

LES PRIX IMMOBILIERS REFLETENT-ILS UNE PRIME DE RISQUE SUR LES COUTS DE TRANSPORT?

(Travail en progrès)

Véronique FLAMBARD et Nicolas VAILLANT,
LEM (UMR 8179 CNRS)
Université Catholique de Lille – FLSEG
60, boulevard Vauban 59016 Lille cedex

1. Introduction

Les modèles de localisation résidentielle de l'économie urbaine postulent que dans une ville monocentrique, les loyers (et de façon plus générale les prix immobiliers) doivent décroître avec la distance au centre ville pour compenser l'accroissement des coûts de transport [voir par exemple Alonso (1960), Muth (1969), Mills (1973), Fujita (1989)]. Dans ces modèles, les coûts de transports sont supposés connus avec certitude. Or, les prix de l'essence peuvent être très fluctuants et changer significativement les coûts de transports pour les ménages. Cette incertitude sur les coûts de transport est susceptible de s'amplifier avec les cycles économiques, en augmentant les risques de chômage des agents et le niveau de leur revenu. Ainsi, dans une zone caractérisée par une faible accessibilité aux emplois, un ménage fait face à une plus grande incertitude sur ses coûts de transport s'il doit rechercher un autre emploi suite à un licenciement. Il est donc primordial de prendre en compte de manière explicite l'incertitude sur les coûts de transport, en particulier dans un contexte de forte incertitude conjoncturelle. C'est ce que nous proposons de faire en utilisant des séries temporelles sur les indices de prix immobiliers entre le centre et la banlieue d'une part et des indices de prix sur les coûts de transport en véhicules personnels. Nous testons si les différences de prix entre le centre et la banlieue varient à la fois avec le coût de transport et avec sa volatilité. En effet, si nous supposons que les ménages éprouvent de l'aversion au risque pour les fluctuations de leurs coûts de transport, alors les prix immobiliers doivent refléter une prime de risque pour tenir compte de ces fluctuations.

2. Modèle théorique

On considère un modèle simple de ville monocentrique. Les agents sont supposés recevoir une utilité du logement, qui est à la fois un bien de consommation et d'investissement. Deux contraintes sont considérées : une contrainte budgétaire et une contrainte de temps. Le revenu doit être alloué entre le logement, le transport et les autres biens et services. Le temps est réparti entre le temps de transport, le travail et les loisirs. Les deux contraintes sont rassemblées en une unique contrainte de budget de temps plein, dans laquelle le coût de transport implicite dépend de la distance parcourue et du salaire horaire. Les résidences sont réparties dans l'espace et les agents supposés devoir voyager jusqu'au centre ville. La fonction d'enchère permet d'exprimer le loyer qu'un ménage est prêt à payer pour un logement d'un certain type, pour toutes les localisations possibles, à niveau d'utilité constant. Deux situations doivent être distinguées : celle de certitude et celle d'incertitude.

2.1. Situation de certitude

En situation de certitude, les enchères doivent diminuer avec la distance au centre ville à un taux égal au coût marginal de transport. Cela permet de déduire les prix immobiliers. Puisque l'utilité est décroissante du prix du logement, chaque agent cherche à obtenir un logement d'un type donné pour le plus faible coût et soumet une enchère. Chaque logement

est attribué à l'agent qui a soumis la plus forte enchère. L'équilibre est atteint quand chaque agent obtient un logement et que personne ne peut augmenter son utilité en déménageant ou en offrant moins. Cette analyse montre que des classes similaires d'agents vont se regrouper dans de même lieux géographiques et qu'il y a une ségrégation spatiale. Un ménage est prêt à payer plus pour habiter au centre (la différence étant égale au coût de transport de la banlieue au centre) ; les agents de plus faibles revenus peuvent obtenir un logement de qualité supérieure à un agent plus fortuné, mais au prix d'un plus fort éloignement du centre ville.

2.2. Situation d'incertitude

En situation d'incertitude, on considère le caractère aléatoire des coûts de transport explicites. Le coût de transport total est donc égal à la somme de deux coûts : un coût de transport implicite, supposé fixe (tenant compte de la perte de temps dans les transports et proportionnel au salaire) ; un coût de transport explicite, supposé aléatoire. En suivant Scafuri (1984), de nouvelles fonctions d'enchères peuvent être dérivées et les prédictions suivantes prévalent :

1. si tous les agents sont averse au risque et gagnent le même salaire, alors les loyers en centre ville doivent être supérieurs à ceux qui prévaudraient sans incertitude (puisque'ils incluent une prime de risque)
2. la ségrégation sociale ne dépend pas uniquement des revenus, mais aussi de l'aversion au risque et des anticipations sur les probabilités de fluctuations des coûts de transport

Ces propositions peuvent facilement se traduire en une proposition testable empiriquement.

