



MESURES DE LA VALEUR DU TEMPS DE TRANSPORT : À LA RECHERCHE D'UN COMPROMIS ENTRE AGRÉGATION ET VARIABILITÉ

Thierry BLAYAC, Anne CAUSSE¹

La valeur que les usagers accordent à un gain de temps de transport est un paramètre prépondérant dans les méthodes de prévision de trafic et d'évaluation de projets d'infrastructures de transport². De fait, l'ensemble des choix micro-économiques liés aux déplacements – choix modal et choix d'itinéraire, principalement – ainsi que la mesure de la variation d'utilité collective associée à un projet public sont largement conditionnés par le consentement à payer des usagers pour une économie de temps de transport sur un trajet donné. La maîtrise de ces valeurs comportementales pose un certain nombre de problèmes méthodologiques et statistiques, imputables au fait qu'il n'existe pas une valeur du temps unique, identique pour tous dans toutes les situations, mais autant de valeurs que de couples individu/déplacement. Le défi pour l'analyste consiste alors à conserver une certaine agrégation des valeurs du temps tout en assurant un degré de flexibilité suffisant pour juger de la dispersion autour de ces valeurs « moyennes ». Dans le cadre économétrique des modèles de choix discret issus de la théorie de l'utilité aléatoire, dont nous rappelons les fondements dans une première partie, cet arbitrage est le plus souvent réalisé par l'adoption d'une forme linéaire de l'utilité représentative en termes de coût généralisé combinée soit à une segmentation de la population des usagers, soit à l'utilisation de modèles à coefficients variables³.

La présentation qui suit explore, via une étude de cas, une nouvelle voie. Cette dernière s'applique à relâcher l'hypothèse de linéarité du modèle en termes de coût généralisé pour établir une fonction déterministe de valeur du temps, dépendant des paramètres économiques du programme individuel de choix sous-jacent.

Les modèles de choix discret issus de la théorie de l'utilité aléatoire : une présentation liminaire

L'usager, lorsqu'il se trouve dans une situation de choix de mode ou d'itinéraire de déplacement, est amené à choisir entre un nombre fini d'options mutuellement exclusives. La modélisation de la demande dans le domaine des transports se distingue donc des modèles plus classiques avec demande continue, pour s'inscrire dans une théorisation en termes de choix discret. Une vaste littérature existe sur le sujet⁴ ; notre présentation reste de ce fait très superficielle.

Considérons un individu t conduit à choisir entre un nombre fini d'options mutuellement exclusives, $i = 1, \dots, m$. Pour chacune d'elles, on peut définir une utilité indirecte conditionnelle, U_{it} , qui représente l'utilité maximale que l'individu t éprouve si son choix se porte effectivement sur i . En pratique l'agent opte pour l'alternative associée à la plus grande utilité conditionnelle indirecte.

Formellement, U_{it} dépend d'un certain nombre d'attributs observables par l'analyste, relatifs soit à l'option soit à l'individu, et d'un ensemble de caractéris-

¹ Ces deux étudiants préparaient à l'époque de la rédaction de cet article une thèse au LAMETA – UPRESA 5474 du CNRS – Faculté des sciences économiques.

² Il est désormais acquis que les valeurs tutélaires, utilisées par le passé, cèdent le pas aux valeurs individuelles jusque dans le calcul économique public.

³ L'implication restrictive d'unicité de la valeur du temps, propre aux formes linéaires en termes de coût généralisé, est ainsi relâchée au profit d'une valeur spécifique à chaque segment dans le premier cas et à celui d'une distribution aléatoire de valeurs du temps dans le second.

⁴ Cf. McFadden (1973) ainsi que Domenich et McFadden (1975).

tiques méconnues de celui-ci recouvrant les variations de goût au sein de la population. Les premiers sont synthétisés en une fonction qualifiée d'utilité représentative, notée V_{it} , les secondes sont appréhendées par un terme aléatoire, ε_{it} . Sous l'hypothèse d'additivité de ces deux termes, il vient :

$$U_{it} = V_{it} + \varepsilon_{it}$$

L'analyste, dans l'incapacité d'observer les choix répétés d'un même individu, peut cependant représenter l'ensemble des règles de décisions associé à la population dans son ensemble, via le système de probabilité de choix :

$$P_i(t) = P(V_{it} + \varepsilon_{it} \geq V_{jt} + \varepsilon_{jt}), \quad \forall j = 1, \dots, m, \quad j \neq i$$

où $P_i(t)$ représente la probabilité de tirer dans la population un individu de caractéristiques t qui préfère i à toute autre option.

