

# Normes de fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle comme prédicteurs de l'âge d'acquisition

Marie-Claire Hazard, Bruno De Cara\* et Lucile Chanquoy  
*LPEQ, E.A. 1189, Université de Nice-Sophia Antipolis*

## RÉSUMÉ

L'objectif premier de ce travail était de caractériser les images (et mots correspondants) proposées par Bonin, Peereman, Malardier, Méot et Chalard (2003) en termes de fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle, selon le modèle utilisé par Bonin, Barry, Méot et Chalard (2004) pour caractériser les images de Snodgrass et Vanderwart (1980). Corrélations et régressions multiples révèlent que la fréquence cumulée et la trajectoire fréquentielle sont les principaux prédicteurs de l'âge d'acquisition (AoA) estimé ou objectif. La comparaison des deux jeux d'images renforce l'idée selon laquelle ces facteurs, construits objectifs puisque simplement déduits des fréquences lexicales de l'adulte (LEXIQUE) et de l'enfant (MANULEX), sont des candidats valides pour remplacer la fréquence lexicale et l'AoA. Leur utilisation permet alors de s'échapper aux biais des études comportementales dénoncés par Zevin et Seidenberg (2002) portant sur le choix de la fréquence lexicale et l'utilisation de l'AoA, variable de performance. En particulier, fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle ne sont pas corrélées. L'implication théorique et méthodologique de ces constatations est discutée dans cet article.

## Cumulative frequency and frequency trajectory norms as predictors of age of acquisition

### ABSTRACT

The main objective of this paper was to characterise the new set of pictures (and related words) proposed by Bonin, Peereman, Malardier, Méot and Chalard (2003) in terms of cumulative frequency and frequency trajectory following the procedure used by Bonin,

---

\* Correspondance : Bruno De Cara, Laboratoire de Psychologie Expérimentale et Quantitative (LPEQ), Université de Nice-Sophia Antipolis, 24, avenue des Diables Bleus, 06357 NICE cedex 4. E-Mail : bruno.de-cara@unice.fr  
Remerciements : Nous tenons à renouveler nos plus vifs remerciements à Patrick Bonin qui, d'une part, nous a autorisés à utiliser son matériel et, d'autre part, nous a fourni de pertinents conseils pour améliorer la première version de cet article. Nous remercions également Marylène Chalard pour ses précieux conseils.

Barry, Méot and Chalard (2004) for Snodgrass and Vanderwart's (1980) pictures. Correlations and regression analyses show that cumulative frequency and frequency trajectory were the main predictors of objective and rated age of acquisition (AoA). The comparison of the two pictures' sets reinforce the idea according to which these objective constructs, as they are simply deducted from adults (LEXIQUE) and children (MANULEX) word frequencies, are valid candidates to be used instead of lexical frequency and AoA. Therefore, their use enables to avoid the bias of the behavioural studies shown by Zevin and Seidenberg (2002) linking to the choice of the word frequency and the use of AoA, which is a behavioral measure. In fact, cumulative frequency and frequency trajectory were not correlated. The methodological and theoretical implications of these findings are discussed in this paper.

## INTRODUCTION

Il a longtemps été admis que la fréquence lexicale était le déterminant principal de la latence de dénomination d'images ou de mots, mais également d'autres tâches lexicales. Or, dans les années 90, Morrison et ses collaborateurs (Morrison & Ellis, 1995 ; Morrison, Ellis, & Quinlan, 1992) ont défendu l'idée selon laquelle l'effet attribué à la fréquence était « artificiel » (Morrison *et al.*, 1992, p. 707) et était plutôt lié à l'âge d'acquisition (AoA) des mots. En effet, AoA et fréquence étant fortement corrélés, les deux variables seraient le plus souvent confondues ; en conséquence, les études qui ne prenaient pas en compte le facteur AoA comportaient un biais (Morrison & Ellis, 1995 ; Morrison, Hirsh, Chappell, & Ellis, 2002). Cet *effet AoA*, selon lequel les mots acquis tôt dans la vie sont traités plus rapidement à l'âge adulte que les mots acquis tard (Bonin, 2003), a été le point de départ d'un regain d'intérêt pour le rôle de l'AoA en dénomination d'images (Barry, Morrison, & Ellis, 1997 ; Bonin, Chalard, Méot, & Fayol, 2002), en lecture de mots isolés (Gerhand & Barry, 1998), en décision lexicale (Bonin, Chalard, Méot, & Fayol, 2001 ; Gerhand & Barry, 1999) ou en reconnaissance de visages (Moore & Valentine, 1998 ; pour une revue plus complète voir Bonin, Barry, Méot, & Chalard, 2004 ou Chalard, Bonin, Méot, Boyer, & Fayol, 2003). Cependant, les résultats obtenus sont souvent discordants, concluant soit à un effet exclusif de l'AoA (Barry, Hirsh, Johnston, & Williams, 2001 ; Bonin *et al.*, 2002 ; Brown & Watson, 1987 ; Catling & Johnston, 2005 ; Chalard *et al.*, 2003 ; Izura & Ellis, 2002 ; Morrison *et al.*, 1992 ; Morrison & Ellis, 1995, Pind & Tryggvadottir, 2002), soit à une contribution des deux facteurs (Alario, Ferrand, Laganaro, New, Frauenfelder, & Segui, 2004 ; Barry *et al.*, 1997 ; Dewhurst & Barry, 2006 ; Ellis & Morrison, 1998 ; Gerhand & Barry, 1998 ; Morrison & Ellis, 2000 ; Lambon Ralph & Ehsan, 2006 ; Smith, Cottrell, & Anderson, 2001 ; Snodgrass & Yuditsky, 1996 ; Weekes, Castles, & Davies, 2006).

## 1. Critiques de l'effet de fréquence lexicale

Cuetos, Alvarez, Gonzalez-Nostri, Méot et Bonin (2006) ont montré que l'effet de la fréquence lexicale (en espagnol et en français) était assez peu robuste. Ceci est confirmé, pour le français, par la recherche conduite par Hazard, De Cara et Chanquoy (2007) montrant, grâce à des régressions multiples, que la fréquence lexicale est un prédicteur fiable de l'AoA, estimé ou objectif, seulement lorsqu'elle est relevée dans le vocabulaire de l'enfant, qu'il s'agisse de la base NOVLEX (Lambert & Chesnet, 2001) ou de MANULEX (Lété, Sprenger-Charolles, & Colé, 2004). D'après ce travail, la contribution de la fréquence lexicale issue de corpus de l'adulte est plus faible et irrégulièrement significative, tant avec BRULEX (Content Mousty, & Radeau, 1990) qu'avec la base lexicale plus récente LEXIQUE (New, Pallier, Brysbaert, & Ferrand, 2004 ; New, Pallier, Ferrand, & Matos, 2001). Ceci est totalement en accord avec la critique formulée par Zevin et Seidenberg (2002) aux études anglo-saxonnes sur l'accès lexical qui utilisent la fréquence de la base de Kucera et Francis (1967), dont la petite taille entraîne mathématiquement une sous-estimation de la fréquence des mots rares. Zevin et Seidenberg préconisent, pour ces études, l'utilisation du *Word Frequency Guide* (WFG de Zeno, 1995), de plus grande taille et qui tient compte de la fréquence des mots dans le vocabulaire de l'enfant.

Ainsi, l'impact de la fréquence lexicale peut être différent en fonction du corpus d'origine, celui-ci pouvant varier dans sa nature, son étendue, son mode d'actualisation. Ceci relativise alors la définition généralement admise de mesure « objective » du nombre de rencontres avec les mots dans une langue donnée (Morrison *et al.*, 2002). En particulier, sa valeur est différente selon qu'elle reflète le vocabulaire de l'adulte au lexique complet, stable, ou bien celui de l'enfant, plus dynamique mais aussi plus réduit (Lété, 2004). Actuellement, la nécessité de prendre en compte les caractéristiques de la base lexicale de référence dans les études de psycholinguistique s'impose peu à peu (Bonin *et al.*, 2004 ; Hazard *et al.*, 2007 ; Juhasz, 2005 ; Zevin & Seidenberg, 2002).

## 2. Critiques de l'effet d'âge d'acquisition (AoA)

D'autres travaux remettent en cause l'effet de l'âge d'acquisition sur l'accès lexical tant sur le plan méthodologique que théorique. Sur le plan méthodologique, la plupart des études utilisent une estimation de l'AoA par l'adulte, simplement mesurée par cotation (par exemple avec un intervalle de 3 ans entre échelons, de 1 (< 3 ans) à 5 (12 ans et plus) ; cf.

Alario & Ferrand, 1999) à partir du mot écrit. Or, il est généralement admis que l'AoA objectif recueilli directement chez l'enfant est un meilleur déterminant des latences de dénomination (Carroll & White, 1973b ; Chalard *et al.*, 2003 ; Ellis & Morrison, 1998 ; Morrison & Ellis, 2000 ; Morrison *et al.*, 2002 ; Morrison, Chappell, & Ellis, 1997 ; Pind & Tryggvadottir, 2002). Selon la méthode de Morrison *et al.* (1997), l'AoA objectif correspond à la valeur centrale de la tranche d'âge pour laquelle au moins 75 % des enfants dénomment correctement une image illustrant le mot.

Hazard *et al.* (2007) ont recueilli ces normes d'AoA objectif (AoA75) selon la méthode de Morrison *et al.* (1997), chez des enfants âgés de 2:6 à 10:11 ans pour le jeu d'images proposé et normé en français par Bonin, Peereman, Malardier, Méot et Chalard (2003a). La comparaison de ces normes d'AoA objectif à celles recueillies par Chalard *et al.* (2003) pour les images de Snodgrass et Vanderwart (1980) normées en français (Alario & Ferrand, 1999) montre que les deux jeux d'images (images-Bonin et images-Snodgrass) ont les mêmes déterminants pour l'AoA objectif : variabilité d'imagerie [IVAR estime (cotation 1-5) la multiplicité des images évoquées par le mot], familiarité conceptuelle [Fam estime (cotation 1-5) le degré de contact avec le concept] et fréquence lexicale de l'enfant (NOVLEX ou MANULEX). Cependant, Barbarotto, Laiacona et Capitani (2005) ont souligné que le niveau de corrélation entre les deux mesures d'AoA ( $r = .75$ ) retenu par Morrison *et al.* (1997) était insuffisant pour véritablement parler de « validation » de l'AoA estimé par l'AoA objectif. En outre, l'AoA estimé est souvent plus fortement corrélé à la familiarité conceptuelle qu'à l'AoA objectif, suggérant un biais de l'estimation de l'AoA par ce facteur (Pérez & Navalon, 2005). D'autres critiques portent sur la diversité des méthodes d'obtention de l'AoA objectif (Barbarotto *et al.*, 2005) ou sur sa méthode de recueil par dénomination d'images. Ainsi, pour Cannard, Blaye, Scheuner et Bonthoux (2005) ainsi que pour Cannard, Bonthoux, Blaye, Scheuner, Schreiber et Trinquart (2006), la détermination de l'AoA objectif par la méthode de Morrison *et al.* (1997) est biaisée pour les images dont l'accord sur le nom modal (NA : cf. annexe 1) est insuffisant chez l'adulte ( $\leq 75\%$ ). Sur le plan théorique, la notion même d'âge d'acquisition est remise en cause par Barbarotto *et al.* (2005), un mot étant « acquis » bien avant sa production, or les mesures d'AoA par dénomination d'images reposent sur la production du mot.

### 3. Fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle

Les principales interrogations ont porté ces dernières années sur la véritable nature de l'AoA (Bonin, 2005 ; Juhasz, 2005), ainsi que sur le rôle et le poids des deux facteurs, AoA et fréquence, dans l'accès au lexique. En effet, grâce aux progrès théoriques et méthodologiques, en particulier de la modélisation connexionniste qui permet de contrôler ces deux paramètres et échapper ainsi à la critique de leur forte corrélation (Caza & Moscovitch, 2005 ; Ellis & Lambon Ralph, 2000), le débat sur l'influence de la fréquence et/ou de l'AoA dans les études psycholinguistiques a été récemment relancé. Zevin et Seidenberg (2002) ont notamment remis en cause l'approche théorique et méthodologique des études portant sur ces effets.