Premièrement, si les agents sont neutres face au risque, il suit :

$$\frac{\partial L(D)}{\partial D} = E\{C(w)\} \quad (1)$$

La dérivée de l'enchère pour le loyer L par rapport à la distance D (entre la résidence et le centre) est égale à l'espérance des coûts de transports marginaux C(w) ; celle-ci est aléatoire à cause de la composante risquée des coûts marginaux explicites. Le coût total des transports est supposé être une fonction linéaire de la distance : $C=C(w) \cdot D$.

$$C = C(w) \cdot D \quad (2)$$

Deuxièmement, si on suppose que les agents sont averse au risque, on peut montrer que :

$$L(D) = L(0) + \mu D + \frac{1}{2} \cdot \frac{V''(\bullet)}{V'(\bullet)} \cdot D^2 \cdot \sigma^2 \quad (3)$$

Cette relation s'interprète de la manière suivante. La fonction d'enchère du loyer L(D), pour un logement de caractéristiques données et à une distance D, procurant une certaine utilité indirecte, est égale à la fonction d'enchère pour le loyer d'un logement identique au centre L(0) (coût de transport nul), plus l'espérance du coût de transport μ , ainsi qu'une prime de risque ; celle-ci est fonction de l'aversion absolue au risque, de la distance au carré et de l'incertitude mesurée par la variance des coûts.

3. Approche empirique retenue

L'objectif est de vérifier que les prix immobiliers varient en fonction des coûts de transport, comme le prédit la théorie en situation d'incertitude. Plus précisément, il s'agit de montrer que la prime de risque à habiter loin du centre est plus élevée en période de plus grande incertitude. Autrement dit, la différence de prix entre le centre et la banlieue doit

augmenter en période de plus grande incertitude. La ségrégation spatiale dépendrait alors non seulement des revenus, mais aussi de l'aversion pour le risque des agents et de leur anticipation sur les fluctuations du coût de transport.

Ces résultats théoriques pourraient être testés à l'aide d'une base de données individuelle riche, dans laquelle seraient détaillés les prix immobiliers, les caractéristiques des logements, la distance entre le domicile et le lieu de travail, ainsi que les réponses des individus à des questions sur leur attitude face au risque. Une autre façon d'aborder le problème consiste à analyser les séries de prix et de coûts de transport dans le temps, et vérifier le lien entre ces deux séries lorsque les coûts de transport fluctuent. C'est l'approche que nous avons adoptée.

3.1. Réécriture des propositions à tester

La dimension temporelle du problème, étant privilégiée par rapport à la dimension individuelle, on considérera que la distance D est une distance moyenne entre le centre et la banlieue. La distance sera considérée comme un paramètre et nous ne chercherons pas à la calculer.

Considérons d'abord le cas d'un ménage neutre au risque. La différentielle de la fonction d'enchère, approximée par la différence entre les prix au centre et en banlieue, doit être égale à l'espérance du coût moyen de transport entre le centre et la banlieue :

$$P_t^{Centre} - P_t^{Banlieue} = \mu D$$

Considérons maintenant le cas d'un ménage averse au risque. Pour un logement équivalent, il sera indifférent entre habiter au centre et en banlieue si le prix au centre est supérieur d'un montant égal à l'espérance du coût de transport banlieue-centre, auquel s'ajoute une prime de risque ; celle-ci dépend de son aversion au risque et du niveau d'incertitude.

$$P_t^{Centre} - P_t^{Banlieue} = \mu D + \frac{1}{2} * \frac{V''(\bullet)}{V'(\bullet)} * D^2 * \sigma^2 \quad (5)$$

Au niveau macroéconomique, il n'est pas possible de tenir compte de l'aversion au risque individuelle. Elle sera considérée comme constante sur la période d'étude et comme un paramètre, tout comme la distance au carré entre le centre et la banlieue. En revanche, nous tiendra compte du niveau d'incertitude sur les coûts de transport à travers sa variance.

