

*Université libre de Bruxelles
Laboratoire de Psychologie expérimentale*

RELATION ENTRE TAILLE PHYSIQUE ET
TAILLE NUMÉRIQUE DANS LA COMPARAISON DE
CHIFFRES ÉCRITS ALPHABÉTIQUEMENT OU
IDÉOGRAPHIQUEMENT

[RELATION BETWEEN PHYSICAL AND NUMERICAL SIZE IN A COMPARISON BETWEEN DIGITS
WRITTEN ALPHABETICALLY OR IDEOGRAPHICALLY]

RONALD PEEREMAN & DANIEL HOLENDER

Possible differences in the processing of digits written alphabetically or ideographically (as Arabic numerals) are studied by the use of a facilitation-interference paradigm. Two digits were simultaneously displayed one above the other. In one condition the task was to judge which digit was physically the largest while ignoring the orthogonal variation of numerical size. In the other condition, the task was to judge which digit was numerically the largest while ignoring the orthogonal variation of the physical size. Response latencies were measured. Results for the two types of script, alphabetic vs. ideographic, were studied and compared as a function of the factorial combination of three variables: Type of trials, congruent, incongruent or neutral; subtractive numerical distance between digits, one vs. three; and side of presentation, left, central or right visual field. Physical judgments were almost unaffected by the experimental conditions. Numerical judgments show the usual effects except that compared with the literature, two discrepant results were observed: 1. no difference between the left and right field, and 2. a large influence of the irrelevant physical size when the digits are printed alphabetically.

L'intérêt croissant pour l'étude des processus cognitifs qui entrent en jeu dans la lecture a notamment suscité le développement d'une recherche comparée portant sur les caractéristiques du traitement de l'information dans les différents systèmes d'écriture actuellement utilisés dans le monde. Ceux-ci ne reposent pas tous sur le même principe (Gelb, 1963; Taylor, 1981). Ainsi, un premier mode d'écriture consiste à utiliser un symbole arbitraire, ou devenu tel, pour représenter un morphème particulier. Les écritures fondées sur ce principe sont souvent qualifiées d'«idéographiques» ou de «logographiques». En appelant les signes utilisés des idéogrammes, on fait surtout référence à la manière dont ils se sont développés à partir des représentations picturales stylisées des objets et de leur combinaison symbolique pour désigner

Ce travail a été partiellement subsidié par le «Fonds de la Recherche Fondamentale Collective (F.R.F.C.) sous la convention 2.4505.80 (Promoteur: P. Bertelson) et par le Conseil de la Recherche de cette Université (Projet «Processus cognitifs dans la Lecture»). Les demandes de tirés à part sont à adresser à Daniel Holender, Laboratoire de Psychologie Expérimentale, 117 av. Adolphe Buyl, B-1050 Bruxelles.

des concepts abstraits. Le terme de logogramme fait plus référence à l'unité linguistique représentée par le signe écrit : il s'agit du mot, ou plus exactement du morphème. Le seul système logographique complet actuellement utilisé est celui des Chinois. Plusieurs milliers de caractères chinois ont également été empruntés par les Japonais, il constitue le «kanji». Les caractères kanji servent à représenter les morphèmes principaux, noms, verbes et adjectifs. Ils sont utilisés conjointement avec un second système d'écriture basé sur deux syllabaires différents : les «kana». Quelques idéogrammes sont aussi mêlés à notre écriture alphabétique. Ce sont, par exemple, les chiffres arabes et certains signes mathématiques. Un second principe de la communication écrite se fonde sur une transcription graphique des sons de la parole. Les écritures qui recourent à ce principe sont appelées «phonographiques» (Gelb, 1963). Elles établissent une correspondance entre le signe écrit et, soit la syllabe dans un système syllabique, soit le phonème dans un système alphabétique. La grande majorité des langues écrites se fondent sur un système alphabétique. Toutefois, les Japonais utilisent deux syllabaires conjointement avec les logogrammes kanji. Chaque syllabe permet de représenter toutes les syllabes (plus exactement les moræ) de la langue japonaise. Le Hirakana sert à compléter les caractères kanji par différentes particules grammaticales et à représenter certains mots de fonction. Le Katakana est utilisé de manière autonome, donc non combiné au kanji, pour représenter les mots d'origine étrangère. L'existence de ces différents modes d'écriture a conduit à formuler l'hypothèse que les processus d'extraction de l'information devraient être différents selon que l'écriture se fonde sur un principe phonographique ou logographique.

Plusieurs données de la neuropsychologie clinique suggèrent très fortement la possibilité d'une différence de processus d'accès au lexique entre l'information véhiculée sous forme idéographique ou phonographique. Ces travaux, pour la majorité japonais (p.ex. Sasanuma, 1974; Sasanuma, 1980; Sasanuma & Fujimura, 1971; Yamadori, 1975), consistent en l'observation sur plusieurs patients de la perte de la capacité à lire et à comprendre des phonogrammes kana coexistante avec une préservation relative du traitement des idéogrammes kanji. Parallèlement, certains auteurs (Gott, 1973; Hécaen & Kremin, 1976) ont rapporté des données qui indiquent une différence de traitement entre le chiffre idéographique (arabe) et le mot écrit alphabétiquement.

La recherche, chez le sujet normal, de résultats convergents avec ces observations a essentiellement utilisé deux paradigmes expérimentaux.

Une première méthode a été l'emploi de présentations tachistoscopiques latérales. Par cette technique, et en raison des caractéristiques anatomiques cérébrales, les stimuli présentés dans le champ visuel droit (C.V.D.) sont directement projetés dans l'hémisphère gauche (H.G.) et ceux apparaissant dans le champ visuel gauche (C.V.G.), dans l'hémisphère droit (H.D.). La majorité des données recueillies par l'utilisation de ce paradigme provient de l'expérimentation sur des sujets chinois ou

japonais. De l'ensemble de ces travaux, il ressort que le kana est plus rapidement nommé (Sasanuma, Itoh, Mori & Kobayashi, 1977) ou plus rapidement catégorisé (Endo, Shimizu & Hori, 1978; Endo, Shimizu & Nakamura, 1981) lorsqu'il est présenté dans le C.V.D. que quand il apparaît dans le C.V.G. L'effet inverse a été observé pour la nomination des caractères idéographiques (p.ex. Hatta, 1977; Tzeng, Hung, Cotton & Wang, 1979). Néanmoins, ce dernier résultat n'apparaît que pour les concepts représentés par un seul caractère (Tzeng et coll., 1979). De plus, même avec ceux-ci, l'avantage du C.V.G. sur le C.V.D. n'est pas toujours rapporté (Huang & Jones, 1981, exp. 1). Les chiffres arabes, quant à eux, ne donnent pas lieu à une supériorité du C.V.G. En effet, il est apparu un avantage du C.V.D. sur le C.V.G. chez Geffen, Bradshaw et Wallace (1971), Besner, Daniels et Slade (1982) et chez Peereman et Holender (1984, sous presse). Une même tendance apparaît également chez Cohen (1975 exp. 3, condition «cued») mais de manière non significative.

