

2 en 1 ou lorsque l'effet de format dépend de l'effet d'ordre : le cas du problème des avocats et des ingénieurs

Dimitri Vasiljevic^{1*}, Maria Augustinova² et Dominique Oberlé¹

¹Laboratoire de Psychologie Sociale des Comportements et des Cognitions et Université Paris X, Nanterre

²CNRS-LAPSCO et Université Blaise Pascal, Clermont-Ferrand

RÉSUMÉ

Nous avons étudié la prise en compte des probabilités *a priori* dans le cadre du problème des avocats et des ingénieurs (Kahneman & Tversky, 1973), présenté sous format liste (Ginossar & Trope, 1987). Dans la première étude, nous répliquons les résultats obtenus antérieurement par Ginossar et Trope (1987) selon lesquels les individus ignorent les probabilités *a priori* lorsqu'elles sont présentées dans le problème classique mais qu'ils en tiennent compte lorsque celles-ci sont formulées sous forme de liste. Les deux études suivantes ont pour objectif de savoir si cet effet est dû également à la position des probabilités à l'intérieur de la liste. Les résultats de ces deux études suggèrent que les participants sont sensibles aux probabilités *a priori* uniquement dans la mesure où ces dernières apparaissent au début ou à la fin de la liste. L'explication classique de Ginossar et Trope (1987), en termes d'« égalisation de la saillance » des informations, est discutée. Une explication alternative, en terme « d'égalisation de la pertinence » est apportée.

2 in 1 or when the lawyer-engineer problem under list format brings a bonus order effect

ABSTRACT

Three studies investigated the base-rate sensitivity in the list version of Kahneman and Tversky's (1973) lawyer-engineer problem (Ginossar & Trope 1987). Study 1 replicated Ginossar and Trope's results : individuals solving the task within the standard version failed to integrate base-rates into their judgment, whereas individuals presented with the list format were rather base-rate sensitive. Studies 2 and 3 investigated the extent to which

* Correspondance : Dimitri Vasiljevic, Laboratoire de Psychologie Sociale des Comportements et des Cognitions, 200 avenue de la République, 92001 Nanterre. E-mail : dimitri.vasiljevic@u-paris10.fr

the latter effect was due to the ordinal position of base rate information within the list. Results from these studies suggest that participants attend to base-rate information only when it is presented at the beginning or in the end of the list. The implications of these results for the original explanation (in terms of equalized salience of information) are discussed and an alternative explanation is offered.

INTRODUCTION

Dans leurs fameux travaux sur les biais et les heuristiques dans le raisonnement humain, Kahneman et Tversky, (1973, 1974) ont montré que lorsque nous devons estimer la probabilité qu'un objet fasse partie d'une catégorie plutôt qu'une autre, nous nous écartons bien souvent de la voie royale de la rationalité. En effet, au lieu de fonder notre jugement sur des critères appropriés, telle que la fréquence relative des deux catégories dans l'échantillon, nous tenons plutôt compte de la ressemblance qui existe entre l'objet considéré et les caractéristiques de chacune de ces catégories. Le problème des avocats et des ingénieurs a justement été imaginé pour mettre en évidence ce raccourci mental appelé *l'heuristique de représentativité* :

On a procédé à l'interview de 70 ingénieurs et 30 avocats travaillant tous actuellement dans leur domaine respectif. Ces interviews ont permis de rédiger des descriptions succinctes de tous les ingénieurs et de tous les avocats. Ci-dessous, voici une de ces descriptions, tirée au hasard dans l'échantillon :

Jean est un homme de 39 ans. Il est marié et a deux enfants. Il s'occupe activement de politique locale. Son passe-temps préféré est la collection de livres rares. Il aime la compétition, la discussion et s'exprime bien.

Veillez indiquer ici la probabilité (entre 0 % et 100 %) que Jean soit un avocat _____¹

Dans cet énoncé, deux types d'informations sont transmis. Les premières, dites probabilistes, comprennent d'une part la probabilité *a priori* qui désigne la fréquence relative des deux catégories dans l'échantillon (70 ingénieurs et 30 avocats vs. 30 ingénieurs et 70 avocats) et d'autre part, le tirage aléatoire de la description. Les autres, dites individualisantes, correspondent quant à elles à la description de Jean. Ce dernier type d'informations est constitué d'éléments représentatifs ou diagnostiques de l'image que nous nous faisons communément d'un avocat

¹ Cette version du problème est tirée de l'article de Augustinova, Oberlé & Stasser (2005).

tel que le fait de s'exprimer avec aisance ou de s'occuper activement de la politique locale. En outre, lorsque l'échantillon du problème est constitué de 70 % d'avocats, les deux types d'information sont consistants dans la mesure où la fréquence relative des avocats est élevée et que le portrait renvoie fortement à l'image d'un avocat. Au contraire, lorsque l'échantillon est constitué de 30 % d'avocats, les deux types d'information deviennent inconsistants, la fréquence relative des avocats dans l'échantillon étant faible bien que la description de Jean concorde tout à fait avec l'image d'un avocat.

