



Paysages et choix d'itinéraires pédestres en milieu urbain. Une nouvelle approche par les bifurcations

Arnaud Piombini, Jean-Christophe Foltête

► To cite this version:

Arnaud Piombini, Jean-Christophe Foltête. Paysages et choix d'itinéraires pédestres en milieu urbain. Une nouvelle approche par les bifurcations. Les Cahiers Scientifiques du Transport / Scientific Papers in Transportation, 2007, 52 | 2007, pp.87-105. <10.46298/cst.12062>. <halshs-00561039>

HAL Id: halshs-00561039

<https://shs.hal.science/halshs-00561039v1>

Submitted on 20 Jul 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons CC BY-NC-SA 4.0 - Attribution - Non-commercial use - ShareAlike - International License

**PAYSAGES ET CHOIX D'ITINÉRAIRES
PÉDESTRES EN MILIEU URBAIN.
UNE NOUVELLE APPROCHE PAR LES BIFURCATIONS**

ARNAUD PIOMBINI
LABORATOIRE IMAGE ET VILLE
UMR 7011 CNRS
UNIVERSITÉ LOUIS PASTEUR

JEAN-CHRISTOPHE FOLTÊTE
THÉMA
UMR 6049 CNRS
UNIVERSITÉ DE FRANCHE-COMTÉ

1. INTRODUCTION

Avec l'accroissement des nuisances générées par l'usage des modes motorisés, les recherches sur les déplacements pédestres se sont multipliées ces dernières années. Les techniques de simulation permettent notamment de modéliser des agents intégrant des règles comportementales complexes, le plus souvent appliquées dans le cadre d'environnements ouverts, à une échelle très fine (HAKLAY et al., 2001 ; KERRIDGE et al., 2001 ; HOOGENDOORN, BOVY, 2004 ; ANTONINI et al., 2006). En ce qui concerne l'analyse des choix d'itinéraires et la répartition des flux sur le réseau, des pistes d'investigation restent à explorer. Malgré l'apparition de nouveaux positionnements méthodologiques, comme le développement de la syntaxe spatiale (HILLIER, HANSON,

1984 ; HILLIER, 1996), les liens entre piétons et espaces urbains restent partiellement identifiés. La définition et l'évaluation des différentes possibilités qui s'offrent à un piéton, pour un trajet donné, ont peu évolué. Il est aujourd'hui admis que l'affectation des flux par les plus courts chemins ne rend pas compte des comportements décisionnels (MASSON, 1998). Sur ce point, le recensement des différents itinéraires potentiels et l'utilisation de modèles de choix discrets sont plus adéquats : une méthode d'affectation stochastique basée sur les caractéristiques de chaque itinéraire permet de reproduire plus finement les choix pédestres (GLEYZE, 2001 ; PIOMBINI, FOLTÊTE, 2007). Mais ce type de modélisation est lié à une hypothèse contraignante postulant que le piéton choisit son trajet en comparant son utilité à celle de tous les itinéraires possibles.

La notion d'utilité considérée dans ces modèles d'inspiration économique suppose ainsi que chaque individu est capable de classer les différents itinéraires en fonction de ses préférences personnelles puis d'effectuer le choix qui lui procure une satisfaction maximale (*homo economicus*). Souvent, le temps et la longueur du déplacement sont les seuls critères de préférences retenus, ce qui simplifie exagérément les comportements humains (BAZZAN et al., 1999). Ces préférences, bien que prépondérantes, ne sont toutefois pas les seuls critères intervenant dans les choix d'itinéraires (McFADDEN, 2000). A ce sujet, KAUFMANN (2000) rappelle notamment qu'une « *rationalité en valeur* », moins restrictive, serait plus pertinente car susceptible d'intégrer d'autres types de préférences dans les « *logiques d'action individuelles* ». Plus qu'une remise en cause du comportement rationnel des individus, c'est donc une nouvelle définition de l'utilité qui semble souhaitable. Car le manque de rationalité des comportements pédestres parfois relevé n'est qu'apparent et il existe plutôt une « *interaction complexe d'éléments appréciés et réappréciés à chaque instant, en fonction de multiples critères* » (MOLES, ROHMER, 1982), que les modélisateurs n'identifient que partiellement (JULIEN, CARRÉ, 2003).

Du fait de sa spécificité, la marche à pied entretient un rapport privilégié à l'espace (AMAR, 1993) : à la différence des autres modes, elle implique une immersion complète dans l'environnement de déplacement, appréhendé de manière plus sensible, moins fonctionnelle. L'abandon du plus court chemin peut donc être assimilé à une perte de temps volontaire du piéton qui cherche ainsi à agrémenter son trajet (HÉRAN, 2002). Alors que la plupart des travaux portant sur l'environnement des marcheurs intègrent plutôt des aspects techniques comme la largeur des trottoirs, la pente des rues ou les interactions avec les véhicules motorisés, nous orientons ici l'analyse vers le rôle des paysages urbains. En effet, l'incidence du paysage visible dans les choix d'itinéraires pédestres demeure peu abordée, malgré quelques exceptions notables (SHRIVER, 1997 ; ZACHARIADIS, 2005 ; ZACHARIAS, 2005). Nous considérerons donc que le piéton exprime, par ses choix, plusieurs formes de rationalité se traduisant par un arbitrage entre minimisation du temps de parcours et préférences paysagères. Ainsi, tout allongement par rapport au

plus court chemin rendra compte d'un élargissement de la fonction d'utilité à des préférences plus qualitatives, notamment paysagères. Pour étudier ces comportements, nous proposons, une méthode de recueil dynamique des choix d'itinéraires qui enregistre les écarts successifs aux plus courts chemins théoriques. Ces écarts seront définis comme des bifurcations.

2. LA NOTION DE BIFURCATION

Au cours des trajets pédestres, les carrefours constituent des lieux propices au processus de choix d'itinéraire. Très tôt mis en évidence (LYNCH, 1960), leur rôle est toutefois omis dans les techniques classiques d'affectation des flux pédestres. Pour focaliser l'analyse sur ces lieux de décision, nous postulons que les itinéraires empruntés permettent de révéler les choix réalisés à certains carrefours. L'objet « bifurcation » est ainsi défini, pour chaque trajet donné, comme le carrefour à partir duquel le trajet observé n'emprunte pas le plus court chemin. Comme la bifurcation correspond à un choix d'itinéraire contraire à une logique de minimisation de la distance, un nouveau plus court chemin peut être défini chaque fois que le piéton s'écarte du chemin optimal. Ainsi, on peut trouver une succession temporelle de plus courts chemins théoriques, suivant les choix effectués par le marcheur au cours de son trajet.

