

Caractériser le paysage dans l'analyse des facteurs de l'urbanisation : méthodologie et illustration pour l'aire urbaine d'Angers

Julie Bourbeillon, Thomas Coisnon, Damien Rousselière et Julien Salanié

Annexe en ligne / Online Appendix

C1 – Cadre théorique et empirique

Pour simplifier l'exposition du modèle théorique, nous nous plaçons dans un espace périurbain dans lequel il n'existe que deux usages du sol possibles : l'agriculture et le résidentiel. Chaque parcelle de l'espace est détenue par un propriétaire terrien qui décide d'en allouer l'usage. Ces propriétaires sont neutres vis-à-vis du risque et le choix d'urbaniser la parcelle est irréversible. Chaque propriétaire doit alors décider de la date t^* à laquelle il convertira sa parcelle d'un usage agricole à un usage résidentiel. Chaque propriétaire cherche à maximiser la valeur actuelle nette (VAN_{it}) de sa parcelle à un instant t sur un horizon de temps infini.

Le moment auquel un propriétaire choisira d'urbaniser sa parcelle est donc solution de :

$$\max_{t^*} VAN_{it} = \int_t^{t^*} R_a(x_{ai}, \tau) e^{-r\tau} d\tau + \int_{t^*}^{+\infty} R_u(x_{ui}, \tau) e^{-r(\tau-t)} d\tau - C(y_i, t^*) e^{-r(t^*-t)} \quad (1)$$

$\forall t \in [0, t^*]$

où $R_a(x_{ai}, \tau)$ est la rente foncière instantanée à l'instant τ de la parcelle i en usage agricole, $R_u(x_{ui}, \tau)$ est la rente foncière de la parcelle i en usage urbain au même instant, $C(y_i, t^*)$ est le coût de conversion d'une parcelle au moment optimal t^* de sa conversion et r le taux d'actualisation du propriétaire terrien, supposé identique pour tous les propriétaires. x_{ai} , x_{ui} et y_i sont des vecteurs de caractéristiques propres à la parcelle i qui affectent respectivement la rente agricole R_a , la rente résidentielle R_u et le coût de conversion C . La rente foncière agricole R_a dépend d'un ensemble de déterminants x_{ai} au premier rang desquels figurent les composantes ricardiennes de la valeur du foncier agricole, c'est-à-dire celles qui déterminent la productivité agricole. Les coûts de conversion C d'une terre à usage urbain dépendent également de facteurs y_i variés. Il s'agit d'abord des coûts de viabilisation des terrains, ce qui inclut les frais de raccordement aux réseaux (électrique, eaux usées, voirie, etc.). Ces coûts dépendent fortement de la pente du terrain. Le déterminant le plus important de R_u est certainement l'accessibilité aux emplois et aux services. Ainsi, la distance au centre-ville de l'agglomération joue un rôle crucial.

Le problème de maximisation (1) stipule qu'un propriétaire choisira la date t^* de conversion de la parcelle i de telle manière que la somme des revenus agricoles actualisés avant la date de conversion et de ceux issus de l'usage urbain après cette date soit maximale une fois diminuée des coûts de conversion de la parcelle. La solution de ce problème d'optimisation a été établie par de multiples auteurs dont Capozza & Helsley (1989), Stavins & Jaffe (1990), Irwin & Bockstael (2002) et Carrion-Flores & Irwin (2004). Les conditions de premier ordre de ce problème d'optimisation requièrent qu'une parcelle n'est convertie que lorsque ce qu'elle peut rapporter en usage résidentiel est égal à la somme du coût d'opportunité de l'usage alternatif (agricole ici) et du coût de conversion.

En t^* , au moment de la conversion de la terre, on a donc l'équation (2) :

$$R_u(x_{ui}, t^*) = R_a(x_{ai}, t^*) + rC(y_i, t^*) \quad (2)$$

Si $R_u(x_{ui}, t^*) \geq R_a(x_{ai}, t^*) + rC(y_i, t^*)$, alors la parcelle est urbanisée en t^* . De nombreux facteurs viennent influencer cet arbitrage.