Une seconde technique employée pour mettre en évidence une différence de traitement entre l'idéogramme et le phonogramme repose sur un paradigme de facilitation-interférence. L'expérience rapportée ici s'inscrit dans ce mode d'approche. L'origine de cette méthode est le test couleur-mot de Stroop (1935). La tâche consiste à nommer la couleur de l'encre d'un mot qui désigne une couleur. Il existe trois sortes d'essais : 1) des essais «congruents» où le nom de la couleur de l'encre correspond au mot écrit (p.ex. «ROUGE» écrit en rouge), 2) des essais «incongruents» où le nom de la couleur de l'encre ne correspond pas au mot écrit (p.ex. «ROUGE» écrit en bleu), et 3) des essais «neutres» qui consistent en des taches de couleur ou en une série de X colorés. On trouve habituellement que le temps pour nommer une couleur de l'encre est plus long aux essais incongruents qu'aux essais neutres. La différence des temps de réponse à ces deux types de stimuli traduit l'«effet d'interférence» de la dimension non-pertinente (le nom de couleur) sur la dimension pertinente (la couleur de l'encre). Par contre, le temps de nomination de la couleur est plus court aux essais congruents qu'aux essais neutres. L'écart entre les temps de réponse à ces deux dernières conditions est appelé «facilitation» (pour une revue, voir Dyer, 1973).

L'emploi de ce paradigme a révélé que l'effet d'interférence est plus grand lorsque le nom de couleur est écrit idéographiquement plutôt que phonographiquement (Biederman & Tsao, 1979; Morikawa, 1981). En outre, l'effet Stroop total — différence entre les essais congruents et incongruents — (Hatta, 1981) et l'effet d'interférence (Tsao, Wu & Feustel, 1981) sont plus grands dans le C.V.G. que dans le C.V.D. en écriture idéographique. Par contre, l'effet Stroop ne diffère pas entre les champs visuels en écriture syllabique (Hatta, 1981) et une interférence plus grande dans le C.V.D. est observée en écriture alphabétique (Tsao, Feustel & Soseos, 1979).

En utilisant un autre paradigme de facilitation-interférence, Besner et

Coltheart (1979) ont rapporté des résultats en faveur d'une différence de traitement entre les chiffres arabes et alphabétiques. La tâche consistait à désigner manuellement lequel de deux chiffres, arabes ou alphabétiques, était le plus grand numériquement. Outre la variation numérique des chiffres, ceux-ci étaient de taille physique différente. Aux essais incongruents, le chiffre le plus grand numériquement était le plus petit physiquement (p.ex. 12 ou ONE TWO). Aux essais congruents, la relation entre les tailles physique et numérique était concordante (p.ex. 12 ou ONE TWO). Les résultats montraient un effet de facilitation-interférence pour les chiffres arabes mais pas pour les chiffres alphabétiques. Très récemment, des résultats similaires ont été rapportés par Takahashi et Green (1983) avec des chiffres kanji (idéographique) et kana (phonographique). En outre, cette dernière étude révélait un nouvel effet intéressant. Depuis plusieurs années déjà, divers auteurs (p.ex. Buckley & Gillman, 1974; Moyer & Landauer, 1967; Parkman, 1971) avaient observé qu'il était plus rapide de désigner lequel de deux chiffres arabes est le plus grand numériquement lorsque la différence soustractive entre eux est grande (p.ex. 2 et 8) que lorsqu'elle est petite (p.ex. 7 et 8). Cet effet a été appelé de «distance symbolique». Or, dans les résultats de Takahashi et Green (1983), il apparaît une interaction entre la distance symbolique et le mode d'écriture. Ce résultat est interprété par les auteurs, soit comme suggérant une différence dans le processus de comparaison des chiffres en fonction de leur type de représentation, soit comme indiquant une différence à un niveau lexical. Par ailleurs, Katz (1980) rapporte des résultats qui paraissent indiquer une différence de stratégie hémisphérique dans la comparaison numérique de deux chiffres. Les données de l'auteur révèlent également une meilleure performance de l'H.D. dans cette tâche (mais voir Besner, Grimsell et Davies, 1979, pour un résultat opposé).

L'expérience rapportée ici consiste en une manipulation factorielle des trois facteurs envisagés ci-dessus (effet de facilitation-interférence, distance symbolique et latéralisation hémisphérique). Il s'agira d'explorer l'effet de ces facteurs et leurs interactions en fonction du mode d'écriture (idéographique ou alphabétique) du chiffre. Le paradigme utilisé est similaire à celui de Besner et Coltheart (1979). Dans une partie de l'expérience, les sujets devaient décider lequel de deux chiffres, arabes ou alphabétiques, était le plus grand numériquement (tâche de jugement numérique). Dans une autre partie, la tâche consistait à désigner le chiffre le plus grand physiquement (tâche de jugement physique).

MÉTHODE

Sujets: 19 étudiants de 2^e candidature en psychologie ont servi initialement comme sujets dans le cadre d'un pré-requis pour un cours. Cependant, sur base de deux critères de sélection détaillés dans la procédure, 6 sujets ont été écartés et remplacés par 3 autres pour

compléter le plan expérimental. Les 16 sujets (9 filles et 7 garçons) étaient tous droitiers et avaient une vision normale ou corrigée. Tous participaient aux deux séances de l'expérience.

