

L'évaluation du prix des actions par les fondamentaux : Analyse du marché français

Dominique Pépin
Université de Poitiers

Introduction

L'influence de l'instabilité financière sur l'activité économique réelle est un sujet de recherche récurrent en économie, qui résonne avec les événements financiers de chaque époque et se trouve régulièrement remis au premier plan de notre attention. En période de turbulences financières, les mêmes questions sont posées ; et chacun de s'inquiéter des conséquences de la crise, de s'interroger quant à la façon d'en juguler les effets, et se demander comment faire pour que de tels événements ne surviennent plus jamais.

De ces diverses interrogations, la dernière est sans doute la plus simple, tant il saute aux yeux de l'historien de la finance que les crises sont inhérentes au fonctionnement de nos économies, et qu'il est impossible d'y remédier (Galbraith [1989, 1992], Kindleberger [1978]). C'est toujours la même histoire qui se répète. Dans la phase d'expansion, le crédit progresse beaucoup plus rapidement que la production, l'aisance en liquidité contribuant à alimenter une euphorie spéculative. Les agents s'enrichissent grâce à la valorisation excessive de leur patrimoine financier, l'effet d'accélération financière venant soutenir et démultiplier la phase expansive initiale. Cette dynamique déséquilibrante, par les distorsions qu'elle provoque dans les prix des actifs, fragilise les bilans des agents, et trouve toujours une issue fracassante dans une correction brutale des prix. S'ensuit une phase dépressive, symétriquement inverse à la phase d'expansion, qui ne trouve sa fin que lorsque les agents ont reconstitué leurs bilans.

Les cycles financiers, dont l'existence ne peut être niée, trouvent chez les économistes cependant différentes origines selon le degré d'attachement qu'ils ont en la théorie de l'efficacité des marchés de capitaux. Sont-ils des cycles d'équilibre résultant de variations dans les « fondamentaux », ou sont-ils des cycles de déséquilibre résultant d'une interaction entre le crédit et l'évaluation financière, notifiant un écart parfois durable entre le prix des actifs financiers et celui qu'ils devraient afficher ? Si la seconde réponse est la bonne, alors il apparaît avec force que la « finance n'est pas neutre » (Aglietta [2008]), et l'existence de ces cycles financiers devrait être une préoccupation de premier plan.

Les chercheurs en économie monétaire se sont particulièrement préoccupés de cette question, se demandant si la politique monétaire devait prendre en compte le prix des actifs. La sensibilité des entreprises (canal large du crédit) ou des institutions financières (canal du capital bancaire) aux prix des actifs justifie que ces derniers puissent être pris en compte dans certaines circonstances (Pollin [2005]). Les banquiers centraux ont pourtant repoussé à ce jour le principe de l'introduction de la stabilisation des prix d'actifs dans la définition de leurs objectifs finaux. Deux motifs essentiels expliquent ce rejet (Artus [2001]). D'abord, la perspective de soutenir les marchés en cas de baisse excessive des prix leur déplaît fortement. Ce serait s'assujettir aux marchés, et ouvrir la porte à tous les excès. Ensuite, si même il leur convenait de mettre en œuvre une telle politique, comment pourrait-elle être appliquée si on ne sait pas comment évaluer correctement les actifs ? Car toute politique de ce type nécessite une théorie normative du prix des actifs, de substituer une évaluation individuelle (celle du banquier central ou d'un superviseur) à celle des marchés.

Pourtant, une évaluation objective des actifs est nécessaire à l'établissement de normes comptables, si l'on veut encadrer l'activité des banques et autres intermédiaires financiers. Le principe de la *fair value*, qui valorise à la valeur de marché les actifs détenus par ces établissements, rend particulièrement instable l'évaluation de leurs bilans. Une politique prudentielle adéquate requiert l'établissement de normes d'évaluation des actifs, qui puissent dans l'idéal servir de guide aux investisseurs, ou de façon plus pragmatique qui puissent fournir des principes de valorisation comptable des actifs, tout en limitant les effets procycliques liés à l'instauration des contraintes réglementaires de fonds propres.

Si l'on accepte l'idée que les marchés financiers peuvent faillir à leur tâche d'évaluation des actifs financiers, reste à établir une théorie des prix qui puisse servir de guide. La théorie financière possède sur ce thème une accumulation de nombreux travaux, dont la plus grande partie est cependant consacrée non pas à l'évaluation du prix des actifs, mais à celle de la rentabilité espérée ou de la prime de risque. En théorie, passer de l'évaluation de la prime de risque à celle des prix est simple. En pratique l'équivalence paraît beaucoup moins évidente. D'ailleurs, les travaux statistiques et économétriques portent quasi-exclusivement sur des données de rentabilité, et plus rarement de prix. Inéluctablement, tout travail sur des données de prix d'actions renvoie à la formule d'actualisation des dividendes de Williams [1938], dans laquelle les modèles d'évaluation financière modernes ne servent qu'à définir le taux utilisé pour actualiser le flux espéré des dividendes futurs aléatoires.

L'utilisation de la formule de Williams possède cependant deux inconvénients qui limitent son utilisation comme guide financier. D'abord, Shiller [1981] a montré l'existence d'une énigme liée à l'utilisation de cette formule, à savoir l'excessive volatilité des prix relativement à celle des dividendes. Les prix des actifs financiers ne semblent pas conformes au modèle, réfutant l'hypothèse d'efficience qui lui est associée. Mais si les prix observés ne sont pas les prix théoriques, alors les « vrais » taux d'actualisation à utiliser dans la formule ne peuvent être estimés de façon correcte¹, et l'utilisation du modèle d'actualisation des dividendes conduit à une évaluation biaisée du prix théorique des actifs.

L'utilisation de cette formule possède un autre inconvénient, plus gênant peut-être que le premier. L'idée, rappelons-là, est d'établir la valeur fondamentale des actifs financiers. Dans la formule de Williams, les fondamentaux sont représentés par les dividendes. Or ces derniers constituent une variable financière, et certainement pas une donnée fondamentale au sens d'une donnée de l'économie réelle. La formule de Williams consiste à évaluer des actifs financiers sur la base de données qui sont elles-mêmes financières. Le principe est bien éloigné d'une évaluation par les fondamentaux, tant il reste possible que la politique financière de versement des dividendes soit elle-même déconnectée des fondamentaux. La formule d'actualisation des dividendes ne répond pas à la question de l'évaluation par les fondamentaux, ne faisant que repousser dans l'ombre la réponse en se retranchant derrière des données financières, qui tout autant que les données de prix, sont des représentantes de qualité incertaine de l'état réel des firmes et de l'économie.

Comment évaluer alors *fondamentalement* le prix des actions et en conséquence celui du capital² ? Ce papier se propose de montrer comment on peut résoudre ce problème grâce à des données macroéconomiques issues de la comptabilité nationale, et d'appliquer le principe obtenu sur le marché des actions françaises.

Dans une première partie, nous expliquons l'heuristique du modèle d'actualisation du loyer réel du capital, montrons en quoi la productivité apparente du capital et le taux de marge (la

¹ Ces taux d'actualisation correspondent à des espérances de rentabilité obtenues sous condition d'équilibre des marchés de capitaux. Si les marchés ne sont pas à l'équilibre, les taux estimés ne sont pas corrects, et le prix de référence calculé par la formule de Williams, auquel on doit comparer le prix effectif, ne l'est pas non plus.

² Il est à noter que la notion même d'une valeur fondamentale objective est contestable (Aglietta [2008]). Nous faisons l'hypothèse dans ce papier qu'une telle valeur objective existe.

part de la valeur ajoutée consacrée à la rémunération du facteur capital) sont les déterminants fondamentaux du prix du capital d'une économie. L'analyse historique de la productivité et du taux de marge livre des enseignements essentiels sur le prix du capital dans la longue période. Dans une deuxième partie, le modèle est présenté sous sa forme mathématique, et livre une formule d'actualisation dont on peut dire que c'est une formule d'évaluation *fondamentale* du prix des actions. Dans une troisième partie, un travail statistique permet de dégager un premier constat sur le prix réel des actions françaises dans la longue période. La moyenne de ce prix réel converge théoriquement vers une constante de long terme qui sert de « phare » à l'évaluation des actifs. Or si l'existence de cette constante ne peut être remise en cause, il ressort que sa valeur est très mal identifiée, et que le « phare » guide les investisseurs de façon assez inefficace. L'analyse du prix réel des actions permet aussi de rendre compte de l'existence de cycles financiers longs. Depuis le début des années vingt, le marché français aurait connu trois de ces cycles. Ces derniers ont-ils une origine purement fondamentale ou sont-ils la manifestation de déséquilibres durables ? La réponse se trouve dans la quatrième partie, où les variations du prix réel du capital sont étudiées dans la courte période. Il apparaît alors que même si une partie des variations de prix doit être attribuée aux variations des fondamentaux, l'explication de la majeure partie de ces variations est non fondamentale.

1. Les facteurs fondamentaux du prix du capital : la productivité et le partage de la valeur ajoutée

L'analyse que nous présentons ici pourrait être faite à tout niveau, celui de la firme ou du secteur qui intéresse plus l'analyste financier, ou celui du marché qui intéresse plus le macroéconomiste financier. C'est une lecture au niveau macroéconomique que nous adoptons dans ce papier. Par souci de simplification, nous raisonnerons sous l'hypothèse d'un bien capital homogène qui est employé dans la production des biens et services, en association avec l'autre facteur de production, le travail. En ce sens, nous pouvons parler du prix (unique) du capital. Le capital étant homogène, et une action constituant un droit sur un stock de capital physique, le prix du portefeuille de marché des actions, ou d'un indice représentatif, correspond au prix du capital sur le marché considéré.

