « déterminé » et inscrit dans un faisceau de causalités, quand le savoir académique devient la référence.

Selon la nature de la catégorisation (libre ou contrainte), le type des items (réels ou stochastiques), l'implication du sujet, etc., le hasard est perçu comme pouvant intervenir ou non. Une

perspective représentationnelle classique pourrait définir cette flexibilité comme un changement de représentation conceptuelle, le sujet possédant différentes représentations, définissant différentes classes d'événements (Blaye, Bonthoux, 2001). Pour notre part, nous privilégions l'idée de concepts construits en situation, à partir des éléments fournis par la situation présente et les connaissances construites à partir de nos expériences passées. Rosch (1999) développe ainsi l'idée que le concept apparaît dans des situations actuelles et fonctionne comme part participative de l'entité pensée-monde, plutôt que comme représentation ou mécanisme d'identification. Le concept aurait donc une fonction participative et non de définition dans les situations. Ceci explique pourquoi un même événement peut-être envisagé sous différents points de vue par un même sujet. Ceci explique, aussi, pourquoi le hasard peut être vu, à la fois, comme présent et absent dans un même événement. Comme nous l'avons vu, les expériences sont multiples et un même individu peut être engagé dans diverses pratiques. Les catégories sont produites de façon incarnée (Varela, Thompson, Rosch, 1993), dans le sens de leur immersion dans une pratique sociale. Il apparaît nécessaire de remplacer une conception

représentationnelle des catégories, par une conception qui tient compte du fait que les mots utilisés renvoient, d'abord, à des modes de conceptualisation du monde spécifiques à une culture donnée et aux contextes de leur pratique (Mondada, 1997).

En interaction avec notre environnement, nous vivons tout un ensemble d'expériences, dont certaines sont partagées dans une même culture, et d'autres plus spécifiques à une communauté. Ces diverses expériences renvoient à différents types de hasard : le hasard de tous les jours, le hasard des jeux, le hasard mathématique, le hasard dans l'expérimentation, etc. Pouvoir donner une définition d'un mot, tel que hasard, ne dénote pas une maîtrise totale du concept. Le lien entre les mots, les événements et les concepts, résulte de processus cognitifs complexes, individuels et collectifs (Dubois, 2006). L'usage d'une forme lexicale reflète, de la part du locuteur, un processus d'intériorisation d'une norme sociale, celle d'une communauté linguistique (Dubois, 2001). Le mot hasard en est l'illustration parfaite : il est très couramment utilisé et nous avons tendance à surestimer la compréhension que nous en avons, et ceci, même quand nous l'utilisons de façon experte (Nickerson, 2002). Serait-ce par hasard que nous nous entendons sur le mot hasard ?

## RÉFÉRENCES

BARCLAY (Richard), BRANSFORD (John), FRANKS (Jeffery) MCCARREL (Nancy), NITSCH (Kathy).— Comprehension and semantic flexibility, *Journal of verbal learning and verbal behavior*, 13, 1974, p. 471-481.

BARSALOU (Lawrence).— Context-independent and context-dependent information in concepts, *Memory and cognition*, 10, 1982, p. 82-93.

BARSALOU (Lawrence).— The instability of graded structure : implications for the nature of concepts, dans Neisser (U.), *Concepts and conceptual development : ecological and intellectual factors in categorization*, Cambridge, Cambridge university press, 1987, p. 101-141.

BARSALOU (Lawrence).— Intraconcept similarity and its implications for interconcept similarity, dans Vosniadou (U.), Ortony (A.), *Similarity and analogical reasoning*, Cambridge, Cambridge university press, 1989, p. 76-121.

BARSALOU (Lawrence).— Flexibility, structure, and linguistic vagary in concepts : manifestations of a compositional system of perceptual symbols, dans Collins (A. F.), Gathercole (S. E.), Conway (M. A.), Morris (P. E.), *Theories of memory*, Hillsdale, N.J., Erlbaum, 1993, p. 29-101.

BARSALOU (Lawrence).— Perceptual symbol systems, *Behavioral and brain sciences*, 22, 1999, p. 577-609.

BARSALOU (Lawrence).— Grounded cognition, *Annual review of psychology*, 59, 2008, p. 617-645.

BARSALOU (Lawrence), MEDIN (Douglas).— Concepts : static definitions or context-dependent representations ?, *Cahiers de psychologie cognitive*, 6, 1986, p. 187-202.

BARSALOU (Lawrence), WIENER-HASTINGS (Katja).— Situating abstract concepts, dans Pecher (D.), Zwaan (R.), *Grounding cognition : the role of perception and action in memory, language and thought*, New York, Cambridge university press, 2005, p. 129-163.

BLAYE (Agnès), BONTHOUX (Françoise).— Thematic and taxonomic relations in preschoolers : The development of flexibility in categorization choices, *British journal of developmental psychology*, 19, 2001, p. 395-412.

CORDIER (Françoise), CORDIER (Jean).— L'application du théorème de Thalès. Un exemple du rôle des représentations typiques comme biais cognitifs, *Recherches en didactiques des mathématiques*, 11, 1991, p. 45-64.