Stimuli: L'expérience se déroulait en deux séances. Dans l'une d'elles, les sujets effectuaient une tâche de jugement physique (JP); la dimension non-pertinente pour la réponse à fournir était la taille numérique des chiffres. Dans l'autre, la tâche était un jugement numérique (JN), la dimension non-pertinente étant ici la taille physique des chiffres. Pour JN et JP il y avait deux conditions. Dans une condition, les stimuli de chaque paire étaient des chiffres arabes (condition idéographique: CI). Dans l'autre condition, les chiffres étaient écrits alphabétiquement (condition alphabétique: CA). Les stimuli de CI étaient les chiffres de 1 à 9 (ALFAC 24.05 et MECANORMA 701366, 8 mm). Ceux de CA étaient les chiffres alphabétiques français de 4 lettres écrits en majuscules (DECADRY 24 pt., 6 mm et ALFAC 27.08 c). Dans chaque condition, les chiffres étaient centrés l'un au-dessus de l'autre. La distance bord à bord était de 9 mm et 11 mm pour CI et CA respectivement. Entre les membres de chaque paire, la distance symbolique, ou différence soustractive, était de 1 ou 3, excepté aux essais neutres de JP où les chiffres ne différaient pas numériquement entre-eux. Pour la différence soustractive de 1, les paires étaient «1-2», «4-5», «7-8» et «8-9» dans CI et «SEPT-HUIT» et «HUIT-NEUF» dans CA. Pour la différence de 3, elles étaient de «2-5», «3-6», «4-7» et «5-8» dans CI et «DEUX-CINQ» et «CINQ-HUIT» dans CA. Dans chaque condition, les chiffres pouvaient se présenter dans deux tailles physiques différentes, excepté aux essais neutres pour JN où il n'y avait pas de différence. Dans CI, les hauteurs des caractères étaient de 5 ou 8 mm sur 4 et 6 mm de largeur respectivement. Dans CA, les chiffres étaient de 6 ou 8 mm de hauteur sur 22 et 29 mm de largeur respectivement. A l'intérieur de chaque condition, le chiffre le plus grand numériquement (pour JN) ou physiquement (pour JP) apparaissait un nombre égal de fois en position supérieure ou inférieure. Dans chaque condition, et pour chaque type de jugement, il y avait un même nombre (96) de paires neutres, incongruentes et congruentes. Aux essais neutres (N), les chiffres ne différaient entre-eux que sur une dimension. Aux essais congruents (C), le même chiffre était le plus grand sur les deux dimensions. Aux essais incongruents (I), le chiffre le plus grand sur la dimension pertinente pour la tâche à effectuer était le plus petit sur la dimension non-pertinente. En outre, les stimuli apparaissaient un nombre égal de fois dans 3 positions possibles: centralement ou latéralement dans les champs visuels gauche ou droit. Lors des présentations latérales, les centres des chiffres idéographiques et alphabétiques se situaient respectivement à 1,84° et à 2,97° à gauche ou à droite du point de fixation. Ainsi, pour chaque condition et chaque type de jugement, les variables étaient: 1. l'endroit de la présentation du stimulus (gauche, droite ou centre), 2. la distance symbolique entre les chiffres (1 ou 3), et 3. la nature de l'essai (C, N ou I). Entre les différentes valeurs de

ces trois variables, le nombre d'essais était égal. De plus, entre chacune des valeurs d'une variable donnée, il y avait un nombre égal de répétitions et d'alternances des réponses.

Appareils: Les stimuli étaient présentés par un tachistoscope à trois canaux (Electronic Developments Hampton MDDX). Les temps de réaction étaient enregistrés par un chronomètre digital (Advance Instruments TC-12) avec une précision de l'ordre du centième de seconde.

Procédure: L'expérience consistait en deux séances d'approximativement 70 minutes chacune. Dans une séance, la tâche du sujet était de décider lequel de deux chiffres était le plus grand numériquement (jugement numérique). Dans l'autre séance, la tâche était de décider lequel de deux chiffres était le plus grand physiquement (jugement physique). Ces deux séances avaient lieu lors de deux jours différents. A la première séance, la moitié des sujets réalisait la tâche de jugement physique; l'autre moitié, la tâche de jugement numérique. Pour chacun de ces 8 sujets, 4 commençaient avec CI et 4 avec CA, et pour chacun de ces 4 sujets, 2 commençaient à répondre avec la main gauche, les autres avec la main droite. Dans chacune des deux séances, et pour une condition donnée, le sujet recevait d'abord 36 essais d'entraînement. Ensuite, il passait deux fois deux séries de 72 essais. L'ordre de présentation de ces séries était équilibré sur l'ensemble des sujets. La consigne donnée aux sujets était de désigner le plus rapidement et le plus correctement possible lequel des deux chiffres était le plus grand par l'actionnement d'une clef de réponse. Ils étaient tenus de la pousser vers l'avant si le chiffre le plus grand était le membre supérieur de la paire, et de la tirer vers eux dans le cas contraire. L'actionnement de la clef de réponse stoppait le chronomètre et les temps de réaction et les erreurs étaient notés par l'expérimentateur. Le sujet était informé de l'exactitude de ses réponses seulement pendant les essais d'entraînement. Chaque essai commençait avec un point de fixation immédiatement suivi par une paire de chiffres. Il était demandé au sujet de fixer le point durant l'intervalle de 4 secondes qui séparait les présentations. Dans CA, le temps de présentation était de 180 msec. et de 120 msec. pour CI. La sélection des sujets a été réalisée en fonction du nombre d'erreurs et du temps de réaction (TR) moyen, et ce dans la condition la plus difficile qui était CA dans JN. Selon un premier critère, 5 sujets ont été éliminés parce qu'ils commettaient plus d'erreurs que la moyenne des erreurs de tous les sujets plus $3/4$ d'écart-type. Un second critère était de ne pas présenter des TR supérieurs à la moyenne des TR de tous les sujets plus 4 fois l'écart-type. Un sujet a été supprimé sur base de ce critère. Pour l'analyse des TR , tous les TR individuels supérieurs à la moyenne individuelle des TR plus 3 écarts-type dans une condition et un jugement donné n'ont pas été pris en compte.

Les temps de réaction (TR) moyens pour chaque condition (CI et CA) en fonction des trois facteurs étudiés (côté de présentation, distance symbolique et type d'essais) apparaissent dans les figures 1 (pour JP) et 2 (pour JN). Globalement, les pourcentages d'erreurs étaient de 4,93% dans JP et 8,36% dans JN . Néanmoins, les fréquences d'erreurs extrêmement faibles dans certaines conditions rendaient leur analyse statistique difficile. Celle-ci n'a donc pas été effectuée.

JUGEMENT PHYSIQUE

Pour chaque condition, une analyse de la variance sur mesures répétées incluant les facteurs fixes «distance symbolique», «côté de présentation» et «type d'essais» a été effectuée. Dans CA , il ne ressort aucun effet significatif des trois facteurs étudiés. Pour CI , le facteur «distance symbolique» est non-significatif. Par contre, le facteur «côté de présentation» est significatif ($F(2,30) = 4,23$; $p < .05$). Les TR sont en effet plus longs lors des présentations latérales gauches que pour les présentations centrales ($F(1,15) = 8,34$; $p < .025$). Aucune autre différence entre les côtés de présentation n'atteint la signification. Plus intéressante est la signification du facteur «type d'essais» ($F(2,30) = 21,41$; $p < .005$). Il apparaît en effet que les TR sont plus courts aux essais congruents qu'aux essais neutres ($F(1,15) = 9,21$; $p < .01$) et plus courts à ces derniers qu'aux essais incongruents ($F(1,15) = 14,85$; $p < .005$). Néanmoins, les interactions «type d'essais» $\times$ «côté de présentation» et «type d'essais» $\times$ «distance symbolique» sont non-significatives.

JUGEMENT NUMÉRIQUE

Une analyse de la variance incluant le facteur «main de réponse» montre que celui-ci est non-significatif pour CI et qu'il n'interagit avec aucun autre. Par contre dans CA , les TR pour la main gauche sont significativement plus courts que pour la main droite ($F(1,15) = 5,89$; $p < .05$). Néanmoins, dans CA , le facteur «main de réponse» n'interagit avec aucun autre. Les analyses ultérieures ont été effectuées sans tenir compte de la main de réponse.

