

JÉRÔME ACCARDO

ALAIN JACQUOT

Le marché de l'immobilier résidentiel parisien de 1978 à 1990

Journal de la société statistique de Paris, tome 134, n° 1 (1993),
p. 51-64

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1993__134_1_51_0

© Société de statistique de Paris, 1993, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN DE 1978 A 1990

par Jérôme ACCARDO

ENSAE

et

Alain JACQUOT

INSEE¹

Résumé :

Les résultats présentés ici sont le fruit d'exploitations menées sur le fichier de la Chambre Interdépartementale des Notaires de Paris (CINP), qui recense les caractéristiques de 184 000 transactions conclues sur le marché immobilier résidentiel parisien entre 1978 et 1990. Un modèle d'analyse de la variance permet de mesurer l'impact sur le prix d'un appartement de facteurs tels que le quartier dans lequel il est localisé ou l'époque à laquelle il a été construit. Ce modèle permet aussi d'obtenir une série de prix moyens au m² et de réaliser un zonage de Paris en fonction des niveaux de prix. L'utilisation de modèles ARIMA permet de détecter la date à laquelle s'est produite la hausse des prix sur différents segments du marché parisien. Enfin, on analyse les diffusions de la hausse d'un segment à l'autre du marché à partir de tests de causalité à la Granger, et la combinaison de ces différentes approches permet la construction d'un scénario explicatif de la hausse.

Entre 1986 et 1990, la hausse des prix sur le marché immobilier parisien a été de l'ordre de 20 à 25 % par an. Cette hausse contraste avec, d'une part la morosité du début des années 80, et d'autre part la stagnation de l'immobilier en province sur la période 1986-1990.

Les travaux présentés ici tentent d'expliquer la formation des prix sur le marché immobilier parisien, qu'il s'agisse du niveau moyen à une date donnée, ou des écarts constatés par rapport à ce niveau moyen en fonction de caractéristiques propres à l'appartement.

1. Cette communication est le fruit d'un groupe de travail de 3^e année à l'ENSAE auquel ont également participé O. Chateau, L. Meuric et G. Rabault. Nos remerciements s'adressent à J.F. Payen, qui a animé ce groupe de travail, et à la Chambre Inter départementale des Notaires de Paris, qui a mis son fichier gracieusement à notre disposition.

1. Les données utilisées

Elles proviennent du fichier de la Chambre Interdépartementale des Notaires de Paris (C.I.N.P.) ; ce fichier recense un certain nombre de caractéristiques concernant 184 000 transactions sur le marché de l'ancien à Paris intramuros entre 1978 et 1990.

Les caractéristiques recensées sont le prix, le quartier, le nombre de pièces, la surface habitable, des éléments relatifs au confort et au standing de l'appartement, et des caractéristiques socio-démographiques des vendeurs et des acheteurs.

Ces caractéristiques ne sont pas toutes renseignées avec la même fréquence : alors que le prix (total) et le quartier sont presque toujours renseignés, la surface habitable (et donc aussi le prix au m²) n'est renseignée que dans un cas sur trois environ, et les variables sociodémographiques ne sont connues que pour 2 000 transactions.

Par ailleurs, le fichier ne recense pas toutes les transactions réalisées sur le marché de l'ancien à Paris : ne figurent dans le fichier que les transactions conclues chez des notaires participant à l'opération statistique de la C.I.N.P. Le nombre d'études participant à l'opération a été en augmentation constante de 1978 à 1990 ; de ce fait, pour une période donnée, le nombre d'enregistrements dans le fichier qui correspondent à des transactions réalisées pendant cette période n'est pas proportionnel au nombre total de transactions effectivement conclues.

2. Un modèle d'analyse de la variance

Un modèle d'analyse de la variance, ajusté sur le logarithme du prix au m², permet de cerner l'impact de caractéristiques d'un appartement sur son prix. Les variables explicatives retenues sont les suivantes :

- indicatrices des 80 quartiers de Paris (chaque arrondissement comprend quatre quartiers) ;
- état de l'appartement (4 indicatrices correspondant aux modalités excellent, bon, moyen, médiocre) ;
- sept modalités pour l'époque de construction ;
- 51 indicatrices de dates (correspondant aux 51 trimestres entre 78Q1 et 90Q3 inclus) ; il s'agit de la date à laquelle a été conclue la transaction ;
- une indicatrice pour les appartements au rez-de-chaussée, pour la présence d'un emplacement de stationnement, et pour les appartements de moins de cinq ans :

$$\begin{aligned} \log (\text{prix} / \text{m}^2) = & \sum_1^{51} \alpha_i \cdot \mathbb{1}_{(\text{DATE} = i)} + \sum_1^{80} \beta_j \cdot \mathbb{1}_{(\text{QUARTIER} = j)} \\ & + \sum_1^4 \delta_k \cdot \mathbb{1}_{(\text{ETAT} = k)} + \sum_1^7 \mu_l \cdot \mathbb{1}_{(\text{EPOQUE} = l)} + \omega \mathbb{1}_{(\text{STATIONNEMENT})} \\ & + \theta \cdot \mathbb{1}_{(\text{RDC})} + \pi \cdot \mathbb{1}_{(\text{MOINS DE CINQ ANS})} \end{aligned}$$