L'*heuristique de représentativité* renvoie au fait que les estimations des participants sont seulement influencées par les informations individualisantes, leurs estimations restant élevées, et cela, quelle que soit la fréquence relative des avocats dans l'échantillon (30 ou 70). Par ailleurs, l'absence de différence constatée entre les estimations des participants lorsque l'échantillon est composé de 30 avocats et 70 ingénieurs ou de 70 avocats et 30 ingénieurs, suggère que les individus ne tiennent pas ou peu compte des informations probabilistes lorsqu'ils établissent leurs estimations (voir par exemple, Sherman & Corty, 1985 ; Tversky & Kahneman, 1982 pour une revue de question). L'explication classique de la négligence des informations probabilistes se fonde sur une approche dualiste du traitement de l'information (Zukier, 1986) postulant la primauté des règles heuristiques sur les règles statistiques dans le traitement de l'information.

Pourtant, la tendance générale à négliger les probabilités *a priori* – appelée *base rate fallacy* ou *base rate neglect* – a fréquemment été remise en question (voir par exemple Chun & Kruglanski, 2006 ; Koehler, 1996 ; Richard & Drozda Senkowska, 2001). Cette ligne de recherche considère en effet que les individus sont tout à fait capables d'en tenir compte dans certaines conditions. Ainsi, les probabilités *a priori* influencent les prédictions des participants lorsqu'elles impliquent par exemple une relation causale avec l'événement à évaluer (Ajzen, 1977), lorsque les catégories d'appartenance ne sont pas connues (par exemple, actuaire et maïeuticiens) ou que les caractéristiques proposées ne correspondent à aucune des catégories (Drozda-Senkowska, 1997). De même, le fait de présenter le problème comme statistique (Zukier & Pepitone, 1984) ou de pouvoir observer concrètement le caractère aléatoire de l'échantillonnage (Gigerenzer, Hell, & Blank, 1988) augmente considérablement le poids accordé aux informations probabilistes.

Dans le même ordre d'idées, Ginossar et Trope (1987) se sont intéressés à l'impact du format de présentation du problème. Dans celui qu'ils proposent, chaque information apparaît à l'intérieur d'une liste, sur une ligne différente :

Sur la base des informations suivantes, estimez la probabilité que Jean soit un avocat :

1. Il appartient à un échantillon composé de 30 % d'avocats et de 70 % d'ingénieurs.
2. Il a été tiré au hasard dans cet échantillon.
3. Il a 39 ans.
4. Il est marié et a deux enfants.
5. Il s'occupe activement de politique locale
6. Son passe-temps préféré est la collection de livres rares
7. Il aime la compétition, la discussion, et s'exprime bien

Lorsque la tâche est ainsi présentée, les informations probabilistes sont d'avantage prises en compte que dans la présentation classique du problème. Ginossar et Trope (1987 ; Trope & Ginossar, 1988) expliquent ces résultats en suggérant que la négligence des probabilités *a priori* tient au fait que, dans le format classique du problème, les informations probabilistes sont moins saillantes que les informations individualisantes dans la mesure où les premières sont « noyées » dans le paragraphe, ne servant que d'introduction à la description détaillée de Jean.

Bien que Ginossar et Trope (1987) aient démontré que ce format liste augmentait effectivement la prise en compte des informations probabilistes, aucune preuve n'a été apportée que cet effet résultait bien, comme semble l'affirmer ces auteurs, de l'égalisation de la saillance de ces dernières et des informations individualisantes. En effet, dans l'étude réalisée par Ginossar et Trope (1987, étude 2) les informations probabilistes apparaissent systématiquement en premier dans la liste. Elles sont donc davantage susceptibles d'être prises en compte que les informations présentées au milieu ou à la fin de la liste dans la mesure où l'attention allouée à différents items présentés séquentiellement décroît progressivement (Anderson, 1981 ; Hovland *et al.*, 1957 ; Schlottmann & Anderson, 1995). Il faut noter en revanche que la présentation sous format liste du problème, égalise le statut de toutes les informations présentées (probabilistes ou individualisantes). En effet, la distinction entre informations préalables et informations centrales disparaît, chaque information étant, comme les autres, un item de la liste.

Par conséquent, il est possible que la meilleure prise en compte des informations probabilistes observée par ces auteurs ne soit pas due seulement au fait de présenter distinctement chaque information les unes à la suite des autres, mais également à une plus grande saillance des informations probabilistes par rapport aux informations individualisantes.

Autrement dit, l'effet démontré par ces auteurs ne serait pas simplement lié à un format spécifique de présentation du problème, à savoir le format liste dans lequel toutes les informations ont un statut équivalent, mais également à l'ordre particulier dans lequel les informations probabilistes apparaissent dans cette liste.

L'idée que l'ordre de présentation des informations puisse avoir un impact sur l'utilisation de celles-ci n'est pas totalement nouvelle. Ainsi, l'effet d'ordre a déjà été étudié dans le cadre des attributions causales (voir par exemple Ruble & Feldman, 1976 ; Zuckerman, 1978 ; Brekke & Borgida, 1988), des attitudes (voir par exemple Hamill, Wilson & Nisbett, 1980). Et à propos des jugements prédictifs (Borgida & Brekke, 1981 ; Chun & Kruglanski, 2006 ; Krosnick, Li, & Lehman, 1990 ; Lyon & Slovic, 1976). Cependant, les résultats de ces dernières recherches ont été observés avec le format classique de présentation du problème des avocats et des ingénieurs, rarement en revanche dans d'autres formats.