L'ensemble des facteurs qui influencent R_a , R_u et C ne sont pas observables. En l'absence d'informations détaillées sur les propriétaires terriens, il est impossible de tenir compte de l'hétérogénéité de leurs anticipations quant à R_a et R_u . En outre, il existe souvent un ensemble de caractéristiques importantes des parcelles que le chercheur ne peut pas observer. Ceci donne lieu à l'apparition d'une règle probabiliste de conversion des sols, tirée de (2). Remarquons d'abord que la règle d'allocation optimale de l'usage des sols peut être généralisée au cas de K usages alternatifs du sol, comme le montrent Lubowski *et al.* (2006) ou Lewis & Plantinga (2007) par exemple.

On obtient alors que le propriétaire d'une parcelle i en usage j choisira, à un instant t , l'usage k si :

$$\arg \max_k \left(R_k(x_{ki}, t) - rC_{jk}(y_i, t) \right) \geq R_j(x_{ji}, t) \quad \text{avec } j, k \in \{1, \dots, K\} \quad (3)$$

Caractériser le paysage dans l'analyse des facteurs de l'urbanisation : méthodologie et illustration pour l'aire urbaine d'Angers

Julie Bourbeillon, Thomas Coisson, Damien Rousselière et Julien Salanié

Annexe en ligne / Online Appendix

où x_{li} est le vecteur de facteurs influençant la rente R_l d'usage (avec $l = j, k$) pour la parcelle i . C_{jk} est le coût de conversion de la parcelle i de l'usage j à l'usage k et y_i le vecteur de facteurs qui influencent ces coûts et r le taux d'actualisation. Le revenu net¹ de l'usage du sol k pour la parcelle i initialement en usage j dépend d'une composante aléatoire non observée par le chercheur notée ε_{jkit} et d'une composante observable, notée $\bar{R}_l(x_{li}, t)$.

La règle (3) peut être réécrite de la manière suivante :

$$\arg \max_k (\bar{R}_k(x_{ki}, t) + \varepsilon_{jkit}) \geq \bar{R}_j(x_{ji}, t) + \varepsilon_{jkit} \quad \text{avec } j, k \in \{1, \dots, K\} \quad (4)$$

On en déduit la probabilité qu'une parcelle i soit convertie de l'usage j à l'usage k à un instant t :

$$\text{Prob}_i(k|j, t) = \text{Prob}_i(\varepsilon_{jkit} - \varepsilon_{jkit} > \bar{R}_j(x_{ji}, t) - \bar{R}_k(x_{ki}, t)) \quad (5)$$

En faisant l'hypothèse que les termes aléatoires $\varepsilon_{jkit} - \varepsilon_{jkit}$ sont indépendamment et identiquement distribués (i.i.d.) selon une loi des valeurs extrêmes généralisée de type I, on obtient le modèle logit multinomial (Greene, 2003 ; Train, 2009). Et en spécifiant, $\bar{R}_l(x_{li}, t) \equiv \beta'_l x_{li}$ de manière linéaire, on obtient :

$$\text{Prob}_i(k|j, t) = \text{Prob}_i(\varepsilon_{jkit} - \varepsilon_{jkit} > \beta'_j x_{ji} - \beta'_k x_{ki}).$$

On en déduit la probabilité qu'une parcelle i soit convertie de l'usage j à l'usage k à un instant t :

$$\text{Prob}_i(k|j, t) = \frac{e^{\beta'_k x_{ki}}}{\sum_{l=1}^K e^{\beta'_l x_{li}}} \quad (6)$$

où β'_j et β'_k sont des vecteurs de paramètres à estimer spécifiques aux alternatives. Dans notre application, les co-variables du modèle MNL sont spécifiques aux individus (les parcelles) et on peut donc retirer leurs indices. Par ailleurs, dans un modèle MNL il est toujours possible de normaliser les coefficients d'une alternative (Greene, 2003 ; Train, 2009). Une pratique courante, consiste à normaliser à 0 ceux d'une alternative et d'interpréter les coefficients estimés des $K - 1$ autres alternatives par rapport à la classe de référence. (6) devient alors (7) :

$$\text{Prob}_i(k|j, t) = \frac{e^{\beta'_k x_{ki}}}{1 + \sum_{l=1}^{K-1} e^{\beta'_l x_{li}}} \quad (7)$$