Pour étudier le rôle éventuel du paysage sur les choix d'itinéraires, nous proposons de comparer les attributs paysagers des deux parcours possibles à partir de chaque bifurcation. Toutefois, la définition des parcours à mettre en comparaison renvoie à des hypothèses comportementales qui sont contradictoires. Notre première hypothèse, appelée « hypothèse de choix partiel », fait référence aux travaux des psychologues cognitivistes, selon lesquels les individus réagissent en fonction de l'incidence qu'aura leur choix sur la situation environnementale (MARINÉ, ESCRIBE, 1998 ; AUGOYARD, 1979 ; CAUVIN, 1999). Nous supposons alors que, par anticipation des lieux à traverser, un tronçon au paysage attractif peut être évité s'il donne accès par la suite à un ensemble de choix paysagers médiocres ; inversement, un tronçon déprécié peut être emprunté si la suite du trajet offre un fort attrait paysager.

Certains psychologues rappellent également que le processus de décision reste en partie dépendant de son immédiateté et donc du contexte de choix instantané, en fonction des stimuli présents. C'est pourquoi nous proposons une seconde hypothèse, appelée ici « hypothèse du choix local », selon laquelle les individus réagissent instantanément en fonction des stimuli présents, observables et mesurables directement. Dans ce cas, nous supposons que le choix effectué à une bifurcation dépend essentiellement du paysage visible directement depuis le carrefour. Néanmoins, cette hypothèse semble plus adaptée à des déplacements « exploratoires » de piétons qui découvrent une ville et qui n'ont pas de représentation mentale *a priori* des espaces traversés.

Dans cet article, nous proposons de tester une méthode d'analyse par les

bifurcations, en étudiant une série de trajets piétonniers recensés par le biais d'une enquête. Les deux axiomes seront comparées conjointement afin de tester, d'un point de vue méthodologique, laquelle des deux stratégies de déplacement est la plus conforme à ces trajets ; parallèlement, le rôle des éléments paysagers sera estimé pour chacune de ces hypothèses.

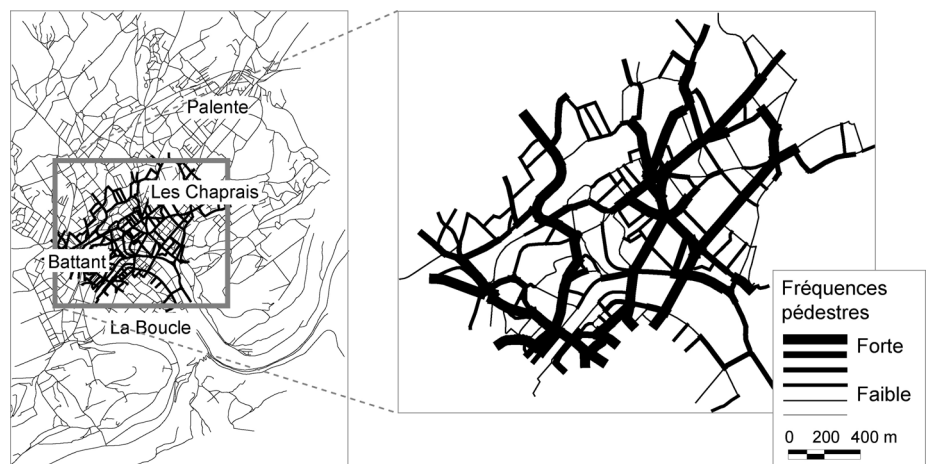
3. DONNÉES EXPÉRIMENTALES

3.1. ZONE D'ÉTUDE ET DONNÉES SUR LES DÉPLACEMENTS PÉDESTRES

La ville de Besançon figure parmi les sites abordés dans un programme d'étude sur les relations entre structure urbaine et comportement de mobilité (GENRE-GRANDPIERRE, FOLTÊTE, 2003). Sur l'ensemble de la commune de Besançon, une enquête téléphonique effectuée en 2001 a permis de recenser précisément 665 trajets piétonniers effectués régulièrement. Ces trajets correspondent à l'ensemble des tronçons de voirie empruntés entre un point d'origine et de destination. Ils ont été intégrés dans un système d'information géographique et associés à une série d'attributs : motif, horaire, fréquence, etc. Parallèlement, chaque personne a été identifiée selon son sexe, son âge, sa catégorie socio-professionnelle.

L'analyse des relations entre les bifurcations et les paysages urbains porte sur une partie seulement de cette commune (Figure 1), où la densité des trajets enregistrés est suffisante (370 trajets) et où le facteur topographique joue peu, contrairement à d'autres quartiers de cette ville.

Figure 1 : Zone d'étude et fréquence pédestre observée



Les trajets recensés peuvent être décrits selon quelques caractéristiques très générales (motif, âge et sexe) qui seront ensuite réutilisées dans le cadre des analyses paysagères aux bifurcations (Tableau 1).

Tableau 1 : Caractéristiques des déplacements recensés

	Total	Motif		
		Travail	Achats	Loisirs
Effectifs	370	47	191	43
Pourcentages	100	13	52	12

	Moins de 25 ans	25-59 ans	Plus de 59 ans	Hommes	Femmes
Effectifs	84	182	104	107	263
Pourcentages	23	49	28	29	71

3.2. DONNÉES PAYSAGÈRES

La réalisation d'une enquête de terrain a permis de caractériser les paysages urbains de chaque tronçon de rue. Comme les critères paysagers peuvent varier fortement d'un individu à l'autre, de quelques objets isolés à des combinaisons beaucoup plus précises (LYNCH, 1960), il est possible de prendre en compte de nombreux éléments de paysage. Cependant, seuls les éléments pouvant être évalués de manière objective ont été retenus afin de minimiser les différences de perception entre enquêteurs.

Deux niveaux d'observation ont été retenus (Tableau 2). Le premier niveau permet de décrire quelques grandes catégories paysagères urbaines. Le deuxième s'applique uniquement au *bâti* en le différenciant selon ses fonctions. Cette distinction fonctionnelle des formes visibles peut servir à appréhender les ambiances urbaines, indépendamment du rôle des générateurs de déplacements. Ces variables ne sont pas exhaustives mais permettent d'obtenir un niveau de précision satisfaisant.