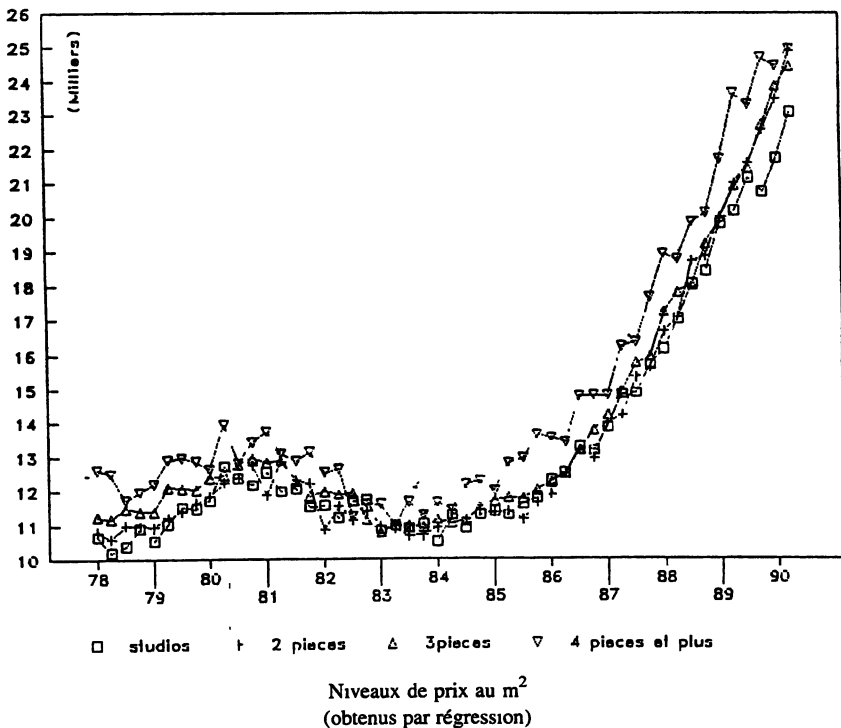
LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN

On n'a bien sûr retenu que les transactions pour lesquelles la surface était renseignée, et cette régression a été menée séparément pour les studios (15 921 observations), les deux-pièces (23 979 observations), les trois-pièces (12 967 observations), et pour les appartements de quatre pièces et plus (5 932 observations). L'estimation a été réalisée par la méthode des moindres carrés ordinaires.

Le fait de régresser le logarithme du prix au m² (plutôt que le prix au m² lui-même) permet d'obtenir un modèle multiplicatif. On a bien entendu rajouté les contraintes d'identification :

$$\sum_{j=1}^{80} \beta_j = \sum_{k=1}^4 \delta_k = \sum_{l=1}^7 \mu_l = 0$$

En revanche, on n'a pas imposé la contrainte $\sum_{i=1}^{51} \alpha_i = 0$, mais le modèle ne comporte pas de terme constant ; on obtient de cette manière, à partir des exponentielles des coefficients des indicatrices de dates ¹, une série trimestrielle de prix plus



1. L'inégalité de Jensen indique qu'en ne prenant que l'exponentielle du coefficient de chaque date, on sous-estimerait systématiquement le niveau des prix pour chaque trimestre. Aussi, pour obtenir notre série trimestrielle de prix, avons-nous multiplié l'exponentielle du coefficient par $\exp(\hat{\sigma}^2/2)$ (par analogie avec l'espérance d'une loi log normale) où $\hat{\sigma}^2$ est l'erreur quadratique moyenne de la régression.

LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN

fiable que celle qui serait obtenue par des moyennes arithmétiques simples. Par ailleurs, une classification (CAH) sur les coefficients des 80 quartiers permet de constituer un zonage de Paris en fonction des niveaux de prix.

Tous les prix sont exprimés en francs constants valeur août 1990. Les résultats de ces quatre régressions sont récapitulés en annexe. La racine de l'erreur quadratique moyenne va de 0,39 (pour les studios) à 0,30 (pour les trois-pièces). Les appartements récents et en bon état bénéficient bien entendu d'une surcote par rapport à des appartements de moindre qualité ou plus anciens, mais cette surcote est plus importante pour les grands appartements que pour les petits : l'état de l'appartement, son époque de construction, l'étage, et la présence d'un emplacement de stationnement ont donc une influence plus grande sur le prix (au m²) d'un quatre-pièces que sur celui d'un studio.

Les séries de prix ainsi construites font apparaître une hausse (en francs constants) qui va de 121 % (pour les trois-pièces) à 135 % (pour les studios) entre le 1^{er} trimestre de 1978 et le 3^e trimestre de 1990. Les chiffres obtenus sont assez voisins de ceux publiés par la C.I.N.P. (moyennes arithmétiques simples). Une différence toutefois : après élimination des effets des caractéristiques des appartements par ces régressions, les studios apparaissent comme étant moins chers que les deux-pièces au m², toutes choses égales par ailleurs.