En termes réels, le capital vaut un certain nombre d'unités de biens et services produits. Le souci d'homogénéité et de cohérence avec la comptabilité nationale conduit à retenir le principe d'une valeur ajoutée homogène. Les facteurs de production de toute l'économie, travail et capital, produisent de la valeur ajoutée (dont la somme définit le PIB). Et cette valeur ajoutée vient rétribuer les facteurs de production, au terme d'un partage entre détenteurs du capital et salariés. Une unité de capital installée en début d'année permet d'acquérir un certain nombre d'unités de valeur ajoutée dans l'année. L'année suivante, cette unité de capital, dépréciée compte tenu de l'obsolescence, contribuera encore (mais un peu moins) à la production, dégageant un peu moins de valeur ajoutée, dont une partie viendra la rémunérer. L'année suivante, elle permettra de gagner encore une part moindre de valeur ajoutée, etc. De la sorte, la détention d'une unité de capital donne droit à la perception d'un flux décroissant³ de valeur ajoutée, les éléments de ce flux étant actualisés. La somme actualisée de ce flux décroissant de valeur ajoutée définit le prix réel du capital, ou prix du capital par rapport au prix de la valeur ajoutée⁴.

³ Ce flux est décroissant dans la mesure où la dépréciation du capital est plus importante qu'une éventuelle hausse de la productivité du capital, ce qui est toujours le cas dans la réalité.

⁴ Compte tenu de l'incertitude, c'est en fait l'espérance de cette somme qui définit le prix réel du capital.

Le prix réel du capital devrait ainsi résulter de l'actualisation du flux de valeur ajoutée captée par les détenteurs du capital, c'est-à-dire du loyer réel du capital. Il devient alors possible de procéder à une évaluation fondamentale du prix du capital en modélisant ce flux de valeur ajoutée captée par les détenteurs des biens capitaux. Une telle évaluation peut être faite à deux niveaux. Le prix du capital dépendant du partage de la valeur ajoutée, il est d'une part possible d'évaluer le prix du capital sur la base du partage observé de la valeur ajoutée, mais il est possible d'autre part de donner une évaluation du prix du capital sur la base d'un partage équitable de la valeur ajoutée. Ce second niveau d'évaluation, aux prétentions normatives plus élevées⁵, présente des difficultés que nous n'avons pas essayé de résoudre, la tâche paraissant insurmontable. L'équilibre entre salaires et profits est complexe à déterminer, et de l'affrontement entre les tenants des diverses théories de ce partage ne s'est encore dégagé aucun consensus. Aussi nous en sommes-nous tenus à l'attitude qui consiste à rester en dehors de ce débat, le prix du capital étant formalisé sur la base du partage observé du revenu entre travailleurs et détenteurs du capital, sans jugement aucun des inégalités que ce partage pourrait produire.

Fondamentalement, le prix du capital par rapport au prix de la valeur ajoutée résulte de l'actualisation de la part du flux de valeur ajoutée produit par une unité de capital, captée par les détenteurs de capitaux. La formule d'évaluation qui en résulte dépend en conséquence des deux composantes suivantes : la productivité apparente du capital et le taux de marge, dont il faut modéliser les valeurs futures anticipées par des agents rationnels. Tout modèle d'évaluation dépend fortement de la modélisation des anticipations des variables futures impliquées, et reste dépendant de la pertinence de l'hypothèse de rationalité de ces anticipations. Plus ces variables futures connaissent des évolutions complexes et incertaines, plus il semble que la crédibilité de l'hypothèse d'anticipations rationnelles soit difficile à défendre. Si au contraire ces variables sont relativement inertes et connaissent des variations limitées, alors il devient plus facile de les prévoir, et les anticipations qui en résultent sont beaucoup plus proches de ce que seraient des anticipations rationnelles. Par chance, c'est le cas de la productivité apparente du capital et du taux de marge. La relative stabilité dans le temps de ces quantités fait d'ailleurs partie des faits stylisés énumérés par Kaldor [1963], qu'il pensait caractéristiques de la croissance économique. Kaldor [1963] a notamment énuméré les faits suivants : le rapport du capital physique à la production est approximativement constant, ainsi que les parts respectives du travail et du capital dans le revenu national. Si cela est vrai, alors le flux actualisé espéré de la valeur ajoutée captée par les détenteurs de capitaux peut être estimé avec une grande précision, et rend pertinent d'un point de vue pratique la formule de prix qui en résulte.

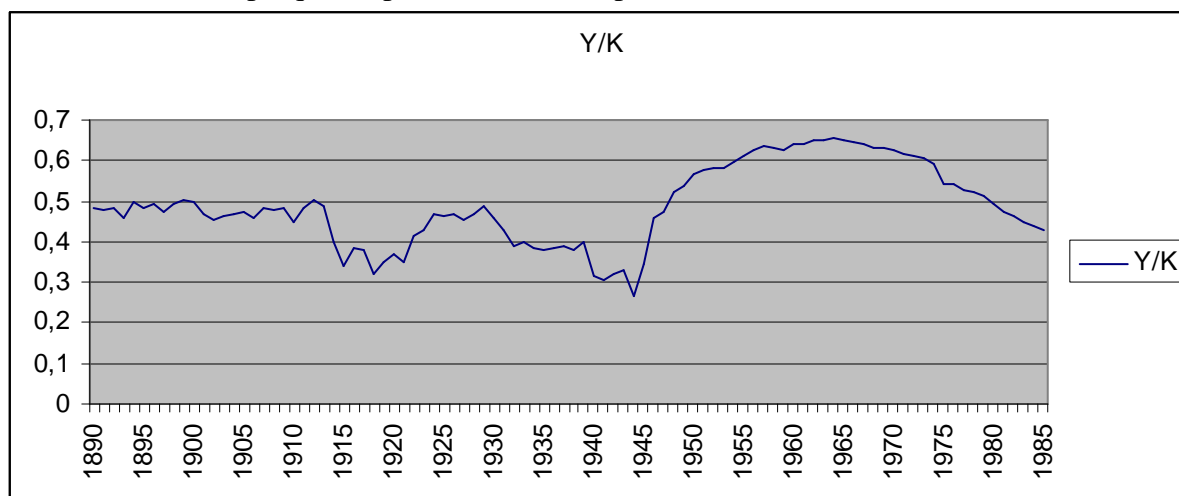
A cet effet considérons l'évolution sur très long terme de la productivité apparente du capital. Rappelons que le volume de capital physique disponible à un moment donné dans une économie n'est pas observable directement. Le calcul de ce volume doit être reconstitué à partir de séries longues d'investissement du secteur privé (hors logement), selon une formulation qui dépend d'hypothèses relatives à la durée de vie des équipements. Le passage du volume de l'investissement au stock de capital nécessite de formuler des hypothèses sur la loi de mortalité des équipements, qui conditionnent le calcul du volume et en conséquence celui de la productivité apparente du capital.

A partir des données de production et du capital du CEPII, nous avons reconstitué l'évolution de cette productivité en France sur une très longue période⁶ : 1890-1985. Le graphique 1 représente cette évolution.

⁵ On pourrait ainsi définir un prix *éthique* du capital.

⁶ Pour faire le calcul de Y/K , nous avons utilisé dans la base de données du CEPII (disponible à l'adresse <http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/villa/mode.htm>) les séries PIBZQ et KZE pour représenter respectivement Y et K . La première série (du fichier « prod ») désigne le PIB en volume, calculé par la production, aux prix de

Graphique 1 : productivité du capital en France de 1890 à 1985



Y désigne la production en volume, K le stock de capital brut
 Source : CEPII, <http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/villa/mode.htm>

Bien sûr, l'évolution de la productivité du capital doit être commentée avec prudence, mais en dépit des limitations statistiques, il ressort néanmoins que la productivité du capital n'obéit à aucune tendance évidente (croissante ou décroissante). La série semble stationnaire. En un siècle, le rapport Y/K a cependant connu une évolution sensible, qui permet de tordre le cou à l'idée reçue que la productivité serait constante en courte période⁷. En longue période, la constance de cette productivité semble toutefois une hypothèse raisonnable. En 1890, la productivité du capital valait 0,48. En 1985, elle valait 0,43. Eu égard à l'importance de ce constat dans notre analyse, assurons-nous qu'il ne dépend pas des sources retenues, et qu'avec d'autres méthodes d'évaluation on retrouve la même conclusion.

Les chiffres fournis par Dubois [1985], présentés dans le tableau 1, offrent de l'évolution de la productivité la même vision que ceux du graphique 1. Ils confirment l'idée de constance à long terme de la productivité du capital en France. Au début des années 1980, l'indice de productivité était quasiment le même qu'un siècle auparavant.

Tableau 1. Indice de la productivité du capital en France de 1896 à 1983

Année	1896	1929	1951	1957	1963	1969	1973	1979	1983
Indice	90	91	100	112	119	119	117	104	91

La productivité est mesurée en francs 1970. L'indice est de base 100 en 1951.
 Source : Dubois [1985]

Citons aussi les chiffres de Maddison [1995], résultats d'un travail de reconstitution statistique devenu une référence notoire. Dans le tableau 2, nous présentons la productivité du capital en France en 1950, 1973 et 1992, telle que Maddison [1995] l'a mesurée.

Tableau 2. Productivité du capital en France en 1950, 1973 et 1992

Année	1950	1973	1992

1938. La seconde série (du fichier « long ») désigne le stock de capital brut (matériel et bâtiment des entreprises, dommages de guerre compris), aux prix de 1938.