L'estimation du modèle logit multinomial (MNL) décrit dans (7) peut se faire par la méthode du maximum de vraisemblance (Train, 2009). Le modèle MNL souffre de la propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA²) qui implique que le rapport de probabilité entre deux alternatives est indépendant de la présence ou absence d'autres alternatives. Dans un modèle d'allocation des usages du sol, cela revient à dire que le rapport des probabilités (*odds ratio*) entre un usage agricole et un usage forestier est indépendant de la possibilité de convertir le sol à un usage urbain. À partir de (7), il est en effet direct de constater que

$$\frac{\text{Prob}_i(k|j, t)}{\text{Prob}_i(l|j, t)} = \frac{e^{\beta'_k x_{ki}}}{e^{\beta'_l x_{li}}} = e^{(\beta'_k - \beta'_l) x_{ki}}$$

Cette propriété du modèle MNL est parfois trop restrictive et on lui préfère alors le modèle probit multinomial qui fait l'hypothèse que les termes aléatoires de (5) sont i.i.d. selon une loi normale multivariée. Pour relever l'hypothèse IIA, on peut également utiliser un modèle logit multinomial emboîté (Lubowski *et al.*, 2006) ou un modèle logit multinomial à effets aléatoires (Polyakov & Zhang, 2008c).

¹ i.e. une fois retenus les coûts de conversion, c'est-à-dire que $\bar{R}_k(x_{ki}, t) = R_k(x_{ki}, t) - rC_{jk}(y_i, t)$.

² Pour Independence of Irrelevant Alternatives.

Caractériser le paysage dans l'analyse des facteurs de l'urbanisation : méthodologie et illustration pour l'aire urbaine d'Angers

Julie Bourbeillon, Thomas Coisson, Damien Rousselière et Julien Salanié

Annexe en ligne / Online Appendix

Dans le modèle MNL décrit par (7), les vecteurs de paramètres β'_i contiennent une constante spécifique à l'usage du sol en j observé en $t - 1$. C'est donc un modèle dynamique qui tient compte de l'usage du sol à un

instant donné (en $t - 1$) pour en déduire l'usage du sol à un instant ultérieur (en t). L'introduction d'une constante spécifique permet de tenir compte des coûts de conversion d'un usage alternatif à un autre (Lewis & Plantinga, 2007 ; Polyakov & Zhang, 2008b) et assure une meilleure qualité prédictive du modèle (Polyakov & Zhang, 2008a). Comme nous n'observons pas³ directement $\bar{R}_i(x_i, t)$, nous estimons donc un modèle réduit contenant des proxys tel que l'état initial de la parcelle.

Références

Capozza, D. & Helsley, R. (1989). The fundamentals of land prices and urban growth. *Journal of Urban Economics*, 26(3), 295–306. [https://doi.org/10.1016/0094-1190\(89\)90003-X](https://doi.org/10.1016/0094-1190(89)90003-X)

Carrion-Flores, C. & Irwin, E. G. (2004). Determinants of residential land-use conversion and sprawl at the rural-urban fringe. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(4), 889–904. <http://dx.doi.org/10.1111/j.0002-9092.2004.00641.x>

Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ, 5th édition.

Irwin, E. & Bockstael, N. (2002). Interacting agents, spatial externalities and the evolution of residential land use patterns. *Journal of Economic Geography*, 2(1), 31–54. <http://www.jstor.org/stable/26160378>

Lewis, D. J. & Plantinga, A. J. (2007). Policies for habitat fragmentation: combining econometrics with GIS-based landscape simulations. *Land Economics*, 83(2), 109–127. <http://dx.doi.org/10.3368/le.83.2.109>

Lubowski, R. N., Plantinga, A. J. & Stavins, R. N. (2006). Land-use change and carbon sinks: econometric estimation of the carbon sequestration supply function. *Journal of Environmental Economics and Management*, 51(2), 135–152. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeem.2005.08.001>

Polyakov, M. & Zhang, D. (2008a). *Global Change and Forestry*, chap. Land-use dynamics along urban-rural gradient: A comparison of modelling approaches, pages 33–46. Nova Science Publishers, Inc.

Polyakov, M. & Zhang, D. (2008b). Population growth and land use dynamics along urban-rural gradient. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 40(2), 649–666. <http://dx.doi.org/10.1017/S1074070800023919>

Stavins, R. N. & Jaffe, A. B. (1990). Unintended impacts of public investments on private decisions: the depletion of forested wetlands. *The American Economic Review*, 80(3), 337–352.

Train, K. E. (2009). *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge: Cambridge University Press.