Ajoutons que les données disponibles sont typiquement des indices de prix. En notant P_0 le prix l'année de référence, il est possible de déduire d'un indice une année donnée le prix correspondant et *vice versa* :

$$I_t = \frac{P_t}{P_0} * 100$$

On peut donc réécrire la différence de prix sous la forme :

$$P_t^{Centre} - P_t^{Banlieue} = \frac{1}{100} * (P_0^{Centre} * I_t^{Centre} - P_0^{Banlieue} * I_t^{Banlieue})$$

Cette différence de prix, sera maintenant notée X , et est une combinaison linéaire d'indices de prix. Notons Y les coûts de transport sur la période t , mesurés ici par les indices de coûts de transport.

Le modèle économétrique peut s'écrire comme suit :

$$X_t = \alpha \mu_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 + \varepsilon_t \quad (6)$$

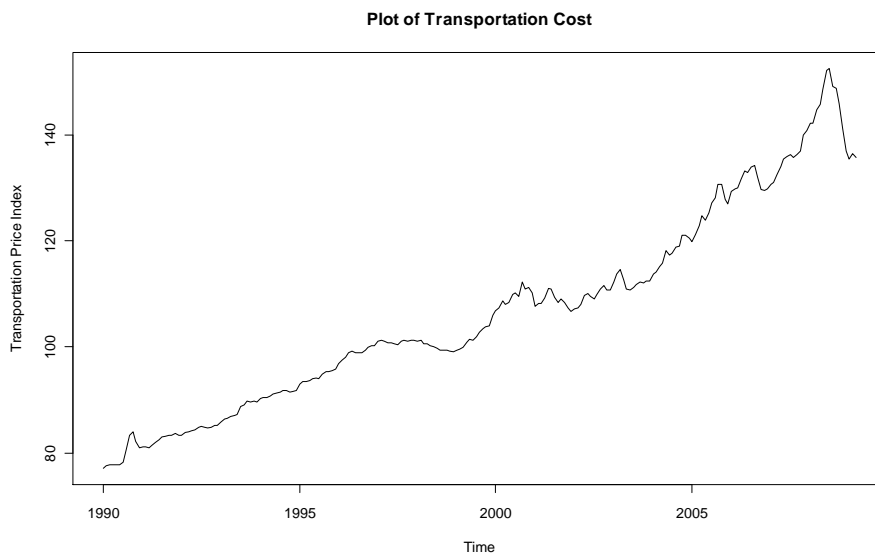
où ε_t est un bruit blanc, μ et σ^2 respectivement la moyenne et la volatilité des indices de coûts de transport.

3.2. Les données

Pour la variable X, nous utilisons les indices trimestriels des appartements anciens de l'INSEE pour l'Ile-de-France, pour Paris, la petite couronne¹ et la grande couronne entre le premier trimestre 1996 et 2009. Les indices sont corrigés des variations saisonnières².

La variable Y représente l'indice des prix à la consommation mensuelle pour l'ensemble des ménages pour la France en ce qui concerne l'utilisation de véhicules personnels, sur la même période. Nous ignorons ici les coûts de transport implicites³.

L'analyse des séries révèle que la série Y (indice des coûts de transport avec un véhicule personnel) suit une tendance stochastique et est non stationnaire. Le test de Phillips et Perron permet de conclure qu'elle admet une racine unitaire⁴. En revanche, la différence première $Y_t - Y_{t-1}$ est une série stationnaire qui présente les caractéristiques d'une série GARCH.



Graphique 1 : Indices des coûts de transport

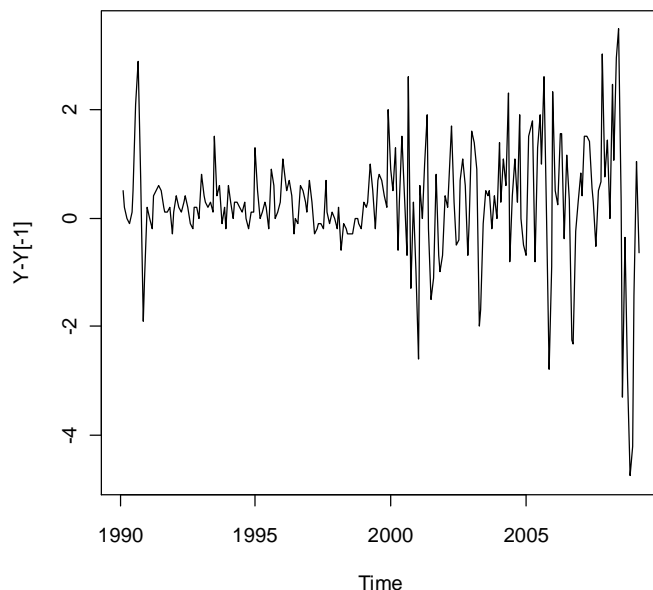
¹ La petite couronne est la zone constituée des trois départements limitrophes de la ville de Paris : les Hauts-de-Seine (92), la Seine Saint-Denis (93) et le Val-de-Marne (94). La grande couronne est l'ensemble des quatre départements périphériques de l'Île-de-France, non limitrophes de Paris. Elle se constitue de : la Seine-et-Marne (77), les Yvelines (78), l'Essonne (91) et le Val-d'Oise (95).