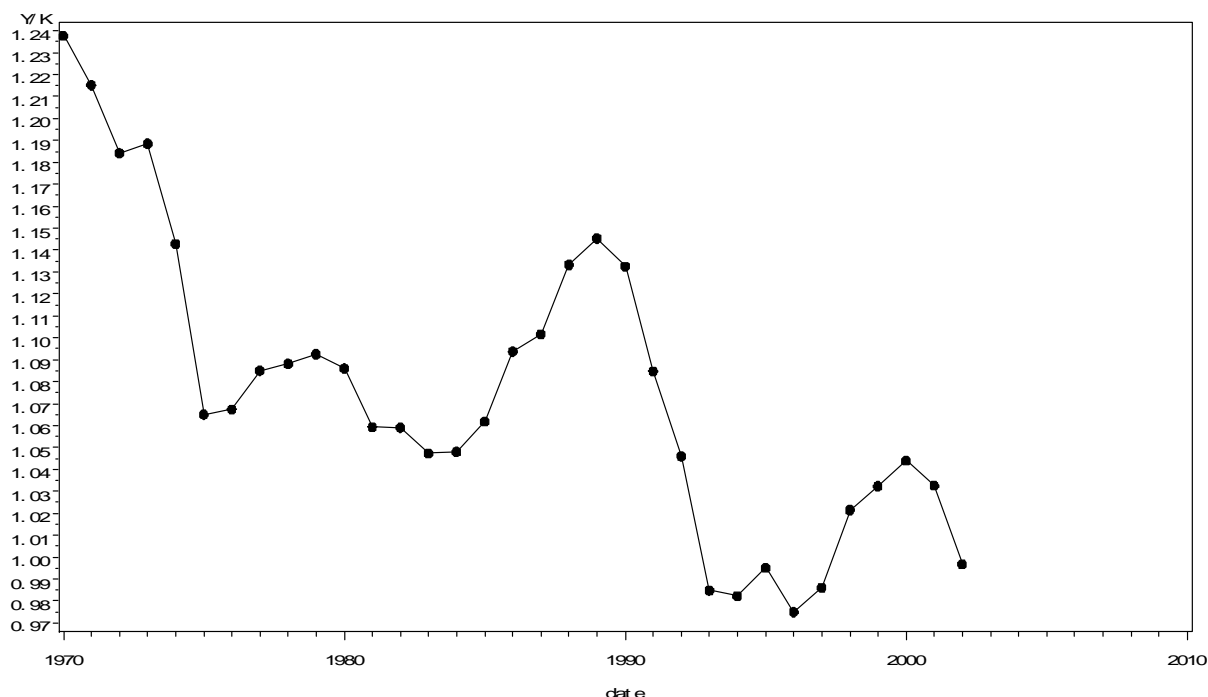
⁷ Sauf à dire que ces variations seraient imputables à des erreurs de mesure, plus qu'à de réelles variations de la productivité.

Productivité du capital	0,613	0,645	0,442
-------------------------	-------	-------	-------

Le capital fixe brut, mesuré hors logement, et le PIB sont évalués en millions de dollars internationaux de 1990.
Source : Maddison [1995], tableau 2-1.

Les chiffres de Maddison [1995] montrent des différences sensibles avec les précédents. Du début des années 1950 jusqu'au premier choc pétrolier, Dubois [1985] mentionne une hausse de la productivité de 17% (tableau 1), alors que cette hausse est ramenée à 5% chez Maddison (tableau 2). Au-delà de ces différences, qui témoignent de la difficulté éprouvée à mesurer le stock de capital, Maddison [1995] confirme l'absence d'une tendance haussière de la productivité. Celle-ci semble même avoir diminué entre 1950 et 1992, mais cette diminution⁸, lorsqu'elle est rapportée à l'évolution de la productivité sur un siècle, apparaît comme le résultat d'un cycle parmi d'autres et non pas comme celui d'un trend baissier. Selon des estimations plus récentes, la productivité du capital fixe aurait d'ailleurs surtout diminué avant le premier choc pétrolier, et aurait connu par la suite (jusqu'en 1999) une évolution autour d'un niveau stable (Sylvain [2001], Cette et Sylvain [2001]). Elle aurait ensuite baissé en France entre 2000 et 2005 (OCDE [2006]).

Graphique 2 : productivité du capital en France de 1970 à 2002



Y/K représente la productivité du capital du secteur privé non financier hors dépenses de logement. Elle est calculée comme le rapport (des volumes) de valeur ajoutée/capital de l'ensemble des sociétés et entreprises individuelles non financières

Source : La série de capital est calculée par l'auteur à partir d'une série de FBCF, sous hypothèse d'une loi de mortalité soudaine au bout de 12 ans avec amortissement linéaire. Les séries de FBCF et de VA sont tirées de la Banque de Données Macro-économique de l'INSEE (<http://www.bdm.insee.fr/bdm2/do/accueil/AccueilAppli>).

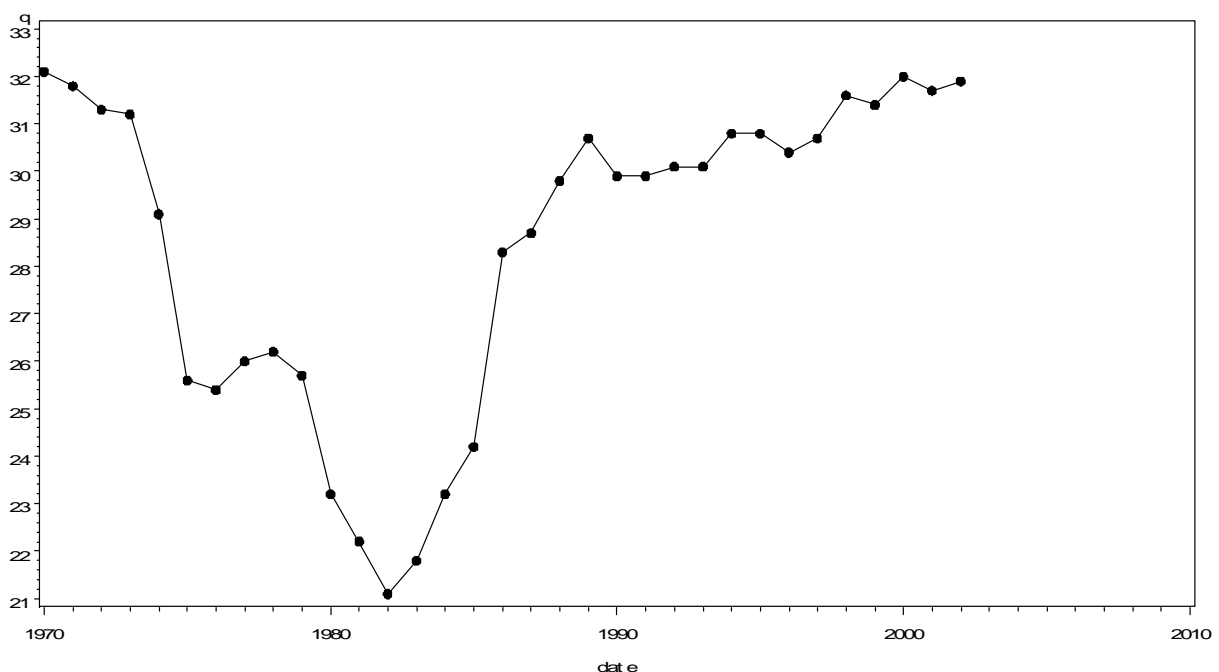
Il apparaît que la productivité du capital ne présente guère de tendance à s'éloigner tendanciellement de ses valeurs anciennes. D'ailleurs, ce constat ne doit pas être limité au cas

⁸ Cette diminution est confirmée sur la période 1965-1999 par Sylvain [2001] et Cette et Sylvain [2001]. Cette baisse de la productivité du capital a d'ailleurs aussi bien touché la France, que les Etats-Unis ou le Royaume-Uni. Sur cette période de 34 ans, la productivité aurait baissé de presque dix points en France selon Sylvain [2001].

de la France. Sur données américaines, la même observation peut être faite, à savoir que la productivité est assez variable, mais ne semble être tirée par aucune tendance systématique. Après avoir diminué pendant presque soixante-dix ans, la productivité a ensuite augmenté et s'est stabilisé entre 1950 et 1992 à un niveau proche des valeurs observées dans le dernier tiers du dix-neuvième siècle (Maddison [1995]). En définitive, le constat de stationnarité en espérance de la productivité du capital s'impose. Le niveau de long terme de la productivité apparente du capital peut être raisonnablement vu comme étant fixé.

Pour les besoins de l'analyse économétrique présentée dans la section 3, nous avons construit nos propres données annuelles de capital sur la période 1970-2002. Nous avons estimé le volume de capital sur la période 1970-2002, à partir de la série de FBCF en volume, en postulant une loi de mortalité soudaine au bout de 12 ans, avec amortissement linéaire⁹. Nous avons ensuite rapporté la série ainsi estimée de capital à la série de valeur ajoutée (en volume) pour former le rapport de productivité apparente de capital¹⁰. Le graphique 2 présente cette dernière série.

Graphique 3. Taux de marge du secteur marchand (non agricole) en France



Source : Sylvain [2007]

Le taux de marge, ou part du revenu du capital dans le revenu national, dont la valeur résulte du conflit d'intérêts qui oppose travailleurs et détenteurs des capitaux dans le partage de la valeur ajoutée, constitue l'autre variable déterminante du loyer du capital. L'analyse historique du taux de marge a été entreprise par Prigent [1999], Sylvain [2001], Cette et Sylvain [2001] et Timbeau [2002]. Il faut préciser que selon le traitement des données de base, issues de la comptabilité nationale, diverses méthodologies de calcul des taux de marge

⁹ L'estimation du stock de capital en utilisant une mortalité différente change les valeurs de la série, mais ne change pas vraiment l'évolution de la série dans le temps.

¹⁰ Les données de valeur ajoutée et de formation brute de capital fixe sont mesurées en volume aux prix de 2000. Les données de VA, comme de FBCF, ne concernent que le seul secteur institutionnel des sociétés et entreprises individuelles non financières.

sont possibles¹¹. L'extraction des taux de marge des données de comptabilité nationale constitue plus un travail d'estimation qu'un simple travail de calcul, dont il faut garder à l'esprit qu'il n'est pas exempt de biais (Cette et Sylvain [2001]). Ces diverses analyses soutiennent ainsi le principe que ce taux serait constant dans la longue période, en dépit de variations sensibles dans la courte période. Nous pouvons ainsi constater, à partir de données françaises (graphique 3), que le partage de la valeur ajoutée entre les revenus du capital et du travail ne semble obéir à aucune tendance non stationnaire. Certes, à court terme, le taux de marge, comme en atteste le graphique 3, semble soumis à des variations conjoncturelles non négligeables, mais dont le cumul ne semble pas produire de tendance haussière ou baissière.