Notre article propose de tester empiriquement cet effet d'ordre sur les jugements prédictifs en utilisant le format liste du problème des avocats et des ingénieurs. Ainsi, l'étude 1 vise à répliquer les résultats obtenus par Ginossar et Trope (1987, étude 2). Les études 2 et 3 testent spécifiquement l'hypothèse selon laquelle la prise en compte des informations probabilistes observée dans le format liste est due à leur position dans la liste. Si les effets obtenus par Ginossar et Trope sont imputables à l'égalisation de la saillance des informations individualisantes et des informations probabilistes, la prise en considération de ces dernières ne devrait pas être affectée par leur position dans la liste. En revanche, si, conformément à notre hypothèse, l'effet de format démontré par Ginossar et Trope est lié, du moins en partie, à une plus grande saillance des informations probabilistes dans la liste, la prise en compte de ces dernières devrait alors dépendre de leur position dans la liste. En testant ces hypothèses, nous nous inscrivons dans le courant « intégratif » du traitement de l'information qui recherche à quelles conditions l'individu peut opérer une intégration des deux types d'informations, permettant par là même de surmonter la tendance à négliger les informations probabilistes.

EXPÉRIENCE 1

L'objectif de cette première étude consistait à répliquer l'effet de format obtenu par Ginossar et Trope (1987). Conformément aux résultats obtenus par ces auteurs, nous avons prédit que les participants considéreraient

davantage les informations probabilistes avec le problème présenté sous format liste que sous format classique.

Méthode

Participants et Plan expérimental. Quarante-huit étudiantes de l'Université Paris-Descartes ont participé à cette expérience. Elles ont été assignées de façon aléatoire à l'une des quatre conditions expérimentales du plan inter-participants 2 (fréquence relative des avocats dans l'échantillon : 30 vs. 70) \times 2 (format du problème : classique vs. liste). La variable dépendante était l'estimation de la probabilité, indiquée en pourcentage (entre 0 et 100) que Jean soit un avocat.

Matériel et Procédure. Les participantes ont pris part à l'expérience individuellement. Elles ont reçu une feuille avec l'énoncé du problème présenté soit sous le format classique (paragraphe), soit sous le format liste. Elles ont eu pour consigne de lire le problème attentivement, puis d'indiquer la probabilité que Jean soit un avocat. De plus, la probabilité *a priori* que Jean soit un avocat était soit consistante (70), soit inconsistante (30) avec la description de Jean.

Résultats et discussion

Nous avons prédit que les participantes tiendraient davantage compte des informations probabilistes lorsque le problème est présenté sous format liste que sous format classique. Ainsi, les estimations de la probabilité que Jean soit un avocat devaient s'approcher des probabilités *a priori* données et donc différer significativement selon la fréquence relative des avocats dans l'échantillon (30 vs. 70) lorsque le problème était présenté sous format liste. En revanche, ces estimations ne devaient pas différer significativement (et être élevées) lorsque le problème était présenté sous format classique. En d'autres termes, les estimations devaient être fonction de l'interaction entre la probabilité *a priori* introduite et le format de présentation de la tâche.

L'ANOVA réalisée sur les estimations révèle que c'est effectivement le cas, $F(1,44) = 18,83$, $p < .001$, $\eta^2 = .30$. Ainsi, comme l'indique le Tableau I, les estimations diffèrent significativement en fonction de la probabilité *a priori* introduite (30 vs. 70 avocats) lorsque le problème est présenté sous format liste, $F(1,44) = 32,12$, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,42$. En revanche, ces probabilités *a priori* n'ont pas d'effet sur les estimations lorsque le problème est présenté sous format classique ; $F(1,44) = 0,21$, ns.

Par conséquent, et conformément à l'étude de Ginossar et Trope (1987, étude 2), ces résultats suggèrent que les participants tiennent compte des

Tableau I. Estimations (sur 100) que Jean soit un avocat (σ entre parenthèses)

Table I. Estimated likelihood (chances out of 100) that Jean is a lawyer
(SD between bracket)

Format	Paragraphe		Liste	
	30	70	30	70
Fréquence relative	69,42	66,67	41	74,91
	(10,25)	(9,85)	(15,59)	(19,89)
	$n = 12$	$n = 12$	$n = 13$	$n = 11$
Différence	2,75		33,91***	

informations probabilistes uniquement lorsque le problème est présenté sous format liste. Toutefois, il reste à éclaircir dans quelle mesure cet effet n'est pas seulement lié à l'égalisation du statut de chaque information mais également à la position privilégiée des informations probabilistes dans la liste. Aussi, la position de celles-ci dans la liste a été manipulée dans les études 2 et 3.

EXPÉRIENCE 2

L'objectif de cette étude était de savoir dans quelle mesure une meilleure prise en considération des informations probabilistes observée dans la première étude était due, du moins en partie, à leur position privilégiée dans la liste. En effet, dans le format liste utilisé par Ginossar et Trope (1987, étude 2), les informations probabilistes apparaissent systématiquement en premier dans la liste. Puisque l'attention allouée aux différentes informations dans la liste décroît progressivement (Anderson, 1981 ; Hovland *et al.*, 1957 ; Schlottmann & Anderson, 1995), le poids accordé à ces informations devrait être plus important que le poids accordé aux informations individualisantes présentées en fin de liste. Afin de tester cette

idée, la position du bloc probabiliste dans la liste a été manipulée. En effet, la liste de Ginossar et Trope (1987, étude 2) peut être découpée en trois blocs : bloc probabiliste (items 1 et 2), bloc neutre (items 3 et 4) et bloc diagnostique (items 5–7). Dans la liste, le bloc probabiliste (P) figure en premier. Il est suivi du bloc neutre (N) contenant des informations qui, certes, individualisent le cas de Jean, mais ne permettent pas aux participants d'associer ces caractéristiques à l'une des deux catégories considérées. Effectivement, le fait d'avoir 39 ans (item 3) et d'être marié et d'avoir deux enfants (item 4) peut aussi bien s'appliquer à un avocat qu'à un ingénieur. En revanche, le troisième bloc que nous qualifions de diagnostique (D) le permet. S'occuper activement de politique locale (item 5), avoir comme passe-temps préféré la collection de livres rares (item 6) et aimer la compétition, la discussion, et bien s'exprimer (items 7) sont des caractéristiques davantage représentatives de l'image d'un avocat que de celle d'un ingénieur.