Sur le plan théorique, ces auteurs rappellent que l'AoA est une variable composite qui ne peut être utilisée, sans biais, pour caractériser une performance lexicale puisque les mêmes facteurs psycholinguistiques déterminants de l'AoA peuvent influencer sur la performance mesurée. Pour Zevin et Seidenberg (2004), ce biais est doublement vrai pour l'AoA objectif, mesure elle-même comportementale puisque basée sur la dénomination d'images. Pour Bonin (Bonin, 2005 ; Bonin *et al.*, 2004, p. 468), ceci conduit à une « impasse théorique » liée à la circularité du phénomène : les mots d'AoA précoce sont-ils traités plus facilement parce qu'ils ont été acquis tôt ou sont-ils acquis tôt parce que plus faciles à traiter ?

Sur le plan méthodologique, Zevin et Seidenberg (2002), s'appuyant sur le modèle connexionniste d'acquisition de la lecture de Harm et Seidenberg (1999), montrent qu'un autre biais d'interprétation serait lié à la nature de la tâche. Ils ont ainsi mis en évidence un effet de l'ordre des acquisitions sur la simulation de l'apprentissage des mots sans lien phonologique et/ou orthographique. Les premiers mots acquis ne facilitent pas l'acquisition des suivants, bien au contraire, ils la gênent, d'où un « effet AoA résiduel » des premiers mots appris par le système. À l'inverse, ils ne mesurent pas d'effet d'ordre lorsque les mots sont consistants, c'est-à-dire lorsque ce qui est acquis pour un item peut être transféré aux suivants. Par exemple, l'apprentissage de *lune* facilite l'apprentissage de *dune*, voisin phonologique et orthographique, mais non lié sémantiquement. L'AoA ne jouerait donc que dans les études impliquant un lien arbitraire entre représentations en entrée et en sortie, comme la dénomination d'images où il n'existe pas de lien entre l'objet (*input*) et la phonologie ou l'orthographe du mot (*output*). À l'inverse, l'effet AoA disparaîtrait dans les tâches impliquant un lien régulier plus systématique entre représentations, comme les épreuves de décision lexicale, de lecture ou d'orthographe, « qui nécessitent la mobilisation de liens entre codes

phonologiques et orthographiques, qui sont, dans des systèmes orthographiques comme le français ou l'anglais, non transparents mais pas arbitraires » (Bonin, 2005, p. 11).

Zevin et Seidenberg (2002) ont ainsi relancé les travaux cherchant à comprendre comment les premières acquisitions influent sur l'acquisition des suivantes (Anderson & Cottrell, 2001 ; Bonin, 2005 ; Bonin *et al.*, 2004 ; Caza & Moscovitch, 2005 ; Ellis & Lambon Ralph, 2000 ; Juhasz, 2005 ; Lambon Ralph & Ehsan, 2006 ; Monaghan & Ellis, 2002 ; Morrison & Ellis, 2000 ; Morrison *et al.*, 2002). Lewis (Lewis, 1999a, b ; Lewis, Gerhand, & Ellis, 2001), le premier, avait repris et modélisé mathématiquement l'idée ancienne (Carroll & White, 1973a ; Gilhooly & Gilhooly, 1980) selon laquelle le facteur influençant l'accès lexical ne serait pas la fréquence lexicale actuelle du mot, mais sa *fréquence cumulée*, c'est-à-dire l'exposition totale de l'individu au mot depuis son acquisition. Dans cette perspective, AoA et fréquence ne seraient que les deux faces intrinsèquement liées de la fréquence cumulée, qui serait le déterminant réel de la facilité de l'accès lexical. *L'effet AoA* ne serait alors que l'expression de l'effet d'accumulation des rencontres avec le stimulus (Lewis, 1999b). C'est donc l'ordre des acquisitions qui doit être pris en compte (Lewis, Chadwick, & Ellis, 2002 ; Murray & Forster, 2004), idée proche de la notion ancienne de « temps de résidence » (Gilhooly, 1984 ; Gilhooly & Watson, 1981). Cependant, il subsiste un effet de l'AoA qui n'est pas expliqué par la fréquence cumulée (Lewis *et al.*, 2002).

Zevin et Seidenberg (2002, 2004) ont développé méthodologiquement une mesure de la *fréquence cumulée* qui combine la fréquence lexicale du mot et le temps de contact avec le mot depuis son acquisition. La fréquence de l'adulte doit donc être ajustée avec une fréquence développementale (Bonin, 2005 ; Ghyselinck, Lewis, & Brysbaert., 2004b ; Juhasz, 2005 ; Zevin & Seidenberg, 2002). Ils y ont adjoint la notion de *trajectoire fréquentielle* qui dénote la distribution de la fréquence des occurrences tout au long de la vie, depuis la première acquisition du mot, jusqu'au moment de la mesure (Bonin, 2005 ; Caza & Moscovitch, 2005 ; Zevin & Seidenberg, 2002). En effet, certains mots sont rares chez l'adulte mais fréquents dans l'enfance et ont alors un AoA précoce (e.g., *fée, ours*), conduisant à une trajectoire fréquentielle descendante. À l'inverse, d'autres mots, rares chez l'enfant, et donc acquis tardivement, sont fréquents chez l'adulte, notamment tout ce qui relève du vocabulaire professionnel (Murray & Forster, 2004 ; Stadthagen-Gonzalez, Bowers, & Damian, 2004). Ces mots ont alors une trajectoire fréquentielle ascendante. D'autres mots plus usuels (e.g., *table, tasse*) ont une trajectoire fréquentielle stable.

Cette nouvelle approche marque ainsi un tournant dans l'abord des études de psycholinguistique, en particulier parce qu'elle implique un seul *locus* pour les deux effets AoA et fréquence (Lewis *et al.*, 2002). Ceci a conduit à la ré-analyse de plusieurs études comportementales, en caractérisant les mots en termes de trajectoire fréquentielle et/ou fréquence cumulée pour remplacer l'AoA et la fréquence lexicale comme prédicteurs de la facilité de l'accès lexical. Cette ré-analyse concerne des études en anglais (Lewis *et al.*, 2001 ; Zevin & Seidenberg, 2004), en allemand (Brybaert & Ghyselinck, 2006) et en français (Bonin *et al.*, 2004). Ainsi, pour le français, la fréquence cumulée est un prédicteur significatif dans toutes les tâches lexicales réexaminées (dénomination orale ou écrite d'images, lecture de mots isolés, orthographe sous dictée, décision lexicale). Lorsque la fréquence cumulée est contrôlée, la trajectoire fréquentielle a un effet fiable sur la latence de dénomination orale ou écrite d'images (ré-analyse de l'étude de Bonin *et al.*, 2002) et sur le temps de décision lexicale (ré-analyse de l'étude de Bonin *et al.*, 2001), mais pas sur la latence de production écrite sous dictée ou en lecture de mots isolés (ré-analyse de l'étude de Bonin & Méot, 2002). Cependant, il subsiste un effet propre de l'AoA, sauf dans l'épreuve d'orthographe. Par ailleurs, ces résultats ne sont pas totalement en accord avec la ré-analyse par Zevin et Seidenberg (2004) de deux études anglaises portant sur la lecture de mots isolés (Seidenberg & Waters, 1989 ; Spieler & Balota, 1997, cités par Zevin & Seidenberg, 2004) qui ne montre pas d'effet propre de l'AoA estimé. Néanmoins, dans des études récentes, où il est tenu compte de la trajectoire fréquentielle et/ou de la fréquence cumulée, il subsiste un effet propre de l'AoA en lecture à voix haute (Bonin *et al.*, 2004 ; Ghyselinck *et al.*, 2004b ; Juhasz & Rayner, 2003 ; Stadthagen-Gonzalez *et al.*, 2004) ou en décision lexicale (Bonin *et al.*, 2004 ; Stadthagen-Gonzalez *et al.*, 2004). Pour Bonin *et al.* (2004), ceci s'explique logiquement par le fait que l'AoA, variable de performance, est corrélé aux mêmes caractéristiques lexicales que la tâche mesurée. Ceci a cependant entraîné et/ou conforté des critiques du modèle de la fréquence cumulée portant sur les conditions techniques de mesures et/ou les hypothèses théoriques qui en découlent (Barry, Johnston, & Wood, 2006 ; Ghyselinck *et al.*, 2004b ; Juhasz, 2005 ; Morrison *et al.*, 2002). Toutefois, pour Caza et Moscovitch (2005) ou pour Bonin (2005, p. 11), cette approche apporte une « vue unificatrice dans la reconnaissance des mots où l'effet AoA dépendrait de la nature du traitement des mots dans la tâche ».

#### 4. Mesures de fréquence cumulée et de trajectoire fréquentielle

Selon l'hypothèse de la fréquence cumulée, ce n'est pas la fréquence lexicale actuelle de l'adulte et/ou fréquence dans l'enfance qui compte mais l'expérience du mot depuis son acquisition, difficile à déterminer exactement (Stadthagen-Gonzalez *et al.*, 2004). Cette expérience est liée à la fois à la fréquence du mot au moment de son acquisition et au temps écoulé depuis cette acquisition, qui peut s'exprimer par le produit entre recul de l'apprentissage (âge – AoA) et fréquence (Ghyselinck *et al.*, 2004b ; Lewis, 1999a). Plusieurs solutions ont été proposées pour opérationnaliser ce temps d'exposition dans les études comportementales. Par exemple, Stadthagen-Gonzalez *et al.* (2004) utilisent des ensembles de mots spécifiques de l'expertise professionnelle correspondant à des expériences très différentes pour les participants (e.g., mots *électron* et *cognition* chez des chimistes vs. des psychologues). Caza et Moscovitch (2005) utilisent, chez des personnes âgées, des ensembles de mots très contemporains qu'ils opposent à des mots de fréquence constante. Morrison *et al.* (2002) ont introduit un facteur AoA \* fréquence pour analyser, par régression multiple, une tâche de dénomination de mots ou d'images chez des participants jeunes (recul d'exposition faible) ou âgés (recul élevé).

Pour les études anglo-saxonnes, Zevin et Seidenberg (2002, 2004) proposent d'estimer empiriquement la fréquence cumulée par la somme des logarithmes des fréquences à différents âges de la base WFG (Zeno, 1995) et la trajectoire fréquentielle par la différence des logarithmes des fréquences de l'adulte et de l'enfant, conduisant à une mesure continue pouvant être utilisée en régression multiple. Bonin *et al.* (2004) justifient alors l'utilisation de ce calcul de la trajectoire fréquentielle (log fréquence-adulte – log fréquence-enfant) pour rendre compte des effets d'âge d'acquisition sur deux plans. A un niveau théorique, cette variable tient compte à la fois du vocabulaire de l'enfant et de l'adulte. Sur un plan empirique, la trajectoire fréquentielle explique une partie importante de l'AoA et est moins corrélée aux autres caractéristiques lexicales des items, signe pour Zevin et Seidenberg (2002, 2004) que cet indice est moins contaminé par d'autres facteurs lexicaux que l'AoA. Il s'agit en outre d'une mesure objective, et non comportementale comme l'AoA, puisque son calcul est basé sur la fréquence lexicale. Bonin *et al.* (2004) ont transposé ces modalités de calculs pour caractériser en français les mots correspondant aux images-Snodgrass. La *fréquence cumulée* (FC) est calculée comme la somme des scores  $z$  (Lewis *et al.*, 2002) associés aux logarithmes des deux mesures de fréquence du vocabulaire de l'adulte,

LEXIQUE (New *et al.*, 2001, 2004) et de l'enfant, base MANULEX (Lété *et al.*, 2004). La *trajectoire fréquentielle* (TF), qui est la « différence des fréquences entre deux périodes d'acquisition » (Bonin, 2005 p. 11), est calculée comme la différence de ces scores  $z$  (LEXIQUE – MANULEX). Les principales caractéristiques des deux bases lexicales sont rappelées dans l'annexe 2.

