

Le marché des bureaux

Une revue des modèles économétriques

Jean-Jacques Granelle

Université Paris XII Val-de-Marne

Comme tout bien immobilier le bureau est un bien durable et l'on peut dissocier le marché des services rendus par le bien et le marché des actifs. Les modèles américains qui ont été élaborés dans ce domaine pour l'analyse et la prévision retiennent toutefois pour l'essentiel le marché des services. Ils sont construits selon les cas au niveau interurbain, urbain ou intraurbain. En général ils reposent d'abord sur des identités comptables explicitant respectivement l'absorption du marché, le taux de vacance courant et l'état du parc. Les relations de comportement prennent en compte usuellement une équation de demande, une équation d'offre et, le cas échéant, une équation d'ajustement du loyer. La demande désirée dépend des variables d'emploi et du loyer réel. La construction désirée dépend de l'état du parc, du loyer réel et de l'absorption du marché. L'équation d'ajustement du loyer, de son côté, met en évidence la relation inverse entre variations du loyer et taux de vacance.

Les modèles rendent bien compte de la cyclicité du marché des bureaux, qui est largement tributaire de l'ajustement progressif du loyer à la vacance. En revanche le caractère spéculatif du marché des bureaux, particulièrement apparent au cours du dernier cycle de l'immobilier, est encore peu illustré par les modèles, car ces derniers ne retiennent pas dans le cas général le marché des actifs. Au total une modélisation conjointe du marché des services et du marché des actifs serait particulièrement souhaitable en immobilier de bureau, comme le montre du reste une analyse élémentaire de statique comparative.

Comme tout bien immobilier, le bureau est un bien durable et par suite on peut dissocier le service rendu par le bien et le bien lui-même, qui a valeur d'actif patrimonial. De fait, dans la plupart des pays on peut distinguer un marché d'utilisateurs et un marché d'investisseurs, le statut locatif étant en général prédominant ¹.

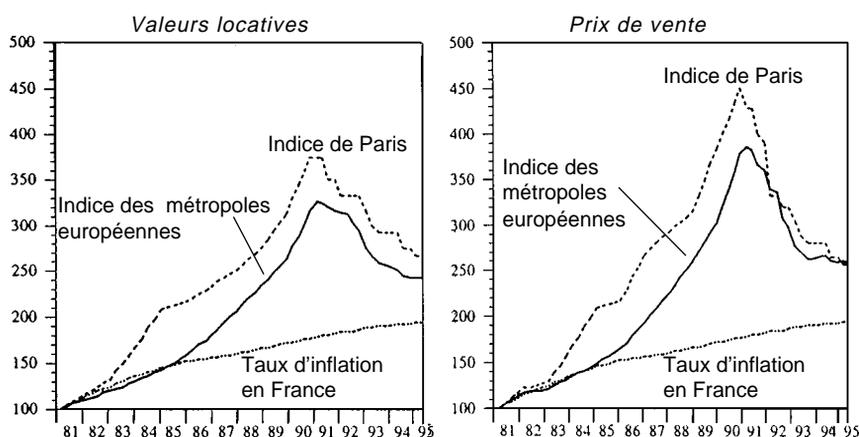
Le marché des bureaux présente une cyclicité prononcée, affectant les différents sous-secteurs (locatif-vente, neuf-ancien, centre-périphérie).

1. Je remercie vivement Claude Mathieu de l'ERUDITE — Université Paris XII Val-de-Marne, et le rapporteur anonyme de l'OFCE, pour leur lecture attentive de ce texte, accompagnée de remarques constructives.

Il connaît aujourd'hui en France son deuxième cycle depuis l'apparition du marché à la fin des années soixante. Le premier cycle s'étend de 1966 à 1984, avec une phase d'expansion de 1966-1967 à 1973 et une phase de récession de 1973 à 1984. On a coutume de considérer que durant le premier cycle l'ajustement s'est fait avant tout par les volumes (réduction des mises en chantier, diminution des stocks excédentaires) et non par les prix (Breuil, 1995). En réalité dès le premier cycle sont apparues des baisses de prix à la suite de la crise de surproduction de 1973-1974. C'est même la première fois que les prix immobiliers ont baissé en France depuis la deuxième guerre mondiale, par opposition aux prix des logements rigides à la baisse à cette époque. C'est ainsi que les valeurs moyennes des loyers de bureaux ont baissé à prix constants de 24 % dans le neuf et de 37 % dans l'ancien à Paris dans les quartiers Ouest, selon les sources Bourdais, après correction de la dépréciation monétaire par l'indice des prix à la consommation.

Le deuxième cycle du marché des bureaux commence en 1984, avec une phase de forte expansion de 1984 à 1990-1991, suivie d'une phase de récession importante, qui se prolonge aujourd'hui. Ce cycle présente en effet une amplitude beaucoup plus grande que le précédent tant pour les volumes que pour les prix. Au total, à prix constants, les loyers et les valeurs vénales à Paris, après avoir été multipliés respectivement par 2 et 2,5 de 1982 à 1990, ont baissé de 35 % pour les loyers et de près de 50 % pour les valeurs vénales de 1990 à 1995 (figure 1). Le taux de vacance de son côté est monté pour se situer à 8,4 % au 2^e semestre 1995 et au 1^e semestre 1996 selon Jones Lang Wootton (à Paris centre).

1. Indices des valeurs locatives et des prix de vente des bureaux
(localisations de premier choix)



Source : Jones Lang Wootton, European Office Index, juin 1995.

Dans les autres pays européens on retrouve le même profil de hausse, puis de baisse des loyers et des valeurs vénales au cours du dernier cycle, seuls quelques pays faisant exception (particulièrement les Pays-Bas). En dehors de l'Europe, le Japon est connu également pour l'amplitude des fluctuations qui ont affecté l'immobilier de bureau, ainsi que l'immobilier d'habitation et le foncier, avec la même périodicité qu'en Europe.

Quant aux Etats-Unis, on peut mettre en évidence trois cycles d'une durée d'environ dix ans depuis 1960 d'après l'indicateur du taux de vacance moyen mesuré sur un échantillon d'une trentaine d'agglomérations (Wheaton, 1987). Le dernier cycle est largement avancé par rapport au cycle européen et japonais. Par ailleurs, d'un cycle à l'autre l'amplitude du cycle augmente, le point haut du taux de vacance se situant à des niveaux de plus en plus élevés. Il est courant d'observer des taux de vacance de 20 % à 25 % sur les marchés de bureaux américains.

Devant ce constat général et l'importance des coûts induits par des fluctuations trop brutales de l'activité et des prix, le problème se pose de savoir comment mettre en place des modèles économétriques rendant compte des relations essentielles qui prévalent sur le marché des bureaux. En France des modèles économétriques ont montré que l'investissement en bâtiment travaux publics des entreprises était bien expliqué par deux variables : la variation de la demande finale et le taux de marge des entreprises, mesuré d'après le rapport de l'excédent brut d'exploitation à la valeur ajoutée (Berthier, 1992).

Une telle voie d'explication est certainement applicable à l'investissement en bureau. Toutefois celui-ci requiert la mise en évidence d'ajustements à un niveau beaucoup plus fin, prenant en compte les notions précitées de service et de bien. L'application de ces notions à des fins d'analyses économétriques ne fait que commencer. On retracera dans cet article les premiers travaux engagés aux Etats-Unis, qui n'ont guère plus de dix ans. Encore ceux-ci sont-ils essentiellement orientés vers le marché des services. On ne saurait oublier le marché des actifs, même si celui-ci est délaissé par les modèles.

Dans cet esprit on montrera d'abord par une théorie élémentaire quels liens logiques s'établissent, comme pour tout bien immobilier, entre marché des services et marché des actifs. Puis on présentera les modèles économétriques du marché des services consacrés à l'immobilier de bureau. On terminera par une analyse plus fragmentaire du marché des actifs de bureau.

Marché des services et marché des actifs

Le loyer d'un bien immobilier est d'abord déterminé par l'offre et la demande de service. Le lien entre marché des services et marché des actifs s'opère à deux niveaux. En premier lieu, le loyer détermine la demande d'actifs, car en acquérant un actif, les investisseurs achètent un flux de revenus futurs. En second lieu, le lien entre les deux marchés s'effectue par la construction. Si la construction s'accroît, l'offre d'actifs s'élève, tandis que le prix et le loyer baissent, toutes choses égales par ailleurs. A long terme, si l'investissement net est nul, le prix de l'actif égale le coût de construction. On retrouve les idées de base de la théorie économique, déjà posées par Marshall, selon lesquelles il y a égalité à long terme entre prix de marché, valeur actuelle des revenus futurs attendus et coût d'un bien immobilier.

On peut formaliser ces relations par un modèle simple et donner une illustration géométrique. Parmi divers exposés on retiendra un modèle d'équilibre partiel à quatre équations (Jaffee, 1992).

La première équation, correspondant à l'équilibre du marché, est celle de l'égalité de la demande et de l'offre de service. La demande dépend du loyer et d'autres variables (excédent brut d'exploitation, etc.).

$$M1 \quad q^D(R, X^D) = q^S$$

où q^D = demande de service

R = loyer net

X^D = autres variables explicatives de la demande de service

q^S = offre de service

La deuxième équation établit une relation entre le loyer R payé par l'utilisateur et le prix de l'actif P . Celui-ci est représenté par la valeur des revenus attendus actualisés. Sous l'hypothèse de constance du loyer et de la valeur vénale, on montre que le taux d'actualisation se ramène au taux de capitalisation i (par exemple Balaton, 1993)² :

$$M2 \quad P = \frac{R}{i}$$

Le taux de capitalisation prend lui-même en compte divers éléments : le taux d'intérêt à long terme de l'économie, les loyers attendus, le risque associé au flux de revenus futurs, le traitement fiscal de l'immobilier.

La troisième équation est celle de la détermination de l'investissement net. Celui-ci est par définition égal à l'investissement brut moins la dépréciation du stock. On admet que l'investissement net est fixé en

2. Le vocable de taux de capitalisation est courant chez les experts immobiliers, bien qu'il ne soit pas approprié. Il s'agit en fait d'un taux d'actualisation, puisque ce taux permet d'actualiser un flux de revenus futurs perpétuels (Achour, Coloos, 1993, p. 213).

fonction du rapport entre le prix du bien sur le marché et le coût de construction.

$$M3 \quad I^n = f\left(\frac{P}{C}\right) \quad \text{soit} \quad I^n \begin{matrix} > \\ = \\ < \end{matrix} 0 \quad \text{si} \quad \frac{P}{C} \begin{matrix} > \\ = \\ < \end{matrix} 1$$

où I^n = investissement net
 P = prix
 C = coût de construction
 $I^n = I^g - \delta q^S$
 I^g = investissement brut
 δ = taux de dépréciation

La quatrième équation montre l'effet de l'investissement sur l'offre :

$$M4 \quad q_{t+1}^S = q_t^S + I_t^n$$

Au total on a quatre variables endogènes, R, P, I^n, q^S et trois variables exogènes q^D, i, C .

A l'équilibre, on a (en désignant les valeurs d'équilibre par un astérisque) :

$$\begin{aligned} E1 \quad P^* &= C \text{ soit le prix de l'actif égale le coût de construction} \\ E2 \quad R^* &= iP^* = iC \text{ soit le loyer égale le revenu de l'actif} \\ E3 \quad I^n &= 0 \quad (I^g = \delta q^S) \\ E4 \quad q^{S*} &= q^D(R^*, X^D) \end{aligned}$$

A partir de là, on peut faire un raisonnement de statique comparative pour montrer comment la variation d'une variable exogène va entraîner un nouvel équilibre. On envisagera donc trois hypothèses correspondant à la variation respective de la demande, du coût de construction et du taux de capitalisation.

Hypothèse 1 : Augmentation de la demande de service de q_0^D à q_1^D

En courte période l'augmentation de la demande de service de q_0^D à q_1^D entraîne les effets suivants :

- le loyer R s'élève par suite de l'augmentation de la demande (équation M1). En courte période en effet, l'augmentation de l'offre n'est pas susceptible de répondre à la hausse de la demande ;
- le prix P s'accroît avec l'élévation du loyer (équation M2) ;
- l'investissement net I^n s'élève, car $\frac{P}{C} > 1$ (équation M3) ;
- l'offre q^S augmente du fait de l'investissement net (équation M4).

En longue période le nouvel équilibre présente les caractéristiques suivantes :

- l'offre q^S parvient au niveau de la demande nouvelle plus élevée (équation E4) ;
- le loyer R revient à sa valeur initiale R_0 (équation E2) ;

- le prix de l'actif revient à son prix initial $P_0 = \frac{R_0}{i} = C$ (équation E1) ;
- l'investissement net est nul, $I^n = 0$ (équation E3).

Hypothèse 2 : Augmentation du coût de construction de C_0 à C_1

En courte période :

- l'investissement net I^n baisse, car $\frac{P}{C} < 1$ (équation M3) ;
- l'offre q^S baisse, car l'investissement net diminue (équation M4) ;
- le loyer R s'élève, car l'offre q^S est plus faible (équation 1) ;
- le prix P augmente avec la hausse du loyer (équation M2).

En longue période :

- le prix de l'actif P augmente de C_0 à C_1 (équation E1) ;
- le loyer R s'élève de $i C_0$ à $i C_1$ (équation E2) ;
- l'investissement net $I^n = 0$ (équation E3) ;
- l'offre q^S tombe à $q^D (R^*, X^D)$ (équation E4).

Hypothèse 3 : Augmentation du taux de capitalisation de i_0 à i_1 :

En courte période :

- le prix P baisse du fait de la hausse du taux de capitalisation (équation M2) ;
- l'investissement net I^n baisse, car $\frac{P}{C} < 1$ (équation M3) ;
- l'offre q^S baisse par suite de la diminution de l'investissement net (équation M4) ;
- le loyer R s'élève par suite d'une offre q^S plus faible (équation M1).