Le partage de la valeur ajoutée en France a connu une évolution très « contrastée » (Timbeau [2002]). Cette évolution, marquée par une forte inertie statistique, conduit d'ailleurs Prigent [1999] à accepter l'hypothèse de non stationnarité de la part des salaires, mais c'est une non-stationnarité en variance¹², qui n'enlève rien de sa crédibilité à l'hypothèse de constance de l'espérance. Comme le fait remarquer Askenazy [2007], le taux de marge en France comme aux Etats-Unis était globalement en 2000 égal à sa valeur du siècle dernier. La constance sur longue période de ce taux peut être considérée comme l'une des constantes de la macroéconomie.

A nouveau, ce constat n'est pas limité au cas de la France. Sur données américaines, Denison (1974, annexe J) et Jorgenson, Gollop, et Fraumeni (1987, tableau 9.3.) ont fourni des indications de la stabilité à long terme des parts du revenu américain allant aux facteurs de production. Ce constat est aussi confirmé par Sylvain [2001] et Cette et Sylvain [2001]. De 1965 à 1999, le taux de marge a connu certes quelques variations aux Etats-Unis, qui peuvent faire dire que la constance en courte période de ce taux ne serait qu'une fable, mais néanmoins le cumul de ces variations est quasi-nul.

La productivité et le taux de marge étant constants dans la longue période, le prix réel du capital doit lui aussi être constant dans la longue période. Cette première implication est très importante, car elle stipule l'existence d'un prix (relatif) naturel au sens marshallien du terme, et qui fera l'objet d'une vérification dans la troisième section. Ce prix naturel désigne une constante de longue période, à laquelle le prix actuel du capital peut être comparé. Des écarts au prix naturel sont autorisés en courte période si les fondamentaux (productivité et taux de marge) s'écartent eux-mêmes de leurs valeurs de longue période.

2. Le modèle d'actualisation du loyer réel du capital

Le principe de valorisation du capital par actualisation du flux espéré de valeur ajoutée capté par les détenteurs du capital est un principe générique, dans lequel tous les modèles d'évaluation financiers modernes se retrouvent. Toute théorie moderne du prix des actions s'accorde avec le principe que le capital, en termes réels, vaut ce qu'il est capable de produire. Partons de l'identité comptable :

$$P_t Y_t = W_t + r_t K_t, \quad (1)$$

¹¹ La prise en compte d'une correction de la non-salarisation est notamment un élément méthodologique très important, qui améliore certainement l'estimation du taux de marge par rapport aux procédures qui n'en tiennent pas compte (Cette et Sylvain [2001]). D'autres éléments interviennent par ailleurs dans le mode de calcul du taux de marge (voir Sylvain [2007]), et ont un impact important sur son estimation.

¹² Prigent [1999] n'est en fait pas très explicite sur cette question, et conclut seulement à l'existence d'une racine unitaire dans le processus engendrant la part des salaires, mais on comprend au vu de ses résultats que le processus est sans dérive. La part des salaires évolue sur la période étudiée selon une courbe en « U » renversée, guère compatible avec l'existence d'un trend positif ou négatif.

où Y_t représente la production en volume (somme de la valeur ajoutée) de l'économie considérée, P_t le prix de la valeur ajoutée, K_t le stock global de capital en volume, r_t le taux de rendement du capital (c'est-à-dire le loyer monétaire d'une unité de capital), et W_t le salaire nominal versé à l'ensemble des travailleurs.

La part des salaires dans la valeur ajoutée vaut $\frac{W_t}{P_t Y_t}$, où $P_t Y_t$ représente la production en

valeur. La quantité $q_t = \frac{r_t K_t}{P_t Y_t}$ représente la part complémentaire, c'est-à-dire celle de la

rémunération du capital dans la valeur ajoutée. Sur 1 euro de revenu national, q_t euro revient au capital. En termes réels, q_t désigne aussi le pourcentage de la production (en volume) que l'ensemble des propriétaires des biens capitaux vont acquérir en t grâce à la perception des loyers : c'est le dividende réel (en pourcentage de la production totale) qui leur est versé.

L'ensemble du capital, d'un volume égal à K_t , donne à ses propriétaires le droit de percevoir la quantité $q_t Y_t$, prélevée sur l'ensemble de la production. Une unité de capital installée en

début de période donne en conséquence droit à la perception sur toute la période de $q_t \frac{Y_t}{K_t}$

unité(s) du bien produit¹³. Le dividende ou loyer réel d'une unité de capital est alors défini comme le produit du taux de marge q_t et de la productivité apparente du capital $A_t = \frac{Y_t}{K_t}$.

Notons $1 - \delta_k$ le taux de dépréciation du capital au bout de k périodes après l'installation du capital, de sorte qu'au bout de k périodes, il reste d'une unité de capital la quantité δ_k . D'une unité de capital installée en t , il reste ainsi une partie δ_1 au bout d'une période, δ_2 au bout de 2 périodes, etc. La suite des δ_k est décroissante et tend vers 0.

Si on suppose que le capital anciennement installé et celui nouvellement installé possèdent la même productivité¹⁴, alors en $t+1$ une unité *résiduelle* de capital ancien permet de percevoir le même dividende qu'une unité nouvellement installée, c'est-à-dire $q_{t+1} A_{t+1}$. Mais d'une unité installée en t , il ne reste que la quantité résiduelle δ_1 (et non pas une unité résiduelle complète), qui permet alors de percevoir le dividende réel $\delta_1 q_{t+1} A_{t+1}$. De la même façon, une unité de capital installée au début de la période t permettra de percevoir sur la période $t+2$ le dividende réel $\delta_2 q_{t+2} A_{t+2}$, etc. Bref, une unité de capital installé à la date t permet de percevoir le flux de loyers réels $\{\delta_k q_{t+k} A_{t+k}\}_{k=0}^{\infty}$, avec $\delta_0 = 1$.

Le prix *réel* d'une unité de capital installé en t correspond alors à la valeur *réelle* actualisée de ce flux. Plus précisément, ce flux étant incertain, compte tenu du caractère stochastique des variables q_{t+k} et A_{t+k} pour $k > 0$, le prix réel d'une unité de capital doit être égal à l'espérance de la somme de ces éléments actualisés, l'actualisation se faisant à un taux qui tient compte du risque.

Notons P_{kt} le prix d'une unité de capital installé au début de la période t . Le prix réel de cette

unité est défini par $\frac{P_{kt}}{P_t}$. Ce rapport désigne le montant de biens produits que l'on peut

acquérir en t grâce au produit de la vente d'une unité de capital. A l'équilibre, le propriétaire

¹³ On assimile dans l'exposé une unité de valeur ajoutée à une unité de bien produit.

¹⁴ Le modèle suppose l'absence de générations de biens capitaux.

d'une unité du bien capital doit être indifférent entre les deux options suivantes : vendre son unité de capital et acheter avec le produit de cette vente $\frac{P_{kt}}{P_t}$ unités de biens, ou conserver son unité de capital et consommer ultérieurement le flux de biens auquel donne droit cette unité. Le prix du capital va en conséquence se fixer à l'équilibre au point qui assure l'égalité suivante :

$$\frac{P_{kt}}{P_t} = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{\delta_{\tau} E_t(q_{t+\tau} A_{t+\tau})}{(1+i_{\tau})^{\tau}}, \quad (2)$$

où i_{τ} désigne le taux d'actualisation réel¹⁵ pour une échéance à τ périodes, avec $i_0 = 1$.

L'équation (2) désigne le modèle d'actualisation des loyers réels du capital. Elle établit la valeur d'équilibre du prix du capital relativement au prix observé de la valeur ajoutée, en fonction des fondamentaux que sont le taux de marge et la productivité apparente du capital. En cela, cette équation paraît préférable à celle de Williams [1938], si l'intention est bien d'expliquer le prix d'équilibre du capital en fonctions de variables fondamentales réelles et non financières.

Si on la compare aux modèles construits sous des hypothèses précises de préférence des agents, comme par exemple les modèles d'équilibre général stochastiques, cette équation présente la caractéristique d'être moins précise, le terme $E_t(q_{t+\tau} A_{t+\tau})$ n'étant pas paramétré. L'équation (2) n'explique pas le prix du capital en fonction seulement de quelques paramètres. Elle est moins parcimonieuse, sous cette forme générale, et n'est guère opérationnelle. Pour être rendue utilisable dans la pratique, cette équation doit être paramétrée. Les économistes financiers ont pour habitude de le faire en recourant à des paramètres comportementaux. L'équation paramétrique ainsi obtenue est alors tributaire de la validité d'un certain nombre d'hypothèses comportementales qui finissent toujours par être remises en cause. Une autre solution, que nous adoptons, consiste à procéder à un paramétrage statistique. Si l'on dispose d'un modèle statistique crédible pour décrire l'évolution de la variable $q_t A_t$, ce modèle peut être utilisé pour modéliser les prévisions de valeurs futures. Or, comme nous l'avons déjà souligné, les variables à prévoir sont relativement stables et facilement prévisibles. L'inertie statistique des variables fondamentales, décrite dans la première section, permet de recourir à des hypothèses paramétriques statistiques (plutôt que comportementales) pour simplifier (2). On obtient alors une équation opérationnelle.

Si on suppose que la variable produit $q_t A_t$ est markovienne, alors toutes les espérances du type $E_t(q_{t+\tau} A_{t+\tau})$ sont une fonction linéaire de $q_t A_t$. Il existe alors des paramètres positifs¹⁶ α et β , fonction des paramètres de ce processus markovien, mais aussi fonction des taux de dépréciation et d'actualisation, tels que le prix relatif puisse s'écrire tout simplement :

$$\frac{P_{kt}}{P_t} = \alpha + \beta q_t A_t, \quad \alpha \geq 0, \beta > 0. \quad (3)$$

¹⁵ Ces taux d'actualisation sont des paramètres comportementaux que l'on suppose constants. Ils peuvent varier si les préférences des agents varient. Si une génération d'individus possède un taux de préférence pour le présent moins important, ou une aversion au risque plus faible que la génération précédente, ces taux diminuent et le prix du capital augmente.