Bonin *et al.* (2004) ont montré, pour les images-Snodgrass normées en français (Alario & Ferrand, 1999 ; Bonin, Méot, Aubert, Malardier, Nieldenthal, & Capelle-Toczec, 2003b ; Chalard *et al.*, 2003), que fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle étaient, comme en anglais (Zevin & Seidenberg, 2004), les prédicteurs principaux de l'AoA, estimé ou objectif. Cependant, la question pouvait se poser de savoir s'il s'agissait d'une caractéristique des images-Snodgrass, normées en anglais ou en français, ou s'il s'agissait d'une propriété intrinsèque de l'AoA, indépendamment de la base d'images à l'origine de sa mesure. Cette caractérisation en termes de fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle n'étant, à notre connaissance, pas faite pour les mots correspondant aux images-Bonin normées en français (Bonin *et al.*, 2003a ; Bonin *et al.*, 2003b), l'objectif de ce travail était alors de s'assurer que fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle étaient bien des prédicteurs fiables de l'AoA des images-Bonin, comme elles le sont de l'AoA des images-Snodgrass (Bonin *et al.*, 2004). Ceci permettait alors de compléter la comparaison des normes françaises des deux jeux d'images (Hazard *et al.*, 2007). De plus, il était intéressant d'analyser si trajectoire fréquentielle et fréquence cumulée prédisaient les temps de latence de dénomination de ces images-Bonin (Bonin *et al.*, 2003a), comme Bonin *et al.* (2004) l'avaient démontré pour les images-Snodgrass.

## Méthode

La démarche d'analyse pour les images-Bonin est donc calquée sur celle que Bonin *et al.* (2004) ont suivie pour les images-Snodgrass : détermination des prédicteurs des mesures d'AoA (objectif, estimé) et des temps de latence de dénomination des images par régression multiple simultanée, intégrant parmi les prédicteurs potentiels la fréquence cumulée et la trajectoire fréquentielle.

### 1. Sélection des items

Suivant les recommandations de Morrison *et al.* (1997), et comme l'ont fait Bonin *et al.* (2004), n'ont été retenues que les images dont l'accord

sur le nom de l'image (NA) était d'au moins 75 %, soit 189 items-Bonin et 202 items-Snodgrass (Hazard *et al.*, 2007). Également conformément à Bonin *et al.* (2004), outre la fréquence cumulée (FC) et la trajectoire fréquentielle (TF), ont été introduits dans le modèle de régression multiple différents facteurs susceptibles d'influer sur l'âge d'acquisition des mots : la familiarité conceptuelle (Fam), la valeur d'imagerie ou imageabilité<sup>1</sup> (Image) qui réfère à la facilité avec laquelle un mot suggère des images mentales, la concrétude (Conc) qui exprime le degré d'expérience de l'objet (Bonin *et al.*, 2003a ; Bonin *et al.*, 2003b). Ont également été introduites dans le modèle de l'AoA des variables lexicales susceptibles d'influer sur la production du mot, comme sa longueur en phonèmes (Phon) et la fréquence des bigrammes (Bigram : Content & Radeau, 1988) fournie par la base lexicale BRULEX (Content *et al.*, 1990). Pour les variables liées à la dénomination d'image (AoA75 objectif, temps de latence de dénomination), ont également été testés l'accord sur le nom de l'image (NA %), l'accord sur l'apparence de l'image (IA) qui exprime le degré d'accord entre la représentation imagée suggérée par le mot et l'image, et la complexité visuelle (VC) qui estime la quantité de détails dans le dessin de l'objet, normes en français recueillies par Bonin *et al.* (2003a). Les temps de latence des images-Bonin<sup>2</sup> sont ceux mesurés par cette même équipe chez 20 adultes. Les caractéristiques des différentes normes sont résumées dans l'annexe 1.

## 2. Calcul de fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle (Bonin *et al.*, 2004)

Les items des deux bases d'images ont été caractérisés en termes de fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle selon le modèle proposé par Bonin *et al.* (2004). Ce calcul est basé sur la combinaison des logarithmes des fréquences normalisées, pour tenir compte des différences de taille des deux bases, de l'adulte (LEXIQUE) et de l'enfant (MANULEX) :

– Fréquence cumulée :

$$FC = z (\log (x + 1)_{\text{LEXIQUE}}) + z (\log (x + 1)_{\text{MANULEX U G1-5}})$$

– Trajectoire fréquentielle :

$$TF = z (\log (x + 1)_{\text{LEXIQUE}}) - z (\log (x + 1)_{\text{MANULEX U G1-5}})$$

<sup>1</sup> Imageabilité (Bonin *et al.*, 2003b) utilisée en lieu et place de la variabilité d'imagerie (Bonin *et al.*, 2003a), principal prédicteur de l'AoA (Hazard *et al.*, 2007) par symétrie avec le travail de Bonin *et al.* (2004).

<sup>2</sup> Ces normes sont téléchargeables depuis le site de P. Bonin : <http://www.wpsy.univ-bpclermont.fr/~pbonin>.

## RÉSULTATS ET DISCUSSION

### 1. Comparaison des caractéristiques psycholinguistiques des deux bases d'images

Hazard *et al.* (2007, tableau II) ont montré que les deux jeux d'images différaient légèrement, mais significativement, sur la plupart des caractéristiques lexicales des items. En particulier, l'âge d'acquisition objectif moyen des images-Bonin était plus tardif (93.9 mois) que celui des images-Snodgrass (57.1 mois). Le tableau I rapporte, pour mémoire, cette différence et complète la comparaison, par des tests *t* de Student, des caractéristiques lexicales des deux jeux d'images, images-Snodgrass (Alario & Ferrand, 1999 ; Bonin *et al.*, 2003b, Chalard *et al.*, 2003) et images-Bonin (Bonin *et al.*, 2003a, Bonin *et al.*, 2003b ; Hazard *et al.*, 2007).

La comparaison des deux bases d'images confirme que, sauf pour la longueur des mots, la fréquence des bigrammes, la familiarité et la complexité visuelle, les caractéristiques psycholinguistiques des deux jeux d'items sont significativement différentes, même si les différences sont souvent d'amplitude modeste. En particulier, les items-Bonin correspondent à des mots, en moyenne, plus rares que les items-Snodgrass. Ils sont significativement moins concrets, évoquent moins facilement des images mentales et sont de valence émotionnelle plus faible ; autant d'indicateurs qui sont cohérents avec une acquisition plus tardive des mots. Les images sont également moins bien reliées au nom modal (NA). Par définition, fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle moyennes sont identiques pour les deux jeux d'images (0).

### 2. Comparaison des corrélations entre toutes les variables psycholinguistiques

Le tableau II ci-après résume les corrélations entre tous les facteurs des régressions multiples. Ce tableau confirme un grand nombre de similitudes entre les deux bases d'images (*cf.* Hazard *et al.*, 2007).

Quelle que soit la base d'images, trajectoire fréquentielle et fréquence cumulée sont fortement corrélées à l'AoA, mais sont également corrélées à d'autres normes lexicales. Pour la trajectoire fréquentielle, la plus forte corrélation est observée avec les deux fréquences lexicales, LEXIQUE et MANULEX. Surtout pour les items-Bonin, elle est clairement moins corrélée aux autres facteurs lexicaux que l'AoA (estimé, objectif), que l'on considère le nombre ou l'amplitude des corrélations significatives. La fré-

**Tableau I. Comparaison des caractéristiques des deux bases d'images (items de NA  $\geq$  75 %)**

**Table I. Comparison between the two sets of pictures (NA  $\geq$  75% items)**

Paramètre	Unité	Images-Bonin (Bonin <i>et al.</i> , 2003a ; Bonin <i>et al.</i> , 2003b ; Hazard <i>et al.</i> , 2007)		Images-Snodgrass (Alario & Ferrand, 1999 ; Bonin <i>et al.</i> , 2003b ; Chalard <i>et al.</i> , 2003)		Comparaison Test <i>t</i> Student	
		189		202		<i>t</i>	<i>p</i>
Items	Nombre	<i>m</i>	<i>s</i>	<i>m</i>	<i>s</i>		
TF	<i>z</i>	0.00 (180)	0.78	0.00 (202)	0.75	0	
FC	<i>z</i>	0.00 (180)	1.84	0.00 (202)	1.86	0	
LEXIQUE	x/million	16.77 (184)	25.69	34.32 (202)	65.84	3.39	< .001
MANULEX	x/million	32.96 (183)	47.13	87.35 (202)	133.05	5.24	< .001
Phonèmes	Nombre	4.68	1.88	4.49	1.49	1.12	ns
Bigrammes	Log	2.65 (183)	0.40	2.66 (200)	0.40	0.10	ns
NA %	%	92.04	8.05	95.11	6.80	4.09	< .001
AoAest	Cot 1-5	2.61	0.71	2.13	0.59	7.31	< .001
AoA75 objectif	Mois	93.94 (182)	32.02	57.07 (180)	21.64	12.82	< .001
IA	Cot 1-5	3.97	0.69	3.54	0.73	6.04	< .001
Fam	Cot 1-5	3.19	0.92	3.15	1.19	0.41	ns
VC	Cot 1-5	2.79	0.83	2.95	0.96	1.81	.070
Conc	Cot 1-5	4.48	0.49	4.71	0.41	4.97	< .001
Image	Cot 1-5	4.26	0.41	4.54	0.45	6.32	< .001
VE	Cot 1-5	3.09	0.76	3.24	0.70	1.99	.048
Fréq. subj.	Cot 1-5	3.02	0.76	3.36	0.92	3.90	< .001

**Légende :** TF : trajectoire fréquentielle ( $Z_{\text{LEXIQUE}} - Z_{\text{MANULEX}}$ ) ; FC : fréquence cumulée ( $Z_{\text{LEXIQUE}} + Z_{\text{MANULEX}}$ ) ; Fréquences : LEXIQUE (New *et al.*, 2001, 2004), MANULEX U G1-5 (Lété *et al.*, 2004) en occurrences par million ; Phonèmes : longueur du mot en phonèmes ; Bigrammes : fréquence des bigrammes (Content & Radeau, 1988) ; NA % : accord sur le nom de l'image (pourcentage de participants donnant le nom modal) ; AoAest : âge d'acquisition estimé chez l'adulte par cotation (1-5) ; AoA75 : âge d'acquisition objectif par la méthode des 75 % ; IA : accord sur l'apparence de l'image (1-5) ; Fam : familiarité conceptuelle (1-5) ; VC : complexité visuelle (1-5) ; Conc : concrétude (1-5) ; Image : valeur d'imagerie ou imageabilité (1-5) ; VE : valence émotionnelle (1-5) ; Fréq. Subj. : fréquence subjective (1-5). (N) : Les valeurs entre parenthèses indiquent, quand nécessaire, le nombre réel de mesures

quence cumulée est, de par son calcul, très fortement corrélée aux deux fréquences lexicales. Elle est alors corrélée à la familiarité conceptuelle (Fam) et à la fréquence subjective (F. Subj)<sup>3</sup> facteurs fortement corrélés entre eux et à la fréquence lexicale. Comme attendu TF et FC ne sont pas corrélées entre elles, confirmant l'intérêt de leur utilisation en lieu et place de l'AoA et fréquence lexicale, qui sont, au contraire, « intrinsèquement corrélés » (Bonin *et al.*, 2004, p. 459 ; Zevin & Seidenberg, 2002).

L'amplitude des corrélations est souvent plus faible pour les items-Bonin que pour les items-Snodgrass. La différence est significative pour les corrélations entre la familiarité du concept (Fam) et l'AoA, la trajectoire fréquentielle et la fréquence cumulée, alors même que la cotation moyenne de la familiarité est semblable pour les deux jeux d'images (tableau I).

<sup>3</sup> Comme Bonin *et al.* (2004, note p. 460), pour éviter les problèmes de colinéarité liés à la forte corrélation de ces facteurs, seule la familiarité conceptuelle (Fam) a ensuite été utilisée dans l'analyse par régression multiple.

Pour les temps de latence de dénomination des images-Bonin, la plus forte corrélation est observée avec le pourcentage d'accord sur le nom de l'image (NA %) et avec l'AoA objectif obtenu par la dénomination de ces images. Ces indices sont également significativement corrélés à la fréquence lexicale (LEXIQUE, MANULEX) et, par conséquent, à la fréquence cumulée. En revanche ils ne sont pas corrélés à la trajectoire fréquentielle.)