Une analyse de la variance sur mesures répétées dont les facteurs fixes sont «distance symbolique», «côté de présentation», «type d'essais» et «condition» a été réalisée de manière à observer les similitudes et les divergences de résultats entre les deux conditions (CA et CI). Il ressort que les TR à CI sont plus courts qu'à CA ($F(1,15) = 205,34$; $p < .005$). Par contre, sur les deux conditions non considérées indépendamment, le facteur «distance symbolique» est non-significatif. Néanmoins, comme il apparaît dans le tableau 1, ce facteur interagit significativement avec le facteur «condition» ($F(1,15) = 11,12$; $p < .005$). En effet, pour CI , les TR sont significativement plus courts en distance 3 qu'en distance 1 ($F(1,15) = 18,48$; $p < .005$) alors que la tendance inverse,

mais non-significative, est observée pour CA ($F(1,15)=3.30$, $p<.10$). Il apparaît que les TR sont plus courts pour les présentations centrales que latérales droite ($F(1,15)=6.09$; $p<.05$) et gauche ($F(1,15)=17.0$; $p<.005$). Les TR pour le C.V.D. et le C.V.G. ne diffèrent pas statistiquement. Par ailleurs, l'interaction des facteurs «côté de présentation» et «condition» est non-significative. De plus, cette même interaction est également non-significative lorsque le facteur «côté de présentation» ne comprend que les deux niveaux correspondant aux champs latéraux. Par contre, l'interaction «côté de présentation» $\times$ «distance symbolique» est significative ($F(2,30)=14.63$; $p<.005$). En effet, les TR en distance 3 sont plus rapides qu'en distance 1 dans le C.V.G. ($F(1,15)=9.74$; $p<.01$). L'effet significatif inverse apparaît pour les présentations centrales ($F(1,15)=6.15$; $p<.05$) tandis qu'il n'y a aucune influence de la distance symbolique sur la vitesse de réponse dans le C.V.D. Pour la comparaison de CI et CA, la double interaction significative entre «côté de présentation», «distance symbolique» et

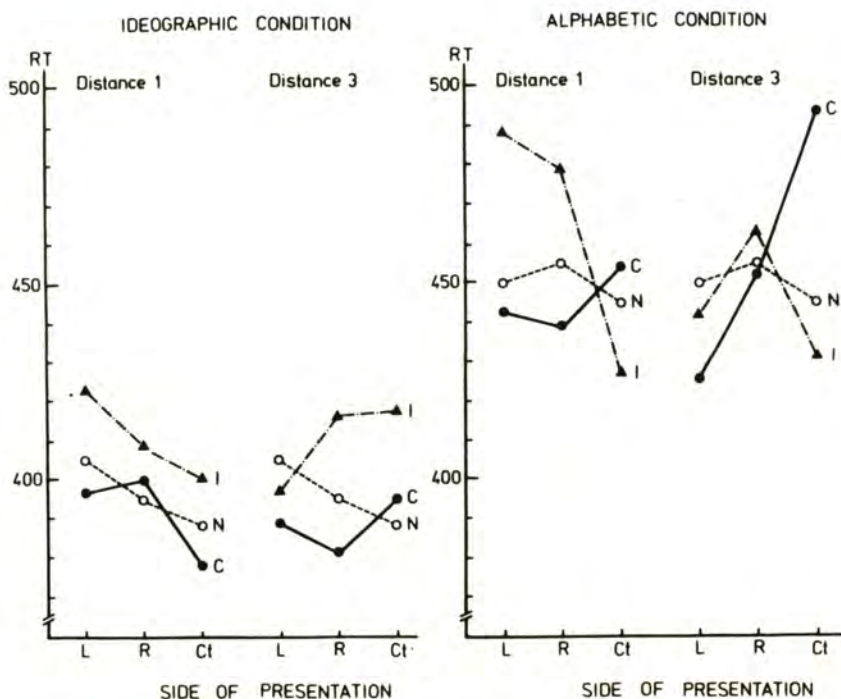


FIG. 1. TEMPS DE RÉACTION MOYEN (en millisecondes) POUR LE JUGEMENT PHYSIQUE EN FONCTION DU TYPE D'ÉCRITURE, DE LA DISTANCE SYMBOLIQUE ET DU CÔTÉ DE PRÉSENTATION (L.: gauche, R.: droit, CI: centre) — MEAN REACTION TIME (in milliseconds) FOR PHYSICAL JUDGMENT AS A FUNCTION OF TYPE OF SCRIPT, SYMBOLIC DISTANCE, AND SIDE OF PRESENTATION (L.: left, R. right, CI: center)

«condition» est nettement plus intéressante ($F(2,30) = 5.73$; $p < .01$). L'examen de cette interaction montre que pour CI, l'interaction entre la «distance symbolique» et le «côté de présentation» est non-significative, bien qu'une tendance soit observée ($F(2,30) = 3.08$; $p < .10$). L'analyse de cette dernière montre que dans le C.V.G., les TR pour la distance 3 sont plus courts que pour la distance 1 ($F(1,15) = 25.38$; $p < .005$) (cf. figure 2). Par contre, l'effet de «distance symbolique» est non-significatif pour les présentations centrales et droites. Dans CA, l'interaction «distance symbolique» $\times$ «côté de présentation» est hautement significative ($F(2,30) = 14.71$; $p < .005$). Elle indique que les TR pour la distance 3 sont plus longs que pour la distance 1 lors des présentations centrales ($F(1,15) = 15.80$; $p < .005$). Par contre, l'effet de «distance symbolique» est non-significatif lors des présentations latérales. Indépendamment de la condition, le facteur «type d'essais»