En longue période :

- le prix de l'actif P revient à sa valeur initiale C_0 (équation E1) ;
- le loyer R monte au niveau $R_1 = i_1 C_0$ (équation E2) ;
- l'investissement net $I^n = 0$ (équation E3) ;
- l'offre q^S baisse (équation E4).

On peut représenter géométriquement le raisonnement précédent. On retiendra ici une formulation de Fischer (1992), que l'on étendra aux diverses hypothèses examinées. Dans un souci de simplification on ne prend pas en compte ici un ajustement offre-demande par le taux de vacance. Des présentations voisines figurent dans divers ouvrages d'économie immobilière anglo-saxons (par exemple DiPasquale et Wheaton, 1996, pp. 6-17).

Sur la figure 2, le marché des services est à gauche, le marché des actifs à droite, la courte période étant analysée en haut, la longue période en bas.

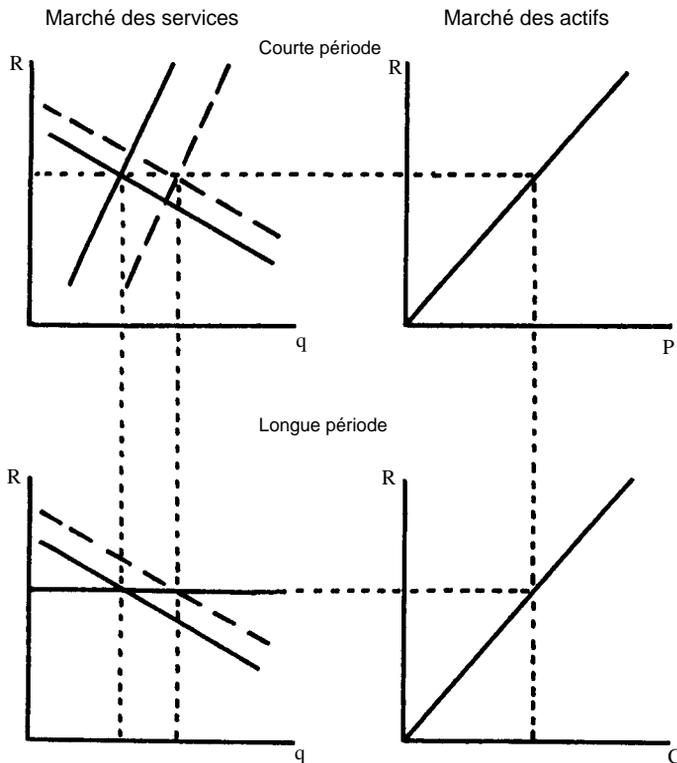
En courte période l'offre et la demande de service dépendent du loyer R . La courbe d'offre est ici relativement inélastique, sans qu'on ait

retenu l'hypothèse de rigidité absolue de l'offre à court terme. En longue période, on admet que l'offre est infiniment élastique.

En ce qui concerne le marché des actifs (à droite), le prix P est relié au loyer R , la pente de la droite étant le taux de capitalisation (partie supérieure). Par ailleurs à long terme, le prix P est censé être égal au coût de construction C (partie inférieure). Si les marchés sont en équilibre, le loyer et l'offre sont les mêmes en courte période et en longue période. N'est pas représentée ici la fonction d'investissement net (équation M3).

On peut analyser comme précédemment l'impact d'un choc exogène sur l'équilibre de marché provenant soit du marché des services, soit du marché des actifs. On retiendra d'abord l'hypothèse 1 de hausse de la demande. Ceci se traduit graphiquement par un déplacement vers la droite de la courbe de la demande. On vérifie qu'en courte période le loyer R augmente, tandis que le prix P s'accroît également. Comme le prix devient supérieur au coût de longue période, il y a création d'une offre nouvelle ; la courbe d'offre se déplace vers la droite en courte période. L'équilibre nouveau de longue période est tel que l'offre égale la demande à un niveau plus élevé, tandis que le loyer et le prix reviennent à leur valeur initiale.

2. Relations entre marché des services et marché des actifs
Cas d'une augmentation de la demande



Source : Fisher, (1992), p. 167.

Soit maintenant l'hypothèse 2 d'augmentation du coût de construction de C_0 à C_1 (figure non représentée). L'investissement net diminue, car le prix devient inférieur au coût. En courte période la courbe d'offre se déplace vers la gauche, traduisant une diminution de l'offre, tandis que le loyer R et le prix P augmentent. En longue période le prix de l'actif monte au niveau du coût de construction C_1 . Ceci entraîne une hausse de loyer en longue période et finalement un ajustement offre-demande à un niveau de quantité plus faible (avec une nouvelle courbe d'offre de longue période).

L'hypothèse 3 d'augmentation du taux de capitalisation de i_0 à i_1 s'exprime graphiquement par une pente plus forte dans le quadrant reliant R et P (figure non représentée). A court terme le prix baisse, ce qui entraîne une diminution de l'investissement net et donc de l'offre, tandis que le loyer R augmente. A long terme le prix de l'actif revient graphiquement à sa valeur du coût de construction. Le loyer sera durablement plus élevé et l'ajustement offre-demande s'opère comme dans le cas précédent à un niveau de quantité plus faible.

Au total, comme le montre la théorie standard, il paraît difficile de ne pas prendre en compte à la fois la double dimension de service et d'actif du marché des bureaux. Pourtant les analyses économétriques ont été pour l'instant réalisées essentiellement sur le marché des services.

Modèles économétriques du marché des services en immobilier de bureau

Les analyses formalisées du marché des services de bureau sont principalement tributaires de la littérature américaine qui est du reste relativement récente. Les modèles se fondent en général sur des identités comptables relatives au parc et à la vacance et visent à expliquer la demande de service, l'offre nouvelle et, le cas échéant, les ajustements de loyer. Les modèles sont principalement des modèles urbains (propres à une agglomération) ou nationaux, les échantillons couvrant dans ce cas un certain nombre d'agglomérations, sans opérer de segmentation. D'autres modélisations visent à tenter des analyses économétriques au niveau interurbain ou intraurbain. L'exposé retient ici des notations communes aux différents modèles (encadré n° 1).

1. Notations des variables des modèles économétriques

A_t	=	Variation nette de la surface de bureau occupée (ou absorption nette du marché) en t.
C_t	=	Coût de construction en t.
E_t	=	Emploi de bureau en t.
i_t	=	Taux d'intérêt en t.
L_t	=	Emploi total en t.
OS_t	=	Surface de bureau occupée en t.
P_t	=	Niveau général des prix en t.
Q_t	=	Construction de bureau commencée en t.
R_t	=	Loyer réel des bureaux neufs en t.
S_t	=	Parc de bureau en t.
U_t	=	Taux de chômage en t.
V^*	=	Taux de vacance naturel.
V_t	=	Taux de vacance courant en t.
Y_t	=	Produit national brut en t.

Modèles urbains et modèles nationaux

Le modèle de Rosen (1984)

Le premier modèle économétrique, construit sur le marché des bureaux, est celui de Rosen (1984), testé sur l'agglomération de San Francisco. Il conserve une valeur pédagogique malgré ses limites.

Rosen part d'une insatisfaction vis-à-vis de la méthodologie empirique alors utilisée pour la prévision du marché des bureaux. Il a l'ambition d'élaborer un modèle du marché des bureaux prenant en compte l'offre et la demande. Les variables centrales sont le parc de bureaux, le flux de construction neuve, le taux de vacance et le loyer (encadré n° 2).

2. Le modèle de Rosen (1984)

Le stock désiré de bureau en t, OS_t^* (exprimé en unités de surface du parc occupé), est fonction de l'emploi dans les activités de bureau E_t et du loyer réel R_t , soit :

$$OS_t^* = f(E_t, R_t) \quad (1)$$

Il s'agit d'analyser les composantes de la demande, le mécanisme d'ajustement du loyer et l'offre des promoteurs. Toutefois le mécanisme d'ajustement à la demande désirée n'est pas décrit.

L'emploi dans les activités concernant la finance, les assurances et l'immobilier est la variable clé du côté de la demande. Rosen considère que cette variable au niveau d'une ville est fonction du taux de croissance du produit national brut \dot{Y}_t , des profits des entreprises et de la croissance de la demande dans les activités de services \dot{D}_t , soit :

$$E_t = f(\dot{Y}_t, \text{Profit}_t, \dot{D}_t) \quad (2)$$

Le mécanisme d'ajustement du loyer suit l'interprétation habituellement retenue pour les marchés du logement (cf. Rosen, Smith, 1983 ; encadré 3). Selon cette hypothèse, directement inspirée de l'analyse du marché du travail, le taux de variation du loyer R est, dans le cas le plus simple, fonction de l'écart entre le taux de vacance courant V_t et le taux de vacance naturel ou structurel V^* ; cette vacance structurelle, incompressible, est tributaire des conditions de fonctionnement du marché. Rosen prend en compte également dans l'explication la variation du niveau général des prix P . On a au total ¹ :

$$R_t - R_{t-1} / R_{t-1} = f(V_t - V^*, P_t - P_{t-1} / P_{t-1}) \quad (3)$$

Dans le modèle de ROSEN le taux de vacance courant et le taux de vacance naturel sont explicités par les équations (4) et (5) :

$$V_t = \frac{S_t - OS_t}{S_t} \quad (4)$$

$$V^* = f(i_t, R_t^e) \quad (5)$$

Des taux d'intérêt plus élevés tendent à abaisser le taux de vacance naturel, tandis que des loyers attendus plus élevés tendent à l'augmenter, du fait du comportement de maximisation du profit des offreurs.

Quant à la construction neuve de bureau Q_t , elle est fonction de la rentabilité attendue. Celle-ci dépend à son tour du taux de vacance courant V_t , du loyer attendu R_t^e , du coût de construction C_t , du taux d'intérêt i_t et de la fiscalité T . L'équation (6) illustre le flux de construction neuve et l'équation (7) est une identité comptable concernant l'ensemble des surfaces de bureau offertes :

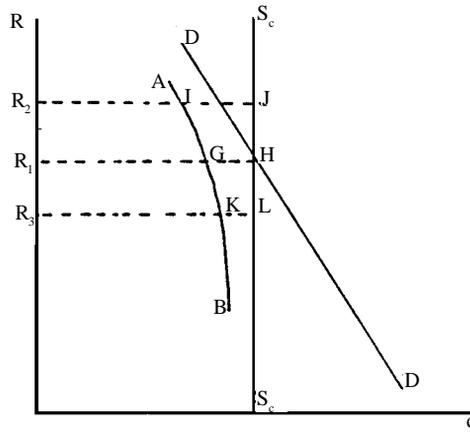
$$Q_t = f(V_t, R_t^e, C_t, i_t, T) \quad (6)$$

$$S_t = S_{t-1} + Q_t \quad (7)$$

Les équations (1), (3) et (6) sont les relations clés qui ont donné lieu à une estimation. Les équations (4) et (7) sont des identités. L'équation (5) relative au taux de vacance naturel n'a pas été estimée. Ce taux a été évalué à 7 %, moyenne des taux courants de 1961 à 1983. L'équation (2) relative à la projection de l'emploi n'a pas non plus été estimée, cette variable étant mesurée directement.

(1) Dans cette équation le loyer est en termes nominaux.

3. Equilibre du marché locatif et taux de vacance



Sur le marché locatif, il y a toujours un certain taux de vacance, ce qui implique un marché en situation de déséquilibre, comme le montre la figure reliant le loyer R et la quantité de service de bureau q . Soit DD la courbe de demande de service de courte période et S_c la courbe d'offre de service de courte période, supposée ici complètement rigide. La courbe AB indique la quantité de service de bureau échangée pour tout niveau de loyer. La distance horizontale entre AB et la courbe d'offre représente la vacance de service de bureau. Soit GH la vacance structurelle, incompressible, tributaire des conditions de fonctionnement du marché, correspondant au loyer R_1 . Pour cette vacance structurelle le loyer n'a pas tendance à varier. Si la vacance était IJ avec un loyer R_2 , il y aurait tendance à la baisse du loyer. Inversement si la vacance était KL , il y aurait tendance à la hausse du loyer. Dans une telle analyse le loyer R , correspondant au taux de vacance structurel peut différer du loyer donné par l'intersection de l'offre et de la demande.

Trois équations donnent lieu à une estimation : une équation de demande, une équation d'ajustement du loyer et une équation d'offre. Dans l'équation de demande le stock désiré de bureau (surface totale occupée) est fonction de l'emploi dans les activités de bureau et du loyer réel. En ce qui concerne l'équation d'ajustement du loyer, Rosen fait appel à une formulation en termes de déséquilibre, le taux de bureaux vacants jouant un rôle central dans l'évolution du loyer (encadré n° 3) : le taux de variation du loyer nominal est fonction de l'écart entre le taux de vacance courant et le taux de vacance naturel ou structurel ; en outre Rosen retient comme variable explicative la variation du niveau général des prix. Enfin la construction neuve de bureaux (mesurée en millions d'unités de surface)³ dépend par hypothèse de multiples variables, incluant le taux de vacance courant et des variables de prix (en particulier loyer attendu, coût de construction et taux d'intérêt).

3. Il n'est pas précisé s'il s'agit de la construction commencée ou terminée.

Rosen a testé le modèle d'ajustement sur le marché de San Francisco avec des données annuelles couvrant la période 1961-1983. L'emploi dans les activités de bureau est appréhendé par des statistiques mesurant l'emploi dans les activités relatives à la finance, aux assurances et à l'immobilier (statistiques FIRE, *finance, insurance, real estate*, selon les sigles américains). Par ailleurs une enquête menée par l'université de Californie à partir de 1959 a permis de disposer de données annuelles sur le parc occupé, le taux de vacance, le loyer, le parc total et la construction neuve.