Quant aux zonages obtenus, ils opposent les quartiers chers de l'ouest et du centre de la capitale aux quartiers moins chers de l'est ¹ (c.f. annexe). Ce zonage permet de mesurer la désirabilité intrinsèque des quartiers, c'est-à-dire abstraction faite, par exemple, du fait que certains quartiers sont plus récents que d'autres.

3. Analyse économétrique de la hausse

En croisant les quatre tailles d'appartements ² avec les quatre zones de Paris obtenues pour chaque taille, on obtient seize segments distincts du marché immobilier parisien ³.

Pour mettre en évidence les déterminants des hausses et des baisses sur le marché parisien, ainsi que leur importance relative, deux optiques sont alors possibles :

- on peut modéliser l'offre et la demande sur chacun des seize segments (indépendamment de ce qui se passe sur les quinze autres) par des techniques économétriques classiques : c'est l'objet de ce paragraphe ;

1. Le zonage obtenu pour les trois pièces présente une anomalie : les quatre quartiers du 16^e arrondissement se retrouvent dans une zone relativement peu chère. Cette anomalie s'explique par une erreur dans la table de passage adresse quartier qui a entraîné l'affectation au 16^e arrondissement d'un certain nombre d'appartements qui auraient dû être classés dans le 13^e.

2. i.e. les studios, les deux pièces, les trois-pièces et les quatre pièces et plus.

3. On identifiera ces seize marchés par une lettre, qui symbolisera le nombre de pièces (*S* pour les studios, *D* pour les deux-pièces, *T* pour les trois pièces et *Q* pour les quatre pièces et plus), et par un chiffre (de 1 à 4) symbolisant le niveau de prix. Ainsi *S1* fait référence aux studios de la zone pas chère, et *T4* symbolise les trois-pièces de la zone très chère.

LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN

- on peut aussi au contraire examiner les liens entre ces seize segments (identification des segments pilotes, recherches de causalité) : c'est l'objet du paragraphe n° 4.

Quelles variables exogènes faut-il faire figurer dans les équations d'offre et de demande ? Le logement présente deux aspects : c'est à la fois un bien de consommation (hautement durable) et un actif qui rentre dans la composition du patrimoine des ménages. En tant qu'actif, la demande de logement devrait dépendre de la rentabilité anticipée de l'immobilier, comparée à celle d'autres placements ¹, et de la richesse des ménages. Aussi avons nous retenu comme variables explicatives le Revenu Disponible Brut des ménages, l'indice CAC, un taux du marché obligataire, le taux des Plans Epargne Logement, et une anticipation de prix, calculée comme étant la moyenne arithmétique des prix des quatre derniers trimestres (anticipations adaptatives).

Comme bien de consommation, la demande de logement devrait dépendre de l'accroissement de la population, de l'évolution de sa solvabilité, et de l'arbitrage réalisé par les ménages entre location et accession à la propriété. Il est là plus difficile d'obtenir des données pertinentes : si les naissances et les décès sont bien connus avec une périodicité trimestrielle, il n'en est pas de même des flux migratoires, qui ne sont connus qu'annuellement (à partir d'estimations départementales de population) avec une précision médiocre ; quant aux loyers, compte tenu de la réglementation dans laquelle ils sont encadrés, il aurait été souhaitable de disposer d'une série de loyers moyens lors de l'emménagement et d'exclure du calcul les locataires qui sont dans les lieux depuis longtemps. Mais une telle série n'existe pas, et nous avons donc dû nous rabattre sur le poste « loyers - région parisienne » de l'indice des prix à la consommation.

Les résultats ont été décevants : si les anticipations de prix et les loyers sont toujours significatifs, ce n'est pas le cas de l'indice CAC et du taux de rendement des obligations ; quant à la démographie elle ne ressort que par le biais des décès, qui ont pourtant peu fluctué ; en outre le coefficient des loyers est trop élevé, par rapport à ce que la théorie économique laissait présager.

4. Analyse des prix sur les seize marchés

L'échec de l'objectif initial de notre étude, à savoir l'élaboration et l'ajustement d'un modèle de déséquilibre du marché du logement parisien, est dû en grande partie à la mauvaise connaissance des volumes de transactions. En revanche les prix sont connus de façon satisfaisante. Il y a donc place pour une approche par les prix qui a par ailleurs le mérite de correspondre aux préoccupations couramment exprimées par les professionnels (notaires, agents immobiliers investisseurs institutionnels spécialisés, etc...) et par le public (particuliers ou journalistes).

1. On s'attend là bien entendu à un effet de substitution, mais il peut aussi y avoir un effet de revenu : si la bourse (par ex.) est à la hausse, les plus values qui y sont réalisées sont susceptibles d'être réinvesties sur le marché immobilier. L'effet de revenu joue donc en sens opposé de l'effet de substitution.

LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN

Le marché parisien, comme celui de nombreuses capitales dans le monde, a connu récemment une « explosion » des prix tout à fait spectaculaire qui a suscité un intérêt assez général : après une période de stagnation (en francs constants) du niveau des prix jusque vers la moitié de la décennie quatre vingts, s'est amorcée une croissance très marquée qui, en l'espace de trois ou quatre ans, a fait doubler le niveau des prix (déflatés).

On comprend que les prix soient passés au centre des préoccupations avec en particulier un thème majeur : qui tire la hausse ?

Il nous a semblé qu'une analyse en termes de séries temporelles pouvait apporter d'intéressantes informations sur les marchés « leaders » ainsi que sur le mode de propagation de la hausse.

On a ainsi mobilisé d'une part des méthodes de prévision plus ou moins « standard » dans les séries temporelles pour déterminer les marchés qui ont initié la hausse, d'autre part la notion de causalité développée par Granger (1969) pour tenter de préciser les liens entre les marchés ; dans le b) on analyse les causalités entre marchés ; la conjonction de ces deux approches permet, dans le c), de proposer un scénario explicatif du mouvement des prix sur la période 1985-1990.¹

4.1. Démarrage de la hausse

La simple observation du graphe de chaque série de prix permet certes de cerner l'époque où a débuté la hausse (i.e. entre la fin de 1985 et le début de 1987 pour la plupart des marchés) mais n'autorise pas un classement clair des marchés selon la précocité du démarrage.

Or le début de la hausse, pour la chronique des prix d'un marché donné, peut s'interpréter comme la date d'un changement de régime : en d'autres termes le modèle que la série suivait avant t n'est plus vérifié après cette date. Une approche usuelle consiste à procéder à un test du CUSUM (Brown, Durbin, Evans 1975). Malheureusement dans le cas présent cette procédure ne fournit aucune date de changement de régime plausible (i.e. antérieure à 1988 !), quel que soit le marché considéré. On a donc adopté la méthode alternative suivante :

a) On ajuste un modèle ARIMA (Autorégressif Moyenne Mobile Intégré)². Une fois différenciées, toutes les séries sont stationnaires. L'ajustement est réalisé sur une période qui peut être incontestablement considérée comme une période de stagnation du niveau des prix (il s'agira en général de la période qui va de $t_0 = 1^{\text{er}}$ trimestre de 1978 à $t_1 = 1^{\text{er}}$ trimestre de 1986).

b) On utilise ce modèle pour calculer des prévisions à un horizon $t_1 + 4$ (par exemple pour les trimestres 2, 3, 4 de 1986 et le 1^{er} trimestre de 1987) ainsi qu'un

1. On aurait pu aussi, pour étudier les diffusions des prix entre segments du marché parisien, recourir aux techniques de l'économétrie spatiale (cf Anselin, 1988). Il y a là une voie de recherche qui mériterait d'être explorée.

2. On ne peut rejeter la non-stationnarité, à 5 %, par le test ADF de Dickey Fuller, que pour les deux pièces des zones 3 et 4. Voir Dickey, Fuller (1981).

LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN

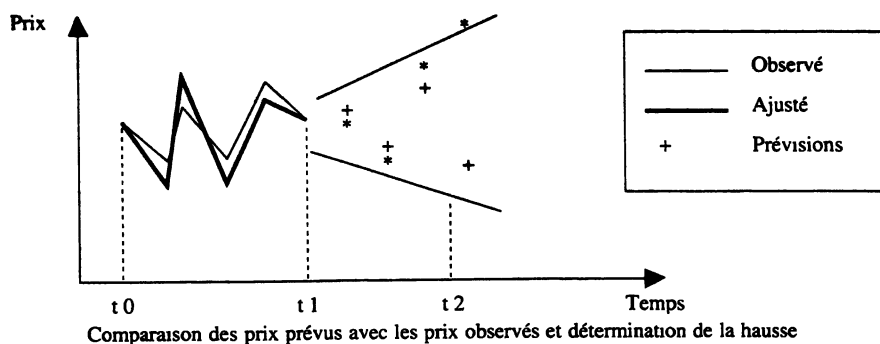
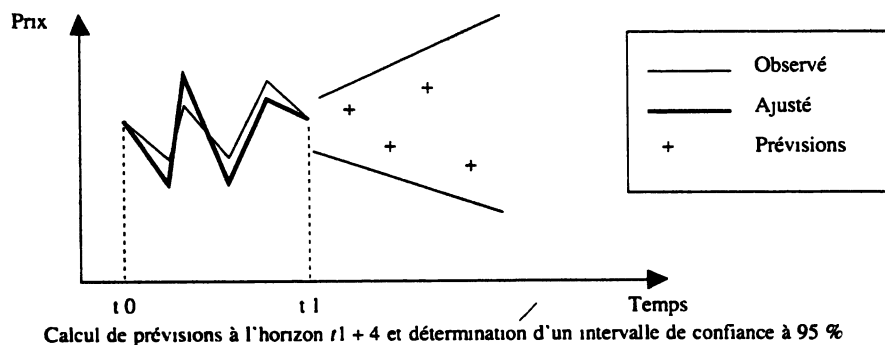
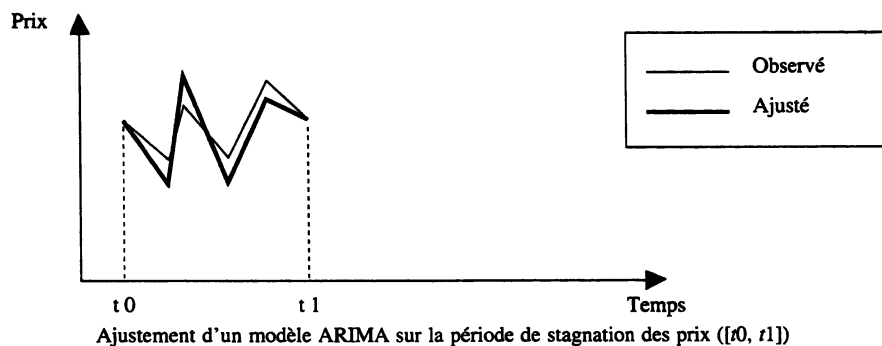