¹⁶ Ces paramètres ne peuvent être que positifs dans la mesure où la variable produit $q_t A_t$ est d'une part d'espérance positive, et d'autre part positivement autocorrélée. Si la variable produit est une différence de martingale, le terme α est nul.

Par exemple, si l'on fait l'hypothèse d'une obsolescence géométrique : $\delta_\tau = \delta^\tau$, d'une structure d'actualisation plate : $i_\tau = i$, et de l'imprévisibilité des variations du loyer réel du capital : $E_t(q_{t+\tau}A_{t+\tau}) = q_tA_t$, cette équation de prix relatif prend la forme plus simple :

$$\frac{P_{kt}}{P_t} = \frac{q_tA_t}{1 - \frac{\delta}{1+i}}, \text{ avec } \alpha = 0, \beta = \frac{1}{1 - \frac{\delta}{1+i}}. \quad (4)$$

La forme de l'équation (3) a par ailleurs l'avantage d'être insensible à des changements de mesure du capital ou de la valeur ajoutée. Car bien évidemment, la série de prix P_{kt} n'est pas observable dans la réalité, et on observe seulement à la place de celle-ci une série indicielle de prix du capital. La même remarque peut être faite pour la série de prix P_t . Chaque indice de prix étant cependant proportionnel au prix d'une unité, l'équation (3) reste valide même lorsque P_{kt} et P_t représentent de tels indices. Seules les valeurs des paramètres α et β sont affectées par ce remplacement.

Si l'on raisonne à présent en variations, et qu'on utilise une forme simplifiée de l'équation (3), caractérisée par $\alpha = 0$, alors le taux de rentabilité nominal des actions (hors versement de dividendes) défini par $r_{kt+1} = \frac{P_{kt+1} - P_{kt}}{P_{kt}}$ est fonction du taux d'inflation $\pi_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t}$ et du

taux de variation du loyer *réel* d'une unité de capital $\lambda_{t+1} = \frac{q_{t+1}A_{t+1} - q_tA_t}{q_tA_t}$:

$$(1 + r_{kt+1}) = (1 + \pi_{t+1})(1 + \lambda_{t+1}). \quad (5)$$

Le prix *nominal* du capital connaît deux sources de variations : l'inflation, qui se trouve répercutée automatiquement dans le loyer *nominal* du capital, et l'accroissement réel des fondamentaux, qui hausse la valeur *réelle* du loyer. Dans une hypothétique économie qui connaîtrait une reproduction à l'identique d'une période à une autre, le taux de variation du loyer réel d'une unité de capital serait nul : $\lambda_{t+1} = 0$, et la seule cause de variation du prix du capital serait alors l'inflation : $(1 + r_{kt+1}) = (1 + \pi_{t+1})$. Dans un environnement de complète stabilité de la productivité du capital et du partage de la valeur ajoutée, le prix du capital évolue simplement à l'équilibre en épousant les variations du prix de la valeur ajoutée.

3. Le prix réel du capital dans la longue période : l'incertitude sur le prix naturel et l'existence de cycles longs

Lorsque les fondamentaux économiques varient, le prix du capital varie. Mais comme ces fondamentaux sont stables dans le long terme, le prix réel du capital possède aussi une valeur de long terme, qui devrait jouer le rôle d'un phare pour les investisseurs. Au sens marshallien du concept, ce prix peut être appelé prix (réel) naturel du capital. A l'aide de l'équation (2), si l'on pose que q_t et A_t sont égaux à leurs valeurs de long terme notées respectivement q et A ,

alors il découle que le prix réel naturel du capital, noté $\frac{P_k}{P}$, vaut :

$$\frac{P_k}{P} = \gamma q A, \text{ avec } \gamma = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{\delta_\tau}{(1+i_\tau)^\tau}. \quad (6)$$

De même que la stabilité dans la longue période du taux de marge et de la productivité apparente du capital ont donné à leurs valeurs de long terme un statut de « constantes de la

macroéconomie », la stabilité dans le long terme du prix réel du capital devrait aussi offrir aux investisseurs et observateurs de la sphère financière une autre constante de long terme de la macroéconomie, le prix naturel du capital.

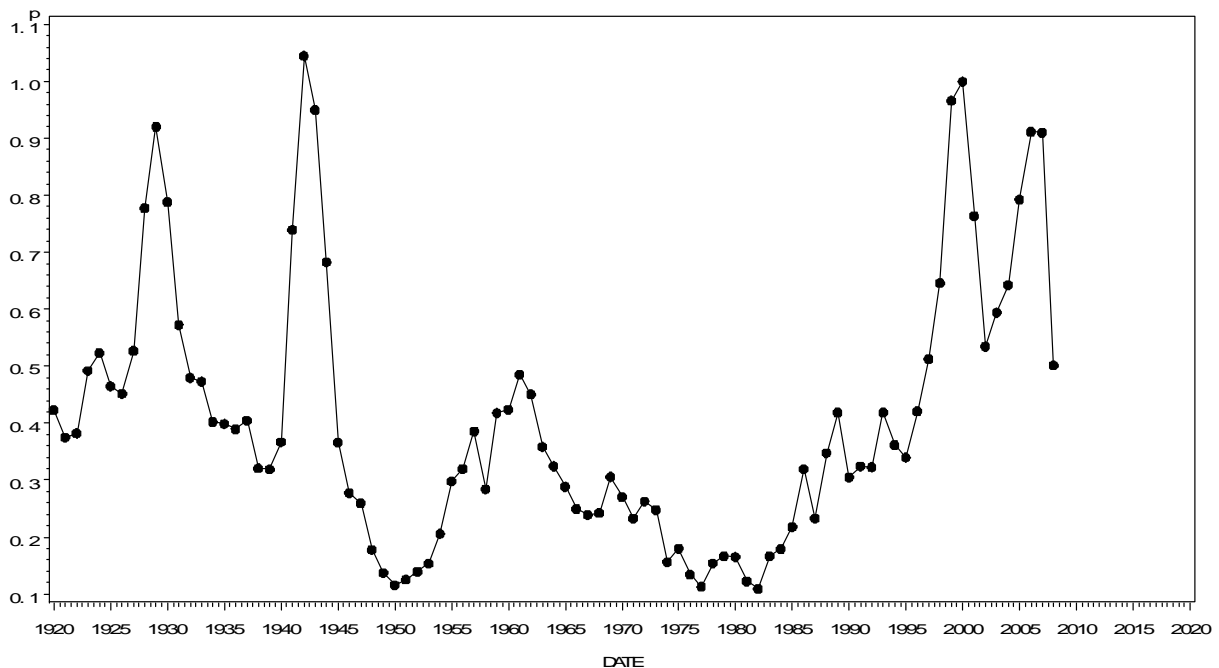
Compte tenu de la stationnarité (en espérance) des variables stochastiques q_t et A_t , l'espérance (totale) de ces variables est bien sûr égale à leur valeur de long terme, de sorte que l'espérance totale du prix réel du capital est aussi égale à sa valeur de long terme, le prix naturel :

$$E\left[\frac{P_{kt}}{P_t}\right] = \frac{P_k}{P} = \gamma q A. \quad (7)$$

Le prix naturel du capital peut alors tout simplement être estimé par la moyenne d'une chronique longue du rapport $\frac{P_{kt}}{P_t}$. La série $\frac{P_{kt}}{P_t}$ évolue autour d'un niveau de long terme, constant d'après (7), et qui sert de point de référence, les variations autour de cette constante de long terme étant expliquées (à l'équilibre) par les seules variations des fondamentaux par rapport à leurs propres valeurs de long terme.

Le graphique 4, présenté ci-après, trace les variations du prix réel du capital pour le cas du marché français, sur presque quatre-vingt-dix ans¹⁷.

Graphique 4. Le prix réel des actions françaises : 1920-2008.



Chronique de 1920 à 2008 d'un indice du prix des actions françaises/ prix de la valeur ajoutée en France, de base 1 en l'an 2000.

Sources : CEPII, <http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/villa/mode.htm> et OCDE, <http://webnet.oecd.org/wbos/>

¹⁷ Pour avoir des séries aussi longues, nous avons effectué des collages de séries récentes avec des séries plus anciennes. Le prix des actions françaises est tiré, à partir de 1955, d'un indice large de l'OCDE (indice du mois de décembre de chaque année). Avant 1955, le prix des actions provient de la série « Q » du CEPII (présentée comme « un indice du cours des valeurs financières à revenu variable »). Le prix de la valeur ajoutée à partir de 1959 est constitué du déflateur du PIB français publié par l'OCDE. Avant 1959, nous avons utilisé la série « PPIBQ » du CEPII (prix de la PIB calculé par la production). Les séries (prix des actions et prix de la valeur ajoutée) sont en base 100 en l'an 2000. En conséquence, l'indice de prix réel du capital est de base unitaire en l'an 2000.

La première question posée, au vu du graphique 4, est celle de l'existence d'un niveau de long terme constant du prix réel du capital. La série visible sur ce graphique est-elle compatible avec l'hypothèse d'une espérance totale constante ? Apparemment, la série est très variable. Mais ces variations sont-elles uniquement le fait de la volatilité ou sont-elles dues aussi à l'existence d'un trend ? L'inspection du graphique 4, tout arbitraire qu'il soit, ne laisse deviner aucune tendance haussière ou baissière manifeste. On peut croire à l'hypothèse de constance de l'espérance de la série, et à l'existence d'un prix (réel) naturel du capital.