Différentes hypothèses peuvent ensuite être formulées concernant la distribution des ε_{it} . Pour un ensemble d'aléas identiquement et indépendamment distribués selon une loi de Weibull⁵, on obtient le modèle logit polytomique associé au système de probabilités suivant :

$$P_i(t) = \frac{\exp(V_{it})}{\sum_{j=1}^m \exp(V_{jt})} \quad i = 1, \dots, m$$

Bien que ce modèle repose sur un certain nombre d'hypothèses restrictives (notamment l'hypothèse d'indépendance vis à vis des états non pertinents⁶), sa simplicité d'utilisation et la nature binaire de notre application explique que nous le retenions par la suite.

**Forme linéaire
versus forme non
linéaire :
une application
au choix modal
train/avion**

L'étude proposée s'appuie sur un échantillon de 500 usagers du train et de l'avion, pour lesquels nous disposons après enquête⁷, des caractéristiques de réseau du mode choisi et du mode alternatif (prix, temps d'attente, de rabattement,...) et de certaines caractéristiques socio-économiques (PCS, revenu,...).

**Le modèle
en terme de coût
généralisé
standard**

De manière classique, l'utilité représentative associée à cette forme linéaire s'écrit :

$$V_i = a - \lambda p_i - k_i t_i, \quad i = 1(\text{train}), \quad 2(\text{avion})^8$$

où t_i et p_i désignent respectivement le temps et le prix « porte à porte » associés au mode i , et où a , λ et k_i sont les paramètres à estimer.

Les résultats statistiques et économiques relatifs à l'estimation logit de ce modèle sont résumés dans le tableau n°1.

⁵ Une variable aléatoire X suit une loi de Weibull (ou exponentielle double ou encore de Gumbell) si sa fonction cumulative s'écrit : $F(x) = \exp(-\exp(-x))$

⁶ Cette hypothèse implique que les rapports des probabilités de choix entre deux modes restent invariants après adjonction d'un nouveau mode.

⁷ Cette enquête a été réalisée par nos soins grâce à l'appui de la Direction Régionale Languedoc-Roussillon de la SNCF et de la CCI de Montpellier, responsable de l'aéroport Montpellier-Méditerranée. Elle porte sur une période allant du 6 janvier au 4 février 1997. Une première présélection a limité la population échantillonnée aux usagers concernés par un trajet en France (hors Corse) au départ de Montpellier pour lequel il existe un équivalent dans le mode alternatif. Ainsi, les lignes aériennes considérées englobent toutes les lignes intérieures au départ de Montpellier et les zones ferroviaires couvertes sont les zones SNCF 7 et 9.

⁸ Par la suite, l'indice 1 désignera systématiquement le train et l'indice 2 l'avion.

VOYAGEURS

Tableau n° 1 : Analyse du modèle en termes de coût généralisé

Tests de signification des coefficients (à 5%)	H ₀ : "nullité du coefficient étudié" rejetée		
Test du Khi2	H ₀ : "nullité simultanée de tous les coefficients sauf constante" rejetée		
* Pseudo R ² et ** Pseudo \bar{R}^2	R ² = 0,049 et \bar{R}^2 = 0,040		
Valeur du temps (VT)***	70 F/h pour le train, 435 F/h pour l'avion		
Elasticités directes****	Coût du trajet	Train	-0,19
		Avion	-0,301
	Temps en véhicule	Train	-0,178
		Avion	-0,203
Elasticités croisées****	Coût du trajet	Train	0,4
		Avion	0,143
	Temps en véhicule	Train	0,269
		Avion	0,134

* La mesure utilisée est celle proposée par McFadden : $\rho^2 = 1 - \frac{\ell(\beta)}{\ell(0)}$ où $\ell(0)$ représente la vraisemblance du modèle contraint, dans lequel tous les coefficients hormis la constante sont assujettis à la nullité et où $\ell(\beta)$ désigne la vraisemblance du modèle non contraint.