Pour transcrire le plus précisément possible la réalité visuelle des piétons, les enquêteurs ont évalué sur le terrain l'impact visuel de chaque classe paysagère en parcourant les tronçons. Cette évaluation a été établie sous la forme d'une répartition en pourcentage pour chaque niveau. De cette façon, l'enquête porte sur le *paysage visible* (BROSSARD, WIEBER, 1984 ; WONG, DOMROES, 2005), et non sur la simple localisation des éléments paysagers. Ainsi, la qualification d'un tronçon dépend d'éléments visibles qui peuvent tout à fait être localisés sur d'autres tronçons. L'approche proposée est donc spécifique car la nature de l'information recensée et le mode de recueil ne sont pas usuels ; elle tente de reproduire la sensibilité visuelle liée aux mouvements piétonniers (ROBERTSON, 2004). Par ailleurs, des informations plus techniques ont été recueillies comme le nombre de voies et la largeur des trottoirs ; ces données semblent plus fonctionnelles que paysagères car elles se rapportent à la voirie. Mais elles donnent une bonne indication quant au partage du corridor routier entre véhicules motorisés et piétons, indépendamment du volume de flux motorisés ; elles apportent donc un élément d'information supplémentaire.

Tableau 2 : Variables paysagères étudiées

	Niveau 1	Niveau 2
Bâti	Petits immeubles Grands immeubles	Résidentiel Commercial Industriel Public Monument
Obstacles visuels	Murs Haies végétales	
Végétation	Pelouses Fleurs Arbustes Arbres Parcs	
Espaces vides	Places Parkings Cours d'eau	
Arrière-plan	Relief Citadelle	
Nombre de voies Largeur des trottoirs		

4. MÉTHODE D'ANALYSE DES BIFURCATIONS

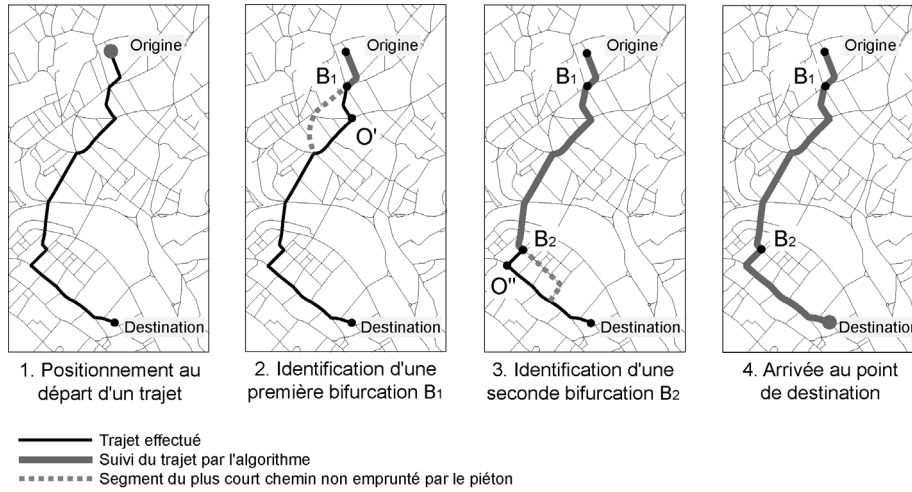
4.1. ALGORITHME D'IDENTIFICATION DES BIFURCATIONS

Pour identifier les bifurcations, nous utilisons un algorithme qui s'apparente, dans son principe, aux modèles d'affectation dynamique utilisés pour les déplacements motorisés. Ceux-ci sélectionnent à l'avance l'itinéraire dont l'utilité est maximale ; mais le trajet suivi est susceptible de changer en cours de route en fonction des informations reçues en temps réel sur les conditions de circulation par exemple (HILLIGES et al., 1993). Un nouvel itinéraire « optimal » est alors calculé. Ces modèles fonctionnent selon la méthode des hyper-chemins, ou collection de chemins potentiels à laquelle sont associées des stratégies de choix aux carrefours (NGUYEN et al., 1998). Cette technique est également utilisée pour la modélisation des déplacements en transports publics, dans le cadre des choix effectués à chaque changement de ligne (CERTU, 2003).

Dans le cas de la marche à pied, l'algorithme utilisé suit chaque trajet recensé et vérifie, à chaque carrefour, que le piéton a effectué un choix conforme au

principe de rationalité défini par le plus court chemin. Dans le cas contraire, le carrefour est considéré comme une bifurcation. Après cette bifurcation, un nouveau plus court chemin est calculé à partir du carrefour suivant, et ainsi de suite jusqu'au point de destination (Figure 2). Ce processus itératif permet d'enregistrer la succession des choix d'itinéraires et n'est plus uniquement calculé à partir du couple origine-destination initial.

Figure 2 : Fonctionnement de l'algorithme recensant les bifurcations



Dans le cas de la marche à pied, l'algorithme utilisé suit chaque trajet recensé et vérifie, à chaque carrefour, que le piéton a effectué un choix conforme au principe de rationalité défini par le plus court chemin. Dans le cas contraire, le carrefour est considéré comme une bifurcation. Après cette bifurcation, un nouveau plus court chemin est calculé à partir du carrefour suivant, et ainsi de suite jusqu'au point de destination (Figure 2). Ce processus itératif permet d'enregistrer la succession des choix d'itinéraires et n'est plus uniquement calculé à partir du couple origine-destination initial.

La méthode de définition des bifurcations peut formellement s'exprimer dans le contexte de la théorie des graphes. Le réseau de voirie est considéré comme un graphe $G = (V, E)$ composé d'un ensemble de sommets $V = \{1, \dots, n\}$ et d'arêtes E caractérisées par une impédance w (ici la longueur métrique de l'arête). Ce graphe est associé à :

- une fonction f de E dans $[(v_1, v_2) | v_1, v_2 \in V, v_1 \neq v_2]$
- une matrice d'adjacence A d'ordre (n, n) telle que $A(i, j) = 1$ quand les sommets i et j sont reliés par une arête et $A(i, j) = 0$ sinon.