**Tableau II. Corrélations entre toutes les variables psycholinguistiques pour les items NA  $\geq$  75 % : Images-Snodgrass (A) et images-Bonin (B)**

**Table II. Correlation between all psycholinguistic norms for the NA  $\geq$  75% items: Snodgrass-pictures (A) and Bonin-pictures (B)**

		N	AA75	AoAe	TF	FC	NA%	IA	Fam	VC	Conc	Image	F.Subj	VE	Bigram	Phon	Lex	Man	TL
AoA75	A	180	1	.677*	.317*	-.450*	-.158*	-.030	-.273*	.019	-.061	-.363*	-.390*	-.304*	-.114	.049	-.277*	-.569*	
	B	182	1	.627*	.252*	-.438*	-.337*	-.011	-.096	.017	.118	-.326*	-.333*	-.278*	.040	.127	-.324*	-.514*	.479*
AoAest	A	202		1	.254*	-.672*	-.208*	.045	-.493*	.224*	-.044	-.376*	-.614*	-.368*	-.138*	.263*	-.528*	-.718*	
	B	189		1	.404*	-.507*	-.256*	.134	-.258*	.096	.060	-.396*	-.468*	-.320*	-.053	.356*	-.367*	-.637*	.375*
TF	A	202			1	.000	-.053	-.141*	.383*	-.301*	-.077	-.228*	.247*	-.116	.123	-.048	.373*	-.373*	
	B	189			1	.000	-.205*	-.034	-.037	-.143	-.136	-.286*	.059	-.261*	.054	-.017	.392*	-.392*	.082
FC	A	202				1	.097	-.202*	.413*	-.101	-.143*	.172*	.591*	.307*	.143*	-.332*	.928*	.928*	
	B	189				1	.144	-.241*	.194*	-.009	-.195*	.090	.507*	.280*	.050	-.360*	.920*	.920*	-.331*
NA%	A	202					1	.157*	-.003	-.033	.029	.110	.024	-.024	.064	.034	.071	.110	
	B	189					1	.038	.097	-.085	-.065	.092	.075	.120	.141	-.053	.079	.213*	-.499*
IA	A	202						1	-.131	.050	.201*	.260*	-.210*	-.065	-.042	.123	-.240*	-.134	
	B	189						1	.038	-.077	.319*	.230*	-.151*	-.112	.061	.168*	-.229*	-.223*	-.134
Fam	A	202							1	-.508*	.046	.185*	.867*	.232*	.162*	-.078	.526*	.240*	
	B	189							1	-.146	.276*	.267*	.704*	.188*	-.164*	.060	.180*	.188*	-.177*
VC	A	202								1	.026	-.019	-.424*	-.139*	-.172*	.060	-.206*	.019	
	B	189								1	-.218*	.100	-.080	.109	-.144	.200*	-.099	-.024	.173*
Conc	A	197									1	.739*	.181*	.217*	.043	.058	-.161*	-.104	
	B	177									1	.296*	.088	-.189*	.142	.084	-.213*	-.135	.033
Image	A	202										1	.387*	.465*	-.015	.048	.075	.245*	
	B	184										1	.301*	.249*	-.062	.129	.002	.179*	-.308*
F subj	A	189											1	.340*	.126	-.116	.641*	.457*	
	B	163											1	.230*	.032	-.037	.513*	.448*	-.218*
VE	A	202												1	.035	-.064	.242*	.328*	
	B	183												1	-.106	.006	.147*	.350*	-.158*
Bigram	A	202													1	-.040	.179*	.086	
	B	189													1	-.106	.077	.025	-.091
Phon	A	202														1	-.326*	-.290*	
	B	189														1	-.373*	-.343*	.135
Lexique	A	202															1	.722*	
	B	189															1	.693*	-.309*
Manulex	A	202																1	
	B	189																1	-.339*

\* :  $p < .05$  pour  $r \geq .159$  ( $n = 150$ ),  $r \geq .138$  ( $n = 200$ );  $p < .01$  pour  $r \geq .208$  ( $n = 150$ ),  $r \geq .181$  ( $n = 200$ )

**Légende :** AoA75 : âge d'acquisition objectif par la méthode des 75 % ; AoAest : âge d'acquisition estimé chez l'adulte par cotation (1-5) ; TF : trajectoire fréquentielle ( $Z_{\text{LEXIQUE}} - Z_{\text{MANULEX}}$ ) ; FC : fréquence cumulée ( $Z_{\text{LEXIQUE}} + Z_{\text{MANULEX}}$ ) ; NA % : accord sur le nom de l'image (pourcentage de participants donnant le nom modal) ; IA : accord sur l'apparence de l'image (1-5) ; Fam : familiarité conceptuelle (1-5) ; VC : complexité visuelle (1-5) ; Conc : concrétude (1-5) ; Image : valeur d'imagerie (1-5) ; F Subj : fréquence subjective (1-5) ; VE : valence émotionnelle (1-5) ; Bigram : fréquence des bigrammes (Content & Radeau, 1988) ; Phon : longueur du mot en phonèmes ; Lex :  $\log(x+1)$  fréquence LEXIQUE (New *et al.*, 2001, 2004) ; Man :  $\log(x+1)$  fréquence MANULEX U G1-5 (Lété *et al.*, 2004) ; TL : temps de latence de dénomination (msec).

### 3. Comparaison des prédicteurs de l'AoA par régression multiple

Confirmant, pour le français, le travail de Zevin et Seidenberg (2002), Bonin *et al.* (2004, tableau 1, p. 460) ont montré que fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle étaient les principaux prédicteurs de l'âge d'acquisition des items-Snodgrass. Il est alors important de vérifier si les prédicteurs des deux expressions de l'AoA, AoA estimé et AoA objectif, sont également les mêmes pour le jeu d'images-Bonin, en particulier fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle.

Pour la détermination des prédicteurs de l'AoA par régression multiple, n'ont été retenus dans le modèle que les facteurs de bêta ( $\beta$ ) significatifs. La contribution en pourcentages de chaque prédicteur à la variance globale du modèle repose sur les corrélations semi-partielles ( $r^2$ ). Trois analyses de régression, rapportées dans le tableau III ci-après, ont été effectuées pour chaque jeu d'images. La variable dépendante est soit l'AoA objectif (1), soit l'AoA estimé (2) et, dans ce dernier cas, un troisième modèle introduit l'AoA objectif comme prédicteur potentiel de l'AoA estimé par l'adulte (Chalard *et al.*, 2003 ; Hazard *et al.*, 2007) :

- (1) AoA objectif (VI = FC, TF, fam, image, conc, phon, bigram, Na %, IA, VC)
- (2) AoA estimé (VI = FC, TF, fam, image, conc, phon, bigram)
- (3) AoA estimé (VI = FC, TF, fam, image, conc, phon, bigram, AoA75 objectif).

De façon à vérifier que l'AoA objectif, variable de performance, est bien lié aux temps de latence de dénomination, autre variable de performance, les temps de latence de dénomination ont été ajoutés comme prédicteurs potentiels de l'AoA dans une autre série de régressions ne portant que sur les images-Bonin.

Pour l'AoA objectif (1), trajectoire fréquentielle, fréquence cumulée et valeur d'imagerie sont des prédicteurs communs aux deux bases d'images. La familiarité conceptuelle et la concrétude ne sont des prédicteurs significatifs que pour les images-Snodgrass<sup>4</sup>. Il est à noter que, à l'exception du pourcentage d'accord sur le nom de l'image, les autres caractéristiques des images (IA, VC) semblent peu contribuer au modèle de l'AoA75 objectif mesuré par dénomination d'images.

Pour l'AoA estimé (2), au contraire, les mêmes facteurs sont des prédicteurs significatifs pour les deux jeux d'images. En particulier, les

<sup>4</sup> Les légers écarts entre l'analyse rapportée par Bonin *et al.* (2004, tableau 1 p. 460) et celle-ci sont vraisemblablement liés au nombre d'items pris en compte dans les deux analyses.

**Tableau III.** Prédicteurs significatifs de l'AoA établis par régression multiple (VI = FC, TF, NA%, IA, Fam, VC, Conc, Image, Phon, Bigram)

**Table III.** Significant predictors of AoA using multiple regression analysis

**A : Images-Snodgrass normées en français (202 images)**

	(1) AoA75 objectif				(2) AoA estimé				(3) AoA estimé (AoAobj)			
	$R^2 = .470, F(10,168) = 16.80$				$R^2 = .679, F(7,192) = 61.22$				$R^2 = .748, F(8,170) = 66.97$			
	$p < .001$				$p < .001$				$p < .001$			
	Bêta	SE	t	p	Bêta	SE	t	p	Bêta	SE	t	p
FC	-.325	.071	-4.549	<.001	-.397	.052	-7.619	<.001	-.301	.050	-5.957	<.001
TF	.432	.065	6.594	<.001	.390	.047	8.227	<.001	.327	.050	6.567	<.001
Phon.					.124	.043	2.855	.005	.146	.040	3.615	<.001
NA%	-.010	.056	-1.786	.076								
Fam.	-.268	.076	-3.524	.001	-.416	.050	-8.291	<.001	-.467	.049	-9.497	<.001
Image.	-.400	.103	-3.883	<.001	-.245	.071	-3.445	.001				
Conc.	.278	.097	2.867	.005	.127	.038	1.878	.061				
AoA75 obj	-				-				.287	.053	5.447	<.001

**B : Images-Bonin normées en français (189 images)**

	(1) AoA75 objectif				(2) AoA estimé				(3) AoA estimé (AoAobj)			
	$R^2 = .357, F(10,163) = 10.60$				$R^2 = .503, F(7,171) = 26.76$				$R^2 = .578, F(8,165) = 30.66$			
	$p < .001$				$p < .001$				$p < .001$			
	Bêta	SE	t	p	Bêta	SE	t	p	Bêta	SE	t	p
FC	-.439	.073	-6.013	<.001	-.343	.061	-5.576	<.001	-.199	.063	-3.151	.002
TF	.162	.066	2.461	.015	.335	.055	6.046	<.001	.265	.053	5.015	<.001
Phon.					.216	.059	3.662	<.001	.244	.055	4.411	<.001
NA%	-.220	.064	-3.439	.001								
Fam.					-.112	.059	-1.896	.059	-.141	.055	-2.547	.012
Image.	-.261	.073	-3.570	<.001	-.318	.061	-5.173	<.001	-.208	.059	-3.502	.001
Conc.					.121	.061	1.980	.049				
AoA75 obj	-				-				.342	.060	5.683	<.001

**Légende :** AoA75 obj : AoA objectif mesuré chez l'enfant (mois) ; AoAe : AoA estimé chez l'adulte (1-5) ; FC : fréquence cumulée ( $Z_{\text{LEXIQUE}} + Z_{\text{MANULEX}}$ ) ; TF : trajectoire fréquentielle ( $Z_{\text{LEXIQUE}} - Z_{\text{MANULEX}}$ ) ; Phon : longueur du mot en phonèmes ; NA % : pourcentage d'accord sur le nom de l'image ; Fam : familiarité conceptuelle (1-5) ; Image : valeur d'imagerie (1-5) ; Conc : concrétude (1-5) ; IA : accord sur l'apparence de l'image(1-5).

contributions de la fréquence cumulée et de la trajectoire fréquentielle, exprimées par les corrélations semi-partielles, sont comparables dans les deux bases, soit environ 10 % de la variance totale :

- FC : items-Snodgrass :  $r = -.306$  (9.31 %), items-Bonin :  $r = -.295$  (8.68 %)
- TF : items-Snodgrass :  $r = .330$  (10.91 %), items-Bonin :  $r = .319$  (10.20 %).

Cependant, comme pour l'AoA objectif, l'influence de la familiarité conceptuelle est plus faible pour les items Bonin. Globalement, la variance

expliquée par le modèle est plus élevée pour l'AoA estimé que pour l'AoA75 objectif, indice que l'AoA estimé est plus influencé par les différents propriétés lexicales des items que l'AoA objectif (Bonin *et al.*, 2004 ; Chalard *et al.*, 2003).