** Le pseudo \bar{R}^2 fait référence à la statistique d'Akaike : $\bar{\rho}^2 = 1 - \frac{\ell(\beta) - k}{\ell(0)}$, où k représente le nombre de degrés de liberté, c'est-à-dire le nombre de paramètres estimés autre que la constante.

$$*** \quad VT_i = \frac{\partial V_i / \partial r_i}{\partial V_i / \partial p_i} = \frac{k_i}{\lambda}$$

**** Les élasticités sont calculées aux points moyens de l'échantillon.

La simplicité de ce modèle a pour contrepartie évidente l'invariance des valeurs du temps selon le type de l'utilisateur - et notamment son niveau de revenu - et la nature du déplacement, plus particulièrement sa durée et son prix. Recourir à une quelconque segmentation ou à des coefficients variables permet alors uniquement d'apprécier plus finement la dispersion des valeurs du temps selon le type de l'utilisateur. La forme analytique que nous proposons maintenant conserve ce premier degré de liberté - via la présence du revenu dans le modèle - mais offre de surcroît la possibilité supplémentaire de juger de la variabilité de la valeur du temps en fonction des caractéristiques du trajet.

Forme non linéaire et prise en compte de l'effet revenu

La forme non linéaire à laquelle nous avons recours⁹ est la suivante :

$$V_i = b - \tilde{\alpha} p_i + \frac{\beta}{2} (p_i^2 - 2R p_i) + \gamma (R t_i - p_i t_i) + \tilde{\delta} t_i - \frac{\xi}{2} t_i^2$$

où R désigne le revenu de l'utilisateur et où b, $\tilde{\alpha}$, β , γ , $\tilde{\delta}$ et ξ sont les nouveaux coefficients du modèle logit à estimer. Les tests et résultats associés à ce modèle sont décrits dans le tableau n°2.

⁹ La justification théorique de cette spécification se trouve dans Blayac & Causse (1998a).



Tableau n° 2 : Analyse du modèle non linéaire

Tests de signification des coefficients (à 5%)	H ₀ : "nullité du coefficient étudié" rejetée		
Test du Khi2	H ₀ : "nullité simultanée de tous les coefficients sauf constante" rejetée		
*Pseudo R² et **Pseudo \bar{R}^2	R ² = 0,237 et \bar{R}^2 = 0,214		
Fonctions de valeurs du temps***			
Elasticités directes****	Coût du trajet	Train	-0,362
		Avion	-0,511
	Temps en véhicule	Train	-0,583
		Avion	-0,167
	Revenu	Train	-1,190
		Avion	0,722
Elasticités croisées****	Coût du trajet	Train	0,843
		Avion	0,219
	Temps en véhicule	Train	0,276
		Avion	0,354

* La mesure utilisée est celle proposée par McFadden : $\rho^2 = 1 - \frac{\ell(\beta)}{\ell(0)}$ où $\ell(0)$ représente la vraisemblance du modèle contraint, dans lequel tous les coefficients hormis la constante sont assujettis à la nullité et où $\ell(\beta)$ désigne la vraisemblance du modèle non contraint.

** Le pseudo \bar{R}^2 fait référence à la statistique d'Akaike : $\bar{\rho}^2 = 1 - \frac{\ell(\beta) - k}{\ell(0)}$, où k représente le nombre de degrés de liberté, c'est-à-dire le nombre de paramètres estimés autre que la constante.

$$VT_i = \frac{\frac{\partial V_i}{\partial t_i}}{\frac{\partial V_i}{\partial p_i}} = \frac{\gamma R - \gamma_i + \delta - \zeta_i}{-\alpha + \beta p_i - \beta R - \gamma_i}$$

**** Les élasticités sont calculées aux points moyens de l'échantillon.

L'utilisation d'une forme non linéaire accroît le pouvoir explicatif du modèle (passage du pseudo R² de 0,049 à 0,237 et du pseudo \bar{R}^2 de 0,04 à 0,214). De plus, on remarque que les élasticités calculées pour des valeurs moyennes identiques sont largement supérieures en valeur absolue à celles du cas linéaire. En ce point moyen, le modèle linéaire sous-estime donc les réactions des usagers. D'une manière générale, si l'on fait varier continûment chacune des variables, on constate que le modèle linéaire conduit à une surestimation ou à une sous-estimation systématique des effets marginaux. En outre, grâce à ce nouveau modèle, il devient possible de dériver une fonction déterministe de valeurs du temps dépendant du revenu, des temps de trajet et des prix pratiqués. A titre d'exemple, nous donnons, pour chacun des modes, les tableaux suivants [n°3 et n°4] relatifs au revenu moyen et à différentes combinaisons prix/temps¹⁰.

¹⁰ Les revenus moyens et les combinaisons prix/temps retenus renvoient aux valeurs observées dans l'échantillon.