Figure 1

LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN

intervalle de confiance à 95 %. pour ces prévisions (i.e. si le modèle est vrai les valeurs réelles sont dans l'intervalle avec une probabilité de 0,95).

c) On teste alors que les valeurs effectivement observées entre t_1 et $t_1 + 4$ sont bien dans l'intervalle de confiance. Dans le cas contraire la première date $t_2 > t_1$ pour laquelle la valeur réelle sort de l'intervalle est prise comme marquant le changement de régime donc le début de la hausse.

d) Si aucun prix réel ne sort de l'intervalle, la procédure est recommencée en ajustant le modèle sur une période se terminant à t_1 = le second trimestre de 1986, donc plus longue que la précédente d'un trimestre.

La *figure 1* schématise la méthode.

Cette méthode est certes tout à fait discutable ; en particulier elle est vraisemblablement biaisée, au sens où elle ne diagnostique le démarrage qu'avec un retard lui-même difficilement contrôlable et dépendant de la rapidité du changement de régime (et de fait on peut remarquer que les dates de démarrage fournies par la procédure semble un peu tardives). Cela dit une procédure, peut-être douteuse, est à notre sens préférable à l'absence de toute méthode qui caractérise les assertions usuelles du type : « les beaux quartiers tirent l'Est parisien ».

On obtient d'ailleurs des résultats assez intuitifs concernant la date de début de la hausse de 14 marchés sur les 16 étudiés.

La *figure 2* résume les résultats fournis par la procédure décrite ici.

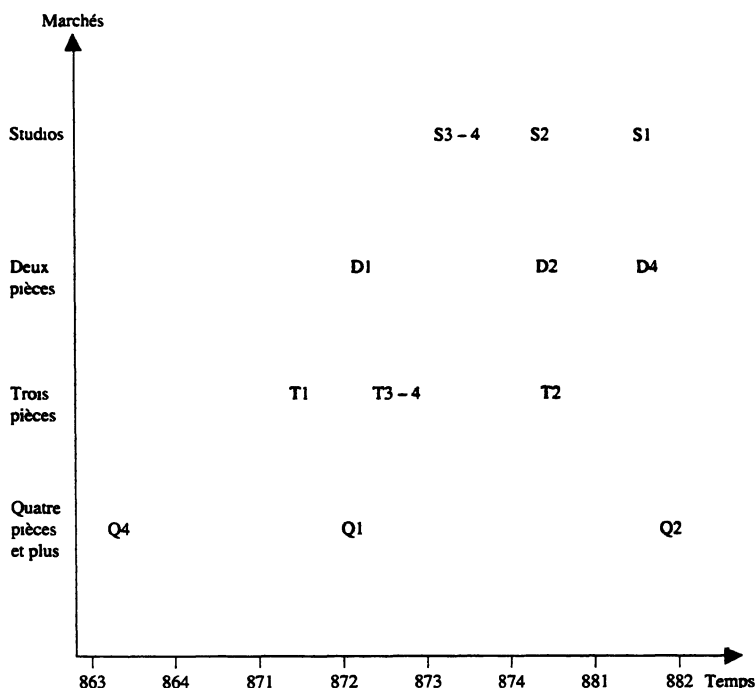


Figure 2 : Classement chronologique des 16 marchés selon la date de démarrage de la hausse

LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN

Selon le schéma obtenu, la hausse débute avec les grands appartements de l'Ouest parisien (Q4), ce qui recoupe une opinion répandue. En revanche la précocité de la hausse est plus inattendue chez les trois pièces de la zone peu chère (T1), c'est-à-dire essentiellement à l'Est de la capitale.

L'interprétation qui nous semble la plus compatible avec les conclusions de l'analyse des relations causales menée dans le paragraphe suivant consiste à considérer que le démarrage précoce de T1 est aussi plausible que celui de Q4 et peut signifier concrètement la présence, à côté de la flambée initiale des grands appartements de l'Ouest de Paris, d'un mouvement de hausse autonome sur un marché de biens de valeur plus modeste et destinés à un usage sans doute différent.