La contribution de l'AoA75 objectif au modèle de l'AoA estimé (3), appréciée par les corrélations semi-partielles, apparaît plus important pour les items-Bonin ( $r = .281$ ; 7.87 %) que pour les items-Snodgrass ( $r = .205$ ; 4.20 %), bien que la variance globale expliquée par les facteurs du modèle soit peu augmentée en présence de l'AoA75 objectif. En effet, il semble, surtout pour les images-Bonin, que la contribution de l'AoA75 objectif se fasse au détriment de la fréquence cumulée et, de façon moindre, de la trajectoire fréquentielle. La corrélation partielle entre les deux mesures d'AoA des items-Bonin vaut .405 (16.37 %) et est comparable à celle de .385 (14.86 %) pour les items-Snodgrass. Ceci est l'indice d'une dimension commune aux deux mesures, indépendamment des autres facteurs lexicaux du modèle, notamment de la fréquence cumulée et de la trajectoire fréquentielle. Par ailleurs le pourcentage de variance expliquée par les variables du modèle est plus faible pour les images-Bonin, que l'on considère l'AoA estimé ( $R^2 = .503$  vs.  $.679$ ) ou l'AoA75 objectif ( $R^2 = .357$  vs.  $.547$ ). Ceci laisse supposer, en particulier pour l'AoA objectif, que d'autres facteurs, non identifiés ici, contribuent au modèle.

Lorsque le temps de latence de dénomination est introduit dans le modèle de régression de l'AoA, il devient alors, après la fréquence cumulée ( $r = -.309$ ; 9.53 %), le deuxième prédicteur, significatif de l'AoA objectif, contribuant pour 3.25 % ( $r = .180$ ) à la variance globale ( $R^2 = .388$ ). Dans les mêmes conditions de mesures, sa contribution au modèle de l'AoA estimé est non significative. Les autres prédicteurs sont sinon les mêmes. Ceci est conforme aux conclusions de Bonin *et al.* (2004) pour les images-Snodgrass et conforte l'idée selon laquelle les mêmes facteurs impliqués dans la dénomination d'images par les adultes affectent également l'ordre d'acquisition des mots chez l'enfant.

En résumé, pour les deux jeux d'images, fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle contribuent fortement au modèle de l'AoA<sup>5</sup>, quelle que soit sa mesure (estimée par l'adulte ou recueillie chez l'enfant). Toutefois, d'autres facteurs influent également sur l'âge d'acquisition des mots, tous n'étant pas

<sup>5</sup> À titre indicatif, cette analyse a été refaite selon la méthode préconisée par Zevin et Seidenberg (2004), c'est-à-dire en utilisant les fréquences lexicales sans transformation  $z$ , ce qui rend alors ces indices indépendants du contexte de l'étude.

– Fréquence cumulée :  $FC = \log(x+1)_{\text{LEXIQUE}} + \log(x+1)_{\text{MANULEX U G1-5}}$

– Trajectoire fréquentielle :  $TF = \log(x+1)_{\text{LEXIQUE}} - \log(x+1)_{\text{MANULEX U G1-5}}$

Les corrélations entre les deux expressions, en fonction de  $z$  et en fonction de  $\log(x+1)$ , sont bien proches de 1 comme le soulignent Bonin *et al.* (2004), tant pour la trajectoire fréquentielle (images-Snodgrass :  $r = .997$  ; images-Bonin :  $r = .972$ ) que pour la fréquence cumulée (images-Snodgrass :  $r = 1.000$  ; images-Bonin :  $r = .999$ ). Quelle que soit la base d'images, cette analyse est totalement superposable à l'analyse basée sur les scores  $z$ , malgré le changement des coefficients (*bêta*, *b*, corrélations semi-partielles) de ces deux facteurs ; tous les autres paramètres et calculs ( $R^2$ ,  $F$ ) sont inchangés.

identifiés ici ; les mots les plus familiers, suggérant facilement une image mentale et, de façon moindre, les plus concrets, sont acquis en premier.

#### 4. Prédicteurs de la latence de dénomination d'images

Bonin *et al.* (2003a, tableau 7, p. 164) ont montré que les principaux prédicteurs du temps de latence de dénomination de leurs images par l'adulte étaient, dans l'ordre décroissant, l'accord sur le nom de l'image (NA), la fréquence lexicale (Lexique : New *et al.*, 2001), l'accord sur l'apparence de l'image (IA) et l'AoA estimé.

Une autre analyse a été menée ici en remplaçant la fréquence lexicale par la fréquence cumulée et en introduisant dans le modèle la trajectoire fréquentielle exprimant l'ordre d'acquisition des mots, dans trois situations, en présence de l'AoA75 objectif (1), de l'AoA estimé (2) ou sans AoA (3) dans le modèle. Les autres variables sont les mêmes qu'au paragraphe précédent. Le tableau IV montre un certain nombre de convergences, mais aussi des différences avec l'analyse rapportée par Bonin *et al.* (2004, tableau 6, p. 465) pour les images-Snodgrass.

Lorsqu'il est introduit dans le modèle (1), l'AoA objectif ressort comme prédicteur significatif du temps de latence de la dénomination des images, confirmant le lien entre les deux variables de performance. Cependant, pour les images-Bonin, le temps de latence est mieux prédit par l'accord sur le nom des images. De plus, la variance globale apparaît sensiblement plus faible pour les images-Bonin ( $R^2 = .357$ ) que pour les images-Snodgrass ( $R^2 = .57$ ), indiquant que d'autres facteurs, non identifiés ici, contribuent à la latence de dénomination de ces images.

Comme pour les images-Snodgrass, l'AoA estimé n'est pas un prédicteur de la latence de dénomination des images-Bonin (2). Les prédicteurs significatifs communs aux deux jeux d'images sont le pourcentage d'accord sur le nom de l'image et l'imageabilité. Contrairement aux images-Snodgrass, la trajectoire fréquentielle ne ressort pas comme prédicteur mais la fréquence cumulée contribue, significativement, pour 3.78 % ( $r = -.194$ ) à la variance totale ( $R^2 = .342$ ).

Lorsqu'aucune mesure de l'AoA ne figure dans le modèle (3), comme pour les images-Snodgrass, le prédicteur principal de la latence de dénomination est l'accord sur le nom de l'image ( $r = -.385$  : 14.85 %). La fréquence cumulée contribue pour 3.78 % ( $r = -.212$ ). La latence de dénomination des images-Bonin est également prédite significativement par l'imageabilité, l'accord sur l'apparence de l'image et la complexité visuelle. Contrairement aux images-Snodgrass, ni la trajectoire fréquentielle, ni la familiarité conceptuelle ne ressortent comme prédicteurs de la

**Tableau IV.** Prédicteurs significatifs du temps de latence (msec) des images-Bonin (189) (VI = FC, TF, NA %, IA, Fam, VC, Conc, Image, Phon, Bigram, AoA)

**Table IV.** Significant predictors of oral naming latencies using multiple regression analysis

	(1) AoA75 objectif				(2) AoA estimé				(3) Sans AoA			
	$R^2 = .357, F(11,162) = 9.73$				$R^2 = .342, F(11,167) = 9.41$				$R^2 = .346, F(10,168) = 10.41$			
	$p < .001$				$p < .001$				$p < .001$			
	Bêta	SE	t	p	Bêta	SE	t	p	Bêta	SE	t	p
AoA	.237	.078	3.029	.003								
FC	-.147	.081	-1.802	.070	-.250	.078	-3.197	.002	-.255	.073	-3.597	<.001
TF	-.093	.067	-1.379	.169								
NA%	-.323	.066	-4.871	<.001	-.405	.064	-6.321	<.001	-.406	.064	-6.357	<.001
IA	-.161	.068	-2.237	.019	-.162	.068	-2.387	.018	-.161	.067	-2.389	.018
VC					.132	.066	2.000	.047	.133	.065	2.041	.043
Image.	-.184	.076	-2.425	.016	-.225	.080	-2.823	.005	-.230	.073	-3.143	.002

**Légende :** AoA75 obj : AoA objectif mesuré chez l'enfant (mois) ; AoAe : AoA estimé chez l'adulte (1-5) ; FC : fréquence cumulée ( $Z_{\text{LEXIQUE}} + Z_{\text{MANULEX}}$ ) ; TF : trajectoire fréquentielle ( $Z_{\text{LEXIQUE}} - Z_{\text{MANULEX}}$ ) ; NA % : pourcentage d'accord sur le nom de l'image ; IA : accord sur l'apparence de l'image (1-5) VC : complexité visuelle (1-5) ; Image. : valeur d'imagerie (1-5).

latence de dénomination des images-Bonin, malgré une variance totale comparable (images-Bonin :  $R^2 = .346$  vs. images-Snodgrass :  $R^2 = .364$ ).

Cette analyse confirme la forte contribution de la fréquence cumulée en dénomination d'image. Cependant, pour la latence de dénomination des images-Bonin, l'influence de l'ordre d'acquisition (TF) mise en évidence pour les images-Snodgrass (Bonin *et al.*, 2004) n'est pas retrouvée ici. Ceci s'explique peut-être par le plus fort impact de l'accord sur le nom des images (NA) observé pour les images-Bonin dans les trois situations d'analyse avec et sans AoA dans le modèle. En effet, ce facteur (NA) explique à lui seul, de 9 % (AoA objectif) à 15 % (AoA estimé, sans AoA) de la variance du modèle. Ceci est cohérent avec l'analyse précédente (tableau III), montrant que le pourcentage d'accord sur le nom de l'image est un prédicteur significatif de l'AoA objectif des images-Bonin mais pas des images-Snodgrass.

## DISCUSSION GÉNÉRALE

### 1. Fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle

Le principal objectif de ce travail était de caractériser les images, et les mots correspondants, proposées par Bonin (Bonin *et al.*, 2003a) en termes

de trajectoire fréquentielle et fréquence cumulée (Zevin & Seidenberg, 2002, 2004), sur le modèle de Bonin *et al.* (2004) pour les images de Snodgrass et Vanderwart (1980). Ceci avait pour but de montrer que ces facteurs lexicaux sont bien les principaux prédicteurs de l'AoA, indépendamment du support imagé de sa mesure. Par ailleurs, ces mesures complètent la comparaison des deux jeux d'images normées en français (Hazard *et al.*, 2007) : images-Bonin (Bonin *et al.*, 2003a ; Bonin *et al.*, 2003b) et images-Snodgrass (Alario & Ferrand, 1999 ; Bonin *et al.*, 2003b ; Chalard *et al.*, 2003).

En effet, après la controverse des années 90 autour du rôle de la fréquence lexicale et de l'AoA comme déterminants des performances lexicales (Morrison *et al.*, 1992 ; Morrison *et al.*, 1995), le travail de Zevin et Seidenberg (2002, 2004) marque incontestablement un changement dans la compréhension du traitement des mots, que ce soit sous l'angle théorique (nature réelle des effets observés) ou empirique (opérationnalisation des nouvelles variables). Pour rendre compte des effets de la fréquence lexicale et de l'âge d'acquisition, ils proposent d'utiliser la *fréquence cumulée*, c'est-à-dire l'exposition au mot depuis son acquisition, et la *trajectoire fréquentielle*, c'est-à-dire la distribution des fréquences de l'exposition ; la trajectoire fréquentielle peut en effet être ascendante (mots fréquents uniquement à l'âge adulte), descendante (mots plus fréquents chez l'enfant que chez l'adulte) ou stable (mots usuels).