Conformément à l'idée que la position des informations probabilistes dans la liste affecte leur prise en compte, nous avons fait varier la position du bloc probabiliste dans la liste. Nous avons prédit que le poids accordé au bloc probabiliste devrait être optimal lorsqu'il apparaissait en premier, moindre lorsqu'il était présenté au milieu et moindre encore en fin de liste.

Méthode

Participants et Plan expérimental. 180 étudiants de l'Université Paris X-Nanterre (160 femmes et 20 hommes) ont participé à cette recherche. Ils ont été assignés à l'une des six conditions expérimentales du plan inter-participants 2 (fréquence relative des avocats dans l'échantillon : 30 vs. 70) \times 3 (position du bloc probabiliste dans la liste : début vs. milieu vs. fin de liste). La variable dépendante était l'estimation de la probabilité que Jean soit un avocat.

Procédure et Matériel. Tous les participants devaient résoudre individuellement le problème des avocats et des ingénieurs présentés sous format liste. En fonction de la condition expérimentale, le bloc probabiliste apparaissait soit au début, soit au milieu ou à la fin de la liste. Ainsi, la première modalité reprenait la liste utilisée par Ginossar et Trope (1987, étude 2) où le bloc probabiliste (P) était suivi du bloc neutre (N) et du bloc diagnostique (D). Dans la deuxième modalité, le bloc neutre (N) était suivi du bloc probabiliste (P) et du bloc diagnostique (D), créant ainsi la liste N-P-D. Enfin, dans la dernière modalité, le bloc diagnostique (D) était suivi du bloc neutre (N) et du bloc probabiliste (P), créant ainsi la liste (D-N-P). De plus, dans chacune de ces trois listes, la probabilité *a priori* que Jean soit un avocat était soit consistante (70) soit inconsistante (30) avec sa description.

Résultats et discussion

Nous avons prédit que le poids accordé au bloc probabiliste diminuerait progressivement avec son ordre de présentation. Ainsi, les participants devaient davantage tenir compte des probabilités *a priori* lorsque le bloc les contenant apparaissait en premier, moins lorsqu'il était présenté au milieu et moins encore à la fin de la liste. En d'autres termes, nous nous attendions à ce que les estimations soient fonction de l'interaction entre la probabilité *a priori* introduite et l'effet linéaire de la position du bloc probabiliste dans la liste.

L'ANOVA réalisée selon un plan 2 (probabilité *a priori* : 30 vs. 70) \times 3 (position du bloc probabiliste : début vs. milieu vs. fin) met en évidence un effet principal de la probabilité *a priori* introduite, $F(1,174) = 98,28$, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,36$; un effet principal de la position du bloc probabiliste dans la liste $F(2,174) = 6,49$, $p < 0,01$, $\eta^2 = 0,07$ ainsi qu'une interaction entre ces deux variables $F(2,174) = 3,63$, $p < 0,05$, $\eta^2 = 0,04$ (voir Tableau II). De plus, l'analyse des contrastes via la régression linéaire (Brauer & McClelland, 2005) testant plus directement notre hypothèse sur l'impact de la position du bloc probabiliste à l'intérieur de la liste met en évidence une tendance quadratique significative, $F(1,174) = 10,26$, $p < 0,01$, $\eta^2 = 0,04$, ainsi qu'une tendance linéaire non significative de ce facteur, $F(1,174) = 2,71$, $p > 0,10$. De plus, une interaction significative est obtenue entre le contraste quadratique et la probabilité *a priori* introduite, $F(1,174) = 6,48$, $p < 0,05$, $\eta^2 = 0,02$; accompagnée d'une interaction non

Tableau II. Estimations (sur 100) que Jean soit un avocat (σ entre parenthèses)

Table II. Estimated likelihood (chances out of 100) that Jean is a lawyer (SD between bracket)

Position des probabilités <i>a priori</i>	Début P-N-D		Milieu N-P-D		Fin D-N-P	
	30	70	30	70	30	70
Fréquence relative	39,17	66,67	51,27	64,83	37,17	60
	(15,15)	(10,61)	(19,58)	(9,42)	(13,31)	(15,97)
	$n = 30$	$n = 30$	$n = 30$	$n = 30$	$n = 30$	$n = 30$
Différence	27,50***		13,57***		22,83***	

significative entre le contraste linéaire et la fréquence relative des avocats dans l'échantillon, $F(1, 174) = 0,78, p > 0,35$.