Sur ce graphe, chaque trajet effectué T est représenté par une séquence de m sommets $T = (v_1, \dots, v_m)$ avec v_1 comme point d'origine et v_m comme point de destination. Pour chacun des $m-1$ premiers sommets de cette séquence,

on définit la distance $W(i)$ au sommet v_m comme la somme des impédances des arêtes restant à parcourir :

$$W(i) = \sum_{j=i}^{m-1} w(e_j) \text{ avec } f(e_j) = (v_j, v_{j+1}).$$

Pour chaque trajet, l'algorithme d'identification des bifurcations est le suivant :

```

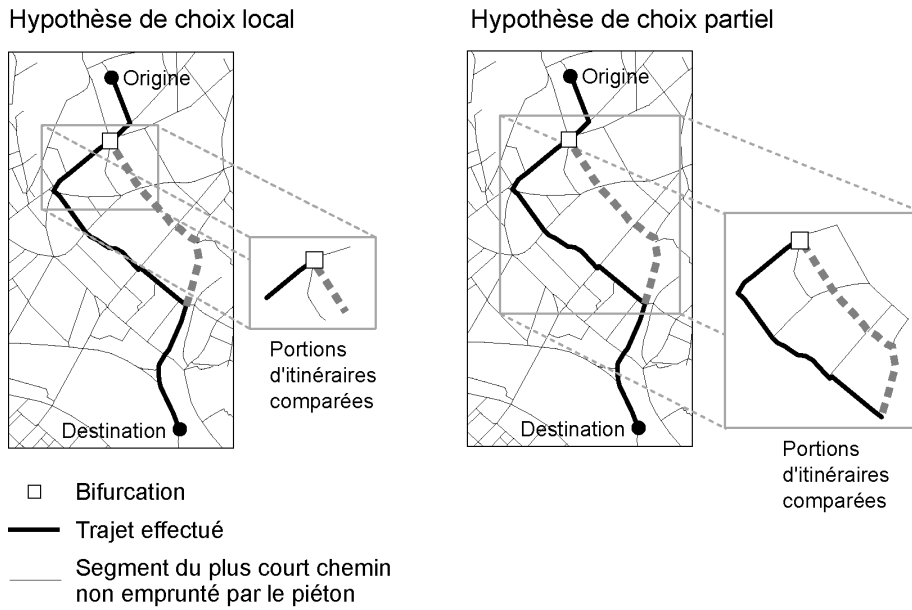
pour  $k$  variant de 1 à  $m-1$ 
    si  $\deg(v_k) > 1$  (i.e. si  $v_k$  est un carrefour) alors :
        identification du plus court chemin entre  $v_k$  et  $v_m$ , défini
        comme la séquence de sommets  $T' = (v_k, \dots, v_m)$  et d'arêtes
         $E_{pcc} = (e_k, \dots, e_{m-1})$  tels que  $f(e_k) = (v_k, v_{k+1})$ 
        calcul de la plus courte distance  $W'(k) = \sum_{j=k}^{m-1} w(e_j)$ 
        si  $W'(k) < W(k)$  alors :
            incrémentation des objets « bifurcations »  $B$ 
            définition de la séquence d'arêtes restant à
            parcourir :  $E_{eff} = (e_k, \dots, e_{m-1})$ 
            modification de la matrice d'adjacence pour éviter
            un « retour en arrière » :  $A(k, k-1) = 0$ 
        fin
    fin
fin

```

Les bifurcations B se composent de trois éléments : le carrefour à partir duquel un évitement du plus court chemin a été identifié, deux portions du réseau viaire (l'une empruntée, l'autre évitée) mises en opposition à partir de ce carrefour. La définition de ces portions dépend de l'hypothèse de choix mentionnée plus haut (Figure 3) :

- selon l'hypothèse de choix partiel, les tronçons spécifiques de chacun des deux itinéraires sont comparés : au point de carrefour v_k , la portion spécifiquement empruntée est définie par la séquence d'arêtes $ES_{eff} = E_{eff} - (E_{eff} \cap E_{pcc})$, tandis que celle qui est évitée correspond à $ES_{pcc} = E_{pcc} - (E_{eff} \cap E_{pcc})$.
- selon l'hypothèse de choix local, seuls les tronçons qui suivent immédiatement la bifurcation sont opposés ; au point de carrefour v_k , les arêtes opposées sont $E_{pcc}(1)$ et $E_{eff}(1)$.

Figure 3 : Une bifurcation, deux hypothèses, deux objets d'analyse



Un premier aperçu du rôle des tronçons dans les bifurcations est donné par la comptabilisation de leur intégration dans les portions empruntées versus évitées. Pour chaque arête du graphe, ceci revient à calculer le nombre de choix préférentiels pour les n bifurcations considérées, de la façon suivante :

$$u_i = \sum_{k=1}^n f(B_k) \text{ avec } f(B_k) = \begin{cases} 1 \text{ si } e_i \in E_{\text{eff}}(k) \\ 0 \text{ sinon} \end{cases},$$

avec $E_{\text{eff}}(k) = (e_k, \dots, e_{m-1})$ dans le cas de l'hypothèse de choix partiel et $E_{\text{eff}}(k) = e_k$ dans le cas de l'hypothèse de choix local. De la même façon, le nombre d'évitements u'_i peut être calculé avec les séquences d'arêtes E_{pcc} . Une valeur synthétique du rôle du tronçon pour l'ensemble des bifurcations est définie comme la différence entre ces deux mesures :

$$d_i = u_i - u'_i.$$

Cet indicateur est d'autant plus positif que le tronçon est préféré de façon répétée, d'autant plus négatif qu'il est souvent évité. Toutefois, une valeur proche de 0 ne permet pas de distinguer les cas d'un équilibre relatif entre les deux possibilités et les cas d'un faible usage piétonnier.

Pour les deux hypothèses, les deux portions de voirie opposées par chaque bifurcation sont associées à des attributs paysagers. Selon l'hypothèse de choix partiel, il s'agit de considérer la composition paysagère des portions d'itinéraires en effectuant une agrégation des valeurs des attributs en pondérant chaque tronçon par sa longueur (et donc par la durée d'impact visuel).

Pour une portion de voirie correspondant à une série d'arêtes (e_1, \dots, e_m) décrite par un attribut paysager x , la valeur agrégée de cet attribut équivaut donc à :

$$X = \sum_{i=1}^m w(e_i) \cdot x_i .$$

La collection de bifurcations ainsi récoltée pourra être visualisée sous forme de cartes. Pour permettre d'analyser les facteurs paysagers expliquant les choix de bifurcations, il est nécessaire d'utiliser un modèle de choix discret.

4.2. APPLICATION D'UN MODÈLE DE CHOIX DISCRET AUX BIFURCATIONS

Un modèle de choix discret est utilisé pour évaluer la capacité des variables paysagères à discriminer les deux modalités de choix (portion empruntée / non empruntée). Appliqué indépendamment à chaque bifurcation, ce modèle permet de calculer précisément le rôle éventuel de chaque variable paysagère.