Les items des deux bases ont été caractérisés en termes de fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle en combinant les fréquences lexicales de l'adulte (LEXIQUE : New *et al.*, 2001, 2004) et de l'enfant (MANULEX<sup>6</sup> : Lété *et al.*, 2004) selon le modèle proposé par Bonin *et al.* (2004). Corrélations et régressions multiples montrent globalement un même fonctionnement pour les deux jeux d'images. Conformément à Bonin *et al.* (2004) et Zevin et Seidenberg (2002, 2004), les mots de forte fréquence cumulée et de trajectoire fréquentielle descendante sont acquis les premiers. Toutefois, d'autres propriétés lexicales des mots contribuent également à la facilité d'acquisition ; notamment, les mots les plus générateurs d'images mentales sont acquis précocement, indice d'une action au niveau du système sémantique (Alario *et al.*, 2004 ; Bonin *et al.*, 2003b ; Bonin *et al.*, 2004 ; Chalard & Bonin, 2006 ; Juhasz & Rayner, 2003). Cependant, fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle sont bien les déterminants majeurs de l'AoA, quelle qu'en soit la mesure. Leur absence de corrélation confirme que cette approche permet de sortir du biais de la forte corrélation entre l'AoA et la fréquence. De plus, l'utilisation de la

<sup>6</sup> Les calculs de FC et TF à partir de NOVLEX (Lambert & Chesnet, 2001) conduisent à une analyse identique.

fréquence cumulée à la place de la fréquence lexicale permet de répondre à l'une des principales critiques de Zevin et Seidenberg (2002) à propos de l'utilisation de normes de fréquences lexicales inadéquates dans les études de psycholinguistiques portant sur l'AoA, en particulier parce que ces études ne tiennent pas compte du vocabulaire de l'enfant. Pour Caza et Moscovitch (2005), l'utilisation de la trajectoire fréquentielle plutôt que l'AoA pour accéder aux effets liés à l'âge d'apprentissage permet de résoudre le problème de la circularité de l'utilisation d'une variable de performance (AoA) pour prédire une tâche de performance. Pour eux, trajectoire fréquentielle et fréquence cumulée sont donc des « construits » puissants pour étudier les effets de l'antériorité de l'apprentissage des mots. Enfin, cette caractérisation des items est simple et rapide à mettre en œuvre pour tout type de mots et conduit à une estimation continue de l'AoA. Cependant, cette approche ne fait pas l'unanimité, en particulier parce qu'il subsiste souvent un effet propre de l'AoA objectif non expliqué par la fréquence cumulée, notamment en dénomination d'images (Juhasz, 2005). Ceci n'a rien d'étonnant, puisque l'AoA objectif obtenu par dénomination d'images est par nature lié aux mêmes facteurs que ceux mis en œuvre dans la mesure des latences de dénomination. Cet effet de l'AoA disparaît d'ailleurs tant pour les images-Snodgrass (Bonin *et al.*, 2004, tableau 6) que pour les images-Bonin (tableau IV) lorsque c'est l'AoA estimé sur le mot qui est introduit dans le modèle.

## 2. Mode d'action et locus de l'AoA

Malgré ces critiques, le travail de Zevin et Seidenberg (2002) a relancé le débat sur le mode d'action et le locus de l'AoA. Plusieurs théories ou hypothèses ont été proposées pour expliquer le mode d'action de l'AoA (pour une revue, voir : Belke, Brysbaert, Meyer, & Ghyselinck, 2005 ; Bonin, 2003 ; Bonin *et al.*, 2004 ; Catling & Johnston, 2005 ; Johnston & Barry, 2006 ; Juhasz, 2005).

*L'hypothèse de la complétude phonologique* (Brown & Watson, 1987) repose sur la taille limitée du lexique phonologique. Les premiers mots acquis auraient une représentation phonologique « holistique », plus complète que les mots acquis plus tardivement qui auraient une « représentation fragmentée » devant être assemblée pour la production, notamment la fin du mot ou rime (Coltheart, Laxon, & Keating, 1988). Cet assemblage entraînerait un allongement du temps de réponse. Le locus de l'AoA serait alors situé au niveau du lexique phonologique en sortie. Dans ces conditions, seules les tâches avec une sortie orale, ou nécessitant cet accès phonologique en sortie, devraient présenter un effet

AoA (Barry *et al.*, 2001 ; Fiebach, Friederici, Müller, von Cramon, & Hernandez, 2003 ; Lewis, 1999a, Lewis *et al.*, 2001 ; Lewis *et al.*, 2002). Cette hypothèse a été invalidée par l'étude de la segmentation phonologique conduite par Monaghan et Ellis (2002), montrant que les mots acquis tardivement n'étaient pas segmentés plus rapidement que ceux acquis précocement. Elle est également contredite par la mesure d'effet AoA dans des études n'impliquant pas nécessairement le lexique phonologique en sortie : décision lexicale (Fiebach *et al.*, 2003), dénomination de visages (Lewis, 1999a, b ; Moore & Valentine, 1998) ou tâches de catégorisation (Lewis, 1999a, b ; Lewis *et al.*, 2002 ; Moore, Smith-Spark, & Valentine, 2004). Cependant, cette hypothèse a encore été récemment soutenue (Barry *et al.*, 2001). Elle trouve également un écho dans *l'hypothèse développementale de la restructuration du lexique* (Garlock *et al.*, 2001 ; Metsala & Walley, 1998 ; Walley, Metsala, & Garlock, 2003) qui postule une représentation entière, plus globale des premiers mots acquis. Pour les tenants de cette hypothèse, c'est l'augmentation de la densité de voisinage phonologique liée à l'accroissement du vocabulaire qui entraînerait une pression à distinguer plus finement les mots les uns des autres. C'est ce qui provoquerait une segmentation à un niveau intra-syllabique de plus en plus fin, à terme le niveau phonémique.

*L'hypothèse d'une meilleure organisation sémantique* (Van Loon Vervoon, 1989 cité par Bonin, 2003 ; Brysbaert, Van Wijnendaele, & De Deyne, 2000) pour les premiers mots acquis a d'abord été discréditée par Morrison *et al.* (1992) qui n'ont pas trouvé d'effet AoA significatif dans une tâche de catégorisation sémantique. Leurs conclusions sont aujourd'hui critiquées (Juhász, 2005), et cette hypothèse revient en force car elle est compatible avec les travaux connexionnistes récents. Ceux-ci montrent, notamment, que l'avantage pour les premiers mots acquis serait dû à une diminution progressive de la plasticité du système pour les acquisitions plus tardives (Belke *et al.*, 2005 ; Brysbaert & Ghyselinck, 2006 ; Ellis & Lambon Ralph, 2000 ; Smith *et al.*, 2001). Cette hypothèse est en accord avec la simulation par Steyvers et Tenenbaum (2005) d'un modèle de croissance du lexique sémantique où chaque nouveau mot/concept se rattache au réseau existant, les items les plus anciens développant alors plus de connexions et étant de ce fait plus saillants. Elle est également compatible avec les modèles localisationnistes postulant que les premiers mots acquis ont une position sémantique centrale qui leur assure une activation plus rapide (Ghyselinck, Custers, & Brysbaert, 2004a ; Stadthagen-Gonzalez *et al.* 2004). De plus, cette hypothèse est séduisante car elle est proche des théories développementales d'un apprentissage cumulatif où les nouveaux acquis s'appuient sur les précé-

dents, avec une période critique pour l'organisation du lexique au-delà de laquelle l'apprentissage serait moins facile du fait de la diminution de la plasticité des réseaux neuronaux (Johnston & Barry, 2005 ; Moore *et al.*, 2004 ; Weekes *et al.*, 2006). Cette hypothèse suggère donc que « l'ordre d'acquisition des mots est le principe organisateur le plus important du lexique » (Bonin, 2003, p. 128 ; Ferrand, Grainger, & New, 2003 ; Izura & Ellis, 2004 ; Moore *et al.*, 2004). Elle postule alors que les effets de l'AoA sont modulés par la nature du lien entre représentations (Lambon Ralph & Ehsan, 2006). Elle prévoit en particulier un effet AoA lorsque les acquisitions sur un item ne peuvent être transmises aux suivants (signification, items non consistants, items non congruents), c'est-à-dire lorsque la tâche implique un lien arbitraire entre processus (e.g., dénomination) ou lorsqu'elle est basée sur les aspects sémantiques de l'item (e.g., catégorisation).

Bien que l'hypothèse sémantique ait été rejetée par les études de Barry *et al.*, (2001) et d'Izura et Ellis (2002, 2004) montrant que, chez les bilingues, les effets AoA de la deuxième langue ne reflètent pas l'ordre d'acquisition du sens des mots dans la première langue, elle semble trouver de nouvelles confirmations. Ainsi, le travail de Johnston et Barry (2005) en catégorisation d'objets ou celui de Ghyselinck *et al.*, (2004a) en reconnaissance visuelle des mots (congruents *vs.* non congruents) montrent une meilleure organisation et disponibilité sémantique des premiers mots acquis. Pour Johnston et Barry (2005), ces résultats sont compatibles avec l'hypothèse de la fréquence cumulée de Zevin et Seidenberg. Cette hypothèse est également confirmée par des études d'imagerie fonctionnelle (IRMf) en lecture (Hernandez & Fiebach, 2006) et dans une tâche de décision lexicale portant sur des mots et des pseudo-mots légaux germaniques (Fiebach *et al.*, 2003). Ces études montrent une différence des aires cérébrales activées pour les mots acquis tôt ou tard, suggérant un traitement lexical différent : *precuneus* (impliqué dans la mémoire épisodique) et aires auditives pour les mots acquis précocement, et aires frontales inférieures de l'hémisphère gauche (associées à l'accès lexical) pour les mots d'AoA tardif. Les auteurs montrent également que l'AoA active des zones qui ne le sont pas par la fréquence, ce qui, pour eux, s'oppose aux théories supposant un mécanisme commun dans les études comportementales. En effet, pour Lewis (Lewis *et al.*, 2001 ; Lewis *et al.*, 2002), les deux grands types d'explications d'un effet AoA et/ou fréquence sont soit des effets séparés de l'AoA et de la fréquence suggérant des loci différents, soit deux expressions d'un même effet, suggérant alors un locus commun. Historiquement, l'explication de niveaux d'action séparés a été longtemps dominante (Barry *et al.*, 1997 ;

Coltheart *et al.*, 1988 ; Gerhand & Barry, 1999 ; Morrison *et al.*, 1992). Toutefois, au cours de ces dernières années, notamment avec les études connexionnistes (Ellis & Lambon Ralph, 2000) et l'hypothèse de la fréquence cumulée (Lewis, 1999a, b ; Zevin & Seidenberg, 2002), l'idée d'un locus unique a de nouveau été examinée.

Les résultats présentés ici suggèrent que la part d'explication de l'AoA estimé par l'AoA objectif se fait aux dépens de la fréquence cumulée (*cf.* tableau III ci-dessus) ou aux dépens de la fréquence lexicale, notamment lorsqu'elle reflète le vocabulaire de l'enfant (Hazard *et al.*, 2007, tableau V). Ces résultats semblent renforcer l'idée d'un locus commun aux deux normes. Il subsiste cependant un effet propre de l'AoA. Ceci est cohérent avec l'hypothèse de compétition lexicale-sémantique rapportée par Juhasz (2005) qui s'appuie sur les travaux de Belke *et al.* (2005) ou Brysbaert et Ghyselinck (2006). Selon cette hypothèse, une part de l'effet de l'AoA serait bien liée à la fréquence lexicale (*frequency-related AoA effect*). En effet, la corrélation entre les deux facteurs, observée dans certaines tâches comme la dénomination de mots, serait le signe que les deux facteurs découlent d'un même processus lexical. Une autre composante de l'effet de l'AoA serait, elle, dissociée de celui de la fréquence lexicale (*frequency-independent AoA effect*) et se manifesterait dans les tâches n'impliquant pas la fréquence, comme la catégorisation. Cette action propre de l'AoA, basée sur l'ordre d'acquisition des mots, se situerait à un niveau conceptuel ou au niveau du lemma, et expliquerait le rôle de l'AoA dans les tâches sémantiques ou en dénomination d'images. Les mots acquis en premier, plus robustes, seraient de meilleurs compétiteurs. Pour Bonin (2005), la trajectoire fréquentielle est alors un opérateur valide de cet ordre d'acquisition des mots. Le locus de l'AoA lié à la fréquence lexicale (fréquence cumulée), se situerait non pas au niveau de la forme phonologique (lexème), mais à l'interface entre aspect sémantique et production du mot (Bonin, 2005 ; Bonin *et al.*, 2004 ; Brysbaert & Ghyselinck, 2006 ; Catling & Johnson, 2005 ; Chalard & Bonin, 2006 ; Ellis & Lambon Ralph, 2000 ; Izura & Ellis, 2002 ; Stadthagen-Gonzalez *et al.* 2004).