Les trois équations ont été estimées par les moindres carrés ordinaires. Selon les résultats donnés au tableau 1, le logarithme du stock de bureau occupé est expliqué par le logarithme de l'emploi dans les activités de bureau avec un signe positif et par le logarithme du loyer réel avec un signe négatif. L'élasticité à l'emploi du stock de bureau occupé est significativement supérieure à 1, ce qui à moyen terme, dénote le caractère cyclique de l'activité, mais paraît peu vraisemblable à long terme, même si l'on admet une certaine propension des entreprises à l'accroissement de la surface occupée par emploi. Par ailleurs les variations du loyer nominal sont reliées négativement à l'écart entre taux de vacance courant et taux de vacance naturel (évalué à 7 % sur la période) et positivement aux variations du niveau général des prix (avec retard). Le rôle primordial du taux de vacance se trouve ainsi mis en évidence dans l'ajustement du loyer. Toutefois le degré d'indexation du loyer nominal au niveau général des prix, estimé à 1,82, n'est pas en réalité significativement différent de 1. De façon générale, Rosen n'a pas testé s'il pouvait exister une autocorrélation des résidus. Par ailleurs la mise en œuvre du modèle nécessiterait de corriger le biais de simultanéité des paramètres du modèle. Ces remarques valent pour d'autres modèles économétriques du marché des bureaux.

Quant à l'équation (6) relative à la construction neuve de bureaux, les résultats ont été décevants. Seul le taux de vacance avec une distribution de retard sur quatre ans s'est révélé significatif pour expliquer la construction neuve de bureaux ⁴. En particulier on ne parvient pas à mettre en évidence l'influence du coût de la construction et du taux d'intérêt. De fait la construction neuve de bureaux s'est révélée très fluctuante sur la période. Mais des hypothèses plus élaborées seront présentées par la suite.

4. Les résultats de l'estimation sont les suivants :

$$Q_t = 3,53 - 0,247 \sum_{t=0}^4 V_t$$

(3,48) (-2,1)

$$R^2 = 0,19 \quad 1966-1983.$$

1. Résultats des estimations du modèle de Rosen (1984)

Variables indépendantes	Variables dépendantes	
	Log OS _t [*]	R _t - R _{t-1} /R _{t-1}
Constante	- 17,82 (- 22,18) ¹	- 1,53 (- 0,39)
Log E _t	1,86 (28,4)	—
Log R _t	- 0,178 (- 2,81)	—
V _t - 7 %	—	- 2,09 (- 2,72)
P _{t-1} - P _{t-2} / P _{t-2}	—	1,82 (3,08)
R ²	0,977	0,55
Années d'observation (données annuelles)	1962-1983	1961-1983

¹ t de Student entre parenthèses

Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires.

Source : Rosen, 1984, p. 264 et p. 268.

Au total Rosen aboutit à une première formalisation économétrique du marché des bureaux dans une ville. Toutefois les données sur lesquelles repose le modèle sont encore certainement rudimentaires, en particulier les séries de loyer qui témoignent d'une seule fluctuation de forte amplitude à la fin des années 70 et au début des années 80. Le nombre d'observations reste par ailleurs limité, ce qui ne permet pas d'analyser la dynamique des ajustements.

Le modèle de Hekman (1985)

A l'opposé de l'analyse de Rosen, qui était circonscrite à une seule ville, celle de Hekman (1985) examine le marché des bureaux américains au niveau de quatorze agglomérations, dans la période 1979-1983. Le modèle repose sur deux équations, visant à expliquer respectivement le niveau de loyer et la construction neuve de bureau (encadré n° 4).

Le niveau de loyer réel est fonction du taux de vacance, du produit national brut, censé mesurer l'intensité de la demande au niveau national, ainsi que de l'emploi total et du taux de chômage local dans les

agglomérations, qui visent à prendre en compte respectivement l'incidence de la taille de la ville et de la demande au niveau local (équation 1).

Dans l'équation 2 concernant l'offre, la construction neuve de bureaux est censée dépendre aussi du taux de vacance. Pour éviter de prendre en compte deux fois le taux de vacance, Hekman pose que la construction neuve dépend du loyer précédemment déterminé dans l'équation 1. La construction neuve dépend aussi par hypothèse du coefficient de croissance des emplois de bureau, du coût de construction et du taux d'intérêt.

4. Le modèle de Hekman (1985)

Le modèle est fondé sur une équation de loyer et une équation d'offre, estimées par les doubles moindres carrés selon la forme suivante (cf. notations dans l'encadré n° 1) :

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 V_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 L_t + \alpha_4 U_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$Q_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 E_t / E_{t-1} + \beta_3 C_t + \beta_4 i_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Un effort est tenté pour améliorer l'information concernant le loyer et le taux de vacance, en utilisant les données du National Office Market Report. Le loyer retenu, qui est ici un prix d'offre, est celui des immeubles en cours de construction ; il reflète mieux le loyer de marché. Le taux de vacance en revanche est celui de l'ensemble du parc. La construction neuve de son côté est appréhendée à partir de la valeur des permis de construire déflatée par le coût de construction unitaire, selon les données du recensement disponibles par agglomération. La croissance des emplois de bureau est mesurée par les statistiques FIRE, relatives à la finance, aux assurances et à l'immobilier, auxquelles sont adjoints les services. Le taux d'intérêt enfin est donné par la différence entre taux nominaux de long terme et de court terme.

Les estimations sont réalisées sur données de panel en exploitant la dimension spatio-temporelle (14 x 5 observations) au niveau des villes centres. Les résultats s'avèrent instructifs dans l'ensemble (tableau 2). L'équation 1 illustre une relation entre loyer et taux de vacance en niveau. L'élasticité estimée du loyer au taux de vacance est de - 0,08. Ceci implique que si le taux de vacance double, par exemple de 5 % à 10 %, il s'ensuit une diminution du loyer de 8 %. Par ailleurs le caractère cyclique du marché des bureaux est mis en évidence par la valeur élevée de l'élasticité du loyer au PNB (4,4). La variable d'emploi total indique une influence de la taille de la ville sur la variation du loyer. En revanche, le taux de chômage local n'est pas significatif et n'a pas le signe attendu, vraisemblablement en raison des conjonctures différentes qui affectent l'emploi de bureau et l'emploi dans les autres secteurs de l'économie locale.

2. Résultats des estimations du modèle de Hekman (1985)

Variables indépendantes	Variables dépendantes		
	R_t	Q_t	
Constante	- 4,47 (- 1,88)*	- 451,2 (- 8,24)	
V_t	- 0,0019 (- 2,41)	—	
Y_t	3,64 (2,26)	—	
L_t	0,00017 (4,54)	—	
U_t	0,012 (0,80)	—	
\hat{R}_t	—	98,74 (5,72)	
E_t/E_{t-1}	—	0,16 (9,51)	
C_t	—	42,71 (3,51)	
i_t	—	- 0,92 (- 0,38)	
R^2	0,37	0,61	
Années d'observation (données annuelles)	1979-1983	1979-1983	
Elasticités calculées à partir des coefficients estimés			
E (R,V)	- 0,08	E (Q, \hat{R})	3,64
E (R,Y)	4,43	E (Q, E_t/E_{t-1})	6,86
E (R,L)	0,24	E (Q,C)	4,09
E (R,U)	0,07	E (Q,i)	- 0,02

* t de Student entre parenthèses.

Source : Hekman, 1985, p. 36.

L'équation d'offre montre que la construction neuve de bureaux dépend fortement du loyer (déterminé dans l'équation 1) et de la croissance des emplois de bureau. En revanche, comme chez Rosen, les coûts de construction et les taux d'intérêt ne sont pas mis en évidence.

A l'occasion de cette analyse Hekman s'est demandé s'il ne fallait pas segmenter l'échantillon des villes, avec l'hypothèse selon laquelle les promoteurs et investisseurs seraient portés à privilégier les grandes villes

ou les villes en croissance rapide ⁵. La réponse est négative et il n'apparaît pas de résultats très différents dans les grandes villes par rapport aux petites villes, comme dans les villes en croissance rapide par rapport aux villes à faible croissance. Cette conclusion sera toutefois mise en cause dans des travaux ultérieurs (voir ci-après).

L'analyse aboutit aussi à s'interroger sur le caractère cyclique du marché des bureaux. Il est admis que dans la phase d'expansion le comportement des promoteurs et investisseurs suscite un excédent d'offre, alors qu'en phase de récession il conduit inversement à une pénurie. Ce comportement fait penser à l'hypothèse bien connue du cycle du porc, les offreurs élaborant leur plan de production dans la période t sur la base du prix de vente en $t-1$, soit un décalage d'une période entre production et prix. Pour tester cette hypothèse, on introduit dans l'équation de loyer la construction neuve avec plusieurs décalages. Les résultats ne vérifient pas un mécanisme du type du cobweb sur le marché des bureaux. Toutefois on peut se demander si d'autres types de fluctuations sur les volumes et les prix ne sont pas susceptibles d'apparaître sur les marchés de bureau, à l'image de ce qui se passe sur les marchés de logement (cycle en nid d'abeille ou « cobweb à l'envers », voir Janssen, Kruijt, Needham, 1994 ; Comby, 1996) ⁶.

En réalité, les observations dont dispose Hekman sont certainement insuffisantes pour analyser les fluctuations sur le marché des bureaux. Les résultats obtenus sont susceptibles d'expliquer autant des différences entre villes, qui pourtant ne sont pas mises en évidence, qu'un processus d'ajustement au cours du temps.

Le modèle de Wheaton (1987)

La cyclicité du marché des bureaux est de son côté au point de départ de l'analyse de Wheaton (1987). On a noté que sur la base du taux de vacance on pouvait mettre en évidence, aux Etats-Unis, un cycle d'une durée d'environ dix ans au niveau national, selon un échantillon d'une trentaine d'agglomérations. D'autres séries illustrent aussi une évolution cyclique (croissance de l'emploi de bureau, variation de la demande de bureau, évolution de la construction). L'interprétation du cycle implique la construction d'un modèle économétrique.

D'emblée Wheaton pose trois questions principales. Première question : Pourquoi y a-t-il un grand décalage entre l'évolution des conditions du marché et les variations de la construction ? Pourquoi a-t-il fallu quatre années de croissance médiocre (1970-1975) et trois années de taux de vacance élevé pour voir se stabiliser la construction en 1975 ? Pourquoi le pic de la construction de 1981 est-il intervenu trois ans après le moment

5. Toutefois cette segmentation ne dissocie pas l'offre selon la taille des marchés de bureau.

6. Ce cycle a été effectivement décelé sur les marchés de logement, compte tenu du fait que les transactions portent moins sur le neuf (marché primaire) que sur le parc existant (marché secondaire).

le plus intense de la reprise et alors que l'économie déclinait ? Deuxième question : Est-ce que le comportement de l'offre est fondamentalement instable et à l'origine du cycle ? Est-ce que l'offre est plus élastique que la demande vis-à-vis de l'évolution du marché, de telle façon qu'en réponse à des variations de la demande non anticipées par les agents, un cycle apparaisse ? Troisième question : Est-ce que le cycle immobilier ne reflète pas simplement l'évolution de l'environnement macro-économique ?

Le modèle est d'abord fondé sur trois identités, explicitant à la période t , respectivement l'absorption nette du marché, le parc occupé, prenant en compte la vacance, et le parc total, somme du parc à la période précédente et de la construction dans la période (encadré 5). A partir de là, la problématique du modèle repose théoriquement sur trois équations relatives à la demande, à l'offre et à l'ajustement du loyer. Toutefois en l'absence de données sur le loyer⁷ et sous l'hypothèse d'une liaison inverse entre loyer et taux de vacance (figure 3), Wheaton admet qu'on peut remplacer le loyer par le taux de vacance et le modèle se ramène à une équation de demande et à une équation d'offre. Dans le premier cas, Wheaton retient une formulation d'ajustement de stock. L'absorption nette du marché est fonction de l'emploi de bureau, de la croissance de l'emploi précité, du taux de vacance, variable remplaçant le loyer, et de la surface de bureau occupée à la période précédente. Quant à la construction de bureau, elle dépend de son côté du taux de vacance introduit en tant que tel et comme variable de substitution du loyer, du stock de bureau existant, de la croissance de l'emploi de bureau, du coût de construction et du taux d'intérêt à court terme pour le financement de la construction.

5. Le modèle de Wheaton (1987)

Le modèle repose d'abord sur trois identités (cf. notations dans l'encadré n° 1) :

$$A_t = OS_t - OS_{t-1} \quad (1)$$

$$OS_t = S_t (1 - V_t) \quad (2)$$

$$S_t = S_{t-1} + Q_{t-a_1} \quad (3)$$

Dans l'équation (3) a_1 représente le délai qui sépare le début de la construction de l'immeuble et le moment où celui-ci est terminé et disponible pour être occupé. On note que comme Rosen, Wheaton considère la variation du parc imputable à la seule construction neuve. De façon générale le modèle ne différencie pas neuf et ancien.

Les hypothèses de comportement reposent sur des équations de demande et d'offre. Une équation d'ajustement du loyer est évoquée, mais n'est pas estimée dans le modèle.

7. Les propriétaires se refusent à diffuser des informations sur le loyer effectif, qu'ils considèrent d'un intérêt stratégique dans la négociation des baux. Par ailleurs, Wheaton ne souhaite pas manifestement utiliser des prix d'offre.