Parmi les modèles de choix discret qui permettent de simuler le choix entre plusieurs alternatives potentielles, le modèle logit multinomial simple est l'un des plus utilisés (RODRIGUEZ, JOO, 2004 ; ZHANG et al., 2004). Il distribue les probabilités d'usage des alternatives en fonction de l'utilité qu'elles représentent pour chaque individu (BEN-AKIVA, BIERLAIRE, 1999). Selon ce modèle, l'utilité V_i est définie par :

$$V_i = \sum_k \beta_k X_{ik}$$

où β_k correspond aux coefficients associés aux attributs paysagers X_{ik} correspondant. On en déduit ensuite que la probabilité P_i qu'un piéton choisisse l'alternative i s'exprime comme suit :

$$P_i = \frac{e^{V_i}}{\sum_k e^{V_k}} .$$

L'expression finale de la probabilité P_i est simplement fonction de l'utilité de l'alternative considérée V_i et de l'utilité des alternatives composant le contexte de choix binaire V_k . Pour calibrer ce modèle, il faut sélectionner les attributs significatifs et déterminer les valeurs des paramètres β_k par la méthode du maximum de vraisemblance.

4.2.1. Statistique du rapport de vraisemblance

La statistique du rapport de vraisemblance s'applique en mode pas à pas, par ajout progressif de variables. Comme pour le F de Fisher utilisé en régression, le test du rapport de vraisemblance permet de comparer deux modèles pour vérifier s'ils sont significativement différents. Dans notre cas, cela

permet de tester l'utilité de l'adjonction d'une variable paysagère. On compare donc la valeur du logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle testé à celle d'un modèle contraint qui ne contient pas la nouvelle variable paysagère introduite. Le modèle testé avec une nouvelle variable doit contenir ce modèle qui sert de référent en reprenant exactement les mêmes variables : ils sont dits emboîtés. Le modèle référent contient donc p variables explicatives et le modèle testé $p+1$ variables explicatives.

La statistique du rapport de vraisemblance, qui permet de mesurer la significativité de chaque variable X en comparant les modèles s'écrit (BEN-AKIVA, LERMAN, 1985) :

$$RV = 2 (\ln(L_2) - \ln(L_1)),$$

avec $\ln(L_1)$ le logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle g_1 et $\ln(L_2)$ le logarithme du modèle g_2 . Cette statistique RV suit une loi du χ^2 avec r degrés de liberté. r correspond au nombre de variables ajoutées imposées entre le modèle testé et le modèle de base. Puisque l'on procède pas à pas et que l'on teste la significativité du nouveau modèle par rapport à l'étape précédente, r est toujours égal à 1. Si la valeur de la statistique du rapport de vraisemblance est supérieure à la valeur du χ^2 avec 1 degré de liberté, il est possible de rejeter l'hypothèse selon laquelle les deux modèles sont égaux. L'ajout de la nouvelle variable est donc validé et permet d'estimer sa significativité en fonction du seuil de confiance issu du χ^2 .

4.2.2. Qualité de l'ajustement par le coefficient ρ^2

Pour évaluer la performance globale du modèle ainsi construit, on calcule le paramètre ρ^2 . Ce paramètre permet de comparer la valeur de la log-vraisemblance du modèle retenu avec celle du modèle neutre dans lequel les variables explicatives sont paramétrées par des coefficients nuls. Dans l'esprit, on peut établir une similitude entre le ρ^2 et le coefficient de détermination r^2 de la régression qui exprime le pourcentage de variance exprimée par le modèle. Le ρ^2 corrigé par le nombre de variables utilisées n se calcule comme suit :

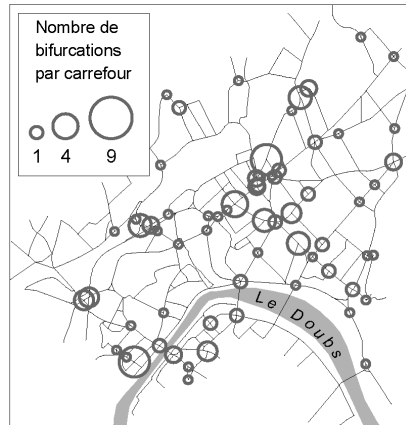
$$\rho^2 = 1 - \frac{\ln(L(\beta_r)) - n}{\ln(L(0))},$$

où $\ln(L(\beta_r))$ est la valeur du maximum du logarithme de la fonction de vraisemblance qui est obtenu pour le vecteur de paramètres β_r et $\ln(L(0))$ est la valeur du logarithme de la fonction de vraisemblance dans laquelle tous les coefficients du vecteur de paramètres sont nuls. Ce coefficient est borné entre 0 et 1. Une valeur de 1 correspond à un $\ln(L(\beta_r)) = 0$, c'est-à-dire à un modèle qui reproduit parfaitement les comportements observés. Une valeur de 0 indique que le modèle est neutre et qu'il ne discrimine pas les alternatives entre elles. Ce coefficient présente l'avantage de permettre des comparaisons entre modèles testés et ainsi de valider l'ajout d'attributs paysagers.

5. RÉSULTATS

L'application de l'algorithme aux 370 trajets enregistrés dans la zone étudiée aboutit à l'identification de 146 bifurcations. Un trajet pouvant compter plusieurs bifurcations, on dénombre au final 268 trajets qui correspondent exactement au plus court chemin. Ce nombre élevé, qui peut s'expliquer par la forte proportion de déplacements de courte distance, confirme l'hypothèse de minimisation du trajet comme déterminant principal du choix d'itinéraire. Il est possible de comptabiliser le nombre de bifurcations afférentes à chaque carrefour (Figure 4a).

Figure 4 : Résultats de l'algorithme des bifurcations

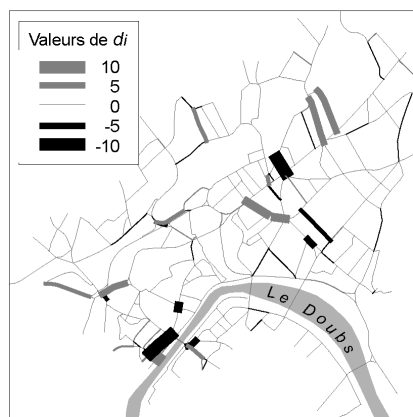


a. Comptage des bifurcations

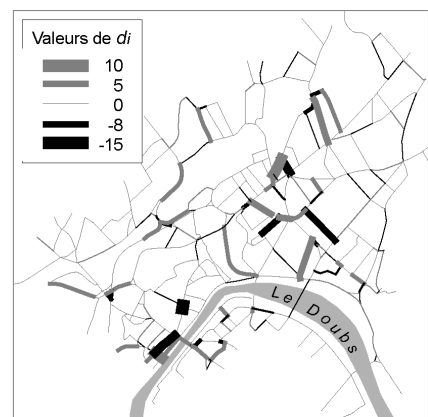
A partir d'une série de trajets effectifs, 146 bifurcations ont été identifiées.