² Pour plus d'information sur les indices trimestriels des logements anciens INSEE, on réfère le lecteur à la note méthodologique : <http://www.insee.fr/fr/ppp/sommaire/imet111c.pdf> et à <http://www.insee.fr/fr/publications-et-services/sommaire.asp?codesage=IMET111&nivgeo=0>

³ Pour tenir compte de coûts de transports implicites aléatoires, il faudrait commencer par définir si les deux types de risque se cumulent ou se compensent. La prime de risque dépendrait alors aussi de la variation des revenus. Par ailleurs, au niveau microéconomique les différences de salaires entre individus expliquent bien les choix de localisation et les prix. Au niveau macroéconomique, il faudrait que ce soit la répartition des salaires qui changent, pas juste le niveau. Nous supposons que sur une courte période, il ne change pas de manière significative.

⁴ Des tests de Dickey Fuller Augmenté ont aussi été systématiquement mis en œuvre pour l'ensemble des séries et les conclusions sont identiques.

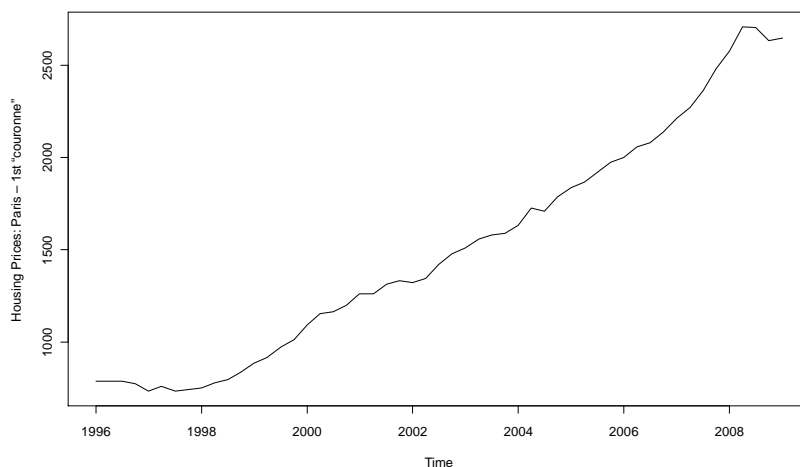
Plot of First Difference in Transportation Cost



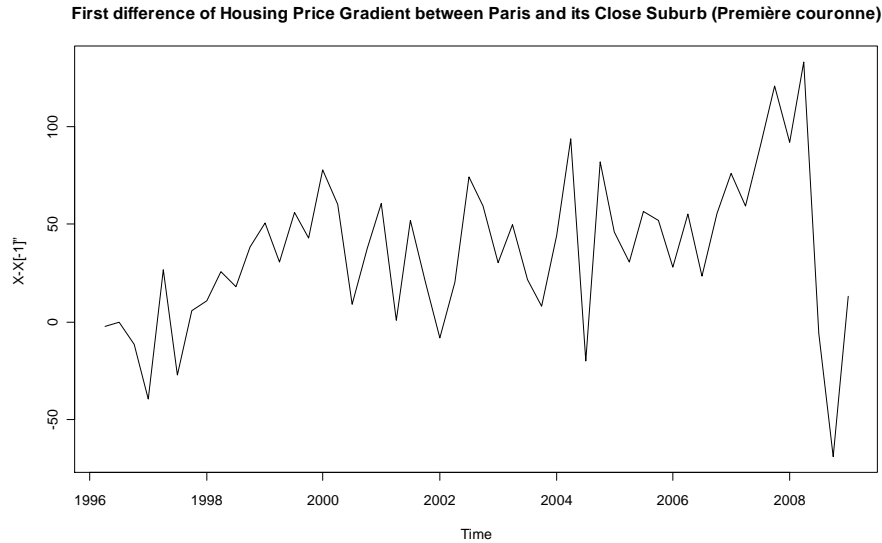
Graphique 2 : Différence première des indices de coût de transport

Les différences de prix immobiliers entre d'une part, Paris et la petite couronne et d'autre part, entre Paris et la grande couronne, suivent une tendance stochastique et sont non stationnaires. Le test de Phillips et Perron permet de conclure qu'elles admettent toutes deux une racine unitaire. En revanche, les différences premières sont des séries stationnaires. Les graphiques 3 et 4 représentent l'évolution de la différence de prix entre Paris et sa première couronne, puis cette évolution en différence première.