Equation de demande

Une formulation d'ajustement de stock est adoptée. La surface désirée de bureau occupé est censée dépendre de l'emploi de bureau, du loyer réel et de la croissance de l'emploi précité, qui reflète les besoins attendus de surfaces nouvelles (équation 4). De son côté l'absorption nette du marché est à chaque période une fraction de la différence entre surface désirée dans la période et surface occupée à la période précédente (équation 5). Le paramètre d'ajustement a_2 représente la fraction de la surface désirée qui est satisfaite à chaque période. Cette hypothèse se trouve reliée au processus de signature des baux, la valeur estimée de a_2 devant être en gros égale à l'inverse de la durée moyenne des baux.

$$\begin{aligned} OS_t^* &= f(E_t, R_t, E_t / E_{t-1}) & (4) \\ A_t &= a_2 (OS_t^* - OS_{t-1}) & (5) \\ &= a_2 f(E_t, R_t, E_t / E_{t-1}) - a_2 OS_{t-1} \end{aligned}$$

Equation d'offre

La construction de bureau dépend du loyer réel, du taux de vacance courant, du stock de bureau existant, de la croissance de l'emploi de bureau, du coût de construction C_t et du taux d'intérêt à court terme pour le financement de la construction i_t (équation 6).

$$Q_t = f(R_t, V_t, S_t, E_t / E_{t-1}, C_t, i_t) \quad (6)$$

Equation d'ajustement du loyer

Dans le modèle stock-flux traditionnel, il est supposé que le loyer s'ajuste à chaque période de telle façon que l'offre égale la demande. Dans cette optique le loyer R_t dans l'équation (5) devrait être tel que l'absorption nette du marché égale la surface vacante (moins une certaine vacance structurelle correspondant à V^*). Ce niveau de loyer devrait à son tour déterminer la construction neuve ultérieurement.

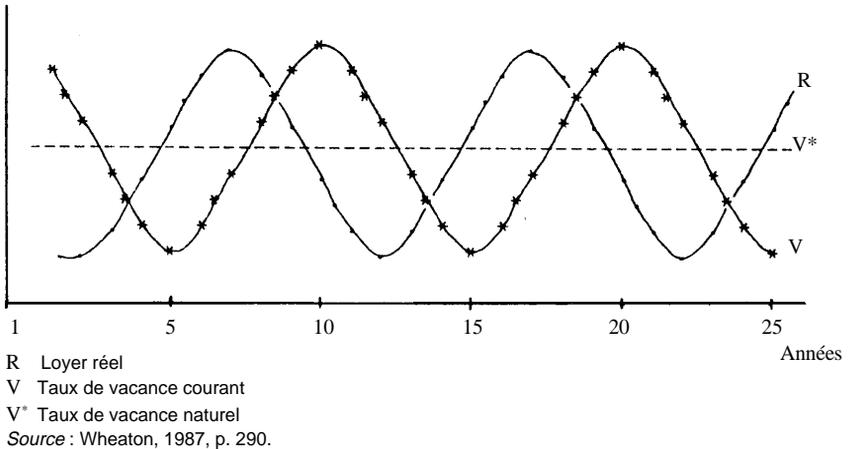
Toutefois une telle hypothèse ne serait pas susceptible d'interpréter un cycle du taux de vacance. C'est pourquoi on recourt à une équation d'ajustement de loyer déjà présentée :

$$R_t - R_{t-1} / R_{t-1} = f(V_t - V^*) \quad (7)$$

Si les variations exogènes de l'emploi, ainsi que de l'offre, sont assez fortes pour créer un cycle du taux de vacance, il doit exister alors un cycle de loyer, relié inversement au taux de vacance (figure 3). Rappelons qu'une augmentation donnée de l'offre entraîne $V_t > V^*$. Il s'ensuit une baisse du loyer. La demande augmentant, V_t revient vers V^* . Inversement un accroissement de la demande entraîne $V_t < V^*$ et une élévation du loyer, ce qui, à offre constante, amène à un retour de V_t vers V^* . Le cycle du loyer est retardé d'un quart de cycle par rapport au taux de vacance.

Cette relation loyer-taux de vacance conduit Wheaton à admettre qu'en l'absence de statistiques sur le loyer, il est possible de substituer le taux de vacance au loyer dans les équations de demande et d'offre et de ne pas estimer l'équation (7). En définitive il y a deux équations à estimer : la demande et l'offre.

3. Taux de vacance et cycle du loyer réel



Pour les estimations du modèle, Wheaton dispose de données de qualité satisfaisante en longue période, au niveau des trente villes de l'échantillon, mis à part le loyer. Le taux de vacance est relativement bien connu. Il prend en compte toutefois les surfaces de bureau non louées, plutôt que les surfaces inoccupées, ce qui tend à sous-estimer la vacance. Les sources proviennent essentiellement ici de Coldwell Banker, le commercialisateur le plus important au niveau national, d'autres informations étant disponibles avant le milieu des années 70. L'emploi de bureau, quant à lui, est mesuré à partir de données mensuelles du Département du Commerce sur les activités relatives à la finance, aux assurances et à l'immobilier, ainsi qu'aux services, des enquêtes ayant montré que 75 % des surfaces de bureau des zones urbaines sont affectées à ce type d'emploi. En ce qui concerne la construction, enfin, on dispose de deux catégories de données : valeur des surfaces commencées d'après le Département du Commerce, déflatée par l'indice du coût de la construction, et volume des surfaces terminées selon les commercialisateurs. L'expérience montre que les chantiers commencés sont en grande partie terminés, l'écart entre les deux séries étant de 18 à 24 mois. Ceci amène Wheaton à retenir les statistiques du Département du Commerce pour la construction commencée, les surfaces terminées permettant de calculer par agrégation l'état du parc à chaque période.

Les taux de vacance étant disponibles par semestre, les autres données ont été converties à leur tour en séries semestrielles. L'ensemble des informations des trente villes de l'échantillon a été utilisé au niveau agrégé. La période analysée couvre les années 1967-1986. Les estimations ont été réalisées à l'aide des moindres carrés ordinaires, les variables n'étant pas retenues ici sous leur forme logarithmique (tableau 3).

L'un des résultats importants a été de mettre en évidence le retard le plus adéquat pour le taux de vacance : six semestres dans l'équation de demande, cinq semestres dans l'équation d'offre. Ceci semble confirmer,

dans le cadre du cycle de dix ans, le décalage loyer-vacance attendu de l'ordre d'un quart de cycle ... et paraît justifier d'utiliser le taux de vacance comme variable se substituant au loyer.

Ces résultats sur l'ajustement du loyer au taux de vacance sont toutefois à considérer avec prudence. En l'absence d'une mesure directe du loyer, on est en effet en présence de deux hypothèses jointes : d'une part le loyer est censé s'ajuster au taux de vacance avec un retard que l'on cherche à mesurer, d'autre part la demande et la construction sont censées s'ajuster sans délai au loyer. On note par ailleurs que les tests de Durbin-Watson ne sont pas satisfaisants.

Ceci étant, dans l'équation de demande, les coefficients relatifs au taux de vacance retardé, à l'emploi, à la croissance de l'emploi et au stock de bureau occupé avec décalage, ont les signes attendus (positif pour le taux de vacance et pour les variables d'emploi, négatif pour le stock). La qualité de l'ajustement est convenable : $R^2 = 0,82$.

3. Résultats des estimations du modèle de Wheaton (1987)

Variables indépendantes	Variables dépendantes	
	A_t	Q_t
Constante	- 15,0 (- 1,9)*	-11,1 (- 2,3)
E_t	0,024 (2,83)	—
V_{t-6}	0,0127 (4,67)	—
V_{t-5}	—	- 2,24 (- 9,8)
OS_{t-1}	- 0,065 (-3,24)	—
S_t	—	0,043 (10,1)
E_t / E_{t-1}	0,174 (8,23)	—
E_{t-2} / E_{t-3}	—	0,242 (8,9)
Nombre d'observations (données semestrielles, années 1967-1986)	39	39
R^2	0,82	0,91
DW	1,13	0,96

* t de Student entre parenthèses. Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires

Source : Wheaton, 1987, p. 291.

Dans l'équation d'offre les coefficients relatifs au taux de vacance retardé, à la croissance de l'emploi et au stock de bureau existant ont également les signes attendus (négatif pour le taux de vacance, positif pour la croissance de l'emploi et le stock de bureau existant, ce dernier jouant le rôle de variable d'échelle, ce qui fait que l'offre croît avec l'importance du marché). La corrélation entre la construction de bureau et les variables explicatives est également élevée ($R^2 = 0,91$). En revanche le coût de construction et les taux d'intérêt se sont révélés non significatifs, comme dans les analyses antérieures.

A ce stade, il est possible de répondre aux trois questions posées initialement. En premier lieu le décalage entre l'évolution des conditions du marché et les variations de la construction se trouve pour une certaine part interprétable, avec les réserves précitées, par le mécanisme d'ajustement du loyer sur les marchés immobiliers. Le loyer ne varie pas rapidement pour réguler le marché, mais répond progressivement à la vacance. Ceci allonge la durée du cycle. On doit faire remarquer aussi que la longueur des baux aux Etats-Unis, de l'ordre de dix à quinze ans, implique un coût élevé de déménagement pour les entreprises, en sorte que le loyer ne régule pas instantanément le marché. En deuxième lieu, à propos de l'instabilité de l'offre, les résultats montrent que l'offre est beaucoup plus élastique que la demande par rapport aux conditions du marché, ce qui certainement contribue à créer une instabilité. En troisième lieu, en ce qui concerne les relations entre cycle immobilier et environnement macro-économique, il apparaît que l'offre et la demande de surfaces de bureaux réagissent à des variations cycliques de l'environnement macro-économique (en particulier variations de l'emploi), autant qu'aux conditions spécifiques du marché des bureaux. Ceci reflète la formation des anticipations sur la situation future du marché des bureaux.

Au total le marché des bureaux ne paraît pas s'équilibrer en courte période (c'est-à-dire un an). Il reste tendu ou détendu plusieurs années avant que le loyer varie et que l'offre et la demande réagissent. Ceci contribue à expliquer pourquoi la durée du cycle des bureaux est beaucoup plus longue que celle qui procède des délais de montage et de réalisation des immeubles.

L'offre excédentaire n'est pas susceptible de se résorber aussi rapidement que par le passé. La raison en est que le marché était déjà davantage en excédent d'offre à la fin des années 80 par rapport aux cycles précédents. Une telle remarque reste justifiée aux Etats-Unis aujourd'hui et vaut également pour la France des années 90.

Le modèle de Wheaton et Torto (1988)

Tandis que Wheaton (1987) n'a pu disposer d'informations sur le loyer, une autre recherche a permis de tester le mécanisme d'ajustement du loyer au taux de vacance en bénéficiant d'une mesure directe du loyer (Wheaton et Torto, 1988). L'analyse part de l'hypothèse habituelle selon laquelle le taux de variation du loyer est fonction de l'écart entre le taux

de vacance courant et le taux de vacance naturel (ou structurel). Mais l'expérience montre que la tendance du taux de vacance naturel est croissante en longue période. C'est pourquoi le modèle admet que le taux de vacance naturel est lui-même fonction du temps. Au total le taux de variation du loyer est, selon cette nouvelle hypothèse, fonction du taux de vacance courant et du temps (encadré n° 6).

Les données sur le taux de vacance sont tirées d'informations nationales recueillies par Coldwell Banker (à partir de 1980) et par la Building Owners and Managers Association (pour les années antérieures). Au total le taux de vacance est connu pour les années 1968-1986, comme le montre la figure 4, qui fait ressortir le taux annuel et le taux tendanciel.

6. Le modèle de Wheaton et Torto (1988)

Le modèle part de l'équation suivante (cf. notations dans l'encadré 1) :

$$R_t - R_{t-1} / R_{t-1} = a (V_t - V^*) \quad (1)$$

Toutefois le taux de vacance naturel ou tendanciel V^* augmentant au cours du temps, il est proposé de remplacer l'équation précédente par :

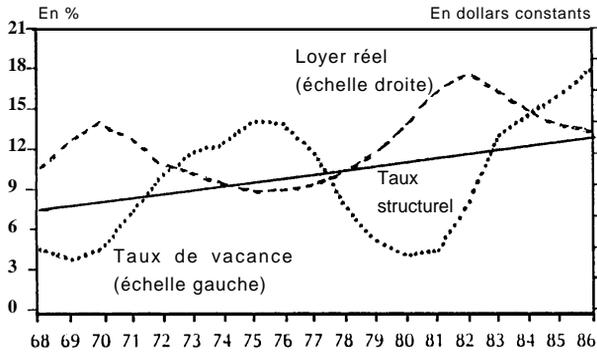
$$R_t - R_{t-1} / R_{t-1} = a (V_t - b - ct) \quad (2)$$

$$\text{où } V^*_{t-1} = b + ct \quad (3)$$

En ce qui concerne le loyer, les informations proviennent de Salomon Brothers. Les données recueillies représentent une estimation du loyer moyen par unité de surface pour des immeubles de centre-ville. Le département de recherche de Salomon Brothers considère ces données comme tout à fait fiables. Le loyer est déflaté par l'indice des prix du PNB. Sur la figure 4, il est exprimé en dollars 1982.

On constate sur la figure 4 un mécanisme d'ajustement du loyer. Quand le taux de vacance courant est supérieur au taux moyen (1971-1976, 1982-1986), le loyer réel baisse, tandis qu'en situation inverse (1968-1970, 1977-1981), le loyer réel monte.

Ce constat est vérifié statistiquement. En premier lieu on relève que l'introduction d'un taux de vacance naturel fonction du temps améliore les résultats [tableau 4, colonne (3) par comparaison avec colonne (2)]. Le taux de vacance naturel qui est implicite dans l'équation d'ajustement a une pente de 0,34, ce qui suggère que le taux de vacance naturel s'est élevé annuellement de ce pourcentage, soit de 7 % en 1968 à 13 % en 1986. Ce résultat est très similaire à celui que fournit l'estimation du taux de vacance tendanciel.



4. Loyer et taux de vacance aux Etats-Unis (1968-1986)

Source : Wheaton et Torto, 1988, p. 433 (d'après Coldwell Banker et Salomon Brothers Inc.).