Conformément à nos prédictions, les résultats suggèrent ainsi que l'attention accordée à l'information probabiliste est affectée par sa position dans la liste, mais de façon inattendue. Nous avons prédit que le poids accordé au bloc probabiliste dans les estimations diminuerait progressivement avec son ordre de présentation. Or, contrairement à cette hypothèse, la présentation du bloc probabiliste à la fin de la liste augmente tout autant la considération des informations probabilistes que sa présentation au début. En revanche, l'introduire au milieu amène les participants à ignorer les probabilités *a priori*. Ce *pattern* de résultats explique ainsi l'interaction significative entre la fréquence relative des avocats dans l'échantillon et le contraste quadratique et non le contraste linéaire initialement attendu.

Bien que différents de nos prédictions initiales, ces résultats sont consistants à ceux classiquement observés dans le paradigme du rappel libre sans tâche interférente. En effet, dans ce paradigme, les premiers et les derniers items d'une liste sont habituellement mieux récupérés que les items présentés en milieu, ces effets étant connus sous les termes respectifs d'effet de *primauté* et de *récence* (Murdock, 1962 ; Peterson & Peterson, 1959 ; voir par exemple Ward & Tan, 2004 pour un compte rendu de ces effets). Ainsi, lorsqu'elles sont placées en début ou en fin de liste, les informations probabilistes sont tout autant prises en compte.

Toutefois, ce raisonnement impliquant les effets de primauté et de récence ne peut être avancé qu'à la condition spécifique que les participants ne lisent les informations qu'une seule fois, et dans l'ordre qui leur est présenté. Cette condition *sine qua none* est difficile à vérifier étant donné le matériel utilisé dans nos deux études. Aussi, l'expérience suivante a pour objectif de répliquer l'effet d'ordre obtenu dans l'étude 2, tout en contrôlant l'ordre de lecture des informations.

EXPÉRIENCE 3

Cette expérience visait à répliquer les effets de primauté et de récence obtenus dans l'étude 2. Si ceux-ci sont liés à l'intégration séquentielle des informations, ils devraient être amplifiés par le contrôle de l'ordre de lecture des différentes informations contenues dans la liste. Pour cela, chaque item était présenté sur une page différente, les participants ayant

pour consigne de lire les informations les unes à la suite des autres, et ce, sans revenir en arrière. Nous nous attendions à ce que la prise en compte des informations probabilistes soit clairement fonction de leur position dans la liste. Conformément aux travaux ayant mis en évidence les effets de primauté et de récence (Murdock, 1962 ; Peterson & Peterson, 1959), nous avons prédit que le poids accordé au bloc probabiliste serait plus important lorsqu'il est présenté au début ou à la fin de la liste, et moindre lorsqu'il est présenté au milieu. De plus, afin de savoir si les estimations des participants dépendent uniquement de la position du bloc probabiliste dans la liste ou aussi de la position du bloc diagnostique, nous avons ajouté aux trois ordres de présentation utilisés précédemment (P-N-D vs. N-P-D vs. D-N-P) l'ordre (N-D-P). Dans les deux premières listes, la position du bloc diagnostique est maintenue constante. Ainsi, la différence dans la prise en compte des probabilités *a priori* que nous prédisons sera clairement imputable à la position du bloc probabiliste. De la même manière, dans les deux dernières listes, c'est la position du bloc probabiliste qui est maintenue constante. En conséquence, si la prise en compte des informations probabilistes ne dépend pas de la position du bloc diagnostique (D), aucune différence ne devrait être observée entre ces deux listes. Nous prédisons en somme que la seule liste – parmi les quatre testées – dans laquelle la probabilité *a priori* introduite (30 vs. 70) n'aura pas d'effet sur les estimations des participants est la liste N-P-D dans laquelle le bloc probabiliste figure au milieu.

Méthode

Participants et Plan expérimental. Cent quarante-quatre étudiants de l'Université Paris-Descartes et de l'École des Psychologues Praticiens (119 femmes et 25 hommes) ont été assignés à l'une des huit conditions expérimentales du plan inter-participants 2 (fréquence relative des avocats dans l'échantillon : 30 vs. 70) \times 4 (liste : P-N-D vs. N-P-D vs. D-N-P vs. N-D-P). La variable dépendante était la probabilité que Jean soit un avocat.

Procédure et Matériel expérimental. La procédure et le matériel utilisés étaient similaires à ceux utilisés dans l'étude 2, à ceci près que le problème était présenté sous forme d'un livret où un seul item de la liste était présenté par page. Les participants avaient pour consigne de lire attentivement chaque information et de ne pas revenir en arrière.

Résultats et discussion

Nous avons prédit que la seule liste – parmi les quatre testées – dans laquelle la probabilité *a priori* introduite (30 vs. 70) n'aura pas d'effet

sur les estimations des participants est la liste N-P-D dans laquelle le bloc probabiliste figure au milieu. Afin de tester cette hypothèse, nous avons, tout d'abord, calculé un contraste planifié comparant cet ordre de présentation aux trois autres via l'analyse de régression linéaire (Brauer & McClelland, 2005). Celle-ci révèle ce contraste significatif, $F(1,136) = 7,15$, $p < 0,01$, $\eta^2 = 0,03$; contrairement aux deux contrastes restants (tous les $p > 0,90$). De plus, cette analyse montre que les estimations des participants sont influencées par la probabilité *a priori* que Jean soit un avocat, $F(1,136) = 102,5$, $p < 0,0001$, $\eta^2 = 0,38$; et, toujours conformément à nos prédictions, par l'interaction entre la probabilité *a priori* que Jean soit un avocat et le contraste d'intérêt décrit précédemment $F(1,136) = 21,78$, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,08$ (Tableau III). Aucune autre interaction entre la probabilité *a priori* que Jean soit un avocat et les contrastes restants n'est significative (tous les $p > 0,28$).