CORDIER (Françoise), ES SAIDI (Mohamed), CORDIER (Jean).— The effects of preferred representation on some

- tasks using solid geometrical figures, *European journal of psychology of education*, 12, 1997, p. 305-314.
- DUBOIS (Danièle).— Lexique et catégories naturelles : représentations ou connaissances, *Cahiers de praxématique*, 21, 1993, p. 105-124.
- DUBOIS (Danièle).— Catégorisation, langage et identité : représentations individuelles et construction symboliques partagées, dans Costalat-Founeau (A.-M.), *Identité sociale et langage : la construction du sens*, Paris, L'harmattan, 2001.
- DUBOIS (Danièle).— Des couleurs à la couleur. De l'expérience subjective des catégories de couleurs à l'objectivité de la couleur, *Cahiers du LCPE*, 7, 2006, p. 67-77.
- GASSER (Michel), SMITH (Linda).— The development of the notion of sameness : Connectionist model, *Proceedings of the 13<sup>th</sup> annual conference of cognitive science society*, Hillsdale, Erlbaum, 1991.
- GRIFFIN (Dale), BUELHER (Roger).— Frequency, probability and prediction : easy solutions to cognitive illusions ?, *Cognitive psychology*, 38, 1999, p. 48-78.
- HACKING (Ian).— *The emergence of probability*, New York, Cambridge university press, 1975.
- JOHNSON (Kathy), MERVIS (Carolyn).— Impact of intuitive theories on feature recruitment throughout the continuum of expertise, *Memory and cognition*, 26, 1998, p. 382-401.
- KAC (Mark).— Marginalia : What is random ?, *American scientist*, 71, 1983, p. 405-406.
- KAHNEMAN (Daniel), SLOVIC (Paul), TVERSKY (Amos).— *Judgment under uncertainty : heuristics and biases*, New York, Cambridge university press, 1982.
- KONOLD (Clifford).— Issues in assessing conceptual understanding in probability and statistics, *Journal of statistics education*, 3, 1, 1995 [www.amstat.org/publications/jse/v3n1/konold.html].
- KONOLD (Clifford), FALK (Ruma), LIPSON (Abigail), LOHMEIER (Jill), POLLATSEK (Alexander), WELL (Armie).— Novices views on randomness, *Paper presented at the 13<sup>th</sup> annual meeting on the International group for the psychology of mathematics education*, Blacksburg, VA, 1991.
- LECOUTRE (Bruno), POITEVINEAU (Jacques).— Aller au-delà des tests de signification traditionnels : vers de nouvelles normes de publication, *L'année psychologique*, 100, 2000, p. 683-713.
- LECOUTRE (Marie-Paule), ROVIRA (Katia), LECOUTRE (Bruno), POITEVINEAU (Jacques).— People's intuitions about randomness and probability : an empirical study, *Statistics education research journal*, 5, 2006, p. 20-35.
- MEDIN (Douglas), LYNCH (Elisabeth), COLEY (John).— Categorization and reasoning among tree experts : do all roads led to Rome ?, *Cognitive psychology*, 32, 1997, p. 49-96.
- MONDADA (Lorenza).— Processus de catégorisation : construction discursive des catégories, dans Dubois (D.), *Catégorisation et cognition : de la perception au discours*, Paris, Kimé, 1997, p. 291-313.
- NICKERSON (Raymond).— The production and perception of randomness, *Psychological review*, 109, 2002, p. 330-357.
- ROSCH (Eleanor).— Reclaiming concepts, *Journal of consciousness studies*, 6, 1999, p. 61-77.
- ROSS (Brian), MURPHY (Gregory).— Food for thought : cross-classification and category organization in a complex real-world domain, *Cognitive psychology*, 38, 1999, p. 495-553.
- SCHWANENFLUGEL (Paula).— Why are abstract concepts hard to understand ?, dans Schwanenflugel (P.), *The psychology of word meaning*, Mahwah, NJ, Erlbaum, 1991, p. 223-250.
- SMITH (Linda), HEISE (Diana).— Perceptual similarity and conceptual structure, dans Burns (B.), *Percepts, concepts and categories*, Amsterdam, North-Holland, 1992, p. 233-272.
- SOLOMON (Karen), MEDIN (Douglas), LYNCH (Elisabeth).— Concepts do more than categorize, *Trends in cognitive sciences*, 3, 1999, p. 99-105.
- TANAKA (James), TAYLOR (Marjorie).— Object categories and expertise : is the basic level the eye of the beholder ?, *Cognitive psychology*, 23, 1991, p. 457-482.
- THOMSON (Donald), TULVING (Endel).— Associative encoding and retrieval : weak and strong cues, *Journal of experimental psychology*, 86, 1970, p. 255-262.
- TRYON (Warren).— Evaluating statistical difference, equivalence, and indeterminacy using inferential confidence intervals : an integrate alternative method of conducting null hypothesis statistical tests, *Psychological methods*, 6, 2001, p. 371-386.
- TULVING (Endel), THOMSON (Donald).— Encoding specificity and retrieval processes in episodic memory, *Psychological review*, 80, 1973, p. 352-373.
- VARELA (Francisco), THOMPSON (Evan), ROSCH (Eleanor).— *L'inscription corporelle de l'esprit : sciences cognitives et expérience humaine*, Paris, Ed. du Seuil, 1993.
- WEILL-FASSINA (Annie), RABARDEL (Pierre), DUBOIS (Danièle).— *Représentations pour l'action*, Toulouse, Octarès, 1993.