4. Résultats des estimations du modèle de Wheaton et Torto (1988)

Variables indépendantes	Variables dépendantes			
	V* tendanciel	$R_t - R_{t-1} / R_{t-1}$		
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	- 788,0 (- 2,19)	0,207 (5,01)	- 15,3 (- 2,54)	- 20,9 (- 2,47)
Période t	0,4040 (2,12)	—	0,0079 (2,58)	0,0103 (2,49)
V_t	—	- 0,0186 (- 5,07)	- 0,0230 (- 6,31)	- 0,0210 (- 4,33)
R^2	0,23	0,61	0,73	0,78
DW	0,32	1,07	1,19	1,59

Années d'observation : 1968-1986 (données annuelles).

t de Student entre parenthèses.

Méthode d'estimation :

(1), (2) et (3) moindres carrés ordinaires

(4) Cochran-Orcutt ($\hat{\rho} = 0,41$).

Source : Wheaton et Torto, 1988, p. 434.

En second lieu, l'analyse statistique met en évidence que le loyer réel baisse de 2,3 % annuellement, si la « vacance excédentaire » augmente de 1 %. Le calcul montre que si le taux de vacance naturel est de 10 % et le taux de vacance courant de 15 %, le loyer réel baisse de 12 % annuellement. Dans ce cas si le taux d'inflation était de 8 %, le loyer nominal baisserait, mais seulement de 4 % par an.

Ces conclusions varient peu, si l'on recourt à la méthode d'estimation de Cochran-Orcutt (tableau 4, colonne 4). D'autres tests, non exposés par les auteurs, aboutissent aussi à des résultats intéressants. En ce sens il est confirmé que la vacance excédentaire affecte essentiellement le loyer réel et non le loyer nominal. Par ailleurs, la prise en compte du niveau de loyer au lieu de son taux de variation se révèle moins favorable. En revanche il est regrettable que la démarche de Wheaton et Torton n'aboutisse pas à évaluer le délai moyen d'ajustement du loyer au taux de vacance.

Le modèle de DiPasquale et Wheaton (1996)

La démarche retenue par Wheaton (1987) au niveau national a été reprise avec un cadre analytique plus élaboré dans un ouvrage d'économie immobilière pour l'examen du marché de San Francisco (DiPasquale et Wheaton, 1996 pp. 293-318). Comme précédemment le modèle part de trois identités de base concernant l'absorption nette du marché, le taux de vacance et le parc total (encadré n° 7). Le modèle met ensuite en œuvre essentiellement une équation de demande et une équation d'offre. Certes une équation d'ajustement du loyer est bien testée par les auteurs, mais en définitive n'est pas utilisée en raison de la brièveté de la période d'estimation.

Dans l'équation de demande on retrouve les variables prises en compte dans le modèle de 1987, avec une formulation d'ajustement de stock et une présentation plus pertinente des hypothèses. Comme les données de loyer sont disponibles depuis 1980 seulement, elles sont considérées comme insuffisantes pour interpréter l'évolution de la demande en longue période. Aussi bien le taux de vacance est-il substitué au loyer, l'équation d'ajustement du loyer démontrant du reste les variations inverses de ces deux variables. Au total l'absorption nette du marché est fonction de l'emploi de bureau, de la croissance de l'emploi précité, du taux de vacance et de la surface de bureau occupée avec retard.

En ce qui concerne l'équation d'offre, une formulation d'adaptation progressive de la construction effective à la construction désirée est adoptée (encadré n° 7). Au total les variables explicatives qui sont retenues sont l'état du parc, le taux de vacance, lui-même lié à la variable précédente, l'absorption nette du marché et la construction retardée (équation 7). On note qu'aucun test n'est réalisé en expliquant la construction de bureaux directement par l'évolution du loyer.

7. Le modèle de DiPasquale et Wheaton (1996)

Comme le modèle de Wheaton (1987), ce modèle est fondé sur trois identités de base :

$$A_t = OS_t - OS_{t-1} \quad (1)$$

$$OS_t = S_t (1 - V_t)$$

$$\text{ou } V_t = \frac{S_t - OS_t}{S_t} \quad (2)$$

$$S_t = (1 - \delta)S_{t-1} + Q_t \quad (3)$$

Par rapport au modèle de 1987, on introduit ici un taux de dépréciation du parc δ , pour tenir compte de l'incidence des démolitions par période. Par ailleurs on ne retient pas dans le cas présent un délai de construction des immeubles.

Le modèle repose comme précédemment sur une équation de demande et une équation d'offre. De façon complémentaire une équation d'ajustement du loyer est présentée, mais n'est pas intégrée au modèle et l'on va voir que de la même façon, en l'absence de séries complètes de loyer, le taux de vacance sera considéré comme une variable approchée, pouvant se substituer au loyer.

Equation de demande

La surface désirée de bureau OS_t^* est le produit du nombre d'emplois de bureau E_t par la surface unitaire par emploi que les entreprises souhaiteraient en longue période, ce qui représente une hypothèse économique mieux adaptée par rapport au modèle de 1987. La surface unitaire désirée par emploi, de son côté, dépend du loyer R_t et du taux de croissance courant ou attendu de l'emploi $E_t - E_{t-1}/E_{t-1}$. Dans l'équation (4) l'expression entre parenthèses représente la surface unitaire désirée par emploi, α_1 étant une surface moyenne de référence, tandis que α_2 et α_3 indiquent comment la surface unitaire varie respectivement avec la croissance de l'emploi et le loyer

$$OS_t^* = \alpha_0 + E_t (\alpha_1 + \alpha_2 \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} - \alpha_3 R_t) \quad (4)$$

Quant à l'absorption nette du marché A_t , elle est comme précédemment à chaque période une fonction λ_t de la différence entre surface désirée dans la période et surface occupée dans la période précédente (équation 5).

$$A_t = \lambda_t (OS_t^* - OS_{t-1}) \quad (5)$$

Les données de loyer n'étant disponibles que depuis 1980, le taux de vacance retardé est utilisé comme dans le modèle de Wheaton (1987) en tant que variable remplaçant le loyer. Au total on peut écrire (équation 6)

$$A_t = \lambda_t [\alpha_0 + E_t (\alpha_1 + \alpha_2 \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} - \alpha_3 V_{t-1})] - \lambda_t OS_{t-1} \quad (6)$$

Equation d'offre

En ce qui concerne l'offre, des hypothèses différentes sont adoptées par rapport au modèle de Wheaton (1987). La construction effective à la période t est supposée s'adapter progressivement à la construction désirée.

On considère qu'à la période t , le taux de construction désiré par rapport au parc dépend du niveau de loyer à cette période. On peut écrire :

$$\frac{Q_t}{S_{t-1}} = \beta_1 + \beta_2 R_t$$

ce qui implique :

$$Q_t = \beta_1 S_{t-1} + \beta_2 R_t S_{t-1}$$

On fait l'hypothèse par ailleurs que l'estimation de R_t dépend linéairement, avec décalage, du taux de vacance V_{t-1} et du taux d'absorption du marché par rapport au parc A_{t-1}/S_{t-1}

Il s'ensuit :

$$Q_t = \beta_1 S_{t-1} + \beta_2 (V_{t-1} S_{t-1} + A_{t-1})$$

Dans ces conditions le système d'équations formalisant l'offre s'écrit (7) :

$$\begin{aligned} Q_t^* &= \beta_0 + \beta_1 S_{t-1} + \beta_2 V_{t-1} S_{t-1} + \beta_3 A_{t-1} \\ Q_t - Q_{t-1} &= \lambda_2 (Q_t^* - Q_{t-1}) \\ Q_t &= \lambda_2 (\beta_0 + \beta_1 S_{t-1} + \beta_2 V_{t-1} S_{t-1} + \beta_3 A_{t-1}) + (1-\lambda_2) Q_{t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

Equation d'ajustement du loyer

Bien qu'opérant une substitution du taux de vacance au loyer dans les équations de demande et d'offre, le modèle se complète par une équation d'ajustement de loyer, mais celle-ci n'a qu'un intérêt documentaire et ne vise finalement qu'à justifier cette substitution dans les équations de demande et d'offre. Sur ce point le modèle retient une hypothèse différente de celle de la formulation habituelle faisant intervenir un taux de vacance naturel. Le modèle recourt à l'idée d'un loyer d'équilibre R^* , qui dépend lui-même du taux de vacance retardé V_{t-1} et du processus de recherche de m^2 par les entreprises locataires, celui-ci étant mesuré, en l'absence d'autres informations, par le taux d'absorption passé du marché par rapport au parc A_{t-1}/S_{t-1} . Par ailleurs un processus d'ajustement progressif du loyer au loyer d'équilibre est retenu. On peut écrire au total :

$$\begin{aligned} R^* &= \mu_0 - \mu_1 V_{t-1} + \mu_2 \frac{A_{t-1}}{S_{t-1}} \\ R_t - R_{t-1} &= \mu_3 (R^* - R_{t-1}) \\ &= \mu_3 (\mu_0 - \mu_1 V_{t-1} + \mu_2 \frac{A_{t-1}}{S_{t-1}}) - \mu_3 R_{t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

Ces retards sont confirmés par l'estimation de cette équation, sur la base de données de loyer tirées de Coldwell Banker disponibles pour une période de 13 ans (1980-1993), les paramètres estimés figurant au tableau 5c.

L'équation montre comment se présente le loyer d'équilibre (l'expression entre parenthèses) pour des hypothèses données de taux de vacance et de taux d'absorption du marché. Le taux semestriel auquel s'ajuste le loyer au loyer d'équilibre est de 15 % ($\mu_3 = 0,15$).

Les sources utilisées pour l'analyse du marché de San Francisco sont les mêmes que celles qui ont été employées au niveau agrégé dans l'étude de Wheaton (1987). Il est du reste remarquable d'observer que certaines de ces sources, en particulier celles tenues par les commercialisateurs, sont disponibles avec une grande précision géographique. Dans le cas présent le calcul de l'état du parc prend en compte les démolitions par période, mais cette correction a une faible incidence sur la mesure du parc.

L'estimation de l'équation de demande, pour la période 1968-1993, donne lieu aux retards suivants, la valeur des paramètres estimés figurant au tableau 5a :

$$A_t = \lambda_1 [\alpha_0 + E_{t-2} (\alpha_1 + \alpha_2 \frac{E_t - E_{t-2}}{E_{t-2}} - \alpha_3 V_{t-8})] - \lambda_1 OS_{t-2}$$

Les calculs étant effectués sur données semestrielles, les décalages notés initialement $t-1$ dans l'encadré n° 7 (équation 6) deviennent $t-2$ dans l'équation estimée. Par ailleurs le signe négatif retenu dans l'équation (6) pour le loyer devient positif pour la variable de remplacement (taux de vacance) dans l'équation estimée, compte tenu de la relation inverse entre variation de loyer et taux de vacance.

La surface demandée par emploi est donnée par l'expression entre parenthèses multipliée par E_{t-2} . Pour un taux de vacance moyen de 10 % et une croissance nulle de l'emploi, la surface demandée par emploi est de 236,2 unités ($218,5 + 1,77 \times 10$). Si le taux de vacance retardé était nul et si par suite le marché était tendu, la surface demandée par emploi tomberait à 218,5 unités, tandis que dans un marché détendu, avec un taux de vacance de 18 %, un loyer plus bas élèverait la surface demandée par emploi à 250 unités ($218,5 + 1,77 \times 18$). Dans des périodes de croissance rapide de l'emploi, par exemple avec un taux de 4 % par an, la surface demandée par emploi s'accroîtrait encore d'un montant de 4,4 unités ($110,5 \times 0,04$). Le coefficient λ_1 de la surface de bureau occupée OS_{t-2} est par ailleurs le taux auquel la surface occupée s'ajuste aux variations de la surface demandée. Pour un objectif de surface demandée par le marché OS_t^* , la surface occupée s'ajuste de 20 % par semestre à l'objectif.

En ce qui concerne l'équation d'offre, les retards qui ressortent de l'estimation sont les suivants, les paramètres estimés étant donnés au tableau 5b :

$$Q_t = \lambda_2 (\beta_0 + \beta_1 S_{t-8} + \beta_2 V_{t-8} S_{t-8} + \beta_3 A_{t-5}) + (1-\lambda_2) Q_{t-1}$$

On constate un ajustement rapide de la construction aux variations des conditions du marché, compte tenu de la valeur estimée du taux d'ajustement λ_2 (0,51). Ceci signifie que plus de la moitié de la différence entre construction désirée et construction courante se trouve comblée en un semestre seulement. En revanche il s'écoule un long délai (huit semestres) entre la réalisation des surfaces et les conditions du marché qui ont influencé la décision de construction, le délai étant sensiblement

moins pour la variable d'absorption du marché. Ces résultats renvoient notamment aux difficultés liées à l'octroi du permis de construire.

L'équation estimée permet de calculer les incidences d'un certain niveau de construction désirée. Celle-ci est donnée par la première expression entre parenthèses. Dans l'hypothèse d'un marché en récession, où l'absorption nette du marché est nulle et compte tenu d'une valeur moyenne du parc de 57 millions d'unités de surface, les calculs montrent qu'un taux de vacance de 14 % entraînerait une construction désirée nulle. A l'inverse avec un taux de vacance de 5 % et un taux d'absorption du marché par rapport au parc de la même valeur, la construction désirée serait d'après les calculs de 3,2 millions d'unités, soit 5,6 % du parc. En définitive, si la demande augmente faiblement, soit à un taux tel que l'absorption nette du marché par rapport au parc est de 1,7 % par semestre (moyenne observée en longue période), le modèle montre que l'offre égale la demande pour un taux de vacance égal à 11,8 %. Le cycle est provoqué par le fait que la croissance de la demande n'est jamais régulière et que quatre ans sont nécessaires pour que l'offre réponde aux variations de la demande.