VOYAGEURS

Tableau n° 3 : Valeurs du temps en train pour un revenu de 13 470 francs (francs par heure)

t1\p1	180	210	240	270	300	330	360	390	420	450	480	510
3h30	239	238	237	236	235	234	232	231	230	229	228	227
3h50	223	222	221	220	219	218	216	215	214	213	212	211
4h10	207	206	205	204	202	201	200	199	198	197	196	195
4h30	190	189	188	187	186	185	184	183	182	181	180	179
4h50	174	173	172	171	170	169	168	167	166	165	164	163
5h10	157	156	155	154	153	152	152	151	150	149	148	147
5h30	140	139	138	138	137	136	135	134	133	133	132	131
5h50	123	122	122	121	120	119	118	118	117	116	115	115
6h10	106	105	105	104	103	102	102	101	100	100	99	98
6h30	89	88	87	87	86	86	85	84	84	83	82	82
6h50	71	71	70	70	69	68	68	67	67	66	66	65

Tableau n° 4 : Valeurs du temps en avion pour un revenu de 13 470 francs (francs par heure)

t2\p2	470	550	630	710	790	870	950	1030	1110	1190	1270	1350
0h50	321	318	314	310	307	303	300	296	293	290	287	284
1h00	294	290	287	283	280	277	274	270	267	264	261	258
1h10	266	262	259	256	253	250	247	244	241	238	236	233
1h20	238	235	232	229	226	223	221	218	215	213	210	208
1h30	210	207	204	202	199	197	194	192	189	187	184	182
1h40	182	179	177	174	172	170	167	165	163	161	159	157
1h50	153	151	149	147	145	143	141	139	137	135	133	131
2h00	125	123	121	119	117	116	114	112	110	109	107	105

Il convient de rester circonspect quant à l'interprétation des valeurs qui figurent dans ces tableaux. Etant donné la faible représentativité de notre échantillon, les valeurs associées à des combinaisons prix/temps/revenu particulières ne doivent pas être prises « au pied de la lettre ». Il reste que cette étude empirique souligne la réelle dispersion des valeurs du temps autour des valeurs moyennes (ombrées dans les tableaux), valeurs moyennes dont on peut noter au passage qu'elles sont sans commune mesure avec celles obtenues dans le modèle linéaire.

Disposer de mesures de dispersion de la valeur du temps à la fois selon le type de l'utilisateur et la nature du déplacement doit permettre d'améliorer les modèles de simulation de trafic et d'éviter d'éventuelles distorsions dans l'affectation des ressources publiques par une meilleure prise en compte de l'effet-revenu. Cette note est un premier pas dans ce sens qui appelle des extensions futures : au niveau empirique, par l'application de cette procédure à un échantillon d'utilisateurs représentatif de l'ensemble des déplacements à longue distance effectué en France en train ou en avion, au niveau méthodologique, par combinaison avec d'autres méthodes de prise en compte de la variabilité de la valeur du temps que sont la segmentation et l'adoption de coefficients variables.

Références bibliographiques

- **Blayac T. et Causse A.** (1998a), " Valeurs du temps de transport : l'apport de la modélisation micro-économétrique du choix modal ", *WP LAMETA*.
- **Blayac T. et Causse A.** (1998b), " Vers une meilleure appréciation de la valeur subjective du temps : légitimité des transformations Box-Cox ", *WP LAMETA*.
- **Boiteux M.** (sous la direction) (1994), *Transports : Pour un meilleur choix des investissements*, La documentation française.
- **Causse A.** (1999), *La valeur du temps de transport : De l'usage des théories micro-économiques de l'affectation du temps dans les modèles désagrégés aléatoires de transport – prévision de trafic, évaluation de projet -*, Thèse Montpellier I, LAMETA.
- **Domenich T. A., et McFadden D.** (1975), *Urban Travel Demand : A Behavioural Analysis*, North-Holland, Amsterdam.
- **Leurent F.** (1998), " Les valeurs du temps des automobiles à Marseille en 1995 ", *Recherche Transports Sécurité*, pp19-38, juillet-septembre.
- **McFadden D.** (1973), " Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour ", dans *Frontiers in Econometrics*, Ed. Zarembka, Academic Press, pp. 105-142.
- **McFadden D.** (1982), " Econometric Models of Probabilistic Choice ", dans Manski C.F., and McFadden D. (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data*, MIT Press, Cambridge, pp 198-272.
- **MVA Consultancy**, Institute of Transport Studies, University of Leeds and Transport Studies Unit, University of Oxford (1987), *The Value of Travel Time Savings*, Policy Journals, London, England.
- **Quinet E** (1998), *Principes d'économie des transports*, Economica, Paris.

□