Plot of Housing Price Differences between Paris and its close suburb (Première couronne)



Graphique 3 : Gradient de prix entre Paris et la petite couronne



Graphique 4 : Différence première du gradient de prix entre Paris et la petite couronne

3.3. Estimation de l'incertitude sur le coût de transport

La première étape consiste à estimer la moyenne et la volatilité de la série Y. Cependant, comme Y est une série non stationnaire, nous ne pouvons pas définir sa moyenne ou sa variance (qui sont infinies). Nous travaillons donc avec la différence première de la série Y, notée difY (où $\text{dif}Y = Y_t - Y_{t-1}$) et nous nous intéressons à sa distribution, et à ses moments.

Nous faisons l'hypothèse que les ménages utilisent toute l'information à leur disposition, et donc ne tiennent pas uniquement compte de la volatilité des coûts de transport sur une courte période mais plutôt sur l'ensemble de la période pour laquelle des données sont disponibles. Nous utilisons donc la série complète disponible sur l'indice des coûts de transport, qui débute en janvier 1990. On s'attend à ce que les agents pondèrent plus fortement les dernières observations et moins fortement les observations plus anciennes. Par ailleurs, comme certaines périodes sont plus risquées que d'autres, l'espérance des termes d'erreurs des coûts de transport est plus forte à certaines périodes. Il suffit de penser à certaines composantes très volatiles des coûts de transport comme le prix de l'essence. De plus, ces périodes ne sont pas distribuées aléatoirement : il peut exister un certain degré d'autocorrélation entre les périodes. Les modèles GARCH (Generalized autoregressive conditioned heteroskedasticity) ont été mis au point pour tenir compte de ces différentes caractéristiques et sont fréquemment utilisés pour modéliser la volatilité du rendement d'actifs financiers. Le graphique 2 présentant les différences premières des coûts de transport est compatible avec cette hypothèse.

Nous estimons donc difY comme un processus stochastique Garch(p,q), où p et q vont être estimés.

$\sigma^2 = h_t = E(\text{dif}Y_t^2 | \text{dif}Y_{t-1})$ est modélisée par :

$$h_t = a_0 + a_1 \text{dif}Y_{t-1}^2 + a_2 \text{dif}Y_{t-2}^2 + \dots + \text{dif}Y_{t-q}^2 + b_1 h_{t-1} + b_2 h_{t-2} + \dots + b_p h_{t-p}$$

En pratique un modèle Garch(1,1) s'avère suffisant. Le modèle estimé est de la forme suivante :

$$h_t = \sigma_t^2 = a_0 + a_1 \text{dif}Y_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1}$$

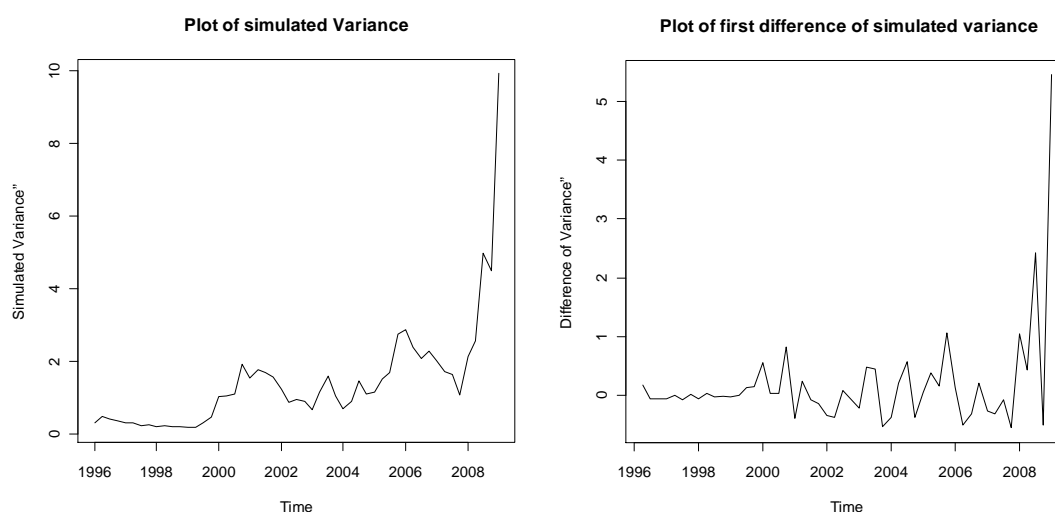
La volatilité estimée est :