Tableau III. Estimations (sur 100) que Jean soit un avocat (α entre parenthèses)

Table III. Estimated likelihood (chances out of 100) that Jean is a lawyer (SD between bracket)

liste Fréquence relative d'avocats	P-N-D		N-P-D		D-N-P		N-D-P	
	30	70	30	70	30	70	30	70
	37,50	70,56	59,33	64,44	36,28	71,72	40,56	68,33
	(16,47)	(11,10)	(23,62)	(10,22)	(16,50)	(4,39)	(16,62)	(13,39)
	$n = 18$	$n = 18$	$n = 18$	$n = 18$	$n = 18$	$n = 18$	$n = 18$	$n = 18$
Différence	33,06***		5,11		35,44***		27,78***	

Enfin, nous avons décomposé cette interaction en testant – dans chaque modalité de la variable « liste » – l'effet partiel de la probabilité *a priori* que Jean soit un avocat. Conformément à notre hypothèse selon laquelle inciter les participants à intégrer les informations de manière séquentielle renforcerait l'effet d'ordre obtenu dans l'étude 2, nous n'observons pas d'effet partiel de la probabilité *a priori* que Jean soit un avocat lorsque le bloc la contenant est présenté au milieu de la liste (N-P-D), $F(1,136) = 1,04$, ns., alors que cet effet partiel est significatif dans les trois ordres restants (tous les $p < 0,001$).

Ces résultats soutiennent la conclusion de l'analyse de contrastes suggérant que les informations probabilistes influencent les prédictions

des participants dans les trois cas où elles sont présentées au début ou à la fin (c'est-à-dire, P-N-D, D-N-P et N-D-P) et non lorsque le bloc la contenant est présenté au milieu de la liste (c'est-à-dire, liste N-P-D). De plus, ils suggèrent que les effets de primauté et de récence ne s'appliquent qu'aux informations probabilistes, dans la mesure où seule la position de ces dernières (et non la position du bloc contenant les informations diagnostiques) semble avoir un impact sur la prise en compte des probabilités.

DISCUSSION GÉNÉRALE

Le travail empirique présenté ici testait l'idée selon laquelle la meilleure prise en compte des probabilités *a priori*, observée lorsque le problème des avocats et des ingénieurs était présenté sous format liste ne résultait pas uniquement de l'égalisation du statut de chaque information mais également de la position privilégiée des informations probabilistes dans la liste.

Dans la première étude, nous avons répliqué les résultats obtenus par Ginossar et Trope (1987, étude 2) suggérant que les individus accordaient plus de poids aux informations probabilistes lorsque le problème était présenté sous le format liste plutôt que sous le format classique. Le raisonnement à l'origine des études 2 et 3 consistait à concevoir que la sensibilité accrue aux probabilités *a priori* observée chez Ginossar et Trope (1987) et dans l'étude 1, n'était pas due à l'égalisation de la saillance des différentes informations contenues dans le problème – comme le proposaient ces auteurs – mais, au contraire, à une plus grande saillance des informations probabilistes par rapport aux autres, compte tenu de leur position privilégiée dans la liste. Conformément à cette hypothèse, l'attention accordée aux informations probabilistes devait être influencée par leur ordre de présentation (Anderson, 1981 ; Hovland, Mandell, Cambell, Brock, Luchins, Cohen, McGuire, Janis, Feierabend, & Anderson, 1957 ; Schlottmann & Anderson, 1995). Plus spécifiquement, les participants devaient être particulièrement attentifs aux informations probabilistes lorsque le bloc probabiliste était présenté en premier, moins attentifs lorsque ce bloc était présenté au milieu, et moins encore en fin de liste. Cette hypothèse a été partiellement validée par nos données empiriques. En effet, la présentation du bloc probabiliste non seulement au début mais aussi en fin de liste, augmente l'influence

des informations probabilistes sur les estimations que Jean soit avocat. (études 2 et 3). En outre, l'étude 3 montre clairement que l'effet de la position des informations probabilistes dans la liste est indépendant de la position des informations diagnostiques. Ce résultat, dans la lignée du courant intégratif qui s'oppose à une approche dualiste du traitement de l'information indique que les individus sont tout à fait capables de tenir compte des informations probabilistes lorsque celles-ci cohabitent avec des informations individualisantes (Ajzen, 1977 ; Ginossar & Trope, 1987 ; Krosnick, *et al.*, 1990 ; Richard & Drozda-Senkowska, 2001). Ainsi, nos résultats indiquent que l'intégration des informations probabilistes dans le format liste est soumise à la fois à un effet de primauté et de récence, mais que ces effets ne s'appliquent pas aux informations diagnostiques. Cela suggérerait que lorsque les informations probabilistes occupent une position privilégiée dans la liste (au début ou à la fin), sa vertu pour la résolution du problème est reconnue par les participants et cela malgré la présence des informations diagnostiques.