Elles ont d'abord été comptées et localisées (a). D'après cette carte, certains carrefours occasionnent davantage de bifurcations, mais la distribution spatiale ne peut être interprétée sans informations supplémentaires.

Les préférences agrégées des tronçons ont été calculées suivant les deux hypothèses : choix local (b) ou choix partiel (c). Elles sont à mettre en rapport avec les caractères paysagers de ces tronçons.



b. Préférence, hypothèse de choix local



c. Préférence, hypothèse de choix partiel

Les Figures 4b et 4c présentent les valeurs de d obtenues pour les deux hypothèses de choix local et partiel. Ces résultats agrégés, sans distinction de sens, permettent une visualisation cartographique et donc un premier diagnostic spatial qui peut servir à identifier les facteurs récurrents de préférences ou d'évitements.

La mise en œuvre du modèle logit permet de déterminer précisément le rôle des variables paysagères. Le Tableau 3 présente les résultats pour les deux hypothèses de choix retenues.

Tableau 3 : Modèles de choix paysagers suivant les deux hypothèses

Attributs paysagers	Coefficient	Stat $\ln(L(\beta))$	Stat χ^2	ρ^2
<i>Hypothèse de choix local</i>				
Variable neutre	-	-98,43	-	-
Petits monuments	-2,01	-88,97	0,001	0,086
Petits immeubles commerc.	0,56	-85,56	0,01	0,110
Citadelle	0,35	-81,69	0,01	0,140
Haies	0,93	-78,63	0,05	0,160
Chemin de fer	1,31	-75,75	0,05	0,180
<i>Hypothèse de choix partiel</i>				
Constante	-	-101,20	-	-
Nombre de voies	5,12	-65,58	0,001	0,34
Petits immeubles résidentiels	2,45	-50,36	0,001	0,48
Arbres	4,77	-37,60	0,001	0,60
Cours d'eau	3,29	-27,06	0,01	0,69
Petits immeubles commerc.	2,73	-23,63	0,01	0,72
Petits immeubles publics	3,84	-21,66	0,05	0,73

Concernant l'hypothèse de choix local, seule la variable *petit monument* joue négativement. En positif, les variables *petits immeubles commerciaux*, *citadelle* voire *haies* semblent relativement logiques. Plus surprenante, la variable *chemin de fer* apparaît en positif. Néanmoins, le ρ^2 reste assez faible. Cette hypothèse ne donne donc pas pleinement satisfaction et les paysages uniquement abordés à partir d'une opposition entre deux tronçons ne permettent d'expliquer les choix d'itinéraires spécifiques que de manière approximative.

Concernant l'hypothèse de choix partiel, on constate tout d'abord que le ρ^2 est nettement plus fort. Ceci est en accord avec la plus grande validité accordée *a priori* à cette hypothèse dans le cadre de trajets habituels. Suivant cette hypothèse, les variables paysagères permettent de mieux expliquer les bifurcations. Par ailleurs, les classes retenues, qui agissent toutes de manière positive, sont différentes de celles obtenues dans le contexte de choix local, à l'exception notable des *petits immeubles commerciaux*. Comme les environnements commerçants sont générateurs de déplacements, cela pourrait remettre en cause le rôle véritablement visuel que nous leur attribuons. C'est pourquoi nous avons testé le lien entre la densité des destinations des trajets et la densité des commerces : le coefficient r est relativement faible (0,28). Il est donc intéressant de constater que l'accessibilité aux commerces, souhaitée par les planificateurs urbains et les chercheurs (ANTUPIT et al., 1996 ; SHRIVER, 1997), se justifie également d'un point de vue paysager. La variable *nombre de voies* est positive, ce qui semble assez inattendu dans la mesure où elle est

généralement corrélée à l'intensité du trafic routier. La variable *cours d'eau*, très spécifique au site étudié, est également intégrée de manière positive au modèle, de même que les *arbres*, les *petits immeubles résidentiels* et les *petits immeubles publics*.

Afin d'affiner notre analyse, étudions les comportements des piétons selon quelques caractéristiques individuelles : sexe, âge et motif du déplacement (Tableau 4). L'analyse par motifs révèle une différence importante entre le motif travail, pour lequel il n'y a que deux classes paysagères significatives en négatif, et le motif loisirs pour lequel les piétons prêtent plus d'attention à leur environnement. Concernant le sexe, si le nombre de classes significatives ne permet pas de distinguer les deux genres, il semble toutefois que les femmes réagissent de manière plus positive aux paysages. En revanche, les différences selon l'âge ne révèlent pas de différence statistiquement significative.

Tableau 4 : Influence des attributs paysagers
selon quelques caractéristiques individuelles

Attributs paysagers	Total	Motif			- de 25 25-59 + de 59			Homme Femme	
		Travail	Achats	Loisirs	ans	ans	ans		
Effectifs	146	24	70	16	28	69	49	55	91
Petits imm. rés.	1,12*	-	-	0,96	-	-	0,36	0,65*	-
Petits imm. com.	2,15*	-	-	1,24	-	-	-	-	-
Petits imm. ind.	-6,18*	-	-	-	-	-7,05**	-	-	-
Petits imm. pub.	-	-	-	-2,19	-	-	-	-	-
Petits monuments	-	-	-1,2*	-	-1,49	-2,12*	-	-0,89	-1,38*
Grands imm. rés.	0,75	-	-	-3,28*	-	-	-0,76	-	-
Grands imm. com.	10,6*	-	1,85	-	3,55	-	-	4,82*	-
Grands imm. ind.	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Grands imm. pub.	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Grands monuments	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Murs	-	-1,74	-0,93*	-	-1,5	-	-	-0,94*	-
Haies	2,31*	-	-	-5,35	-	-	-	-	-
Pelouse	9,47*	-	-	-	-	-	3,97	-	7,56**
Arbustes	5,81*	-	-	-5,08	-	-	-	-	-
Arbres	2,73*	-	-	-1,45	-	-	-	-	-
Fleurs	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Parcs	1,04*	-	-	-	-	-	-	-	-
Cours d'eau	5,28*	-	1,36*	4,51*	3,05**	1,36*	1,78	1,81*	1,75**
Places	2,67*	-	-	-	-	-	-	-	-
Parkings	-	-1,09	-	-1,03	-	-0,79	-	-0,66	-
Relief	0,4*	-	-	-	0,25*	-	-	-	2,05**
Citadelle	0,54*	-	-	8,19	-	-	-	-	2,34
Nombre de voies	4,06*	-	-	-	-	0,92*	-	-	-
Largeur trottoirs	2,78*	-	0,92**	-	-	-	-	-	-

imm = immeubles ; *rés* = résidentiels ; *com* = commerciaux ; *ind* = industriels ; *pub* = public

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

Une lecture horizontale permet d'identifier les préférences récurrentes des classes paysagères pour les différentes sous-populations étudiées. Ces classes

n'interviennent pas de manière identique dans la détermination des choix d'itinéraires. Les plus consensuelles sont les *petits immeubles résidentiels*, les *grands immeubles commerciaux* et les *cours d'eau* en positif ; elles s'opposent aux *petits monuments*, aux *murs* et aux *parkings* en négatif.