Les équations économétriques (6) et (7), combinées avec les identités (1) à (3) fournissent un modèle de prévision du marché des bureaux. Les projections sont opérées pour la période 1993-1999 avec deux hypothèses sur la croissance de l'emploi de bureau : une hypothèse optimiste de croissance annuelle de 3 % et une hypothèse pessimiste de croissance

5. Résultats des estimations du modèle de DiPasquale et Wheaton (1996)

a) Equation de demande

Paramètres	Estimations
λ_1	0,20
α_0	- 530 (-0,3)*
α_1	218,5 (6,9)
α_2	110,5 (2,2)
α_3	1,77 (5,7)
λ_1 (paramètre de OS_{t-2})	- 0,20 (-7,3)
R^2	0,64
Nombre d'observations (données semestrielles, années 1968-1993)	43

* t de Student entre parenthèses.

Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires.

Source : DiPasquale et Wheaton , 1996, p. 303.

b) Equation d'offre

Paramètres	Estimations
λ_2	0,51
β_0	196 (0,5)*
β_1	0,035 (2,12)
β_2	-0,27 (-3,4)
β_3	0,62 (2,4)
$1 - \lambda_2$	0,49 (4,4)
R^2	0,61
Nombre d'observations (données semestrielles, années 1968-1993)	51

* t de Student entre parenthèses.

Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires.

Source : DiPasquale et Wheaton, 1996, p. 306.

c) Equation d'ajustement du loyer

Paramètres	Estimations
μ_3	0,15
μ_0	30,2 (3,8)*
μ_1	- 1,187 (-5,16)
μ_2	3,42 (3,8)
μ_3 (paramètre de R_{t-1})	- 0,15 (-4,24)
R^2	0,73
Nombre d'observations (données semestrielles, années 1980-1993)	27

* t de Student entre parenthèses.

Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires.

Source : DiPasquale et Wheaton, 1996, p. 301.

annuelle de 1,4 %. Dans le premier cas, le taux de vacance baisserait rapidement, pour atteindre 3 % en 1999 (depuis le pic de 18 % en 1986), mais la construction ne serait pas encore très active à l'horizon 1999 en raison de l'importance des retards mis en évidence. En revanche, une nouvelle phase de surproduction n'est pas impossible au-delà de l'an 2000. Dans l'hypothèse pessimiste de croissance de l'emploi, le taux de vacance atteindrait environ 9 % à la fin des années 90 et la construction serait faible ou nulle. Mais cette hypothèse susciterait sans doute une stabilisation du marché au-delà de l'an 2000.

Modèles interurbains

Le propre des différents travaux qui viennent d'être examinés est soit de raisonner sur un marché de bureau inhérent à une agglomération, soit de considérer le marché au niveau national. Un approfondissement des recherches est de procéder à une analyse interurbaine et intraurbaine du marché des bureaux.

On sait qu'au niveau interurbain Hekman (1985) concluait dans sa modélisation du marché des bureaux qu'il n'y avait pas de différence à faire entre grandes villes et petites villes ou villes en croissance rapide et villes en croissance lente. Cette conclusion est mise en cause dans une analyse ultérieure montrant que Hekman retenait à tort un modèle invariant entre villes (Pollakowski, Wachter, Lynford, 1992). Cette nouvelle étude insiste sur les limites évidentes d'une analyse agrégée et plaide pour une modélisation au niveau interurbain.

Bien des idées peuvent être invoquées en ce sens. Le taux de croissance de l'emploi de bureau est susceptible de varier considérablement selon la taille des villes. Les promoteurs et investisseurs peuvent éventuellement percevoir les marchés de petite taille comme des opportunités de croissance, en fonction du développement de l'emploi. Par ailleurs sur les marchés de grande taille, impliquant une organisation et des techniques d'évaluation plus sophistiquées, les loyers sont susceptibles de répondre plus rapidement à l'offre et à la demande que sur les marchés plus étroits. Le propos de cette étude est donc d'entreprendre l'analyse du marché des bureaux en suivant la voie déjà tracée, c'est-à-dire en estimant une équation de demande, une équation d'offre et une équation d'ajustement du loyer, mais ceci de façon distincte pour différentes tailles de villes.

Dans l'équation de demande on retient selon l'hypothèse habituelle un processus d'ajustement de stock. L'absorption nette du marché est fonction des variables suivantes : emploi de bureau, loyer, croissance de l'emploi, et stock de bureau occupé avec retard. On retrouve donc les hypothèses de Wheaton (1987), mais dans le cas présent toutes les variables sont datées et relatives à une ville donnée. Sont prises en compte également,

comme dans les autres équations, des variables muettes relatives à la taille des marchés.

Dans l'équation d'offre la construction neuve de surfaces de bureaux est fonction de la rentabilité attendue. Celle-ci dépend des revenus attendus et des coûts anticipés. Les revenus attendus sont eux-mêmes fonction du loyer et du taux de croissance de l'emploi. Les coûts attendus sont de leur côté fonction du coût de construction retardé et du coût de montage d'opération, ainsi que du taux d'intérêt.

Enfin l'équation d'ajustement du loyer retient l'hypothèse habituelle selon laquelle le taux de variation du loyer est fonction de l'écart entre taux de vacance courant et taux de vacance naturel. Dans cette équation, comme dans les précédentes, les variables sont également datées et relatives chacune à une ville. On note que le taux de vacance naturel est appréhendé d'après le taux de vacance moyen de la ville.

Les informations proviennent pour l'essentiel de la banque de données des rapports REIS (New York). Cet organisme enregistre régulièrement de multiples données par téléphone au niveau de chaque immeuble pour les marchés de bureau des grandes aires métropolitaines. C'est ainsi que des données ont pu être recueillies pour la surface de bureau occupée, le taux de vacance et le loyer, sur la période 1981-1990, pour vingt-et-une villes. Pour le loyer il s'agit de prix d'offre. Il est déflaté par un indice de prix pour obtenir un loyer réel.

Des informations ont été obtenues également sur le coût de construction et le coût de montage d'opération (à partir de statistiques tenues par la Building Owners and Managers Association, ainsi que par Marshall et Swift) pour mesurer une variable de coût. Dans ce cas toutefois les données n'ont été disponibles que pour 17 villes. A ces informations ont été adjointes les données habituelles sur l'emploi de bureau défini par les activités concernant la finance, les assurances et l'immobilier (FIRE).

Les villes ont été classées par taille selon l'importance de leur parc de bureaux. Cinq groupes de villes ont été retenus. Ces groupes font ressortir un parc occupé moyen très différencié du groupe 1, ayant le parc le plus important (Manhattan), au groupe 5.

Groupe 1	Groupe 2	Groupe 3	Groupe 4	Groupe 5
Manhattan	Chicago	Washington DC	Baltimore	Orlando
	Los Angeles	Philadelphie	Kansas City	Memphis
	Houston	Detroit	Nouvelle Orléans	Oklahoma City
		Denver	Phoenix	Austin
		Dallas	Miami	Fort Lauderdale
		Boston		
		Atlanta		

La croissance du parc a été substantielle dans les années 80. Celui-ci a plus que doublé dans les villes du 2^e et du 3^e groupe et a augmenté encore plus dans les villes du 4^e et du 5^e groupe. Avec 25 % de croissance, le parc de Manhattan a augmenté de façon plus limitée. Quant à la croissance de l'emploi, sur la décennie, elle a été de 20 % à Manhattan, de 20 % environ dans le 3^e groupe et d'environ 40 % dans les autres. Ceci recouvre du reste une évolution différenciée, selon les années. Les marchés de grande taille ont vu l'emploi croître dans la deuxième partie de la décennie 80 surtout, tandis que les marchés de taille restreinte ont enregistré une croissance de l'emploi dans la première partie de la décennie pour l'essentiel. Par ailleurs le taux de vacance a augmenté partout.

Les estimations ont été réalisées en considérant comme unité d'observation une ville donnée dans une période donnée. Comme l'analyse porte sur dix ans et sur vingt-et-une villes, l'échantillon comporte 210 observations.

Deux modèles de base ont été estimés : un modèle 1 où les relations entre les variables explicatives et les variables dépendantes sont les mêmes pour toutes les villes (sauf la constante), et un modèle 2 où ces relations varient selon la taille des villes. Deux autres modèles ont également été estimés, en incluant dans les deux premiers les variables muettes relatives à la taille des marchés (respectivement modèles 3 et 4).

Dans l'ensemble les tests aboutissent à rejeter l'hypothèse selon laquelle la structure de la demande est la même pour chacun des cinq groupes de villes. Il apparaît que l'équation de demande donne des résultats peu performants à Manhattan. Dans ce cas, le coefficient de l'emploi a une valeur positive admissible, qui est semblable à celle qu'on trouve dans les autres groupes, tandis que le coefficient de la croissance de l'emploi prend une valeur négative, qui n'est pas plausible et que le paramètre d'ajustement du stock est trop important. Les résultats sont beaucoup plus satisfaisants dans les autres groupes de villes. On peut s'interroger largement sur ces résultats, mais on doit noter en tout cas une différence importante : l'espace occupé par emploi a augmenté, dans les années 80, dans les groupes 2 à 5, alors que ce ratio est resté constant à Manhattan.

On examinera avec plus de détails les résultats de l'estimation concernant l'équation d'offre, qui a donné lieu à des mécomptes dans des formulations antérieures. Selon les modèles 1 et 3 (où l'on contraint la structure de l'équation à être la même pour toutes les villes), on obtient des résultats plausibles. La variable combinant le coût de construction retardé de trois ans et le coût de montage courant d'opération est significative et exerce un effet négatif sur la construction neuve, tandis que le prix d'offre courant du loyer et le taux de croissance de l'emploi de bureau retardé de deux ans sont également significatifs et jouent positivement.

Les modèles 2 et 4 (admettant l'hypothèse de variations des relations entre variables explicatives et variable dépendante selon la taille des

villes) confirment qu'une structure identique ne peut être imposée à tous les marchés. En général les effets des variables explicatives sont plus importants dans les marchés de grande taille. Pour le coût de construction et le coût de montage d'opération, ainsi que le loyer, les effets les plus conséquents s'observent à Manhattan, ainsi que dans le groupe 2 (Chicago, Los Angeles, Houston). Pour le taux de variation de l'emploi, des effets substantiels s'observent dans tous les groupes, sauf le troisième. Le résultat concernant les variables de coût et de prix est important. Il signifie que l'on construit des bureaux là où cette construction promet d'être la plus rentable. Il est certainement tributaire d'une amélioration dans la définition des variables et le recueil des données par rapport aux modélisations antérieures.

En ce qui concerne l'équation d'ajustement du loyer, on remarque de façon similaire que l'effet du taux de vacance varie avec la taille du marché. Dans les marchés étroits il y a une plus grande rigidité dans le processus d'ajustement du loyer, alors qu'on assiste au phénomène inverse dans les marchés de grande taille, qui témoignent d'économies d'échelle.

En conclusion, il apparaît qu'il n'est pas approprié d'imposer une structure identique à tous les marchés. Pendant les années 1981 à 1990 le marché de Manhattan s'est comporté de façon très différenciée par rapport aux autres. On trouve certes des différences au sein des divers groupes de marché, mais pas de même importance qu'entre Manhattan et les autres groupes. Dans l'ensemble les équations d'offre et d'ajustement du loyer mettent en évidence que les marchés de grande taille sont mieux modélisés en termes de variables économiques standard. On ne sait pas forcément bien interpréter ces divergences entre les marchés. Sans négliger le rôle éventuel d'autres explications, il est clair que les facteurs concurrentiels jouent plus largement sur les marchés où opère un plus grand nombre de participants. A cet égard la situation spécifique du marché de Manhattan ne saurait manquer d'être reliée à la position de ville mondiale tenue par New York.

Modèles intraurbains

S'il est difficile de modéliser le marché des bureaux au niveau interurbain, il s'avère encore plus complexe de construire des modèles au niveau intraurbain. Les analyses de ce point de vue ont d'abord été qualitatives. Elles ont été illustrées par de nombreuses recherches européennes (en particulier Daniels, 1977 et 1979, Goddard, 1975). Celles-ci font ressortir que les emplois de bureau concernant des tâches d'exécution croissent à un rythme beaucoup plus rapide en site suburbain par rapport aux autres catégories d'emplois de bureau. L'accent est mis dans ces recherches sur le lien étroit qui existe entre les changements affectant les communications et la dynamique intraurbaine de la localisation

de bureaux ; dans cette optique les emplois de bureau se dissocient en plusieurs catégories, depuis les emplois au sommet de la hiérarchie qui impliquent le contact personnel jusqu'aux emplois d'exécution pour lesquels on a recours au téléphone, à l'ordinateur et à la télécopie. De ce point de vue on peut se demander si le développement de nouvelles technologies (par exemple vidéophones, téléconférences) est susceptible de remettre en cause les localisations centrales de bureaux (Nappi, 1994 a, p. 59). En fait, la hiérarchie des prix immobiliers du centre à la périphérie répond, pour l'instant, par la négative à cette question.

En dehors de ces travaux des analyses de prix hédoniques ont été menées sur le marché des bureaux aux Etats-Unis (en particulier Clapp, 1980 ; Colwell, Cannaday, 1988 ; Mills, 1992). En général, c'est la première phase de ces analyses qui est réalisée, c'est-à-dire celle qui aboutit à régresser les loyers de bureau par rapport à un certain nombre de variables explicatives. Les calculs montrent que les loyers dépendent des économies d'agglomération, des moyens de transport, des caractéristiques des immeubles, des impôts immobiliers, des types et de la durée des baux et de la qualité de l'architecture.

Il reste toutefois à construire un modèle général des localisations intraurbaines de bureau à l'image des travaux présentés au niveau agrégé ou interurbain. Une première tentative a été réalisée sur l'aire métropolitaine de Boston (Clapp, Pollakowski, Lynford, 1992). Le modèle repose sur les idées initiales de Rosen (1984) et de Wheaton (1987), en intégrant des données de localisation. Il vise aussi à retenir « l'approche européenne », insistant sur les économies d'agglomération et la tendance au regroupement des entreprises selon leur spécialisation.