³ Une autre option de modélisation consiste à procéder en deux étapes, en estimant d'abord différents modèles de prix hédoniques pour expliquer $\bar{R}_i(x_{ij}, t)$ et d'utiliser les prédictions de ces modèles dans un modèle MNL. Mais cela requiert des données sur les prix des terres dans les usages alternatifs possibles auxquelles nous n'avons pas accès.

Caractériser le paysage dans l'analyse des facteurs de l'urbanisation : méthodologie et illustration pour l'aire urbaine d'Angers

Julie Bourbeillon, Thomas Coisson, Damien Rousselière et Julien Salanié

Annexe en ligne / Online Appendix

C2 – Modèles sans variables de perception

Tableau A2 – Modèles dictionnaire

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Base		Contrôles		Méthodes		Complet	
Architecture	0.0016*** (0.0005)		0.0017*** (0.0005)		0.0017*** (0.0005)		0.0017*** (0.0005)	
Botanique	-0.0054*** (0.0016)		-0.0053*** (0.0016)		-0.0054*** (0.0016)		-0.0052*** (0.0016)	
Économie	0.0016 (0.0010)		0.0017* (0.0010)		0.0017 (0.0010)		0.0017* (0.0010)	
Élevage	0.0000 (0.0018)		0.0001 (0.0017)		0.0001 (0.0018)		0.0001 (0.0018)	
Minéralogie	0.0023 (0.0028)		0.0025 (0.0028)		0.0023 (0.0028)		0.0025 (0.0028)	
Urbanisme	0.0137*** (0.0032)		0.0135*** (0.0032)		0.0137*** (0.0032)		0.0135*** (0.0032)	
Sylviculture	0.0087*** (0.0009)		0.0086*** (0.0009)		0.0087*** (0.0009)		0.0086*** (0.0009)	
Géologie	0.0044* (0.0024)		0.0042* (0.0024)		0.0044* (0.0024)		0.0041* (0.0024)	
Campagne	-0.0014 (0.0025)		-0.0016 (0.0025)		-0.0014 (0.0025)		-0.0017 (0.0025)	
Viticulture	0.0028 (0.0017)		0.0029* (0.0017)		0.0028* (0.0017)		0.0029* (0.0017)	
Religion	-0.0076** (0.0037)		-0.0072* (0.0037)		-0.0075** (0.0037)		-0.0071* (0.0037)	
Eau	0.0047 (0.0236)		0.0054 (0.0235)		0.0043 (0.0235)		0.0055 (0.0235)	
OTEX			0.0007 (0.0005)	0.0005* (0.0003)			0.0007 (0.0006)	0.0005 (0.0003)
PRA			0.0015*** (0.0005)	0.0012*** (0.0003)			0.0015** (0.0007)	0.0011*** (0.0003)
Cantons			0.0008 (0.0005)	0.0005** (0.0003)			0.0008 (0.0010)	0.0004 (0.0005)
Métriques			-0.0001 (0.0005)	-0.0001 (0.0003)			-0.0001 (0.0007)	-0.0002 (0.0004)
AIC					-0.0343** (0.0154)	-0.0257*** (0.0078)	-0.0006 (0.0369)	-0.0048 (0.0185)
Probit					-0.0005 (0.0005)	-0.0004 (0.0003)	-0.0004 (0.0005)	-0.0003 (0.0003)
Dichotomique					0.0000 (0.0005)	0.0001 (0.0003)	0.0001 (0.0005)	0.0001 (0.0003)
Constante	0.0216*** (0.0003)	0.0134 (0.0352)	0.0202*** (0.0006)	0.0110 (0.0350)	-0.0123 (0.0154)	-0.0116 (0.0358)	0.0198 (0.0357)	0.0062 (0.0393)
Observations	832	832	832	832	832	832	832	832
r^2	4.95e-05	1.04e-05	4.93e-05	1.04e-05	4.95e-05	1.04e-05	4.94e-05	1.04e-05
J^2	0.945	0.805	0.944	0.806	0.945	0.806	0.944	0.807
R^2 ajusté	0.000	0.791	0.520	0.790	-0.040	0.790	0.190	0.790
test $t^2=0$		4.95e-05	4.95e-05	4.95e-05	4.95e-05	4.95e-05	4.95e-05	4.95e-05
test F du modèle		174.6	3.110	134.2	1.853	141.9	1.864	112.8

Note : les écarts-type sont entre parenthèses. ***, ** et * identifient les paramètres significatifs aux seuils de 0.01 %, 0.05 % et 0.1 % respectivement.