4.2. Causalité

Il s'agit de déterminer si les *variations* de prix d'un marché donné, (lesquelles constituent une série notée :

$$(X_t, t = 1, \dots, T)$$

observées jusqu'à la date t , peuvent « influencer » sur la variation du prix (définissant une seconde série notée Y_t) sur un autre marché à la date $t + 1$.

Ce type d'analyse est appelé, après Granger (1969), analyse de la causalité de la série X vers la série Y ; formellement, on aura causalité à la date t au sens de Granger et relativement à l'univers de référence $U = (X, Y)$ si et seulement si :

$$E(Y_{t+1} / Y_0, Y_1, \dots, Y_t; X_0, X_1, \dots, X_t) \equiv E(Y_{t+1} / Y_0, Y_1, \dots, Y_t)$$

Cette définition est évidemment discutable (et a été effectivement discutée, voir par exemple [Zellner 1978]), mais n'en reste pas moins tout à fait opératoire et donc très utile.

Le problème fondamental que pose cette définition est en fait celui de l'instabilité par changement d'univers de référence du diagnostic de présence (ou d'absence) de causalité (voir par exemple Gouriéroux, Monfort 1990).

Ainsi, en toute rigueur, une analyse des causalités existantes entre les 16 marchés précédemment définis devrait être menée non pas en considérant les séries de prix deux à deux (comme dans la présentation ci-dessus) mais bien plutôt en prenant comme univers de référence l'ensemble formé par les 16 marchés. On devrait considérer un modèle VAR (Autorégressif Vectoriel) selon la méthode développée par Sims (1980) et ajuster la série multivariée (de $\mathbb{R}^{16}$) des prix (ou plutôt de leur différence première) sur les différents marchés.

Malheureusement, une telle approche est incompatible, d'un point de vue statistique, avec le nombre relativement réduit d'observations (à savoir une cinquantaine).

Toute description des causalités entre marchés doit donc s'appuyer sur des procédures permettant de ramener l'univers pertinent à des dimensions accessibles au calcul. Nous proposons ici la méthode suivante qui consiste en une procédure en deux étapes :

LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN

- On repère d'abord les causalités entre un marché X et un marché Y relativement à l'univers (X,Y). On dira qu'on étudie les relations causales « bilatérales ».
- On obtient ainsi un tableau 16 x 16 indiquant (qualitativement) la présence de ces causalités « bilatérales ». Ce tableau sert alors à définir pour chaque marché l'univers pertinent, dans une deuxième analyse de causalité qui fournit finalement un second tableau décrivant les relations causales entre marchés (voir figure 3 en annexe).

Cette méthode révèle l'importance causale des trois pièces de la zone peu chère (TI), lesquels causent presque tous les biens, et montre par ailleurs que les hausses se diffusent des grandes tailles vers les petites. On notera que les causalités mises en évidence disparaissent quand l'analyse est menée sur la période de stagnation des prix, i.e. de 1978 à 1986. Il semble ainsi que les causalités entre les variations de prix sur les différents marchés soient fondamentalement liées au mouvement de hausse lui-même.

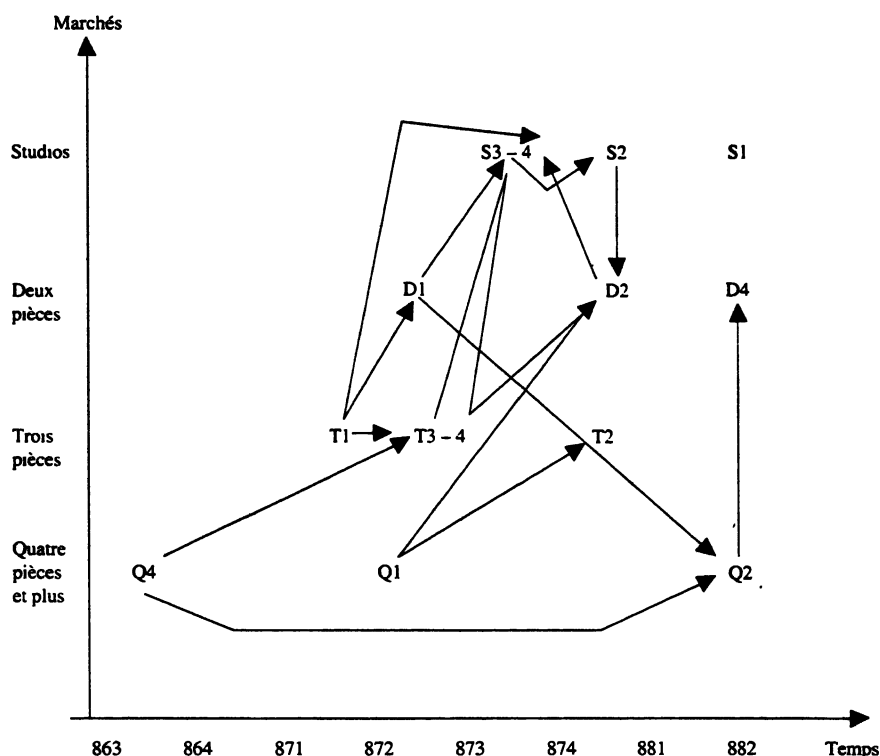


Figure 4 : Schéma des relations causales tracé sur le schéma chronologique : figure simplifiée
(s1 X cause Y, Y cause Z, et X cause Z, on ne fait pas figurer la dernière relation)