6. CONCLUSION ET PERSPECTIVES

La méthode d'analyse des choix d'itinéraires présentée dans cet article diffère des techniques habituellement employées recensant des chemins « raisonnables » pour chaque origine-destination (DIAL, 1971) et pour lesquels des probabilités d'usage sont calculées. Selon ces méthodes classiques, l'ensemble de choix théorique des piétons est fixé arbitrairement par le modélisateur et les itinéraires potentiels retenus ne sont donc pas forcément pertinents. Quand la définition de l'utilité de chaque itinéraire n'est basée que sur la longueur des itinéraires potentiels, cette méthode est sans conteste adéquate : il est logique de ne comparer que les coûts des différents itinéraires et le tronçon n'est alors qu'un élément « neutre » des différents trajets. Mais si l'on redéfinit l'utilité en intégrant des variables qualitatives comme les paysages, les choix peuvent aussi être associés à des préférences paysagères moins globales.

C'est dans cette optique que la méthode des bifurcations a été proposée puisqu'elle permet de simuler des choix plus ponctuels. L'hypothèse de maximisation partielle de l'utilité semble correspondre aux comportements des piétons et aux choix intervenant aux carrefours. De nombreuses pistes de recherche restent toutefois à explorer ; il serait par exemple souhaitable de prendre en compte tous les itinéraires contenus dans l'intervalle d'allongement mis en évidence par le trajet emprunté au détriment du plus court chemin. Ainsi, il ne s'agirait plus d'un choix binaire mais d'un choix multiple dans lequel d'autres options potentielles inférieures à l'allongement engendré par le choix effectué seraient retenues. Si l'hypothèse de choix partiel est la plus valide, l'ajout de descripteurs paysagers adaptés au contexte des bifurcations pourrait permettre de tester à nouveau l'hypothèse de choix local. Ainsi, la prise en compte des perspectives visuelles perçues depuis les carrefours semblerait pertinente. Par ailleurs, d'autres possibilités pourraient à l'avenir être testées comme l'introduction d'une variable « allongement généré par l'abandon du plus court chemin » ou la mise en œuvre d'une enquête spécifique qui ne prendrait en compte que les éléments paysagers visibles au carrefour.

D'un point de vue thématique, les résultats confirment l'influence du paysage visible dans les trajets pédestres. Cela rejoint, par exemple, les hypothèses du « *Pedestrian Environment Factor* » (PARSONS BRINKERHOFF QUADE AND DOUGLAS, INC., 1993), indice qui synthétise un ensemble de mesures favorables aux piétons et qui intègre la notion de qualité de l'environnement piétonnier. Ces résultats permettent d'enrichir les travaux qui ne portent que sur des

variables caractérisant la voirie d'un point de vue technique (RODRIGUEZ, JOO, 2004 ; DESYLLAS, DUXBURY, 2001 ; CERVERO, KOCKELMAN, 1997). On remarque cependant que la variable *nombre de voies* présente le plus fort pouvoir explicatif concernant l'hypothèse de choix partiel. Ceci renvoie à certaines idées émises en architecture et en urbanisme, à propos par exemple de la notion de ligne axiale proposée par la syntaxe spatiale (HILLIER, HANSON, 1984) ou encore aux travaux sur les pleins et les vides (MOLES, ROHMER, 1982). Par ailleurs, l'influence de la végétation ne semble pas aussi forte que prévue alors qu'elle constitue un moyen d'action privilégié par les planificateurs urbains pour encourager les déplacements pédestres. Cela peut sans doute s'expliquer par le fait que les itinéraires recensés sont « utilitaires ». En effet, le lien marche à pied-végétation est essentiellement valide dans le cadre de déplacements de type promenades (CERVERO, KOCKELMAN, 1997). Pour affiner ce travail, d'autres types d'informations paysagères pourraient être récoltées ; il serait par exemple possible de caractériser précisément les façades du bâti comme ZACHARIADIS (2005). Mais les résultats obtenus sont encourageants et montrent que le paysage devrait être davantage intégré dans les réflexions sur la marche à pied. Évidemment, ils devront nécessairement être confirmés, voire infirmés, sur d'autres terrains d'étude et à des échelles plus vastes.

En lien avec les paysages, les hypothèses de maximisation locale et partielle de l'utilité restent donc à explorer et il faudra, par exemple, engager des réflexions sur l'adaptation de la méthode à la prédiction des flux. Confirmés par des travaux sur d'autres sites, les résultats pourraient s'intégrer dans des modèles de microsimulation qui disposeraient ainsi d'agents plus « réels », réagissant davantage à l'environnement de déplacement et selon des règles comportementales plus sophistiquées (BAZZAN et al., 1999).

BIBLIOGRAPHIE

- AMAR G. (1993) **Mobilités urbaines : éloge de la diversité et devoir d'invention**. La Tour d'Aigues, Editions de l'Aube, 251 p.
- ANTONINI G., BIERLAIRE M., WEBER M. (2006) Discrete choice models of pedestrian walking behaviour. **Transportation Research Part B**, n° 40, pp. 667-687.
- ANTUPIT S., GRAY B., WOODS S. (1996) Steps ahead: making streets that work in Seattle, Washington. **Landscape and Urban Planning**, n° 35, pp. 107-122.
- AUGOYARD J. F. (1979) **Pas à pas, essai sur le cheminement quotidien en milieu urbain**. Paris, Éditions du Seuil, 185 p.