Caractériser le paysage dans l'analyse des facteurs de l'urbanisation : méthodologie et illustration pour l'aire urbaine d'Angers

Julie Bourbeillon, Thomas Coisson, Damien Rousselière et Julien Salanié

Annexe en ligne / Online Appendix

Tableau A2 – Modèles tropes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Base		Contrôles		Méthodes		Complet	
Agr. / Env.	0.0821***		0.0795***		0.0809***		0.0794***	
	(0.0125)		(0.0123)		(0.0125)		(0.0124)	
Anim. / Végét.	0.0309***		0.0286***		0.0298***		0.0285***	
	(0.0097)		(0.0096)		(0.0096)		(0.0096)	
Arts / Culture	0.1312***		0.1286***		0.1303***		0.1286***	
	(0.0278)		(0.0274)		(0.0276)		(0.0274)	
Caractéristiques	-0.0822***		-0.0854***		-0.0839***		-0.0855***	
	(0.0194)		(0.0192)		(0.0193)		(0.0192)	
Comm. / Médias	0.3666***		0.3609***		0.3639***		0.3606***	
	(0.0378)		(0.0373)		(0.0376)		(0.0373)	
Comport. / Sent.	-0.1511***		-0.1526***		-0.1520***		-0.1528***	
	(0.0197)		(0.0194)		(0.0196)		(0.0194)	
Forces / Quantités	-0.0462*		-0.0453*		-0.0455*		-0.0451*	
	(0.0238)		(0.0235)		(0.0237)		(0.0235)	
Géographie	0.0346***		0.0328***		0.0337***		0.0327***	
	(0.0111)		(0.0109)		(0.0110)		(0.0109)	
Politique / Société	0.1754***		0.1690***		0.1725***		0.1686***	
	(0.0285)		(0.0282)		(0.0284)		(0.0282)	
Transports	0.2086***		0.2129***		0.2105***		0.2131***	
	(0.0261)		(0.0258)		(0.0260)		(0.0258)	
OTEX			0.0007	0.0005*			0.0007	0.0005
			(0.0005)	(0.0003)			(0.0006)	(0.0003)
PRA			0.0015***	0.0013***			0.0015**	0.0013***
			(0.0005)	(0.0003)			(0.0007)	(0.0004)
Cantons			0.0008	0.0006*			0.0008	0.0005
			(0.0005)	(0.0003)			(0.0010)	(0.0006)
Métriques			-0.0001	-0.0001			-0.0001	-0.0001
			(0.0005)	(0.0003)			(0.0007)	(0.0004)
AIC					-0.0343**	-0.0274***	-0.0006	-0.0035
					(0.0154)	(0.0085)	(0.0369)	(0.0202)
Probit					-0.0005	-0.0004	-0.0004	-0.0003
					(0.0005)	(0.0003)	(0.0005)	(0.0003)
Dichotomique					0.0000	0.0000	0.0001	0.0001
					(0.0005)	(0.0003)	(0.0005)	(0.0003)
Constante	0.0216***	-0.0038	0.0202***	-0.0030	-0.0123	-0.0300***	0.0198	-0.0063
	(0.0003)	(0.0081)	(0.0006)	(0.0080)	(0.0154)	(0.0115)	(0.0357)	(0.0211)
Observations	832	832	832	832	832	832	832	832
r^2	4.95e-05	1.28e-05	4.93e-05	1.27e-05	4.95e-05	1.29e-05	1.28e-05	1.28e-05
J^2	0.945	0.818	0.944	0.818	0.945	0.818	0.944	0.819
R^2 ajusté	0.000	0.741	0.520	0.743	-0.040	0.740	0.190	0.742
test $\tau^2=0$		4.95e-05	4.95e-05	4.95e-05	4.95e-05	4.95e-05	4.95e-05	4.95e-05
test F du modèle		162.5	3.110	121.5	1.853	127.2	1.860	99.97

Note : les écarts-type sont entre parenthèses. ***, ** et * identifient les paramètres significatifs aux seuils de 0.01 %, 0.05 % et 0.1 % respectivement.