4.3 Diffusion

Du classement des marchés suivant la date du début de la hausse (paragraphe 4.1) et du tableau décrivant la structure des causalités entre les marchés (paragraphe 4.2), on tire la *figure 4* qui présente les relations causales directement tracées sur le schéma chronologique (i.e. la *figure 2*)-

Cette figure incite selon nous à décrire le mouvement des prix parisiens sur la période 1986-1989 comme la conjonction de deux mouvements de hausse partiellement indépendants :

- le premier (historiquement) démarre avec les grands appartements de l'Ouest (Q4) et se propage d'abord vers les trois pièces des zones chères (T3) puis vers Q2, lequel induit (en partie) la hausse des deux pièces de l'Ouest (D4).
- le second est initié par les trois pièces de la zone peu chère (T1) et affecte la plupart des marchés hors les grands appartements.

Ceci suggère le scénario suivant : la demande d'acheteurs fortunés amorce en 1986 une hausse des appartements de luxe. Avec environ six mois de retard et de façon indépendante débute la hausse des trois pièces qui pourrait être la conséquence d'une demande accrue de logement de la part des ménages à revenu plus moyen résolubilisés par la reprise économique et la baisse des taux d'intérêt nominaux (sur ce point voir [Massot 1990]).

BIBLIOGRAPHIE

- ANSELIN L. (1988) "Spatial Econometrics : Methods and Models", *Kluwer Academic Publishers*.
- BOX G., JENKINS C. (1970) *Times Series Analysis : Forecasting and Control*, Holden-Day.
- BROWN R.L., DURBIN J., EVANS J.M. (1975) "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, with Comments", *Journal of the Royal Statistical Society*, B. 37, 149-192.
- DICKEY D., FULLER W. (1981) "Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- FLORENS J.P. et MOUCHART M. (1985) "A Linear Theory for Non Causality", *Econometrica*, 53, 157-175.
- GOURIÉROUX C. (1969) et MONFORT A. (1990) "Séries temporelles et modèles dynamiques", *Economica*.
- GRANGER C. (1969) "Investigating Causal Relations by Economic Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, 37, 424-438.
- MASSOT A. (1990) *Les logements à Paris, Pourquoi la Hausse ?*, Document établi pour le compte de la Chambre Interdépartementale des Notaires de Paris.
- SIMS C.A. (1980) "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48, 1-48.
- ZELLNER A. (1978) "Causality and Econometrics", Conférence Proceedings, Rochester University, *Journal of Monetary Economics*, 10.

LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN

ANNEXE 1

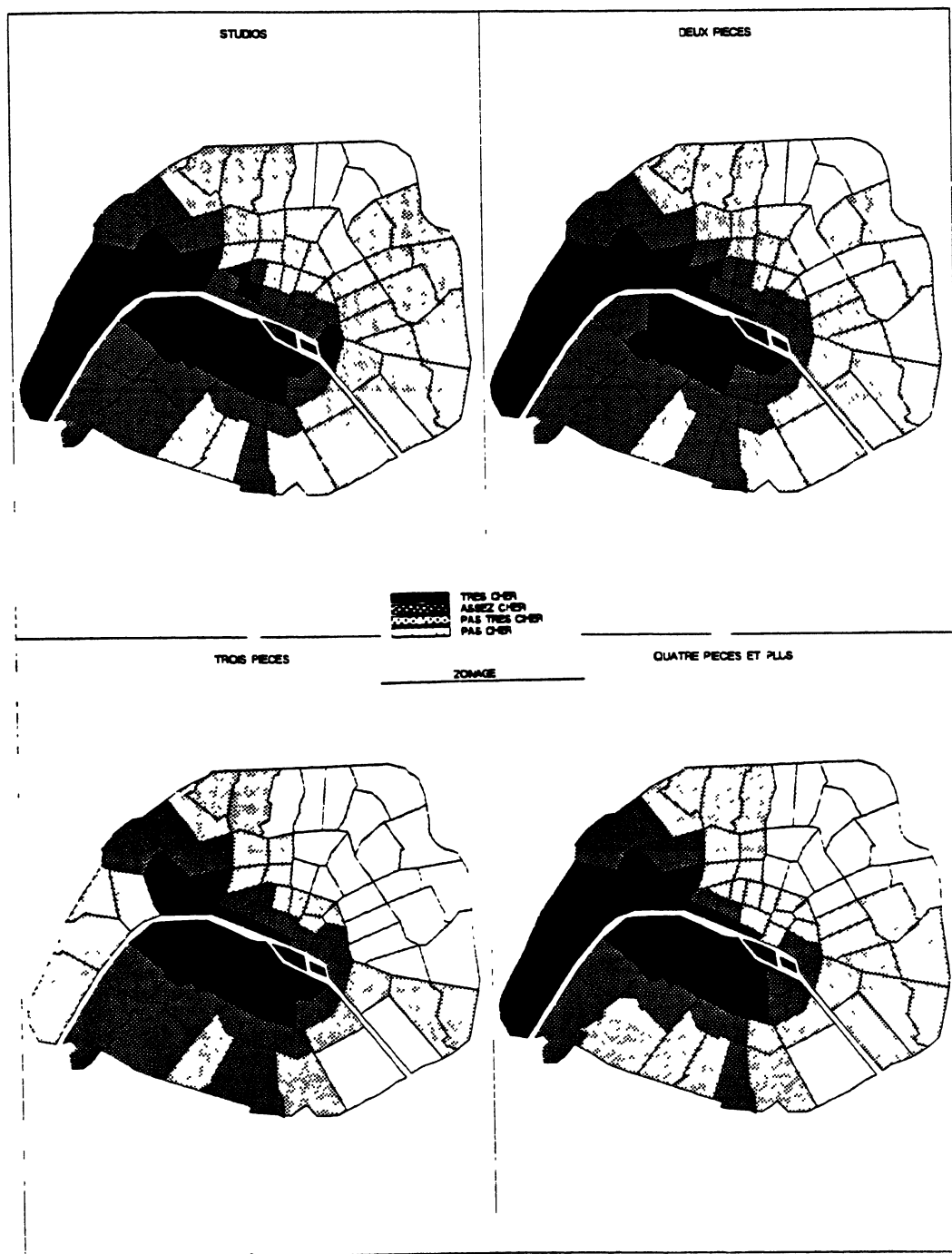
ANALYSE DE LA VARIANCE : RÉSULTATS

	Studios		Deux-pièces		Trois-pièces		Grands appart.	
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t
Etat de l'appartement ¹								
excellent	+ 22 %	12,0	+ 25 %	17,1	+ 17 %	11,4	+ 13 %	7,0
bon	+ 7 %	7,1	+ 8 %	11,8	+ 6 %	7,9	+ 4 %	4,0
moyen	- 5 %	- 4,4	- 4 %	- 4,9	- 6 %	- 6,2	- 5 %	- 3,0
médiocre	- 19 %	- 11,8	- 23 %	- 20,3	- 15 %	- 10,1	- 12 %	- 5,3
Epoque de construction								
avant 1850	- 14 %	- 10,7	- 14 %	- 13,0	- 9 %	- 7,2	- 8 %	- 4,5
1850 1913	- 18 %	- 22,4	- 16 %	- 23,4	- 10 %	- 13,3	- 9 %	- 8,6
1914 1947	- 10 %	- 10,1	- 8 %	- 9,8	- 6 %	- 5,8	- 5 %	- 4,1
1948 1969	+ 11 %	8,9	+ 8 %	8,3	+ 7 %	7,0	+ 2 %	1,6
1970-1980	+ 27 %	22,9	+ 27 %	24,9	+ 17 %	15,5	+ 15 %	11,7
après 1980	+ 24 %	5,2	+ 21 %	5,5	+ 10 %	2,6	+ 9 %	2,0
non renseigné	+ 9 %	- 9,4	- 10 %	- 13,0	- 6 %	- 6,4	- 1 %	- 0,9
Divers								
stationnement	+ 9 %	5,2	+ 6 %	4,7	+ 8 %	6,2	+ 5 %	3,6
neuf	+ 19 %	4,1	+ 12 %	3,4	+ 11 %	3,1	+ 7 %	1,8
Rez-de-ch.	- 6 %	- 6,6	- 11 %	- 13,3	- 10 %	- 8,7	- 9 %	- 5,2

1. Lecture : par rapport aux niveau de prix du graphique de la page précédente, un studio en excellent état bénéficie d'une surcote de 22 %, alors qu'un studio dans un état médiocre souffre d'une décote de 19 %.

Les cartes de la page suivante donnent l'impact de la localisation de l'appartement sur son prix

LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN



LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL PARISIEN

	<i>Studios</i>				<i>Deux-pièces</i>				<i>Trois-pièces</i>				<i>Quatre-pièces et plus</i>			
	S1	S2	S3	S4	D1	D2	D3	D4	T1	T2	T3	T4	Q1	Q2	Q3	Q4
S1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0
S2	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
S3	0	0	0	0	1	0	1	0	1	0	1	1	0	0	0	0
S4	0	0	0	0	0	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0
D1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
D2	0	1	1	0	0	0	0	0	1	0	1	0	1	0	0	0
D3	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
D4	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0
T1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
T2	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	1	0	0	0
T3	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	1
T4	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	1
Q1	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0
Q2	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
Q3	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0
Q4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Figure 3 : A. Matrice de causalité entre marchés (méthode en deux étapes)
 (A l'intersection ligne i-colonne j la matrice donne 1 si le marché j cause,
 relativement à l'univers pertinent, le marché i et 0 sinon.)