$$h_t = \sigma_t^2 = 0,0179695 + 0,1710224 \text{dif}Y_{t-1}^2 + 0,830474 h_{t-1}$$

Tableau 1 : Paramètres estimés de la volatilité avec un Garch(1,1)

	Coef	Ecartstypes	Z	P> z	[95% Interval de Conf.]	
a_0	0.0179695	.007775	2.31	0.021	.0027307	.0332082
a_1	0.1710224	.0422215	4.05	0.000	.0882699	.253775
b_1	0.830474	.0360526	23.04	0.000	.7598123	.9011357
Echantillon: 1990m2 - 2009m3			Nombre d'obs = 230			
Distribution: normale						
Log vraisemblance = -293.379						

A partir de la volatilité estimée mensuelle, nous construisons un vecteur de volatilité des coûts de transport trimestriel en prenant pour un trimestre donné, la volatilité estimée pour le premier mois du trimestre choisi (implicitement, il est supposé que les agents économiques utilisent toute l'information disponible au début du semestre). La série ainsi obtenue, est baptisée sigma2. Comme la somme des coefficients a_1 et b_1 est égale à 1, la série simulée sigma2 est une série garch intégrée, elle est donc I(1).



Graphiques 4 et 5 : Variance simulée et sa différence première

Nous allons considérer par la suite que Paris est la ville centre et que la petite couronne et la grande couronne représentent la banlieue. On suppose donc implicitement, qu'il y a plus d'emplois au centre (à Paris) et que les ménages doivent aller travailler au centre. Bien entendu, cela n'est pas vrai pour tous les individus. Cependant, comme nous travaillons avec des agrégats, il est raisonnable de supposer qu'il y a plus de déplacement de la couronne vers Paris que l'inverse. Nous discutons la nature des séries.

Les différences de prix entre Paris et la petite couronne d'une part, et entre Paris et la grande couronne d'autre part sont des séries I(1). Comme les coûts de transport et la volatilité estimée sigma2 sont également I(1), elles vérifient les conditions pour l'estimation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur⁵.

⁵ Même en exprimant les différences de prix en euros constants (en dégonflant avec l'indice des prix à la consommation), les séries restent I(1). Cela est également vrai pour les coûts de transport.

Tableau 2: Statistiques descriptives

Variable	Nombre d'observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Différence Paris-Petite couronne	53	1508.12	616.8375	735.6404	2706.537
Différence Paris-Grande couronne	53	2010.78	823.1723	1022.28	3580.633
Indice coûts de transport	53	115.3921	14.94021	96.9	152.51

Tableau 3 : Test de racine unitaire: p-value (probabilité que H_0 soit vraie, où H_0 est l'existence d'une racine unitaire)

	Test Philippe Perron Var. en niveaux	Test Philippe Perron Var. en différences	Type de série
Différence entre Paris et la petite couronne	0.2511	0.0001	I(1)
Différence entre Paris et la grande couronne	0.1757	0.0000	I(1)
Indices des coûts de transport	0.4389	0.0067	I(1)

3.4. Résultats

Le gradient de prix entre Paris et la petite couronne s'explique d'après l'équation (5) par le niveau et la volatilité des coûts de transport. Il dépend également de façon plus générale des conditions macroéconomiques (croissance économique, de l'évolution de la demande et de l'offre de logement, des rendements des autres placements financiers, etc). Les coûts de transport et leur volatilité dépendent des conditions de demande et d'offre sur le marché du transport. Or la demande pour le transport dépend en particulier de la demande des particuliers pour les déplacements domicile-travail, qui dépend elle-même des choix de localisation des ménages, qui sont influencés par les prix relatifs entre le centre et la banlieue, et ici entre les prix de Paris et la petite couronne. Les prix des transports et leur volatilité dépendent aussi des conditions macroéconomiques (croissance économique, etc.....). Pour modéliser les interactions entre ces trois variables, nous recourrons à un modèle à correction d'erreur. Le retard optimal est de trois⁶. La procédure de Johansen permet de conclure à la présence d'une seule relation de cointégration au seuil de 1% et de 5% (voir tableau 4).