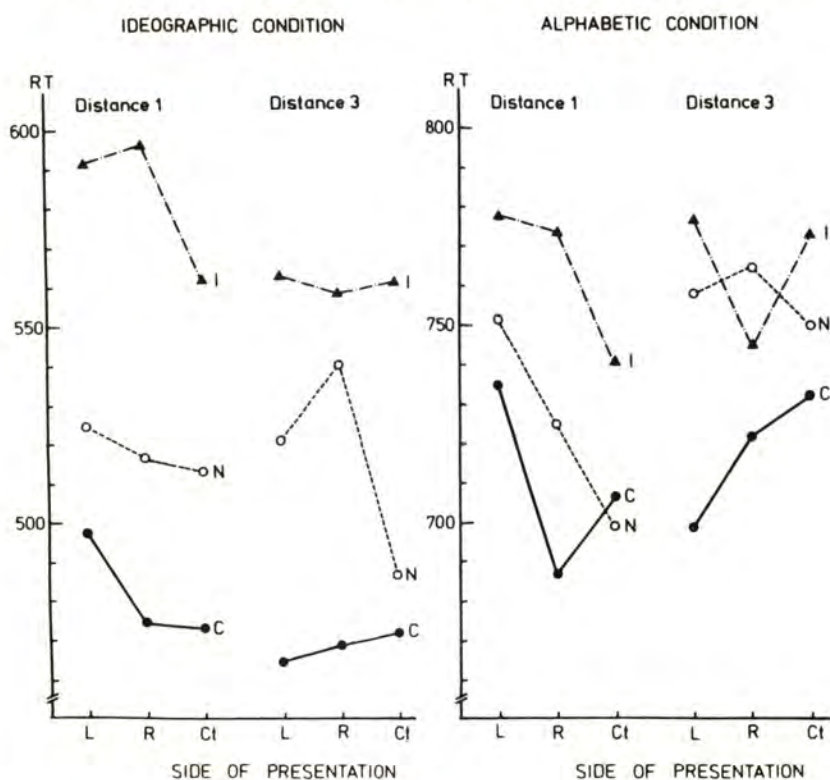


FIG. 2. TEMPS DE RÉACTION MOYEN (en millisecondes) POUR LE JUGEMENT NUMÉRIQUE EN FONCTION DU TYPE D'ÉCRITURE, DE LA DISTANCE SYMBOLIQUE ET DU CÔTÉ DE PRÉSENTATION (L.: gauche, R.: droit, CI: centre) — MEAN REACTION TIME (in milliseconds) FOR NUMERICAL JUDGMENT AS A FUNCTION OF TYPE OF SCRIPT, SYMBOLIC DISTANCE, AND SIDE OF PRESENTATION (L.: left, R. right, CI: center)

est significatif ($F(2,30) = 92.34$; $p < .005$). Les TR aux essais congruents (595 msec.) sont plus courts qu'aux essais neutres (630 msec.) ($F(1,15) = 54.30$; $p < .005$), et les TR à ces derniers sont plus courts qu'aux essais incongruents (669 msec.) ($F(1,15) = 76.31$; $p < .005$). L'interaction «type d'essais» $\times$ «distance symbolique» est également significative ($F(2,30) = 11.58$; $p < .005$). Les TR lors des essais congruents et aux essais incongruents ne diffèrent pas statistiquement en fonction de la distance symbolique. Par contre, les réponses aux essais neutres sont plus rapides en distance 1 qu'en distance 3 ($F(1,15) = 10.53$; $p < .01$). L'interaction «type d'essais» $\times$ «côté de présentation» est aussi significative ($F(4,60) = 6.50$; $p < .005$). Les TR aux essais neutres sont plus courts en présentation centrale que dans le C.V.G. ($F(1,15) = 19.97$; $p < .005$), ou que dans le C.V.D. ($F(1,15) = 25.62$; $p < .005$). De même, les TR aux essais incongruents sont plus courts en présentation centrale que dans le C.V.G. ($F(1,15) = 13.23$; $p < .005$), mais ne diffèrent pas statistiquement du C.V.D. (cf. figure 2). Enfin, pour les essais congruents, la réponse est plus rapide dans le C.V.D. que dans le C.V.G. ($F(1,15) = 6.82$; $p < .025$) et les TR aux présentations centrales ne diffèrent pas statistiquement de ceux pour chaque côté latéral. Beaucoup plus relevante pour notre propos est la signification «type d'essais» $\times$ «condition» ($F(2,30) = 17.52$; $p < .005$) (cf. tableau 2). Bien qu'une analyse ultérieure ait examiné cette interaction, signalons que, comme il apparaît dans le tableau 2, pour CI les TR aux essais congruents sont plus courts qu'aux essais neutres ($F(1,15) = 68.32$; $p < .005$) et que ceux-ci sont plus

TAB. 1. EFFET DE DISTANCE SYMBOLIQUE EN JUGEMENT NUMÉRIQUE — SYMBOLIC DISTANCE EFFECT FOR NUMERICAL JUDGMENT

	ideographic	alphabetic
distance 1	528*	733
distance 3	515	747
difference	13	- 14

* Mean reaction time in milliseconds.

TAB. 2. EFFET DU TYPE D'ESSAI SUR LE JUGEMENT NUMÉRIQUE — TYPE OF TRIAL EFFECT FOR NUMERICAL JUDGMENT

	ideographic	alphabetic
congruent (C)	476*	714
neutral (N)	518	742
incongruent (I)	572	765
N-C	42	28
I-N	54	23

* Mean reaction time in milliseconds.

courts qu'aux essais incongruents ($F(1,15) = 115.16$; $p < .005$). De même, pour CA, les TR sont plus courts aux essais congruents qu'aux essais neutres ($F(1,15) = 18.11$; $p < .005$) et ces derniers sont plus courts qu'aux essais incongruents ($F(1,15) = 10.98$; $p < .005$). Par ailleurs, les interactions «condition» $\times$ «type d'essais» $\times$ «distance symbolique» et «condition» $\times$ «type d'essai» $\times$ «côté de présentation» sont non-significatives. De plus, cette dernière interaction est également non-significative lorsque le facteur «côté de présentation» ne comprend que les deux niveaux correspondant aux champs latéraux.

Une analyse de la variance comprenant les facteurs «côté de présentation», «distance symbolique» et «condition» a été effectuée sur : 1. les effets de facilitation, 2. les effets d'interférence, et 3. les effets totaux (facilitation plus interférence). Les résultats qui clarifient l'interaction «type d'essais» $\times$ «condition» sont que l'effet d'interférence et l'effet total sont plus grands en CI qu'en CA ($F(1,15) = 13.75$; $p < .005$ et $F(1,15) = 31.13$; $p < .005$, respectivement). Par contre, l'effet de facilitation ne diffère pas statistiquement entre les deux conditions.

DISCUSSION

Les résultats obtenus dans la tâche de jugement physique en CA montrent une absence d'effet du type d'essais, de la distance symbolique et du côté de présentation sur la rapidité de réponse. En CI les TR sont plus courts lors des présentations centrales que latérales gauches, mais tout comme en CA, il n'apparaît aucune différence entre les champs visuels. Cette absence d'effet n'est en soi pas surprenante, puisqu'il n'y avait, a priori, aucune raison de supposer que cette tâche simple soit mieux effectuée dans un champ visuel que dans l'autre.