Le fait que l'espérance de la série existe n'est cependant pas compatible qu'avec la seule hypothèse de stationnarité (au sens large) du processus. Ainsi, un processus intégré d'ordre 1, sans dérive, possède une espérance constante. Un tel processus, dont la marche aléatoire sans dérive est l'exemple le plus connu, est par contre non stationnaire en variance. D'un point de vue statistique, il se peut très bien que la série visible sur le graphique 4 soit non stationnaire en variance. Pourtant, la différence entre les deux modèles est cruciale. Dans un modèle stationnaire au second ordre, l'espérance mais aussi la variance existent et sont finies. La probabilité que le processus s'écarte de son niveau de long terme est bornée, et la série ne peut diverger indéfiniment. Le niveau de long terme, le prix réel du capital, joue comme une force de rappel. Le prix réel du capital ne peut s'éloigner durablement du prix naturel, restant toujours dans un voisinage plus ou moins étendu autour de celui-ci. Dans un modèle stationnaire seulement au premier ordre, la série diverge et le niveau de long terme ne joue plus comme une force de rappel. L'espérance d'un tel processus ne peut d'ailleurs être estimée de façon précise. Le prix naturel du capital ne joue plus comme référentiel, et le prix observé du capital tend à s'en écarter indéfiniment.

Dans la mesure où les variables fondamentales ne s'éloignent pas durablement de leurs valeurs de long terme, comme nous l'avons montré dans la première section, le prix réel théorique du capital, donné par les équations (2) ou (3), ne peut lui non plus s'éloigner durablement de sa valeur de long terme. Mais le prix observé du capital, éventuellement différent du prix théorique, peut-il lui diverger ? Cela reste possible, si le marché du capital est en perpétuel déséquilibre, et que ce déséquilibre s'aggrave en permanence, provoquant une divergence croissante entre prix observé et prix théorique.

Si l'hypothèse de stationnarité au second ordre du prix observé du capital, qui n'autorise pas ce déséquilibre perpétuel, est parfaitement crédible du point de vue de la théorie économique, dans quelle mesure l'est-elle statistiquement ? Pour qui est coutumier de l'analyse chronologique, il est clair que la série visible sur le graphique 4 présente un comportement qui n'est pas éloigné de celui d'un processus (sans dérive) intégré d'ordre 1. Une marche aléatoire sans terme constant pourrait produire une série à l'évolution décrite sur ce graphique. L'hypothèse de stationnarité au second ordre de la série doit-elle cependant être rejetée¹⁸ ? Nous avons procédé aux tests de Phillips-Perron (Phillips et Perron [1988]) de l'existence d'une racine unitaire¹⁹. Les résultats, relatifs aux statistiques de test \hat{z}_α et \hat{z}_t , indiquent des probabilités critiques égales respectivement à 3,19% et 6,46%. La crédibilité associée à l'hypothèse nulle d'une racine unitaire est assez faible²⁰. Au regard de ces valeurs, il semble que l'hypothèse de stationnarité au second ordre ne doit pas être remise en cause.

¹⁸ D'un point de vue mathématique, l'existence d'un plancher (la série de prix ne peut être négative) exclut la possibilité d'une variance infinie sous certaines conditions stochastiques.

¹⁹ Le test, avec un paramètre de troncature de valeur 4, a été appliqué sur la série avec terme constant. L'hypothèse nulle est celle d'un processus possédant une racine unitaire, l'hypothèse alternative étant celle d'un processus stationnaire d'espérance totale non nulle.

²⁰ Le test de racine unitaire pose que l'hypothèse nulle est celle de non stationnarité. Il est conservateur envers cette hypothèse, alors que l'hypothèse préférée de notre point de vue est ici celle de stationnarité. Des probabilités critiques si peu élevées sont jugées en faveur de l'hypothèse préférée.

Ayant admis que le processus est stationnaire, une modélisation à la Box-Jenkins conduit à identifier et estimer le processus linéaire compatible avec les données, un AR(3) :

$$(p_t - 0,402) = 1,451(p_{t-1} - 0,402) - 0,871(p_{t-2} - 0,402) + 0,263(p_{t-3} - 0,402) + \hat{\varepsilon}_t.$$

La forme du processus n'est ici qu'anecdotique. Ce qui importe est la valeur estimée²¹ du niveau de long terme, l'espérance du processus : 0,402. Cette valeur est cruciale pour les investisseurs, car elle définit la norme d'évaluation du prix des actions dans la longue période. Il apparaît cependant que cette estimation contient une grande incertitude, puisqu'un intervalle de confiance au niveau 0,95 donne la réalisation numérique suivante (sous approximation asymptotique gaussienne) : [0,278 ; 0,526]. L'estimation varie ainsi quasiment du simple au double !! Ainsi, la constante de long terme, paramètre de référence si l'on en croît le modèle théorique, n'est pas connue précisément, et même plus que cela, elle n'est estimée que très grossièrement, ce qui lui fait perdre son caractère opérationnel. Presque un siècle d'observations ne suffit pas à estimer précisément sa valeur. Peut-on conclure autrement qu'une grande incertitude règne sur le mode d'évaluation des valeurs financières ? L'imprécision relative à la constante de long terme met dans une position inconfortable qui veut procéder à une évaluation objective du prix du capital. Mettons-nous ainsi à la place d'un investisseur à la fin de l'année 2008, année marquée par une forte baisse des cours boursiers, en France comme dans le reste du monde. A la fin de cette année, l'indice réel du prix des actions est tombé à 0,501. Mais cette valeur reste nettement supérieure à la valeur de long terme estimée, 0,402. Un indice de 0,501 n'est soutenable à l'équilibre que si les fondamentaux sont eux-mêmes supérieurs à leurs valeurs de long terme. Dans le cas contraire, on conclut au fait que les actions sont surévaluées de 20% en termes réels, ce qui appelle pour corriger ce déséquilibre à une prolongation du mouvement baissier du marché. Pour faire cette comparaison, nous avons cependant utilisé une estimation du prix naturel dont le moins qu'on puisse dire est qu'elle est très incertaine. Si nous avons raisonné avec la valeur plancher de notre intervalle de confiance, soit 0,278, le déséquilibre serait apparu avec plus d'importance, et aurait nécessité pour correction une baisse de presque 50% du prix réel des actions ! Si au contraire nous avons raisonné avec la valeur plafond de l'intervalle d'estimation, soit 0,526, nous aurions conclu au contraire que le prix réel des actions est légèrement inférieur à sa valeur de long terme ! On le voit, l'imprécision relative à la valeur de long terme du prix du capital l'empêche de jouer son rôle de phare. Et sans la connaissance de la valeur précise de ce paramètre, le modèle d'évaluation se trouve soumis à une incertitude statistique qui empêche les investisseurs de l'utiliser objectivement.

A cette première conclusion, il faut en ajouter une seconde, relative à l'observation de variations cycliques de moyen/long terme. On perçoit très bien sur le graphique 4 l'existence de trois cycles, le premier se terminant au début des années 50 et le deuxième se terminant au début des années 80. Ces cycles ne sont pas réguliers et durent plusieurs décennies, celui de la période actuelle ayant commencé il y a presque 30 ans et n'étant pas encore terminé. On reconnaît clairement les épisodes spéculatifs liés à la crise de 1929, à la bulle technologique de 2000, et à la crise financière actuelle. Un autre pic apparaît en 1942. Celui-ci n'est cependant pas caractéristique d'un épisode spéculatif financier, mais est le résultat d'un artefact statistique²².

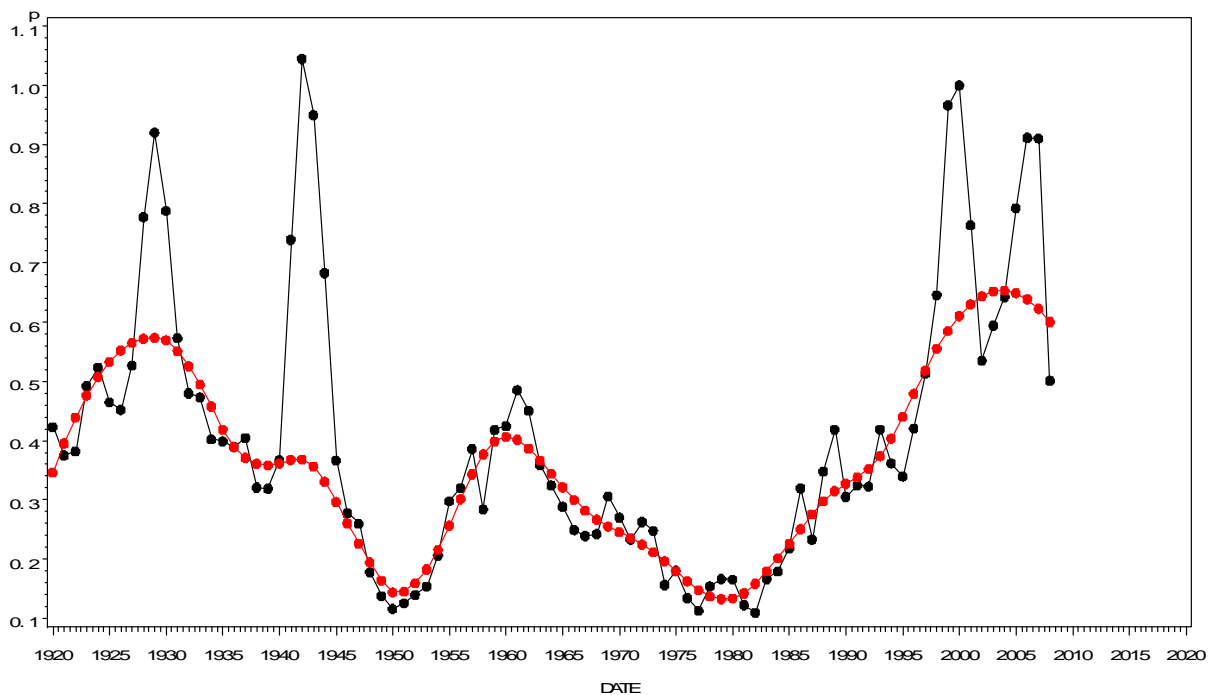
²¹ Les paramètres sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance totale. L'estimateur de l'espérance par cette méthode diffère de la moyenne simple, car il tient compte de la dépendance des observations.