Nous estimons que ce résultat rejoint le constat de nombreuses recherches selon lequel la négligence des probabilités *a priori* est loin d'être universelle et qu'elle est plutôt spécifique à certains formats de présentation. Lorsque le format du problème, à l'image de celui utilisé dans nos recherches, attribue à chaque information le même statut, et lorsque les informations probabilistes sont perceptivement saillantes (par exemple, présentée au début ou en fin de liste) le critère normatif approprié, à savoir la probabilité *a priori* l'emporte sur les informations individualisantes. Ainsi conformément à l'Unimodèle élaboré par Kruglanski et collègues (Kruglanski & Thompson, 1999ab ; Erb, Kruglanski, Chun, Piero, Mannetti, & Spiegel, 2003), la prise en compte, ou, au contraire, l'absence de prise en compte d'un type d'information ou d'un autre reflète la capacité adaptative des individus à utiliser les informations pertinentes en vue de remplir les objectifs spécifiques imposés par le format de la tâche. Il se peut alors que le problème des avocats et ingénieurs (Kahneman & Tversky, 1973), somme toute plutôt ambigu, se révèle dans les conditions mentionnées ci-dessus, plus nettement perçu comme un problème de raisonnement plutôt qu'un problème de jugement, imposant par là même l'utilisation des critères permettant d'aboutir à une solution correcte clairement démontrable (Laughlin & Ellis, 1986).

Nos résultats nous amènent également à proposer une distinction théorique entre « saillance » et « pertinence ». Rappelons que Ginossar et Trope (1987, étude 2) soulignent que leur effet de format est dû à l'égalisation de la saillance des informations probabilistes et des informations individualisantes dans la liste. Nous suggérons que cet effet

n'est pas dû à l'égalisation de la *saillance* mais plutôt à l'égalisation de la *pertinence* contextuelle. En effet, dans le format classique du problème, les deux paragraphes sont étroitement liés par leur structure narrative, dans la mesure où le premier paragraphe semble seulement avoir pour fonction d'introduire le second dans lequel Jean est décrit. Conformément à la logique conversationnelle (Grice, 1975), et plus spécifiquement au principe de « pertinence » (Sperber & Wilson, 1986), ce lien narratif augmente la pertinence des informations individualisantes qui décrivent Jean (Hilton, 1995 ; Schwarz, Strack, Hilton & Naderer, 1991). Krosnick et collègues (1990) utilisent cet argument pour rendre compte de leurs résultats lorsque les informations probabilistes constituent cette fois-ci le second paragraphe. Dans cette condition, ces dernières sont manifestement prises en compte dans la mesure où, selon les auteurs, les informations proposées en dernier par un interlocuteur (ici l'expérimentateur) sont évaluées par les participants comme étant les plus pertinentes. Ainsi, quel que soit le contenu des paragraphes, ce qui caractérise le format classique c'est au regard des conventions conversationnelles, l'inégalité de leur pertinence respective.

Au contraire, ce qui caractérise le format liste, c'est le fait que les différentes informations y possèdent le même statut, et qu'elles ne soient pas liées par une structure narrative qui subordonne les unes aux autres. En termes de logique conversationnelle, cela revient à souligner qu'en fait, les différents items de la liste sont également pertinents. Toutefois, comme le suggèrent nos résultats, elles ne sont pas perçues comme également saillantes. Ainsi, il apparaît que ce que produit le format liste, c'est à la fois une égalisation de la pertinence, et une inégalisation de la saillance. De ce fait, il nous semble que ces deux concepts de saillance et de pertinence ne sont pas interchangeable, tel que Ginossar et Trope semblent le suggérer (1987, voir aussi Trope & Ginossar, 1988). Chun et Kruglanski (2006) soutiennent d'ailleurs que « (...) la vivacité ou la saillance des informations ne peuvent en aucun cas compenser leur manque de pertinence (...), toutefois ces deux facteurs sont susceptibles d'améliorer l'utilisation d'une information perçue comme pertinente par rapport au jugement requis ». Nos résultats illustrent directement cette proposition : lorsque les informations probabilistes sont perçues comme pertinentes pour le jugement requis (comme dans le format liste et dans l'étude de Krosnick *et al.*, 1990) et qu'elles sont suffisamment saillantes (comme lorsqu'elles sont présentées en première ou dernière position dans cette liste) elles sont prises en compte par les individus, suggérant ainsi que le raisonnement humain n'est pas systématiquement dominé par les raccourcis mentaux à l'image de l'heuristique de représentativité.