⁶ Le nombre de retard a été estimé à partir des tests d'erreur finales de prédiction, du critère d'information d'Akaike et de celui de Hannan et Quinn.

Tableau 4. Procédure de Johansen (avec 3 retards)

No. de vecteurs de cointégration	Valeur propre	Statistique de la trace	Valeur critique à 5%	Valeur critique à 1%
r = 0		44.4311.75	34.91	41.07
r = 1	0.39875	18.9939	19.96	24.60
r = 2	0.26616	3.5209	9.42	12.97
r = 3	0.06800			

Tableau 5. Vecteur de cointégration

	Coef	Ecart-type	z	P> z	[95% Interval de Conf.]	
X_t	1					
Y_t	-17.31557	15.36412	-1.13	0.260	-47.42869	12.79754
Volatilité _t	-750.9629	234.0311	-3.21	0.001	-1209.655	-292.2704
Constante	974.8214	1439.132	0.68	0.498	-1845.825	3795.468

Le vecteur de cointégration établit la relation de long-terme qui lie les trois variables du modèle (voir tableau 5) : la différence de prix entre Paris et la petite couronne notée X, les coûts de transport Y et l'incertitude modélisée par la variance estimée des coûts de transport. Les trois séries tendent à évoluer ensemble. Ainsi, quand la volatilité de la différence première des coûts de transport augmente (variable Volatilité), la différence de prix entre Paris et la petite couronne X tend aussi à augmenter. En revanche, les fluctuations des coûts de transport n'affecte pas de manière significative le gradient de prix entre Paris et la petite couronne dans le long-terme. Or, on peut penser que le coût moyen des transports entre deux points, ici entre Paris et la petite couronne, augmente quand l'indice des coûts de transport augmente. Cela ne semble pourtant pas jouer dans le long-terme.

Pour étudier les relations de court-terme, on analyse les résultats du VECM. Dans cette représentation, les fluctuations de court-terme sont représentées avec les différences d'ordre 1 et 2. Tout changement des variables dépendantes sont analysés comme une fonction du niveau de déséquilibre par rapport à la relation de long-terme (mesurée par le terme de correction d'erreur ect1). Le coefficient d'ect1 mesure la vitesse d'ajustement de la variable dépendante à la relation de cointégration. D'après Granger (1969), une première variable cause une seconde au sens de Granger si le coefficient de la première est significativement différent de zéro dans l'équation de la seconde. Ici, la valeur retardée du différentiel de prix, la volatilité retardée d'une et de deux périodes (mais pas le niveau des coûts de transport) cause le différentiel de prix contemporain entre Paris et la petite couronne. Ces résultats confirment donc l'importance d'une prime de risque sur l'incertitude sur les coûts de transport aussi bien dans le court terme que dans le long-terme. En revanche, nous ne pouvons pas montrer l'importance du niveau du prix de transport en lui-même entre Paris et la petite couronne.

Tableau 6. Résultats d'estimation du VECM pour la différence de prix Paris-Petite couronne

	ΔX_t		ΔY_t		$\Delta \text{Volatilité}_t$	
	Coef.	Signification	Coef.	Signification	Coef.	Signification
<i>Endogenous variables</i>						
ΔX_{t-1}	0.3108108**	(0.045)	0.265754***	(0.001)	-0.0038409	(0.211)
ΔY_{t-1}	0.1975177	(0.944)	-0.1706021	(0.243)	-0.395471	(0.481)
$\Delta \text{Volatilité}_{t-1}$	-42.24405**	(0.005)	-0.2620605*	(0.084)	-0.3521446	(0.233)
ΔX_{t-2}	0.3686513**	(0.046)	0.0306328***	(0.001)	0.0016454	(0.652)
ΔY_{t-2}	1.162523	(0.692)	-0.0907545	(0.906)	0.2580277***	(0.000)
$\Delta \text{Volatilité}_{t-2}$	-30,30779**	(0.041)	0.9957126	(0.192)	0.8609194**	(0.003)
<i>Terme de correction de l'erreur</i>						
ect1	-0.269985**	(0.046)	0.00288***	(0.000)	-0.0000308	(0.908)
Vraisemblance	-394,2031					
Nombre d'observations	50					