²² Le début des années 40 a été marqué par une accélération très rapide de l'inflation, que les deux indices du prix des actions et du prix de la valeur ajoutée n'ont pas saisie avec la même vitesse, en raison d'une différence de synchronisme dans leur construction. L'inflation s'est ainsi retrouvée plus rapidement prise en compte dans l'indice financier, ce qui provoque le pic apparent de 1942. L'inflation est ensuite incorporée dans le déflateur du PIB, ce qui fait dégonfler cette fausse bulle.

L'existence de ces cycles financiers longs constitue un élément très important, et il est crucial de ne pas se tromper en pointant du doigt de telles fluctuations cycliques. Ces cycles existent-ils réellement, ou ne sont-ils qu'un artefact statistique liés à quelques épisodes spéculatifs intenses qui tirent vers le haut, par endroits, la série de prix relatif, créant ainsi l'illusion de ces amples fluctuations ?

Comme nous le montrons ci-dessous, ces cycles existent bel et bien, et cela indépendamment (d'un point de vue statistique) des pics spéculatifs. Nous les faisons apparaître grâce à une procédure de lissage robuste, qui veille à ce que la série lissée ne soit pas « tirée » par les bulles, et que ses variations ne soient pas un artefact statistique du à la présence de quelques points aberrants. La robustesse de la méthode utilisée prévient ce risque, et permet le constat de l'existence de ces cycles longs. Dans une première étape, nous avons tronqué la distribution empirique des prix. Pour éliminer l'influence des bulles, nous avons réduit la valeur des 15% d'observations les plus élevées à la valeur du 85^{ème} centile (soit 0,683). De cette façon, les pics visibles sur le graphique 4 disparaissent, et nous sommes sûrs que l'apparition de cycles, à partir de cette série tronquée, n'est pas la conséquence de quelque *outlier*. Dans une seconde étape, nous avons procédé à une régression non paramétrique robuste de p sur t en utilisant la méthode *loess*²³ de Cleveland [1979]. Le résultat de ce lissage robuste est reproduit sur le graphique 5.

Graphique 5. Série lissée du prix réel des actions



Sources : La série la plus variable est la série de prix réel des actions (graphique 4). La seconde série est obtenue par un lissage de la première (calculs de l'auteur).

On distingue très clairement sur le graphique une succession de trois cycles, de durées et d'amplitudes inégales. Les sommets de ces cycles coïncident à chaque fois avec une bulle spéculative, qui n'apparaît que comme la partie émergée d'un iceberg, qui trouve ses racines dans un processus long de hausse des prix qui commence dix-vingt ans auparavant.

²³ La méthode *loess* consiste à appliquer une régression polynomiale locale robuste sur le nuage de points. Nous avons utilisé un polynôme d'ordre deux, et un *span* (proportion de points définissant le degré de lissage) de 0,25.

L'explication de ces cycles est cruciale pour la compréhension du mouvement long du prix réel du capital. Ces cycles sont-ils la manifestation de cycles fondamentaux, c'est-à-dire de variations cycliques du loyer réel du capital, ou sont-ils la résultante d'un cycle du crédit qui expliquerait la majeure partie des variations du prix des actions, indépendamment de l'influence des fondamentaux ?

4. Le prix réel des actions dans la courte période : les fondamentaux n'expliquent pas tout

Si les variables fondamentales s'écartent de leur niveau de long terme, le prix réel du capital s'éloigne du prix naturel. L'existence de variations cycliques du taux de marge et de la productivité du capital constitue une explication plausible des cycles visibles sur le graphique

4. Si l'on centre l'équation (3) sur sa valeur de long terme $\frac{P_k}{P} = \alpha + \beta q A$, alors l'écart du prix

réel du capital par rapport au prix naturel vaut :

$$\frac{P_{kt}}{P_t} - \frac{P_k}{P} = \beta [q_t A_t - q A]. \quad (8)$$

Tout écart du loyer d'une unité de capital par rapport à sa valeur de long terme se répercute dans le prix du capital, qui s'écarte lui aussi du prix naturel. De telles variations des fondamentaux sont-elles réellement à l'origine des variations du prix du capital ?

Sur le graphique 4, on voit que le prix réel du capital a connu trois phases de hausse que l'on peut résumer approximativement: 1920-1930, 1950-1960, 1980-2002. Les périodes intermédiaires correspondent à des phases de baisse. Si le prix du capital est fixé, ne serait-ce qu'approximativement, selon le modèle d'actualisation des loyers du capital, alors ces périodes devraient aussi correspondre à des périodes de hausse du loyer réel d'une unité de capital.

Prigent [1999], Cette et Sylvain [2001], Timbeau [2002], Sylvain [2007] confirment que sur les 35 dernières années, le taux de marge a évolué dans un sens conforme aux variations du prix du capital. Le taux de marge a ainsi plus ou moins fortement baissé (selon les estimations) dans les années 70, avant de se redresser durant les vingt années suivantes. La politique économique française menée depuis le début des années 80, plus favorable aux détenteurs des capitaux, a permis de rétablir le taux de marge à un niveau plus rémunérateur pour eux, et sans doute faut-il y voir une explication partielle des variations du prix des actions à la hausse. Les années 60 furent quant à elles marquées par une relative stabilité de la norme de partage de la valeur ajoutée. Il semble qu'il ne faille pas imputer au conflit salariés/capitalistes le processus de baisse du prix des actions des années 60. Prigent [1999] précise cependant qu'à la fin des années 90, le taux de marge avait retrouvé son niveau de la fin des années 50. Pourtant, durant la même période, le prix réel du capital a quasiment doublé ! L'évolution du taux de marge ne peut à lui seul expliquer les énormes variations du prix des actions.

L'autre variable explicative du modèle, la productivité du capital, compense-t-elle les insuffisances de la première ? Il est permis d'en douter, compte tenu des remarques que nous avons faites dans la première section sur son évolution récente. Le rapprochement des graphiques 2 et 5 conduit à douter que la productivité du capital puisse jouer un rôle explicatif important dans l'explication des variations du prix capital à court terme. Il est vrai que la productivité du capital a baissé durant la décennie 70, alors que le prix réel des actions était lui-même à la baisse, ce qui va dans le sens du modèle, mais elle a aussi baissé durant les

quinze années suivantes alors que le prix des actions remontait, et elle diminuait encore récemment entre 2000 et 2005, alors que le prix réel du capital continuait d'augmenter.

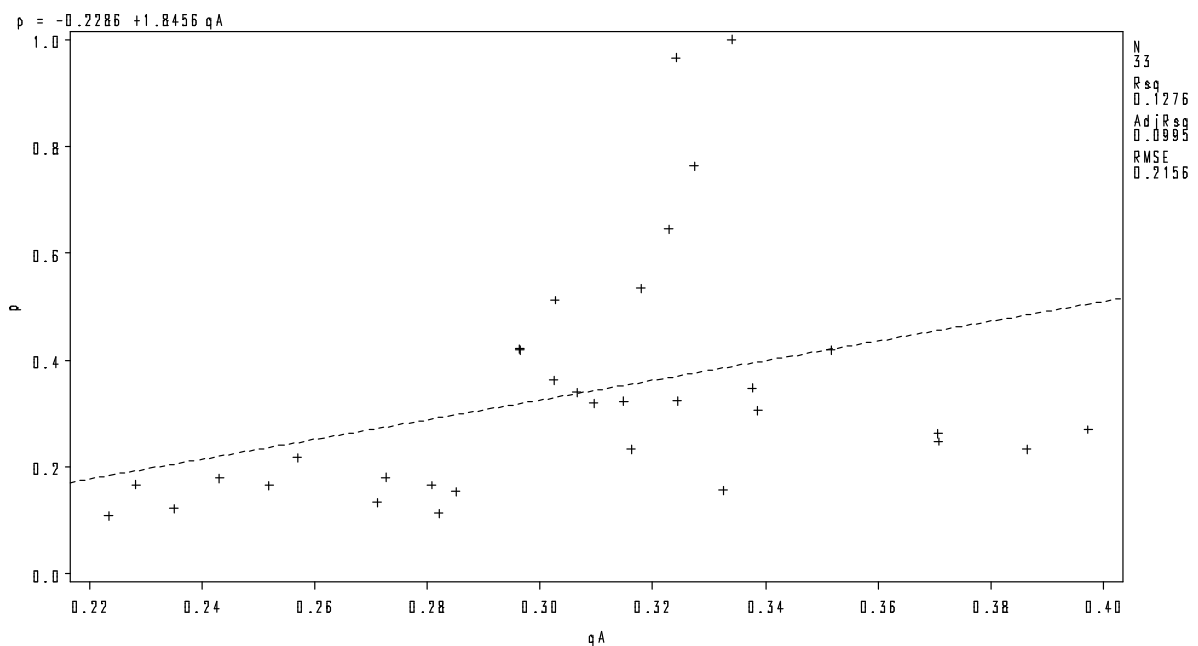
Pour approfondir l'analyse empirique du modèle, une analyse économétrique semble nécessaire. L'équation (3), qui stipule que le prix réel du capital est une fonction linéaire du loyer d'une unité de capital, peut en effet faire l'objet d'une telle analyse. Dans le plan

$\left(q_t A_t, \frac{P_{kt}}{P_t} \right)$, un nuage de points échantillonnés de ces deux variables devrait s'étirer

parfaitement le long d'une droite de pente β et d'ordonnée à l'origine α . Le R^2 de cette régression a une signification particulière, puisqu'il désigne le pourcentage des variations du prix du capital qui est expliqué par les fondamentaux. Par exemple, un R^2 de 0,60 serait le signe que 60% des variations des prix sont compatibles avec l'évolution réelle de l'économie, le reste des variations étant expliquée par l'existence de forces déséquilibrantes, la plus importante étant certainement une expansion inadaptée du crédit et de l'endettement.