BIBLIOGRAPHIE

- Augustinova, M., Oberlé, D., & Stasser, G. L. (2005). Differential access to information and anticipated group interaction: Impact on individual reasoning. *Journal of Personality and Social Psychology*, *88*, 619-631.
- Anderson, J. R. (1981). Effects of prior knowledge on memory for new information. *Memory & Cognition*, *9*, 237-246.
- Ajzen, I. (1977). Intuitive theories of events and the effects of base-rate information on prediction. *Journal of Personality and Social Psychology*, *35*, 303-314.
- Anderson, J. R. (1981). Effects of prior knowledge on memory for new information. *Memory & Cognition*, *9*, 237-246.
- Borgida, E., & Brekke, N. (1981). The base rate fallacy in attribution and prediction. In J. H. Harvey, W. Ickes, & R. E. Kidd, (Eds.), *New directions in attribution research* (Vol. 3, pp. 63-95). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Brauer, M., & McClelland, G. H. (2005). L'utilisation des contrastes dans l'analyse des données: Comment tester des hypothèses spécifiques dans la recherche en psychologie ? *L'Année Psychologique*, *105*, 273-305.
- Brekke, N., & Borgida, E. (1988). Expert psychological testimony in rape trials: A social-cognitive analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, *55*, 372-386.
- Chun, W. Y. & Kruglanski, A. W. (2006). The Role of Task Demands and Processing Resources in the Use of Base Rate and Individuating Information. *Journal of Personality and Social Psychology*, *91*, 205-217.
- Drozda-Senkowska, E. (1997). La valeur discriminante de l'information qui individualise un objet et la connaissance de ses catégories d'appartenance. *L'Année Psychologique*, *97*, 237-265.
- Erb, H.-P., Kruglanski, A. W., Chun, W. Y., Piero, A., Mannetti, L., & Spiegel, S. (2003). Searching for commonalities in human judgement: The parametric unimodel and its dualmode alternatives. *European Review of Social Psychology*, *14*, 1-47.
- Gigerenzer, G., Hell, W., & Blank, H. (1988). Presentation and content: The use of base rates as a continuous variable. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, *14*, 513-525.
- Ginossar, Z., & Trope, Y. (1987). Problem solving in judgment under uncertainty. *Journal of Personality and Social Psychology*, *52*, 464-479.
- Grice, H.P. (1975). Logic and conversation. In P. Cole & J.L. Morgan (Eds.), *Syntax and Semantics*, Vol. 3 *Speech Acts* (pp. 41-58). New York: Seminar Press.
- Hilton, D. J. (1995). The social context of reasoning: Conversational inference and rational judgment. *Psychological Bulletin*, *118*, 248-271.
- Hamiil, R., Wilson, T. D., & Nisbett, R. E. (1980). Insensitivity to sample bias: Generalizing from atypical cases. *Journal of Personality and Social Psychology*, *39*, 578-589.
- Hovland, C. I., Mandell, W., Cambell, E. H., Brock, T., Luchins, A. S., Cohen, A. R., McGuire, W. J., Janis, I. L., Feierabend, R. L., & Anderson, N. H. (Eds.). (1957). *The order of presentation in persuasion*. New Heaven: University Press.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1973). On the psychology of prediction. *Psychological Review*, *80*, 237-251.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *Science*, *185*, 1124-1131.
- Lyon, D., & Slovic, E. (1976). Dominance of accuracy information and neglect of base rates in probability estimation. *Acta Psychologica*, *40*, 287-298.

- Koehler, J. J. (1996). The base-rate fallacy reconsidered: Descriptive, normative and methodological challenges. *Behavioral and Brain Sciences*, 19, 1-53.
- Krosnick, J. A., Li, F., & Lehman, D. R. (1990). Conversational conventions, order of information acquisition, and the effect of base rates and individuating information on social judgments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 1140-1152.
- Kruglanski, A. W., & Thompson, E. P. (1999a). Persuasion by a single route: A view from the unimodel. *Psychological Inquiry*, 10, 83-110.
- Kruglanski, A. W., & Thompson, E. P. (1999b). The illusory second mode or, the cue is the message. *Psychological Inquiry*, 10, 182-193.
- Laughlin, P. R., & Ellis, A. L. (1986). Demonstrability and social combination processes on mathematical intellectual tasks. *Journal of Experimental Social Psychology*, 22, 177-189.
- Murdock, B. B. Jr. (1962). The serial position of free recall. *Journal of Experimental Psychology*, 64, 482-488.
- Peterson, L. R., & Peterson, M. J., (1959). Short-term retention of individual items. *Journal of Experimental Psychology*, 58, 193-198.
- Richard, G., et Drozda-Senkowska, E., (2001). Traitement de l'information et jugement prédictif: une approche intégrative. *L'Année Psychologique*, 101, 247-276.
- Ruble, D., & Feldman, N. (1976). Order of consensus, distinctiveness, and consistency information and causal attributions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 34, 930-937.
- Schlottmann, A., & Anderson, N. H. (1995). Belief revision in children: serial judgment in social cognition and decision making domains. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, & Cognition*, 21, 1349-1364.
- Schwarz, N., Strack, F., Hilton, D., & Naderer, G. (1991). Base rates, representativeness, and the logic of conversation: The contextual relevance of "irrelevant" information. *Social Cognition*, 9, 67-84.
- Sherman, S. J., & Carty, E. (1985). Cognitive heuristics. In R. S. Wyer & T. K. Srull, (Eds.), *Handbook of Social Cognition* (Vol. 1, pp. 189-286). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Trope, Y., & Liberman, Z. (1988). On the use of statistical and nonstatistical knowledge: a problem-solving approach. In D. Bar-Tal and A. W. Kruglanski (Eds.), *The Social Psychology of Knowledge* (pp. 209-230). Cambridge: Cambridge University Press.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1982). Evidential impact of base-rates. In D. Kahneman, P. Slovic, & A. Tversky (Eds.), *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases* (pp.153-160). New York: Cambridge University Press.
- Ward, G., & Tan, L. (2004). The effect of the length of to be remembered lists and intervening lists on free recall: a re-examination using overt rehearsal. *Journal of Experimental Psychology : Learning, Memory, & Cognition*, 30, 1196-1210.
- Zuckerman, M. (1978). Actions and occurrences in Kelley's cube. *Journal of Personality and Social Psychology*, 36, 647-656.
- Zukier, H. (1986). The paradigmatic and narrative modes in goal-guided inference. In R.M. Sorrentino & E.T. Higgins (Eds.). *Handbook of motivation and cognition: Foundations of social behavior* (Vol. 1, pp. 465-502). New York: Guilford Press.
- Zukier, H., & Pepitone, A. (1984). Social roles and strategies in prediction: Some determinants of the use of base rate information. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, 349-360.