L'hypothèse que le JP, du moins en CI, pourrait être influencé par la distance symbolique et le type d'essais reposait sur l'idée que la dimension numérique étant traitée en parallèle avec la dimension physique, elle pourrait interférer avec celle-ci lors du JP (voir Henik et Tzelgov, 1982). Le fait que, tout comme en CA, l'effet de distance symbolique en CI est non-significatif semble donc non-concordant avec cette hypothèse. Néanmoins, pour CI, l'analyse plus détaillée du facteur «distance symbolique» a montré que les TR sont plus rapides en distance 3 qu'en distance 1 pour les essais incongruents lors des présentations gauches ($F(1,15) = 7.82$; $p < .025$). De plus, il apparaît également que les TR sont plus courts en distance 3 qu'en distance 1 pour les essais congruents lors des présentations droites ($F(1,15) = 7.06$; $p < .025$) (cf. figure 1). Ce dernier effet est inversé pour les présentations centrales ($F(1,15) = 9.88$; $p < .01$). Ainsi, il semble que, pour certains niveaux des facteurs «côté de présentation» et «type d'essais», la dimension numérique des chiffres arabes interagit avec la dimension physique lorsque la tâche porte sur celle-ci.

Par ailleurs, les effets de facilitation et d'interférence obtenus pour le JP sont en accord avec les données de Henik et Tzelgov (1982).

Toutefois, l'effet total (facilitation plus interférence) n'est que de 20 msec. dans l'expérience rapportée ici, alors qu'il est de 90 msec. chez Henik et Tzelgov (1982). Nous n'avons pas d'explication définitive pour cette divergence dans les résultats. Nous remarquons cependant que les différences entre les TR en JN et en JP sont égales dans les deux études (125 msec. chez Henik et Tzelgov, 1982, expérience 1 et 123 msec. pour CI dans l'expérience rapportée ici). Toutefois, nous notons également que le niveau global de performance est différent entre les deux expériences. En effet, les TR obtenus par Henik et Tzelgov (1982) dans la tâche de jugement physique sont aussi élevés que ceux que nous avons observés dans la tâche de jugement numérique lorsque les chiffres étaient écrits idéographiquement. Supposons que c'est le mode différent de réponse (levier «avant-arrière» dans l'expérience rapportée ici; clef droite ou gauche chez Henik et Tzelgov), plutôt que les processus d'extraction de l'information, qui rend compte de cette différence. Suivant cette hypothèse, le retard de la réponse chez Henik et Tzelgov entraînerait que lorsque le sujet répond, la dimension numérique des stimuli serait déjà traitée. Elle aurait ainsi le temps d'interagir avec la dimension physique. Par contre, la plus grande rapidité des réponses dans notre expérience impliquerait que la dimension numérique aurait moins le temps d'interagir avec la dimension physique. Dès lors, il en résulterait un plus petit effet total. Enfin, notons également que les effets de distance symbolique sont moins élevés dans nos résultats que chez Henik et Tzelgov (1982).

Pour la tâche de jugement numérique, il apparaît que le facteur «côté de présentation» n'interagit pas avec le facteur «condition». De plus, dans CA et CI, il ressort une absence de différence latérale significative. Cette observation paraît, du moins pour CI, non-concordante avec les résultats rapportés par Besner et coll. (1979) et par Katz (1980). En effet, dans une tâche de jugement numérique sans variation d'une dimension physique, Katz (1980) observait un avantage du C.V.G. alors que Besner et coll. (1979) obtenaient l'avantage inverse. Pour notre propos, il semble donc que dans le paradigme de facilitation-interférence utilisé ici, le facteur «côté de présentation» n'est pas relevant pour mettre en évidence une différence de traitement entre les chiffres idéographiques et alphabétiques.

L'effet du facteur «distance symbolique» est, par contre, très surprenant de par la manière dont il interagit avec le facteur «condition». Comme l'indique le tableau 2, dans CI les TR pour la distance 3 sont plus courts que pour la distance 1 alors qu'une tendance inverse apparaît pour CA. Ainsi, si dans CI l'effet de distance symbolique est concordant avec les données de plusieurs auteurs (par exemple Buckley & Gillman, 1974; Moyer & Landauer, 1967; Parkman, 1971), la tendance qui ressort pour CA est opposée à l'effet de distance symbolique habituellement obtenu avec des mots écrits alphabétiquement (par exemple Lambert & Beaumont, 1981; Moyer, 1973; Paivio, 1975) ou avec des chiffres écrits syllabiquement (Takahashi & Green, 1983).

Il se pourrait néanmoins que le choix des paires de chiffres soit à l'origine de l'effet de distance observé en CA. L'hypothèse que dans CA la paire «HUIT-NEUF» aurait pu avoir déterminé la tendance à une réponse plus rapide en distance 1 a alors été avancée. En effet, du fait que dans cette paire de chiffres, l'item le plus grand numériquement était aussi l'extrême supérieure de l'échelle des chiffres, le sujet aurait pu donner sa réponse dès l'identification du chiffre «NEUF». Le calcul des TR moyens pour chaque paire de chiffres a alors été réalisé. Comme il apparaît dans la figure 3, les TR pour la

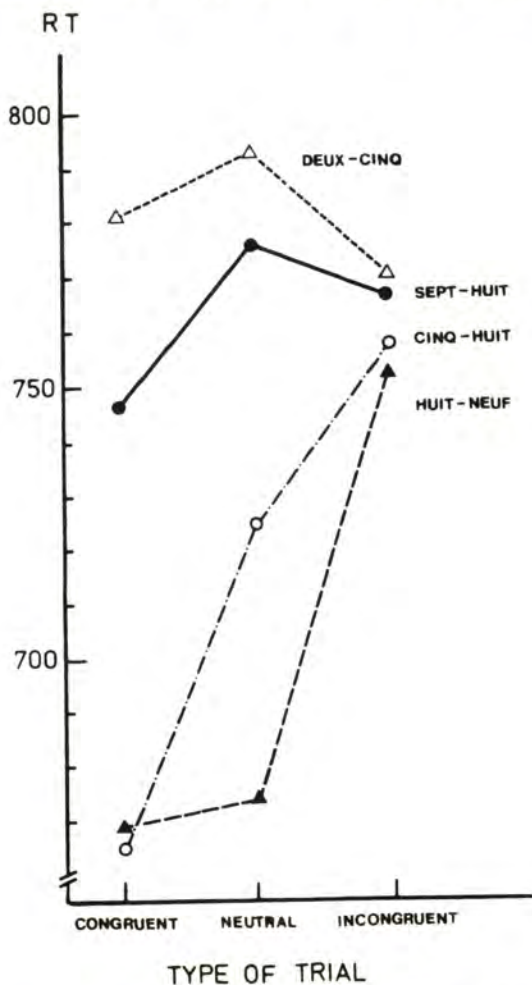


FIG. 3. TEMPS DE RÉACTION MOYEN (en millisecondes) POUR CHAQUE PAIRE DE CHIFFRES ALPHABÉTIQUES EN FONCTION DU TYPE D'ESSAI — MEAN REACTION TIME (in milliseconds) FOR EACH ALPHABETICAL PAIR OF DIGITS AS A FUNCTION OF TYPE OF TRIAL

paire «HUIT-NEUF» sont plus courts que pour les trois autres paires, cette plus grande rapidité étant surtout intéressante à noter pour les essais neutres. Il est dès lors évident que l'interaction «distance symbolique» $\times$ «condition» résulte très probablement de cet artéfact. En outre, les interactions comprenant le facteur «distance symbolique» sont également très sûrement influencées par les TR à la paire «HUIT-NEUF». Par contre, en CI, l'utilisation de la paire «8-9» parmi 3 autres en distance 1 rend les résultats beaucoup plus fiables (rappelons que pour une distance symbolique donnée, 4 paires étaient utilisées en CI et 2 en CA, voir Méthode). De plus, suite au calcul des temps moyens pour chacune des paires utilisées dans CI, il est apparu qu'aux essais neutres, les TR à la paire «8-9» étaient similaires à ceux de la paire «7-8» (528 et 532 msec. respectivement).