## CONCLUSION

L'hypothèse de la compétition lexicale sémantique semble bien apporter une réponse au débat entre un locus unique ou des loci séparés pour expliquer les effets de l'AoA et de la fréquence lexicale, corrélés ou non selon la tâche. Ceci serait alors une réponse au souhait formulé par Bonin

en 2003 (p. 132) : « Clairement, un des défis pour les années à venir est de clarifier les conditions d'émergence de la fréquence objective et de l'AoA au sein de différentes tâches qui mettent en jeu un traitement lexical si l'on souhaite aboutir à une meilleure compréhension de ces effets ».

La similitude des modèles pour les deux jeux d'images normés en français, images-Bonin et images-Snodgrass, renforce les conclusions de Bonin *et al.* (2004). Ce travail confirme en effet que fréquence cumulée et trajectoire fréquentielle, principaux prédicteurs de l'AoA, sont des normes objectives non corrélées entre elles et moins corrélées que l'AoA aux autres caractéristiques lexicales des images proposées par Bonin *et al.* (2003a). Elles sont alors des candidats valides pour remplacer l'AoA et la fréquence lexicale pour laquelle il a été montré que le choix de la base est un point méthodologique capital (Hazard *et al.*, 2007 ; Zevin & Seidenberg, 2002).

Dans cette perspective, le nouveau jeu d'images proposé par Bonin *et al.* (2003a) dont les caractéristiques psycholinguistiques parfois différentes le rendent complémentaire des images de Snodgrass et Vanderwart (1980), mais auquel il manquait une caractérisation en termes de fréquence lexicale et trajectoire fréquentielle, devrait élargir le choix du matériel imagé normé, notamment pour les études en français. Il serait naturellement souhaitable que ces images soient également normées dans d'autres langues, en particulier en anglais.

## BIBLIOGRAPHIE

- Alario, F.-X., & Ferrand, L. (1999). A set of 400 pictures standardized for French: Norms for name agreement, image agreement, familiarity, visual complexity, image variability, and age of acquisition. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 31 (3), 531-552.
- Alario, F.-X., Ferrand, L., Laganaro, M., New, B., Frauenfelder, U. H., & Segui, J. (2004). Predictors in picture naming speed. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 36 (1), 140-155.
- Anderson, K. L., & Cottrell, G. W. (2001). Age of acquisition in connectionist networks. *Proceeding of the 23rd annual Cognitive Science Conference, Edinburgh, Scotland*, p.27-32. Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- Barbarotto, R., Laiacona, M., & Capitani, A. (2005). Objective versus estimated age of word acquisition: A study of 202 Italian children. *Behavior Research Methods*, 37 (4), 644-650.
- Barry, C., Johnston, R. A., & Wood, R. F. (2006). Effects of age of acquisition, age, and repetition priming on object naming. *Visual cognition*, 13 (7-8), 911-927.
- Barry, C., Morrison, C. M., & Ellis, A. W. (1997). Naming the Snodgrass and Vanderwart Pictures: Effects of age of acquisition, frequency, and name agreement. *Quarterly Journal of Experimental Psychology: Human Experimental Psychology*, 50A (3), 560-585.
- Barry, C., Hirsh, K. W., Johnston, R. A., & Williams, C. L. (2001). Age of acquisition,

- word frequency, and the locus of repetition priming of picture naming. *Journal of Memory and Language*, 44 (3), 350-373.
- Belke, E., Brysbaert, M., Meyer, A. S., & Ghyselinck, M. (2005). Age of acquisition in picture naming: evidence for a lexical-semantic competition hypothesis. *Cognition*, 96, B45-B54.
- Bonin, P. (2003). *Production verbale de mots : Approche cognitive*. Bruxelles : De Boeck.
- Bonin, P. (2005). Comment accède-t-on à un mot en production verbale écrite ? *Psychologie Française*, 50 (3), 323-338.
- Bonin, P., Barry, C., Méot, A., & Chalard, M. (2004). The influence of age of acquisition in word reading and other tasks: a never ending story? *Journal of Memory and Language*, 50, 456-476.
- Bonin, P., Chalard, M., Méot, A., & Fayol, M. (2001). Age-of-acquisition and word frequency in the lexical decision task: further evidence from the French language. *Current Psychology of Cognition*, 20, 401-443.
- Bonin, P., Chalard, M., Méot, A. & Fayol, M. (2002). The determinants of spoken and written picture naming latencies. *British Journal of Psychology*, 93 (1), 89-114.
- Bonin, P., & Méot, A. (2002). Writing to dictation in real time in adults: What are the determinants of writing latencies? In S.P. Shohov (Ed.), *Advances in psychology research* (Vol.16). N.Y.: Nova Sciences Publishers.
- Bonin, P., Méot, A., Aubert, L., Malardier, N., Niedenthal, P., & Capelle-Toczek, M.-C. (2003b). Normes de concrétude, de valeur d'imagerie, de fréquence subjective et de valence émotionnelle pour 866 mots [Concreteness, imageability, subjective frequency and emotional valence norms for 866 words]. *L'Année Psychologique*, 104, 655-694.
- Bonin, P., Peereman, R., Malardier, N., Méot, A., & Chalard, M. (2003a). A new set of 299 pictures for psycholinguistic studies: French norms for name agreement, image agreement, conceptual familiarity, visual complexity, image variability, age of acquisition and naming latencies. *Behavioral Research Methods, Instrument, and Computers*, 35 (1), 158-167.
- Brown, G. D. A., & Watson, F. L., (1987). First in, first out: Word learning age and spoken word frequency as predictors of word familiarity and word naming latency. *Memory and Cognition*, 15, 208-216.
- Brysbaert, M., & Ghyselinck, M. (2006). The effect of age-of-acquisition: Partly frequency-related, partly frequency independent. *Visual Cognition*, 13 (7-8), 992-1011.
- Brysbaert, M., Van Wijnendaele, I., & De Deyne, S. (2000). Age-of-acquisition effects in semantic processing tasks. *Acta Psychologica*, 104 (2), 215-226.
- Cannard, C., Blaye, A., Scheuner, N., & Bonthoux, F. (2005). Picture naming in 3- to 8-year-old French children: Methodological considerations for name agreement. *Behavior Research Methods*, 37 (3), 417-425.
- Cannard, C., Bonthoux, F., Blaye, A., Scheuner, N., Schreiber, A.-C., & Trinquart, J. (2006). BD21: Normes sur l'identification de 274 images d'objets et leur mise en relation chez l'enfant français de 3 à 8 ans. *L'Année Psychologique*, 106 (3), 375-396.
- Carroll, J. B., & White, M. N. (1973a). Word frequency and age of acquisition as determiners of picture-naming latency. *Quarterly journal of Experimental Psychology*, 25, 85-95.
- Carroll, J. B., & White, M. N. (1973b). Age of acquisition norms for 220 pictureable nouns. *Journal of Verbal Learning and Verbal Behavior*, 12, 563-576.
- Catling, J. C., & Johnston, R. N. (2005). Age of acquisition effects on word generation. *European Journal of Cognitive Psychology*, 17 (2), 161-177.
- Caza, N., & Moscovitch, M. (2005). Effects of cumulative frequency, but not of frequency trajectory, in lexical decision times of older adults and patients with Alzheimer's disease. *Journal of Memory and Language*, 53 (3), 456-471.

- Chalard, M., & Bonin, P. (2006). Age-of-acquisition effects in picture naming: Are they structural and/or semantic in nature? *Visual Cognition*, 13 (7-8), 864-883.
- Chalard, M., Bonin, P., Méot, A., Boyer, B., & Fayol, M. (2003). Objective age-of-acquisition (AoA) norms for a set of 230 object names in French: Relationships with psycholinguistic variables, the English data from Morrison *et al.* (1997), and naming latencies. *European Journal of Cognitive Psychology*, 15 (2), 209-245.
- Coltheart, V., Laxon, V., & Keating, C. (1988). Effects of word imageability and age of acquisition on children's reading. *British Journal of Psychology*, 79, 1-12.
- Content, A., & Radeau, M. (1988). Données statistiques sur la structure orthographique du français. *European Bulletin of Cognitive Psychology*, 8, 399-404.
- Content, A., Mousty, P., & Radeau, M. (1990). BRULEX. Une base de données lexicales informatisée pour le français écrit et parlé. *L'Année Psychologique*, 90, 551-566.
- Cuetos, F., Alvarez, B., Gonzalez-Nosti, M., Méot, A., & Bonin, P. (2006). Determinants of lexical access in speech production: Role of word frequency and age of acquisition. *Memory and Cognition*, 34 (5), 999-1010.
- Dewhurst, S. A., & Barry, C. (2006). Dissociating word frequency and age of acquisition: The Klein effect revived (and inverted). *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 32 (4), 919-924.
- Ellis, A. W., & Lambon Ralph, M. A. (2000). Age of acquisition effects in adult lexical processing reflects loss of plasticity in maturing systems: Insights from connectionist networks. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 26 (5), 1103-1123.
- Ellis, A. W., & Morrison, C. M. (1998). Real age-of-acquisition effects in lexical retrieval. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 24 (2), 515-523.
- Ferrand, L., Grainger, J., & New, B. (2003). Normes d'âge d'acquisition pour 400 mots monosyllabiques. *L'Année Psychologique*, 104, 445-468.
- Fiebach, C. J., Friederici, A. D., Müller, K., von Cramon, D. Y., & Hernandez, A. E. (2003). Distinct brain representations for early and late learned words. *NeuroImage*, 19, 1627-1637.
- Garlock, V. M., Walley, A. C., & Metsala, J. L. (2001). Age-of-Acquisition, Word Frequency, and Neighbourhood density. Effects on spoken word recognition by children and adults. *Journal of Memory and Language*, 45, 468-492.
- Gerhand, S., & Barry, C. (1998). Word frequency effects in oral reading are not merely age-of-acquisition effects in disguise. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 24 (2), 267-283.
- Gerhand, S., & Barry, C. (1999). Age of acquisition, word frequency, and the role of phonology in the lexical decision task. *Memory and Cognition*, 27, 592-602.
- Ghyselinck, M., Custers, R., & Brysbaert, M. (2004a). The effect of age of acquisition in visual word processing: Further evidence for the semantic hypothesis. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Language*, 30 (2), 550-554.
- Ghyselinck, M., Lewis, M. B., & Brysbaert, M. (2004b). Age of acquisition and the cumulative-frequency hypothesis: A review of the literature and a new multi-task investigation. *Acta Psychologica*, 115, 43-67.
- Gilhooly, K. J. (1984). Word age-of-acquisition and residence time in lexical memory as factors in word naming. *Current Psychological Research & Reviews*, 3 (2), 24-31.
- Gilhooly, K. J., & Gilhooly, M. L. (1980). The validity of age-of-acquisition ratings. *British Journal of Psychology*, 71, 105-110.
- Gilhooly, K. J., & Watson, F. L. (1981). Word age-of-acquisition effects: A review. *Current Psychological Reviews*, 1 (3), 269-286.
- Harm, M., & Seidenberg, M. S. (1999). Phonology, reading, and dyslexia: Insights from connectionist models. *Psychological Review*, 106, 491-528.