Sur l'aire métropolitaine de Boston le modèle couvre 7 sous-marchés, centraux (Boston et Cambridge) et suburbains, dans les années 1980-1988. Cette période est marquée par une croissance plus rapide du marché des bureaux en périphérie et par une tendance à l'élévation du taux de vacance. Comme les modèles agrégés il a l'ambition de construire des équations de demande, d'offre et d'ajustement du loyer. Toutefois l'absence de données sur le loyer oblige à renoncer à l'équation d'ajustement du loyer et à estimer seulement des équations de demande et d'offre.

On retrouve dans les hypothèses sous-jacentes à ces équations les variables explicatives prises en compte dans les modèles agrégés, celles-ci étant datées et localisées (par exemple variation de l'emploi, taux de vacance dans l'équation de demande). L'originalité de la démarche est d'introduire des variables propres à la localisation dans ce cadre analytique. A côté de variables telles que la distance au centre des affaires et la densité de population, le modèle prend en compte le « quotient de croissance de l'emploi » défini comme le rapport de la croissance de l'emploi dans une activité i et une ville j à la croissance totale de l'emploi dans l'aire de Boston.

Les informations nécessaires ont été recueillies en grande partie grâce à la banque de données des rapports REIS déjà citée. C'est ainsi que des données sur le parc total et occupé, ainsi que sur l'absorption nette du marché et la construction neuve ont été obtenues au niveau élémentaire des 44 villes faisant partie de l'aire de Boston sur la période 1980-1988. Les données sur l'emploi de bureau ont fait l'objet d'une analyse très fine grâce à la nomenclature disponible. Le calcul des quotients de croissance de l'emploi n'a toutefois été réalisé que pour 22 villes et deux années (1985 et 1987). Au total les estimations ont été effectuées sur données de panel en croisant les informations temporelles et spatiales (7 sous-marchés)⁸.

Dans l'ensemble les résultats sont moins satisfaisants que ceux qu'on obtient usuellement à partir de modèles agrégés. Dans l'équation de demande deux des variables explicatives les plus importantes sont certes mises en évidence avec le signe positif attendu : la croissance de l'emploi dans les activités concernant la finance, les assurances et l'immobilier (FIRE), qui est en général retenue dans les modèles, et le quotient de croissance de l'emploi. En revanche d'autres variables sont non significatives : la distance au centre des affaires, la densité d'actifs de bureau, ainsi que le taux de vacance retardé, variable qui remplace le loyer. Dans l'équation d'offre, la construction neuve est reliée positivement au quotient de croissance de l'emploi décalé d'un an, ce qui est une mesure de la demande attendue. Le taux effectif de property tax est aussi un facteur favorable à la croissance de l'offre en périphérie (avec un signe négatif). En revanche on n'a pu modéliser l'effet des réglementations d'usage du sol, qui sont un déterminant important de l'offre immobilière.

A l'issue de cette recherche, la question demeure posée de savoir comment appréhender la complexité des marchés locaux de bureaux à partir des méthodes économétriques. Le modèle montre qu'il faut produire des données assez différentes des statistiques usuelles (dans le cas présent les quotients de croissance de l'emploi par zone). Mais bien d'autres données s'avèrent nécessaires. Les approfondissements pourraient concerner le rôle joué par les nouvelles technologies de communication, l'impact des investissements étrangers (en particulier les investissements japonais réalisés dans la période) et la prise en compte des projections de population et d'emploi.

Au niveau intraurbain se pose par ailleurs le problème de l'articulation entre marché foncier et marché des bureaux, avec des répercussions éventuelles sur le marché des logements. On a souvent émis l'hypothèse selon laquelle le prix élevé des bureaux réagit sur le prix du sol, lequel entraîne une tendance haussière sur le prix des logements neufs (Topalov, 1974 ; Granelle, 1975 ; Granelle, Vilmin ed., 1993). Cette hypothèse a été vérifiée sur le marché parisien, à l'aide de techniques économétriques évaluant les décalages entre les variables, mais uniquement dans le segment supérieur du marché des bureaux (Gaubert, Tutin, 1993).

8. Nombre d'observations : 48 dans l'équation de demande, 47 dans l'équation d'offre (données annuelles).

Les modélisations qui ont été présentées jusqu'ici sur l'immobilier de bureau aboutissent à des résultats appréciables, surtout au niveau d'une agglomération ou à un niveau plus agrégé, bien qu'on doive souhaiter une amélioration des méthodes économétriques des modèles américains. Toutefois ces modélisations concernent seulement le marché des services. Elles méconnaissent la dimension représentée par le marché des actifs.

Analyse du marché des actifs en immobilier de bureau

Les liens entre marché des services et marchés des actifs sont bien représentés par la théorie standard (figure 1). Celle-ci met en évidence qu'on ne saurait raisonner exclusivement sur l'offre et la demande de services de bureau, et qu'il faut introduire dans l'analyse de nouvelles données, en l'occurrence le taux de capitalisation, le prix et le coût de construction. On doit relever à cet égard la défaillance des modèles précédents, qui ne prennent pas en compte la valeur d'actif de l'immobilier. Cette dimension est certes inhérente à la théorie des choix de portefeuille, mais celle-ci est de son côté complètement dissociée des analyses en termes de services (Fisher, 1992).

Une bonne illustration de la nécessité de retenir le marché des actifs est donnée par l'évolution des valeurs vénales des bureaux à Paris et dans les capitales européennes depuis 1980 (figure 1). Une telle volatilité des prix des actifs immobiliers se retrouve, on l'a vu, dans la plupart des pays et l'on peut parler d'un cycle mondial de l'immobilier.

L'interprétation de ce cycle mondial renvoie à deux explications concurrentes. Selon la première analyse, formulée par Renaud (1995), une cause externe du cycle mondial, commune à tous les pays, est l'accroissement des investissements japonais dans les années 1985-1990, lui-même tributaire de la hausse importante du prix des terrains au Japon. Par ailleurs, la politique de dérégulation financière, engagée dans les années 80 dans la plupart des pays a abouti à une forte expansion de l'offre de crédit, tandis que les banques et institutions financières ont sous-estimé les risques inhérents aux investissements immobiliers. Dans ce contexte les différentes catégories d'investisseurs ont favorisé la synchronisation du cycle par leurs interventions au niveau mondial à la recherche des placements les plus rentables. Sur ces différents points les modélisations sont encore partielles ou inexistantes.

Une autre explication met en avant l'existence d'une bulle rationnelle. Toutefois les tests dans ce domaine sont beaucoup plus avancés en matière de valeurs mobilières (par exemple Artus, Kaabi, 1994). Une revue de la littérature sur le thème des bulles spéculatives en immobilier

a été effectuée par Renard (1993). Les cas analysés se réfèrent au marché des logements de certains Etats américains ou au marché des terrains au Japon, mais ils sont aisément extrapolables au marché des bureaux, où dominent les investisseurs.

L'un des tests, réalisé dans une étude de séries de prix de quatre villes (Atlanta, Chicago, Dallas et San Francisco) illustre qu'il existe dans les périodes de hausse une liaison positive entre la hausse pour une période donnée et celle qui intervient l'année suivante (Case, Schiller, 1989). D'autres tests ont en revanche une portée limitée : ils constatent que les variations de prix observées sont plus rapides que celles qui résultent d'un modèle économétrique prenant en compte les variables considérées comme les fondamentaux du marché. C'est ainsi que le modèle de Case(1986) retenant, parmi les variables explicatives des prix immobiliers, la croissance de l'emploi, l'augmentation de la population, les taux d'intérêt, le revenu, les coûts de construction et d'autres déterminants, prévoyait un accroissement de 15 % du prix des logements à Boston entre 1983 et 1986, alors qu'en fait ces prix ont doublé dans cette période. Dans ce cas, on peut seulement conclure qu'une partie de la hausse s'explique par un comportement spéculatif de la part des acheteurs et des vendeurs, sous réserve que le modèle retienne bien l'ensemble des déterminants du marché.

Sous l'angle de cette comparaison entre prix observés et prix donnés par les fondamentaux, on peut fournir une illustration sur le cas du prix des bureaux à Paris (Nappi, 1994a). En raisonnant à l'infini et sous l'hypothèse que loyer et valeur vénale augmentent au taux g constant, on montre que le taux de rentabilité actuariel de l'investissement immobilier est égal à :

$$k = \frac{R_1}{P_0} + g$$

- où k = taux de rentabilité actuariel
 R_1 = loyer la première année
 P_0 = prix du bien l'année 0
 g = taux de croissance attendu du loyer et de la valeur vénale (supposé inférieur à k).

Cette formulation correspond au modèle de Gordon et Shapiro pour les actifs financiers (Cobbaut, 1992 ; Albouy, 1991). En admettant la rationalité des agents et l'absence de risque, les agents ayant à choisir entre actifs financiers et actifs immobiliers se porteront sur l'actif le plus rémunérateur, ce qui entraîne :

$$i = \frac{R_1}{P_0} + g$$

- où i = taux d'intérêt des obligations.

Il s'ensuit que le prix de l'immobilier s'exprime par

$$P_0 = \frac{R_1}{i-g}$$

Ce prix théorique de l'immobilier est-il vérifié sur le marché des bureaux à Paris ? En pratique il faut tenir compte d'une prime de risque dans la comparaison entre placements financiers et placements

immobiliers. Les calculs s'opèrent de la façon suivante (Nappi, *op. cit.*). Les prix et les loyers retenus correspondent aux valeurs couramment fournies pour des bureaux neufs ou récents (Bourdaï, Crédit Foncier de France, etc.). Le taux d'intérêt i des obligations à long terme est ici majoré d'une prime de risque de deux points correspondant à l'écart entre rendements des obligations garanties par l'Etat et rendements immobiliers. A cette prime de risque générale s'ajoute le cas échéant, une prime de risque liée aux marchés immobiliers (0 à Paris, 1 à La Défense, 1,5 à Lille)⁹. Enfin le taux de croissance attendu des loyers est calculé sur la base d'une moyenne pondérée des taux d'inflation constatés pour les cinq années précédentes. On recourt ici à l'équation de Koyck-Nerlove avec un léger effacement de l'année venant de s'écouler et un coefficient d'oubli de 0,5, le résultat du calcul étant diminué de deux points, en raison du vieillissement du bien (méthode déjà utilisée en matière de logement, cf. Blanc, 1978).

Les calculs montrent qu'à Paris (quartiers d'affaires), comme à La Défense, on doit distinguer à partir de 1980 deux périodes très différentes. Dans les années 1980-1986, le prix théorique correspond en gros au prix observé de l'immobilier de bureau. En revanche dans les années 1987-1992, il y a une importante distorsion entre prix théorique et prix observé, celui-ci ayant fortement augmenté par rapport au prix théorique jusqu'en 1990 et diminuant depuis lors. Ce phénomène est propre aux marchés parisiens et n'apparaît pas par exemple sur le marché lillois.

L'interprétation de ces phénomènes spéculatifs repose sur le comportement des investisseurs (*ibid.*). Dans un premier temps (1980-1986) ceux-ci ont raisonné à long terme sur la base de rendements locatifs immédiats et de perspectives de croissance des loyers. A partir de 1987 par contre, suite à la baisse des rendements locatifs, les investisseurs ont eu un horizon de placement beaucoup plus bref, fondé sur les perspectives de plus-values et ont suscité un phénomène cumulatif de hausse des valeurs vénales.

Il serait évidemment nécessaire de disposer de divers tests des phénomènes de bulle qui ont affecté l'immobilier de bureau à la fin des années 80. En tout état de cause les vérifications économétriques dans ce domaine restent malaisées. On reprendra volontiers la conclusion de Blanchard et Fisher (1992, p. 238) : « Les tests de volatilité excédentaire tendent fortement à prouver que les prix des actifs sont affectés par d'autres variables en dehors des fondamentaux. Ceci est en cohérence avec la présence de bulles rationnelles. Toutefois ces tests sont également compatibles avec la présence de bulles ou d'autres erreurs d'arbitrage ou d'anticipations rationnelles. Sur ce point la pertinence des tests n'est pas très solide ».

9. L'hypothèse d'un risque nul à Paris est évidemment invalidée par la forte chute des valeurs vénales dans les années 90, mais il faut remarquer que cette hypothèse était retenue comme telle par les opérateurs dans la phase ascendante du cycle immobilier.

Au total, les modèles économétriques en immobilier de bureau sont beaucoup plus avancés sur le marché des services, même s'il faut encore largement améliorer les méthodes d'analyse. A cet égard, les modèles reposent, en général, d'abord sur des identités comptables explicitant respectivement l'absorption du marché par différence entre les valeurs du parc occupé à deux périodes, puis le taux de vacance courant et enfin le parc total à la période courante, somme du parc à la période antérieure et de la construction neuve. A partir de là la démarche est fondée sur une équation de demande, une équation d'offre et, le cas échéant, une équation d'ajustement du loyer. Pour les deux premières une procédure d'ajustement progressif à la demande désirée ou à l'offre désirée se révèle bien adaptée. Selon les hypothèses habituelles la demande désirée dépend des variables d'emploi et du loyer réel. Quant à la construction désirée, elle dépend de l'état du parc, du loyer réel et de l'absorption du marché. Dans les deux cas et faute de mieux, le loyer réel est susceptible avec réserve d'être représenté par le taux de vacance retardé en raison de l'évolution inverse des deux variables. Précisément l'équation d'ajustement du loyer, qui ne donne pas toujours lieu à estimation en raison des données disponibles, vise à expliciter les relations qui s'établissent entre variations du loyer et taux de vacance.

Il y a un progrès certain dans la construction des modèles. Celui-ci va de pair avec une définition plus pertinente des variables, une réflexion plus poussée sur les hypothèses de comportement et surtout l'amélioration des données.

On remarque que les modélisations du marché des services postulent l'homogénéité du parc. Or l'absence de prise en compte de la qualité est un inconvénient notable dans la mesure où au sein des locaux vacants peuvent coexister d'un côté des bâtiments mis aux normes, qui auront les chances les plus grandes de sortir de la vacance, d'un autre des bâtiments obsolètes, dont les virtualités d'exploitation sont très faibles. Cette situation caractérise particulièrement le marché de l'Île-de-France.