Mais le résultat le plus intéressant est celui du facteur «type d'essais». En effet, l'analyse des résultats a montré l'existence d'un effet de facilitation et d'interférence en CI et en CA. Néanmoins, l'effet d'interférence et l'effet total sont significativement plus importants en CI qu'en CA. Il ressort ainsi une différence avec les résultats de Besner et Coltheart (1979) et de Takahashi et Green (1983), puisqu'un effet de facilitation et d'interférence est également observé pour les chiffres écrits phonographiquement.

Avant de discuter de cette divergence de résultats, il est intéressant de remarquer que, dans une tâche qui consistait à juger lequel de deux animaux ou objets était le plus grand réellement, Paivio (1975) obtenait des résultats suggérant que la variation physique non-pertinente des items facilitait ou interférait avec le jugement lorsque les items étaient des dessins, mais pas lorsqu'ils étaient des mots écrits alphabétiquement. Pour Paivio (1975), ces résultats supportent l'hypothèse du double encodage. En effet, selon ce modèle, le code «image» donnerait accès à l'information en mémoire relative à la taille réelle des objets et donc, la variation de la taille physique de la représentation graphique de l'animal entraînerait un effet de facilitation-interférence. Cet effet n'aurait pas lieu pour le nom de l'animal, puisque, toujours selon ce modèle, «the words must be read and interpreted before they can activate the visual memory representation necessary for the size comparison» (Paivio, 1975, p. 641). Il est cependant utile de noter ici que l'analogie entre ces résultats et ceux obtenus par Besner et Coltheart (1979) est loin d'être parfaite. En effet, alors que l'animal ou l'objet ne sont pas uniquement définis sémantiquement par leur taille réelle (d'autres traits sémantiques sont par exemple la couleur, le nombre de pattes de l'animal...), le chiffre, qu'il soit écrit sous n'importe quelle forme, n'a qu'une seule caractéristique sémantique de quantité ou de grandeur. Des données qui supportent l'hypothèse de l'implication de processus différents dans le jugement de chiffres et le jugement de grandeur réelle d'animaux représentés sous forme de mots kanji sont rapportés par Hatta (1983). La tâche des sujets était de juger, pour chaque paire d'items, si la grandeur numérique des chiffres était ou

non congruente avec leur grandeur physique (expérience 1) ou de juger si la grandeur réelle des animaux, représentés sous forme de mots écrits en kanji, était ou non congruente avec la taille de ces mots (expérience 2). L'analyse des TR montre que la réponse est plus rapide dans le C.V.D. que dans le C.V.G. pour l'expérience 1, alors que l'effet inverse apparaît pour l'expérience 2. Ainsi, si dans le cadre du modèle du double encodage, la présence de facilitation-interférence pour les images et pas pour les mots peut être expliquée par le fait que le code «image» possède l'information sur la taille réelle alors que le code «verbal» ne la possède pas, il est difficile de rendre compte de la raison pour laquelle il y a une absence d'effet de facilitation-interférence pour les chiffres écrits alphabétiquement (Besner & Coltheart, 1979) ou syllabiquement (Takahashi & Green, 1983) alors que leur seule signification est en rapport avec la notion de grandeur.

Pour tenter d'expliquer la divergence entre les résultats rapportés ici pour CA et ceux obtenus par Besner et Coltheart (1979) et Takahashi et Green (1983), il est intéressant de considérer la figure 3. On observe en effet que, dans le JN en CA, l'effet d'interférence est dû à deux des 4 paires de chiffres. Or ces deux paires de chiffres donnaient lieu à des réponses plus rapides lors des essais où la taille physique ne variait pas entre les deux items (essais neutres). Par ailleurs, nous remarquons que chez Besner et Coltheart (1979) et plus encore chez Takahashi et Green (1983), les TR moyens dans la condition phonographique sont plus élevés que ceux que nous avons obtenus ici. Une possibilité d'explication de la présence de facilitation et d'interférence en CA dans nos résultats et pas dans ceux de Besner et Coltheart (1979) ou de Takahashi et Green (1983) serait la suivante. Chez ces auteurs, le traitement automatique de la dimension physique non-pertinente serait terminé beaucoup trop rapidement *par rapport* au traitement de la dimension numérique pertinente pour qu'un effet de facilitation et d'interférence puisse encore être observé. Par contre, les réponses plus rapides dans notre expérience seraient produites encore assez tôt pour être affectées par la dimension physique non-pertinente. L'observation d'un effet d'interférence seulement pour les deux paires de chiffres alphabétiques qui sont les plus rapides aux essais neutres (cf. figure 3 est concordante avec cette hypothèse de l'importance de l'intervalle temporel entre le traitement des deux dimensions pour l'apparition ou non d'effets d'interférence. Une seconde constatation qui appuie cette hypothèse est que, pour ces deux paires de chiffres alphabétiques, les 5 sujets les plus rapides montrent plus d'interférence que les 5 sujets les plus lents du groupe (les tailles des effets d'interférence pour les sujets rapides sont de 119 et 62 msec., et de 69 et 6 msec. pour les sujets lents, et pour les paires «HUIT-NEUF» et «CINQ-HUIT» respectivement). Remarquons également que, selon l'hypothèse avancée ci-dessus, il serait aussi possible de rendre compte de la plus grande interférence observée en CI qu'en CA. Un résultat de la littérature concordant avec cette hypothèse apparaît chez Takahashi

et Green (1983). En effet, il ressort des résultats présentés par les auteurs que le groupe de sujets le plus rapide (correspondant aux sujets qui passaient la tâche en kana lors de la deuxième partie de l'expérience) présente un effet d'interférence alors que celui-ci est inexistant chez les sujets plus lents. Relevons enfin que l'influence de l'intervalle temporel séparant le traitement de la dimension pertinente et non-pertinente avait été souligné par Dyer (1973) dans le cadre du Stroop classique (cf. Dyer, 1971, et Glaser & Glaser, 1983, pour une étude systématique).

Néanmoins, dans la mesure où la plus grande interférence et l'effet total plus élevé en CI qu'en CA pourraient malgré tout refléter une différence de traitement entre les deux formes d'écriture, l'hypothèse avancée ci-dessus mérite d'être testée. Une façon de faire serait de diminuer l'intervalle temporel entre le traitement de la dimension physique non-pertinente et de la dimension numérique pertinente, et d'observer si l'effet d'interférence tend à augmenter.