- BAZZAN A., WAHLE J., KLÜGL F. (1999) Agents in traffic modelling: From reactive to social behaviour. Proceedings of the **23rd Annual German Conference on Artificial Intelligence: Advances in Artificial Intelligence**, Springer-Verlag, pp. 303-306.
- BEN-AKIVA M., BIERLAIRE M. (1999) Discrete choice methods and their applications to short term travel decisions. In R. HALL (ed.) **Handbook of Transportation Science**. Londres, Kluwer, pp. 5-34.
- BEN-AKIVA M., LERMAN S. R. (1985) **Discrete choice analysis: theory and application to travel demand**. Cambridge, MIT Press, 384 p.
- BROSSARD T., WIEBER J.-C. (1984) Le paysage : trois définitions, un mode d'analyse et de cartographie. **L'Espace Géographique**, Vol. 13, pp. 5-12.
- CAUVIN C. (1999) Propositions pour une approche de la cognition spatiale intra-urbaine. **Cybergéo**, n° 72.
- CERTU (2003) **Modélisation des déplacements urbains de voyageurs, Guide des pratiques**. Paris, Editions Lavoisier, 242 p. (Collection CERTU, n° 33).
- CERVERO R., KOCKELMAN K. (1997) Travel demand and the 3Ds: density, diversity, and design. **Transportation Research Part D**, Vol. 3, pp. 199-219.
- DESYLLAS J., DUXBURY E. (2001) Axial maps and visibility analysis. Proceedings of the **3rd International Space Syntax Symposium**, Atlanta, 27 p.
- DIAL R. B. (1971) Probabilistic assignment: A multipath traffic assignment model which obviates path enumeration. **Transportation Research**, n° 5, pp. 83-111.
- GENRE-GRANDPIERRE C., FOLTÊTE J.-C. (2003) Morphologie urbaine et mobilité en marche à pied. **Cybergéo**, n° 248.
- GLEYZE J.-F. (2001) Les dommages induits par les coupures du réseau routier. Eléments de recherche pour l'évaluation de la fiabilité d'un réseau routier. In A. BANOS, F. BANOS, T. BROSSARD, S. LASSARRE (éd.) **Actes du colloque de géographie des risques des transports**. Orléans, Paradigme, pp. 17-41.
- HAKLAY M., O'SULLIVAN D., THURSTAIN-GOODWIN M., SCHELHORN T. (2001) So go downtown: simulating pedestrian movement in town centres. **Environment and planning B: Planning and design**, Vol. 28, pp. 343-359.
- HÉRAN F. (2002) **Indicateurs pour des aménagements favorables aux piétons et aux cyclistes**. Rapport ADEME-IFRESI-CNRS, 197 p.
- HILLIER B. (1996) **Space is the machine: a configurational theory of architecture**. Cambridge, Cambridge University Press, 463 p.

- HILLIER B., HANSON J. (1984) **The social logic of space**. Cambridge, Cambridge University Press, 281 p.
- HILLIGES M., REINER R., WEIDLICH W. (1993) A simulation model of dynamic traffic flow in networks. Proceedings of the **European Simulation Multiconference**, Lyon.
- HOOGENDOORN S.P., BOVY P.H.L. (2004) Pedestrian route-choice and activity scheduling theory and models. **Transportation Research Part B**, n° 38, pp. 169-190.
- JULIEN A., CARRÉ J. (2003) La marche dans les déplacements quotidiens des citadins. In D. PUMAIN, M.F. MATTÉI (éd.) **Données urbaines 4**. Paris, Éditions Anthropos, pp. 87-95.
- KAUFMANN V. (2000) **Mobilités quotidiennes et dynamiques urbaines**. Lausanne, Presses polytechniques et universitaires romandes, 252 p.
- KERRIDGE J., HINE J., WIGAN M. (2001) Agent-based modelling of pedestrian movements: the questions that need to be asked and answered. **Environment and planning B: Planning and design**, vol. 28, pp. 327-341.
- LYNCH K. (1960) **L'image de la cité**. Paris, Dunod, 221 p.
- MARINÉ C., ESCRIBE C. (1998) **Histoire de la psychologie générale, du behaviorisme au cognitivisme**. Paris, Éditions In Press, 199 p.
- MASSON S. (1998) Interactions entre systèmes de transport et système de localisation : de l'héritage des modèles traditionnels à l'apport des modèles interactifs de transport et d'occupation des sols. **les Cahiers Scientifiques du Transport**, n° 33, pp. 79-108.
- McFADDEN D. (2000) Disaggregate behavioural travel demand's RUM side: a 30-year retrospective. In D. A. HENSHER (éd.) **Travel behaviour research, the leading edge**. Amsterdam, Pergamon, pp. 17-63.
- MOLES A., ROHMER E. (1982) **Labyrinthes du vécu : l'espace, matière d'actions**. Paris, Librairie des Méridiens, 183 p.
- NGUYEN S., PALLOTTINO S., GENDREAU M. (1998) Implicit Enumeration of Hyperpaths in a Logit Model for Transit Networks. **Transportation Science**, vol. 32, issue 1, pp. 54-64.
- PARSONS BRINKERHOFF QUADE AND DOUGLAS, INC. (1993) **Volume 4A: The Pedestrian Environment**. LUTRAQ Project, 1000 Friends of Oregon, Portland.
- PIOMBINI A., FOLTÊTE J.-C. (2007) Evaluer les choix d'itinéraires pédestres en milieu urbain. **Revue Internationale de Géomatique**, Vol. 17, n° 2, pp. 207-225.

ROBERTSON S. (2004) Visions of urban mobility. 6th **International Summer Academy on Technology Studies**, “**Urban Infrastructure in Transition: What can we learn from history?**”. Deutschlandsberg (Austria), 11-17 juillet, pp. 301-320.

RODRIGUEZ D. A., JOO J. (2004) The relationship between non-motorized mode choice and the local physical environment. **Transportation Research Part D**, Vol. 9, n° 2, pp. 151-173.

SHRIVER K. (1997) Influence of environmental design on pedestrian travel behaviour in four Austin neighbourhoods. **Transportation Research Record**, Vol. 1578, pp. 64-75.

WONG K.-K., DOMROES M. (2005) The visual quality of urban park scenes of Kowloon Park, Hong Kong: likeability, affective appraisal, and cross-cultural perspectives. **Environment and Planning B: Planning and Design**, vol. 32, pp. 617-632.

ZACHARIADIS V. (2005) An agent-based approach to the simulation of pedestrian movement and factors that control it. **CUPUM'05**, Londres, 29 juin-1 juillet, 16 p.
(<http://128.40.111.250/cupum/searchpapers/papers/paper372.pdf>).

ZACHARIAS J. (2005) Exploratory spatial behaviour in real and virtual environments. **Landscape and Urban Planning**, Vol. 78, pp. 1-13.

ZHANG J., TIMMERMANS H., BORGERS A., WANG D. (2004) Modeling traveler choice behavior using the concepts of relative utility and relative interest. **Transportation Research Part B**, Vol. 38, n° 3, pp. 215-234.