A ce stade, il est clair que la démarche ne devrait pas s'arrêter au marché des services, mais conduire aussi à modéliser le marché du point de vue des actifs. Plus précisément il serait nécessaire d'endogénéiser le taux de capitalisation et d'introduire une équation du prix des bureaux, ce qui permettrait de déterminer le loyer d'équilibre sur le marché des actifs, loyer qui serait à confronter avec sa valeur sur le marché des services.

Compte tenu de l'orientation privilégiée des modèles sur le marché des services, les tests économétriques rendent bien compte de la cyclicité du marché des bureaux. Les modèles montrent ainsi pourquoi la durée du cycle des bureaux est beaucoup plus importante que celle qui procède de la réalisation matérielle des immeubles. La cyclicité est en effet largement tributaire de l'ajustement progressif des loyers à la vacance.

Le caractère spéculatif du marché des bureaux est au contraire beaucoup moins bien modélisé, quand il n'est pas oublié. Ceci se relie à la faible prise en compte des notions d'actifs et conduit une nouvelle fois

au souhait d'une modélisation conjointe du marché des services et du marché des actifs.

Ce bilan illustre des voies de recherche sur une orientation des travaux qui seraient susceptibles d'intéresser l'immobilier de bureau en Ile-de-France. Dans un premier temps une étude économétrique du marché des services de bureau permettrait de quantifier l'effet des variables explicatives. A plus long terme la modélisation du prix des bureaux exige un effort d'investigation novateur.

Références bibliographiques

- ACHOUR D., COLOOS B. (1993), *L'investissement immobilier. Analyse de rentabilité, financement, évaluation*, Paris, Le Moniteur.
- ALBOUY M. (1991), *Financement et coût du capital des entreprises*, Paris, Eyrolles.
- ARTUS P., Kaabi M. (1994), « Bulle intrinsèque, bulles d'Etat : théorie et résultats empiriques dans le cas du marché boursier français », *Finance*, vol. 15, 1, 7-34.
- AUGUSTE-THOUARD (1995), *L'année immobilière 1995, Ile-de-France, Régions, International*, Paris.
- AVELINE N. (1995), *La bulle foncière au Japon*, Paris, ADEF.
- BALATON A. (1993), « Taux d'actualisation ou taux de capitalisation ? », *Réflexions immobilières*, n° 2, juin, 41-48.
- BERTHIER J. P. (1992), « Une analyse sur 20 ans de l'activité du bâtiment-travaux publics », *Economie et statistique*, n° 253, avril, 3-13.
- BLANC J. (1978), *Formation des prix immobiliers, taux d'intérêt et taux d'inflation*, thèse de doctorat d'Etat ès sciences économiques, Université de Paris 2.
- BLANCHARD O. J., FISHER S. (1992), *Lectures on macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, Mass.
- BOURDAIS (1995), *Le marché de l'immobilier d'entreprise en Ile-de-France*, tome I. *Le marché de l'immobilier d'entreprise dans les principales métropoles régionales*, tome II. Paris.
- BOUSSEMARD J.M. (1993), « Etats-Unis. Marché de la construction », *Chroniques de la SEDEIS*, n° 11, 15 novembre, 443-453.

- BREUIL J.M. (1995), « Le marché des bureaux analysé du côté de la demande », *REXECODE*, janvier, 23-43.
- CASE K.E. (1986), « The market for single family homes in the boston area », *New England Economic Review*, mai-juin, 38-48.
- CASE K.E. (1992), « The real estate cycle and the economy : consequences of the Massachusetts boom of 1984-87 », *Urban Studies*, vol. 29, n° 2, 171-183.
- CASE K.E., SHILLER R. (1988), « The behavior of home buyers and post-boom markets », *New England Economic Review*, novembre-décembre, 29-46.
- CASE K.E., SHILLER R. (1989), « The efficiency of the market for single-family homes », *The American Economic Review*, 79, 125-137.
- CASE K.E., SHILLER R. (1990), « Forecasting prices and excess returns in the housing market », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 18, 253-273.
- CENTRE D'INFORMATION ET D'ÉTUDE DU CRÉDIT (CIEC) (1974), « Un bilan de l'immobilier britannique en France », *Problèmes économiques*, n° 1390, 2 octobre, 3-11.
- CHAPPOZ Y. (1984), *L'immobilier d'entreprise et son financement (une application au cas français sur la période 1969-1982)*, thèse de doctorat de 3^e cycle de sciences économiques, Université de Saint-Etienne.
- CLAPP J.M. (1980), « The intrametropolitan location of office activities », *Journal of Regional Science*, vol. 20, n° 3, 387-399.
- CLAPP J.M. (1983), « A model of public policy toward office relocation », *Environment and Planning*, vol. 15, 1299-1309.
- CLAPP J.M., MESSNER S.D., ed. (1988), *Real estate market analysis, methods and applications*, New York, Praeger.
- CLAPP J.M., POLLAKOWSKI H.D., LYNFORD L. (1992), « Intrametropolitan location and office market dynamics », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 20, n° 2, 229-257.
- COBBAUT R. (1992), *Théorie financière*, Paris, Economica, 1992, 2^e éd.
- COLWELL P.F., CANNADAY R.E. (1988), « Trade-offs in the office market », in J.M. CLAPP, S.D. MESSNER, *Real estate market analysis, methods and applications*, New York, Praeger, 172-191.
- COMBY J. (1996), « Nouveau décrochage à Paris », *Etudes foncières*, n° 71, juin, 5.

- DANIELS P.W. (1977), « Office locations in the british conurbations : trends and strategies », *Urban Studies*, 14, 261-274.
- DANIELS P.W. (1979), ed. *Spatial patterns of office growth and location*, John Wiley and Sons.
- DARMON J. (Président) (1994), *Rapport du groupe de travail sur l'avenir du parc de bureaux vacants*, Paris, septembre.
- DIETERICH H., DRANSFELD E., VOSS W. (1993), *Urban Land and Property Markets in Germany*, UCL Press, London.
- DiPASQUALE D., WHEATON W.C. (1996), *Urban economics and real estate markets*, Prentice Hall, New Jersey.
- EUBANK A., SIRMANS C.F. (1979), « The price adjustment mechanism for rental housing », *Quarterly Journal of Economics*, février.
- FERGUS J.T., GOODMAN J.L. (1994), « The 1989-92 credit crunch for real estate : a retrospective », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 22, 1, 5-32.
- FISHER J.D. (1992), « Integrating research on markets for space and capital », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 20, n° 2, 161-180.
- FRASER W.D. (1984), *Principles of property investment and pricing*, London, Mac Millan.
- GAUBERT P., TUTIN C. (1993), *Valeurs immobilières et prix du sol en Ile-de-France (1976-1991)*, 2 volumes, Université de Paris 1, C3E/Metis, rapport à la Direction Régionale de l'Equipement d'Ile de France.
- GLASCOCK J.L., JAHANIAN S., SIRMANS C.F. (1990), « An analysis of office market rents : some empirical evidence », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 18, n° 1, 105-119.
- GODDARD J.B. (1975), *Office location in urban and regional development*, London, Oxford University Press.
- GRECAM (Groupe de recherche sur l'économie de la construction et de l'aménagement) (1994), *Le marché des bureaux en Ile-de-France à l'horizon 1998*, Paris.
- GRECAM (1995), *Les bureaux neufs autorisés en 1991. Que sont-ils devenus ?* Observatoire régional de l'Immobilier d'entreprise en Ile-de-France.
- GRANELLE J.J. (1975), *La valeur du sol urbain et la propriété foncière*, Paris, Mouton, La Haye.

- GRANELLE J.J. (ed. 1995), « Immobilier et politiques du logement », *Revue d'économie régionale et urbaine*, n° 3.
- GRANELLE J.J., SALLÉ P. (1991), « Une formule magique », *Etudes foncières*, n° 51, juin, 29-31.
- GRANELLE J.J., VILMIN T. ed. (1993), *L'articulation du foncier et de l'immobilier*, Paris, ADEF.
- GRZYBOWSKI S. (1992), « Le marché des bureaux en Ile-de-France », *L'Observateur de l'immobilier*, n° 22, octobre, 37-43.
- HEKMAN J.S. (1985), « Rental price adjustment and investment in the office market », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 13, n° 1, 32-47.
- HEUGAS-DARRASPEN H., Taffin C. (1994), « La crise des bureaux : diagnostic et remèdes », *L'Observateur de l'immobilier*, n° 26-27, mars, 33-53.
- HUFFMAN F.E., SMITH M.T. (1988), « Market effects of office development linkage fees », *Journal of the American Planning Association*, vol. 54, n° 2, 217-224.
- JACQUET D. (1990), *Le guide immobilier du chef d'entreprise*, Paris, Economica.
- JAFFEE D. (1992), *Conférence à l'Institut d'études politiques de Paris*, 19 mars.
- JANSSEN J., KRUIJT B., NEEDHAM B. (1994), « The honeycomb cycle in real estate », *The Journal of Real Estate Research*, vol. 9, n° 2, 237-251.
- JONES LANG WOOTTON (1996), *Quarterly investment report, the european property market*, Summer ; European Office Index, Second Quarter.
- KLING J.L., Mc CUE T. (1987), « Office building investment and the macroeconomy : empirical evidence, 1973-1985 », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 15, n° 3, 234-255.
- LACAZE J.P. (1992), « Marché des bureaux : s'adapter à la crise », *Etudes foncières*, n° 55, juin, 4-7.
- LOUVOT C. (1995), « Le BTP en 1994 : reprise de la construction de logements », *INSEE Première*, n° 390, juin.
- MILLS E.S. (1992), « Office rent determinants in the Chicago area », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 20, n° 2, 273-287.

- NAPPI I. (1994a), *Le marché des bureaux. Analyse des acteurs de l'offre*, thèse de doctorat ès sciences économiques, Université Paris XII Val-de-Marne.
- NAPPI I. (1994b), « L'observation des marchés de bureaux neufs en France », *Revue d'économie financière*, Numéro hors série, La crise financière de l'immobilier, 167-180.
- NAPPI I. (1995), « Pour une approche immobilière et financière des marchés de bureaux », *Revue d'économie régionale et urbaine*, n° 3, 481-500.
- NESSI J.Y. (1977), *Le marché des bureaux en région parisienne (une étude empirique : 1962-1976)*, thèse de doctorat d'Etat ès sciences économiques, Université Paris I.
- NEEDHAM B., KOENDERS P., KRUIJT B. (1993), *Urban land and property markets in the Netherlands*, London, UCL.
- OBSERVATOIRE RÉGIONAL DE L'IMMOBILIER D'ENTREPRISE EN ÎLE-DE-FRANCE (1995), « Estimation du parc de bureaux à partir de la taxe annuelle sur les bureaux au 1er janvier 1993 », *Notes et études*, n° 10.
- POLLAKOWSKI H.O., WACHTER S.M., LYNFORD L. (1992), « Did office market size matter in the 1980s ? A time-series cross-sectional analysis of metropolitan area office markets », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 20, n° 2, 303-324.
- RENARD V. (1993), « Bulles spéculatives, prix immobiliers, prix fonciers », in *L'articulation du foncier et de l'immobilier* (sous la direction de J.J. GRANELLE, T. VILMIN), Paris, ADEF, 65-76.
- RENARD V. (1996a), « Quelques caractéristiques des marchés fonciers et immobiliers », *Economie et statistique*, 4/5, n° 294-295, 89-97.
- RENARD V. (1996b), « Logement et question foncière au Japon » *Cahiers de l'Institut d'aménagement et d'urbanisme de la région d'Ile-de-France, supplément Habitat*, n° 15, juillet, 19-23.
- RENAUD B. (1995), « Le cycle global de l'immobilier », *l'Observateur de l'immobilier*, n° 31, mai, 4-18.
- REVUE D'ÉCONOMIE FINANCIÈRE (1994), *La crise financière de l'immobilier. Réflexions sur un phénomène mondial*, Numéro hors-série, Le Monde Editions.
- ROSEN K.T. (1984), « Toward a model of the office building sector », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 12, n° 3, 261-269.
- ROSEN K.T., SMITH L.B. (1983), « The price-adjustment process for rental housing and the natural vacancy rate », *American Economic Review*, 73, 4, 779-786.

- SCOTT L.O. (1990), « Do prices reflect market fundamentals in real estate markets », *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 3, 5-23.
- SHILLING J.D., SIRMANS C.F., CORGEL J.B. (1987), « Price adjustment process for rental office space », *Journal of Urban Economics*, vol. 22, 90-100.
- STAHL K. (1987), « Theories of urban business location », *Handbook of Regional and Urban Economics*, North Holland, Amsterdam, vol. 2, chap. 19, 759-820.
- THEVENOT N. (1991), « Flambée immobilière au Japon », *Chroniques de la SEDEIS*, n° 5, 15 mai.
- THEVENOT N. (1994), « Immobilier au Japon », *Chroniques économiques*, n° 5, 15 mai, 177-184.
- TOPALOV C. (1974), *Les promoteurs immobiliers, Contribution à l'analyse de la production capitaliste du logement en France*, Paris, Mouton, La Haye.
- VOITH R., CRONE T. (1988), « National vacancy rates and the persistence of shocks in U.S. office markets », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 16, n° 4, 437-458.
- WHEATON W.C. (1987), « The cyclic behavior of the national office market », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 15, n° 4, 281-299.
- WHEATON W.C., TORTO R.G. (1988), « Vacancy rates and the future of office rents », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 16, n° 4, 430-436.
- WHEATON W.C., TORTO R.G. (1990), « An investment model of the demand and supply for industrial real estate », *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 18, n° 4, 530-547.
- WILLIAMS R.H., WOOD B. (1994), *Urban land and property markets in the United Kingdom*, London, UCL.