Note: ***: $p < 0.01$; **: $p < 0.05$; *: $p < 0.10$;

Si on considère toujours Paris comme le centre ville mais cette fois la grande couronne plutôt que la petite couronne pour la banlieue, on obtient des résultats relativement proches. Ainsi, on peut montrer au seuil de 5% l'existence d'une relation de cointégration entre la différence de prix Paris-grande couronne ainsi que le niveau et la volatilité des coûts de transport. La différence de prix Paris-grande couronne augmente avec le niveau et la volatilité des coûts de transport ce qui est conforme aux prédictions de la théorie. Contrairement, au différentiel de prix Paris-petite couronne, le niveau des coûts de transport ressort, peut-être car ce dernier atteint un niveau supérieur sur la distance Paris-grande couronne que sur Paris-petite couronne et que les ménages y sont davantage sensibles. Comme pour la différence de prix Paris-petite couronne, la variation de l'écart retardé des prix entre Paris et la grande couronne, ainsi que la variation de la volatilité des coûts de transport causent au sens de Granger la différence de prix Paris-grande couronne (mais pas le niveau des coûts de transport).

4. Conclusion

Les modèles de localisation résidentielle de l'économie urbaine ont montré depuis longtemps que dans une ville monocentrique, les loyers doivent décroître avec la distance au centre ville pour compenser l'accroissement des coûts de transport. Or, il est rarement tenu compte du fait que si les coûts de transport sont aléatoires, les loyers doivent aussi décroître avec la volatilité des coûts de transports pour compenser l'augmentation des risques encourus sur les coûts de transport pour des ménages averse au risque (voir Scafuri (1984)). La fluctuation importante des prix de l'essence laisse penser que l'incertitude sur les coûts de transport doit aussi jouer un rôle important et devrait être pris en compte. Ce travail propose le premier test empirique de cette proposition à notre connaissance.

La dimension temporelle a été privilégiée, à travers une approche par des séries chronologiques, pour la région Ile-de-France pour laquelle nous disposons d'indices de prix, pour les appartements anciens, sur la période 1996-2009. Les indices des prix à la consommation pour l'utilisation de véhicules personnels sont utilisés pour capter l'évolution des coûts de transport. La différence de prix entre Paris et la petite couronne, l'indice des coûts de transport et la volatilité estimée de la différence des coûts de transport sont trois

séries intégrées d'ordre 1. Elles vérifient donc les conditions nécessaires à l'estimation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur. Les résultats d'estimation indiquent l'existence d'une relation de cointégration entre les trois variables ce qui signifie que les trois séries sont reliées par la relation de cointégration et tendent à varier ensemble. Plus précisément, cette relation indique que les différences de prix entre Paris et la petite couronne tendent à s'accroître avec la volatilité des coûts de transport. Cela apporte des éléments d'explication quand au fait que les prix au centre tendent à mieux résister que ceux des banlieues en période de plus grande incertitude (et notamment en période de récession économique). En revanche, le niveau des coûts de transport n'influence pas de manière significative la différence de prix entre Paris et sa petite couronne. En refaisant, le même travail sur Paris et la grande couronne, on obtient aussi une relation de cointégration entre les différences de prix entre Paris et la grande couronne, le niveau des coûts de transport et leur volatilité. La différence de prix entre Paris et la grande couronne, tend à augmenter avec le niveau des coûts de transport et avec leur volatilité.

Ces résultats apportent des premiers éléments empiriques confirmant l'importance de l'incertitude sur les coûts de transport. Les prix au centre tendent donc à croître à la fois avec le niveau des coûts de transport et avec le niveau d'incertitude pour compenser le ménage à la fois pour les coûts de transport entre la banlieue et le centre et pour leurs fluctuations.

5. Bibliographie

- Alonso, W., 1960, A theory of the urban land market, Papers and Proceedings of the Regional Science Association (6), 149-158
Fujita M., 1989, Urban Economic Theory, Land Use and City Size, Cambridge University Press, 366 pages
Granger, C.W.J., 1969, Investigating Causal Relations by Econometric Methods and Cross-Spectral Methods, *Econometrica* (34), 424-438
Mills, E., 1973, Studies in the Structure of the Urban Economy, The Johns Hopkins Press
Muth, R., 1969, Cities and Housing, University of Chicago Press
Scafuri, A.J., 1984, Uncertainty and equilibrium in a housing market, *The Journal of Regional Analysis and Policy*, 14(2), 81-93