- Hazard, M.-C., De Cara, B., & Chanquoy, L. (2007). Normes d'âge d'acquisition objectif des mots et recherche de prédicteurs : importance du choix de la base lexicale. *L'Année Psychologique*, 107, 91-122.  
[http://www.unice.fr/LPEQ/base\\_AoA/aoa\\_intro.php](http://www.unice.fr/LPEQ/base_AoA/aoa_intro.php)
- Hernandez, A. E., & Fiebach, C. J. (2006). The brain bases of reading learned words: Evidence from functional MRI. *Visual Cognition*, 13 (7-8), 1027-1043.
- Izura, C., & Ellis, A. W. (2002). Age of acquisition effects in word recognition and production in first and second languages. *Psicologica*, 23, 245-281.
- Izura, C., & Ellis, A. W. (2004). Age of acquisition effects in translation judgement tasks. *Journal of Memory and Language*, 50 (2), 165-181.
- Johnston, R. A., & Barry, C. (2005). Age of acquisition effects in the semantic processing of pictures. *Memory and Cognition*, 33(5), 905-912.
- Johnston, R. A., & Barry, C. (2006). Age of acquisition effects and lexical processing. *Visual Cognition*, 13(7-8), 789-845.
- Juhasz, B. J. (2005). Age-of-acquisition effects in word and picture identification. *Psychological Bulletin*, 131 (3), 684-712.
- Juhasz, B. J., & Rayner, K. (2003). Investigating the effects of a set of intercorrelated variables on eye fixation duration in reading. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 29 (6), 1312-1318.
- Kucera, H., & Francis, W. N. (1967). *Computational analysis of present-day American English*. Providence, RI : Brown University Press.
- Lambert, E., & Chesnet, D. (2001). NO-VLEX : Une base de données lexicales pour les élèves de primaire. *L'Année Psychologique*, 101, 277-288.
- Lambon Ralph, M. A., & Ehsan, S. (2006). Age of acquisition effects depend on the mapping between representations and the frequency of occurrences: Empirical and computational evidence. *Visual Cognition*, 13 (7-8), 928-948.
- Lété, B. (2004). MANULEX: le lexique des manuels scolaires de lecture. Implications pour l'estimation du vocabulaire des enfants de 6 à 11 ans. In E. Calaque & J. David (Eds.). *Didactique du lexique: Contexte, démarches, supports* (pp. 241-257). Bruxelles : De Boeck.
- Lété, B., Sprenger-Charolles, L., & Colé, P. (2004). MANULEX: A grade-level database from French elementary-school readers. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 36, 156-166.
- Lewis, M. B. (1999a). Age of acquisition in face categorisation: is there an instance-based account? *Cognition*, 71, B23-B39.
- Lewis, M. B. (1999b). Are age-of-acquisition cumulative-frequency effects in disguise? A reply to Moore, Valentine and Turner (1999). *Cognition*, 72, 311-316.
- Lewis, M. B., Chadwick, J., & Ellis, H. D. (2002). Exploring a neural-network account of age-of-acquisition effects using repetition priming of faces. *Memory and Cognition*, 30 (8), 1228-1237.
- Lewis, M. B., Gerhand, S., & Ellis, H. D. (2001). Re-evaluating age-of-acquisition effects: are they simply cumulative-frequency affects? *Cognition*, 78, 189-205.
- Metsala, J. L., & Walley, A. C. (1998). Spoken vocabulary growth and the segmental restructuring of lexical representations: precursors to phonemic awareness and early reading ability. In J. L. Metsala, & L. C. Ehri, (Eds.), *Word recognition in beginning literacy*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Monaghan, J., & Ellis, A. W. (2002). What exactly interacts with spelling-sound consistency in word naming? *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 28 (1), 183-206.
- Moore, V., & Valentine, T. (1998). The effect of age of acquisition on speed and accuracy of naming famous faces. *Quarterly Journal of Experimental Psychology A*, 51, 485-513.
- Moore, V., Smith-Spark, J. H., & Valentine, T. (2004). The effect of age of acquisition

- on object perception. *European Journal of Cognitive Psychology*, 16 (3), 417-439.
- Morrison, C. M., Chappell, T. D., & Ellis, A. W. (1997). Age of acquisition norms for a large set of object names and their relation to adult estimates and other variables. *Quarterly Journal of Experimental Psychology: Human Experimental Psychology*, 50A (3), 528-559.
- Morrison, C. M., & Ellis, A. W. (1995). Roles of word frequency and age of acquisition in word naming and lexical decision. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 21 (1), 116-133.
- Morrison, C. M., & Ellis, A. W. (2000). Real age of acquisition effects in word naming and lexical decision. *British Journal of Psychology*, 91, 167-180.
- Morrison, C. M., Ellis, A. W., & Quinlan, P. T. (1992). Age of acquisition, not word frequency, affects object naming, not object recognition. *Memory and Cognition*, 20, 705-714.
- Morrison, C. M., Hirsh, K. W., Chappell, T. D., & Ellis, A. W. (2002). Age and age of acquisition: An evaluation of the cumulative frequency hypothesis. *The European Journal of Cognitive Psychology*, 14 (4), 435-459.
- Murray, W. S., & Forster, K. I. (2004). Serial mechanisms in lexical access: The rank hypothesis. *Psychological Review*, 111 (3), 721-756.
- New, B., Pallier, C., Brysbaert, L., & Ferrand, L. (2004). LEXIQUE 2: A new French lexical database. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36, 516-524.
- New, B., Pallier, C., Ferrand, L., & Matos, R. (2001). Une base de données lexicales du français contemporain sur Internet : LEXIQUE. *L'Année Psychologique*, 101, 447-462.
- Pérez, M. A., & Navalon, C. (2005). Objective-AoA norms for 175 names in Spanish: Relationships with others psycholinguistic variables, estimated AoA, and data from other languages. *European Journal of Cognitive Psychology*, 17(2), 179-206.
- Pind, J., & Tryggvadottir, H. B. (2002). Determinants of picture naming in Icelandic. *Scandinavian Journal of Psychology*, 43 (3), 221-226.
- Smith, M. A., Cottrell, G. W., & Anderson, K. L. (2001). The early word catches the weights. In T.K. Leen, T.G. Dietterich, & V. Tresp (Eds.). *Advances in neural information systems 13* (pp. 52-58). Cambridge, MA: MIT Press.
- Snodgrass, J. G., & Vanderwart, M. (1980). A standardized set of 260 pictures: Norms for name agreement, image agreement, familiarity, and visual complexity. *Journal of Experimental Psychology: Human Learning and Memory*, 6, 174-215.
- Snodgrass, J. G., & Yuditsky, T. (1996). Naming times for the Snodgrass and Vanderwart pictures. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 28 (4), 516-536.
- Stadthagen-Gonzalez, H., Bowers, J. S., & Damian, M. F. (2004). Age-of-Acquisition effects in visual word recognition: evidence from expert vocabularies. *Cognition*, 93, B11-B26.
- Steyvers, M., & Tenenbaum, J. B. (2005). The large-scale structure of semantic networks: Statistical analysis and a model of semantic growth. *Cognitive Science*, 29(1), 41-78.
- Walley, A. C., & Metsala, J. L., Garlock, V. M. (2003). Spoken vocabulary growth: Its role in the development of phoneme awareness and early reading ability. *Reading and Writing*, 16(1-2), 5-20.
- Weekes, B. S., Castles, A. E., & Davies, R. A. (2006). Effects of consistency and age of acquisition on reading and spelling among developing readers. *Reading and Writing*, 19(2), 133-169.
- Zeno, S. (Ed.). (1995). *The Educator's word frequency guide*. Brewster, NJ: Touchstone Applied Science Associate.
- Zevin, J. D., & Seidenberg, M. S. (2002). Age of Acquisition effects in word reading and other tasks. *Journal of Memory and Language*, 47, 1-29.
- Zevin, J. D., & Seidenberg, M. S. (2004). Age of Acquisition effects in word reading aloud: tests of cumulative frequency and frequency trajectory. *Memory and Cognition*, 32, 31-38.

## ANNEXES

## Annexe 1 : Caractéristiques psycholinguistiques des images

Désignation	Mesure	Expression	Modalité de présentati	Modalité de réponse	Population	Traitement(s) mis en jeu
TF (***) <i>Frequency trajectory</i> Trajectoire fréquentielle	Différence des fréquences Lexique et Manulex	$z(\log x)$	Mot		Enfants Adultes	Distribution des contacts avec le mot
FC (***) <i>Cumulative frequency</i> Fréquence cumulée	Somme des fréquences Lexique et Manulex	$z(\log x)$	Mot		Enfants Adultes	Contact avec le mot vie entière
Freq (*,°) <i>Word Frequency</i> Fréquence lexicale	Fréquence lexicale objective Occurrence d'un mot dans un corpus.	Occurrence/ million mots	Mot		Enfants Adultes	Contact avec le mot
Phon (**,°°) Longueur phonologique du mot	Nombre de phonèmes	Nombre entier	Mot		Enfants Adultes	Entendre/prononcer un mot
NA (*,°) <i>Name Agreement</i> Accord sur le nom de l'image	Décompte de la première dénomination de l'image	% d'accord	Image	Ecrit	Adultes	Dénommer une image
AoA estimé (*,°) <i>Rated Age of Acquisition</i> Age d'acquisition estimé	Estimation de l'âge d'acquisition du mot.	Cotation 1-5	Mot écrit	Ecrit	Adultes	Estimer l'âge d'acquisition d'un mot.
AoA obj (AoA 75) (°°) <i>Objective Age of Acquisition</i> Age d'acquisition objectif	Age à partir duquel 75% des enfants dénomment correctement le mot associé à l'image.	Mois	Image	Oral	Enfants	Dénommer une image
IA (*,°) <i>Image Agreement</i> Accord sur l'apparence de l'image	Estimation de l'accord entre la représentation imagée suggérée par le mot et l'image	Cotation 1-5	Mot oral puis (5 sec. l'image	Ecrit	Adultes	Développer une image mentale à partir d'un mot
Fam (*,°) <i>Conceptual Familiarity</i> Familiarité conceptuelle	Estimation du degré de contact avec le concept représenté par l'image.	Cotation 1-5	Mot écrit ou Image	Ecrit	Adultes	Juger la familiarité d'un concept.
VC (*,°) <i>Visual Complexity</i> Complexité visuelle	Estimation du nombre de détails et intrication des lignes dans le dessin.	Cotation 1-5	Image	Ecrit	Adultes	Juger la complexité visuelle de l'image.
Conc (**) <i>Concreteness</i> Concrétude	Estimation du degré de référence à un objet concret	Cotation 1-5	Mot écrit	Ecrit	Adultes	Juger la concrétude de l'objet désigné par le mot.
Image (**) <i>Imageability</i> Valeur d'imagerie	Estimation de la valeur d'imagerie	Cotation 1-5	Mot écrit	Ecrit	Adultes	Développer une image mentale à partir d'un mot
VE (**) <i>Emotional Valence</i> Valence émotionnelle	Estimation du degré de plaisance du concept	Cotation 1-5	Mot écrit	Ecrit	Adultes	Juger du coté agréable ou non de l'objet désigné par le mot.
Fréq. Subj. (**) <i>Rated frequency</i> Fréquence subjective ou Familiarité lexicale	Estimation de la fréquence personnelle de contact avec le mot.	Cotation 1-5	Mot écrit	Ecrit	Adultes	Juger du degré de contact avec le mot dans la vie quotidienne.

Français : (\*) Bonin et al. (2003a) ; (\*\*) Bonin et al. (2003b) ; (\*\*\*) Bonin et al. (2004)

Anglais : (°) Snodgrass & Vanderwart (1980) ; (°°) Morrison et al. (1997)

## Annexe 2 : Caractéristiques des bases lexicales du français LEXIQUE et MANULEX

- LEXIQUE (New *et al.*, 2001, 2004), base de 130000 entrées, donne deux estimations de la fréquence, l'une fondée sur le corpus Frantext (31 millions de mots) établi à partir de 3200 textes publiés entre 1950 et 2000, régulièrement actualisé, et l'autre sur les pages Web françaises. Les fréquences, parmi d'autres indicateurs, sont rapportées en occurrences par million.

- MANULEX (Lété *et al.*, 2004) est une base construite sur le modèle de *The educator's WFG* (Zeno, 1995), développé en Anglais pour différents niveaux scolaires. Il s'agit d'une base de 48886 mots et de 23812 entrées lemmes, à partir de 1,9 millions mots relevés dans 54 livres de lecture, répartis en quatre niveaux : G1 (6 ans : CP), G2 (7 ans : CE1), G3-5 (8-11 ans : CE2-CM2), G1-5 (6-11 ans). Pour les auteurs, cette base est destinée aux études sur le développement du langage chez l'enfant et peut également servir de référence dans une perspective éducative, puisque les fréquences sont données par niveau de lecture. Parmi d'autres indicateurs, les fréquences (U) sont rapportées en occurrences par million.