RÉFÉRENCES

- Besner, D., & Coltheart, M. (1979). Ideographic and alphabetic processing in skilled reading of English. *Neuropsychologia*, 17, 467-472.
- Besner, D., Daniels, S., & Slade, C. (1982). Ideogram reading and right hemisphere language. *British Journal of Psychology*, 73, 21-28.
- Besner, D., Grimsell, D., & Davis, R. (1979). The mind's eye and the comparative judgment of number. *Neuropsychologia*, 17, 373-380.
- Biederman, I., & Tsao, Y.C. (1979). On processing Chinese ideographs and English words: Some implications from Stroop-test results. *Cognitive Psychology*, 11, 125-132.
- Buckley, P.B., & Gillman, C.B. (1974). Comparisons of digits and dot patterns. *Journal of Experimental Psychology*, 103, 1131-1136.
- Cohen, G. (1975). Hemisphere differences in the effects of cueing in visual recognition tasks. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 1, 366-373.
- Dyer, F.N. (1971). The duration of word meaning responses: Stroop interference for different preexposures of the word. *Psychonomic Science*, 25, 229-231.
- Dyer, F.N. (1973). The Stroop phenomenon and its use in study of perceptual, cognitive and response processes. *Memory and Cognition*, 1, 106-120.
- Endo, M., Shimizu, A., & Hori, T. (1978). Functional asymmetry of visual fields for Japanese words in Kana (syllable-based) writing and random shape — recognition in Japanese subjects. *Neuropsychologia*, 16, 291-297.
- Endo, M., Shimizu, A., & Nakamura, I. (1981). Laterality differences in recognition of Japanese and Hangul words by monolinguals and bilinguals. *Cortex*, 17, 391-400.
- Geffen, G., Bradshaw, J.L., & Wallace, G. (1971). Interhemispheric effects on reaction time to verbal and nonverbal visual stimuli. *Journal of Experimental Psychology*, 87, 415-422.
- Gelb, I.J. (1963). *A study of writing* (2nd ed.). Chicago: University of Chicago Press.
- Glaser, M.O., & Glaser, W.R. (1982). Time course analysis of the Stroop phenomenon. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 8, 875-894.
- Gott, P.S. (1973). Language after dominant hemispherectomy. *Journal of Neurology, Neurosurgery, and Psychiatry*, 36, 1082-1088.

- Hatta, T. (1977). Recognition of Japanese Kanji in the left and right visual fields. *Neuropsychologia*, 15, 685-688.
- Hatta, T. (1981). Differential processing of Kanji and Kana stimuli in Japanese people: Some implications from Stroop-test results. *Neuropsychologia*, 19, 87-93.
- Hatta, T. (1983). Visual field differences in semantic comparative judgments with digits and kanji stimulus materials. *Neuropsychologia*, 21, 669-678.
- Hécaen, H., & Kremin, H. (1976). Neurolinguistic research on reading disorders resulting from left hemisphere lesions. In H. Whitaker & H.A. Whitaker (Eds.), *Studies in neurolinguistics* (Vol. 2). New York: Academic Press.
- Henik, A., & Tzelgov, J. (1982). Is three greater than five: The relation between physical and semantic size in comparison tasks. *Memory and Cognition*, 10, 389-395.
- Huang, Y.L., & Jones, B. (1980). Naming and discrimination of Chinese ideograms presented in the right and left visual fields. *Neuropsychologia*, 18, 703-706.
- Katz, A.N. (1980). Cognitive arithmetic: Evidence for right hemispheric mediation in an elementary component stage. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 32, 69-84.
- Lambert, A.J., & Beaumont, J.G. (1981). Comparative processing of imageable nouns in the left and right visual fields. *Cortex*, 17, 411-418.
- Morikawa, Y. (1981). Stroop phenomena in the Japanese language: The case of ideographic characters (Kanji) and syllabic characters (Kana). *Perceptual and Motor Skills*, 53, 67-77.
- Moyer, R.S. (1973). Comparing objects in memory: Evidence suggesting an internal psychophysics. *Perception and Psychophysics*, 13, 180-184.
- Moyer, R.S., & Landauer, T.S. (1967). Time required for judgments of numerical inequality. *Nature*, 215, 1519-1520.
- Paivio, A. (1975). Perceptual comparisons through the mind's eye: *Memory and Cognition*, 3, 635-647.
- Parkman, J.M. (1971). Temporal aspects of digit and letter inequality judgments. *Journal of Experimental Psychology*, 91, 191-205.
- Peereman, R., & Holender, D. Visual-field differences for a number-nonnumber classification of alphabetic and ideographic stimuli. *Quarterly Journal of Experimental Psychology* (sous presse).
- Sasanuma, S. (1974). Kanji Vs. Kana processing in alexia with transient agraphia: A case report. *Cortex*, 10, 89-97.
- Sasanuma, S. (1980). Acquired dyslexia in Japanese: Clinical features and underlying mechanisms. In M. Coltheart, K. Patterson & J. Marshall (Eds.), *Deep dyslexia*. London: Routledge & Kegan.
- Sasanuma, S., & Fujimura, O. (1971). Selective impairment of phonetic and non-phonetic transcription of words in Japanese aphasic patients: Kana Vs. Kanji in visual recognition and writing. *Cortex*, 7, 1-18.
- Sasanuma, S., Itoh, M., Mori, K., & Kobayashi, Y. (1977). Tachistoscopic recognition of Kana and Kanji words. *Neuropsychologia*, 15, 547-553.
- Stroop, J.R. (1935). Studies of interference in serial verbal reactions. *Journal of Experimental Psychology*, 18, 643-662.
- Takahashi, A., & Green, D. (1983). Numerical judgments with Kanji and Kana. *Neuropsychologia*, 21, 259-263.
- Taylor, I. (1981). Writing systems and reading. In G.E. Mackinnon & T. Gary Walter (Eds.), *Reading research: Advances in theory and practice* (Vol. 2). London: Academic Press.
- Tsao, Y.C., Feustel, T., & Soseos, C. (1979). Stroop interference in the left and right visual fields. *Brain and Language*, 8, 367-371.
- Tsao, Y.C., Wu, M.F., & Feustel, T. (1981). Stroop interference: Hemispheric difference in Chinese speakers. *Brain and Language*, 13, 372-378.

- Tzeng, O.J.L., Hung, D.L., Cotton, B. & Wang, W.S.Y. (1979). Visual lateralisation effect in reading Chinese characters. *Nature*, 282, 499-501.
- Yamadori, A. (1975). Ideogram reading in alexia. *Brain*, 98, 231-238.

Avenue Ad. Buyl 117
1050 Bruxelles

Reçu mars 1984