Compte tenu des données disponibles, nous avons procédé à l'estimation du modèle sur la période 1970-2002. Les données de productivité et de taux de marge utilisées sont celles présentées dans les graphiques 2 et 3. Nous avons calculé le produit $q_t A_t$, et avons régressé sur la période 1970-2002 notre série de prix réel du capital sur cette variable. La droite de régression tirée de l'équation (3) est représentée sur le graphique 6.

Graphique 6. Régression du prix réel des actions françaises sur le loyer réel du capital



Le nuage de points représente les données annuelles de $q_t A_t$ (en abscisse) et de $p_t = \frac{P_{kt}}{P_t}$ (en ordonnée).

Sources : voir les graphiques 2 (pour A_t), 3 (pour q_t) et 4 (pour p_t).

Le modèle estimé, $\frac{\hat{P}_{kt}}{P_t} = -0,228 + 1,845q_t A_t$, présente un R^2 assez faible (0,127), indiquant

que l'essentiel de l'explication des variations de prix réel des actions se trouve ailleurs que dans les variations des fondamentaux. Si le terme constant ne semble pas significativement

différent de 0, la pente du modèle paraît au contraire significative²⁴. Le prix réel des actions ne semble pas détaché des fondamentaux, mais le lien semble assez lâche. Cette faiblesse de l'explication financière par les fondamentaux peut sans doute être corrigée en partie par une amélioration du modèle d'anticipation des fondamentaux. Sans doute l'hypothèse markovienne est-elle trop forte. Cependant, des tests économétriques effectués montrent que la variable retardée $q_{t-1}A_{t-1}$, si on l'ajoute comme régresseur supplémentaire, n'est pas significative. La solution n'est donc pas d'« augmenter » le processus. Une solution plus efficace serait de trouver les variables dont disposent les investisseurs dans leur ensemble informationnel et qui leur sert à prévoir les variations futures de $q_t A_t$. Peut-être pourrait-on améliorer de la sorte le modèle d'anticipation des fondamentaux. Cela dit, les enseignements des macroéconomètres de ces dernières décennies amènent à être pessimiste : on sait bien que la variable retardée à elle seule capte une grande partie de l'explication résiduelle compte tenu de l'inertie, et que l'incorporation de variables prédictives supplémentaires ne pourrait améliorer le modèle qu'à la marge.

Cela dit, il faut tout de même insister sur le fait que la variable explicative peut faire l'objet d'importantes erreurs de mesure. C'est vrai pour les deux composantes, mais peut-être plus encore pour la productivité du capital. Comme nous l'avons déjà souligné, le stock de capital est estimé, et non pas observé, et cette estimation est très sensible aux hypothèses faites sur la durée de vie des divers équipements. Il se peut que les variations de la productivité observables sur le graphique 2 soient en grande partie le fait d'erreurs de mesure. Si, comme ont pu l'écrire certains auteurs, on peut supposer que la productivité a été, après le premier choc pétrolier, essentiellement stable autour d'une constante de moyen terme, alors le modèle (3) peut être simplifié. Si on pose que $A_t = A \forall t$, alors l'équation (3) devient :

$$\frac{P_{kt}}{P_t} = \alpha + \gamma q_t, \quad \gamma = \beta A. \quad (9)$$

Les variations du prix réel des actions s'expliquent alors uniquement par celles du taux de marge. Nous avons procédé à l'estimation de cette équation. Le graphique (7) présente la droite de régression. Le modèle estimé, $\frac{\hat{P}_{kt}}{P_t} = -0,854 + 4,188q_t$, présente un R^2 bien

supérieur à celui du premier modèle (0,40). Le taux de marge explique une partie des variations du prix réel des actions françaises²⁵, bien mieux en solitaire que lorsqu'on le combine à la productivité du capital. Cela dit, même si l'ajustement du modèle aux données est largement amélioré, il reste très éloigné de cet ajustement parfait que suppose le modèle. La majeure partie des variations du prix réel des actions n'est pas le fait de variations fondamentales.

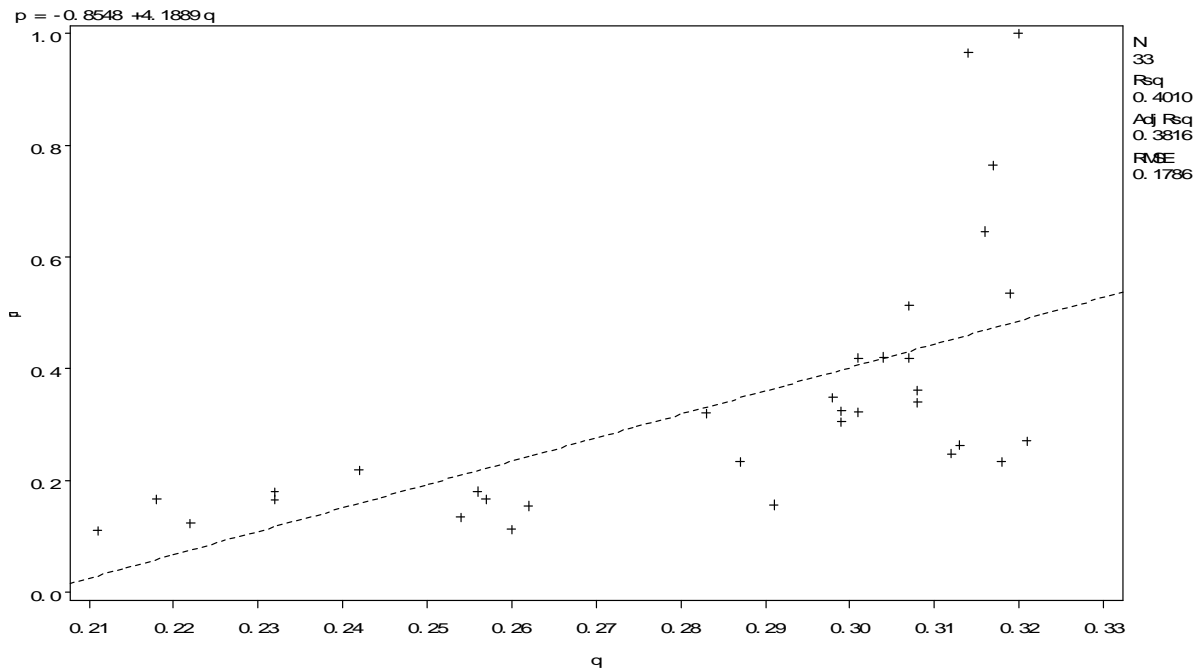
Si les variations des fondamentaux ne peuvent expliquer celles du prix réel des actions, l'explication des cycles du prix des actifs financiers doit être recherchée dans une théorie du cycle du crédit (Aglietta [2008]). C'est parce que l'expansion du crédit est beaucoup trop rapide que les actifs financiers (et autres actifs patrimoniaux) s'apprécient en valeur réelle beaucoup plus qu'ils ne devraient. Un excès de crédit provoque une sur-appréciation tendancielle des actifs financiers. Ces cycles ne sont cependant pas des cycles courts, comme

²⁴ La p-value de la pente du modèle (calculée sous l'hypothèse classique de sphéricité de la matrice de variance des erreurs) est de 4%. Cela dit, il est évident que le modèle est mal spécifié (en raison d'une forte autocorrélation des erreurs). La correction des tests qui résulte de la prise en compte de l'autocorrélation des erreurs ne conduit cependant pas à changer les résultats. Le résultat de significativité de la pente est robuste.

²⁵ La p-value de la pente est négligeable (inférieure à 0,0001), attestant de la significativité du paramètre estimé. Cela dit, les mêmes remarques peuvent être faites que sur le modèle précédent : le modèle est mal spécifié (en raison notamment d'une forte autocorrélation des erreurs), mais les résultats des tests sont robustes. La variable explicative retardée n'est pas significative lorsqu'on l'ajoute en régresseur supplémentaire.

le montre clairement le graphique 5. Même s'il peut y avoir des cycles dans le cycle, l'excès de crédit et d'endettement est un processus long qui prend visiblement plusieurs décennies, et dont les bulles spéculatives ne semblent être que des manifestations tardives. Comme on le voit sur le graphique 5, les bulles apparaissent au sommet des cycles, et il est sans doute déjà trop tard pour corriger la trajectoire en douceur lorsque la partie émergée de l'iceberg apparaît.

Graphique 7. Régression du prix réel des actions françaises sur le taux de marge



Le nuage de points représente les données annuelles de q_t (en abscisse) et de $p_t = \frac{P_{kt}}{P_t}$ (en ordonnée).

Sources : voir les graphiques 3 (pour q_t) et 4 (pour p_t).

Section conclusive

Des cycles financiers longs, s'étalant sur plusieurs décennies, caractérisent l'évolution du prix des actions françaises. Contrairement à ce que suggérerait une théorie générale de l'équilibre des marchés, il semble difficile de cataloguer ces cycles financiers dans la catégorie des variations cycliques d'équilibre. Même si les variables fondamentales ont un effet significatif incontestable sur le cycle, leurs fluctuations n'expliquent pas la moitié des variations du prix réel du capital, lequel montre une volatilité excessive. Ces cycles financiers sont surtout la manifestation de déséquilibres durables, liés à une expansion inadaptée du crédit et de l'endettement. La question se pose alors de savoir ce qui peut permettre que d'importants déséquilibres subsistent sur des périodes qui se mesurent en décennies. Les agents sont-ils irrationnels à ce point, cédant à l'euphorie en certaines périodes, à la panique en d'autres, en tout cas versant toujours dans l'exagération ? Ou existe-t-il des mécanismes déséquilibrant qui produisent une volatilité excessive en dépit de la rationalité individuelle des agents ?

Répondre par l'affirmative à la seconde question paraît ouvrir des portes quand la réponse affirmative à la première paraît au contraire les fermer. Deux raisons essentielles, assez peu documentées dans la littérature financière, sont susceptibles d'expliquer de façon plausible

que des déséquilibres durables peuvent naître, subsister et s'amplifier sur les marchés de capitaux.

La première explication tient à l'existence d'un risque statistique. Non seulement les agents sont-ils dans un environnement aléatoire, dit risqué au sens traditionnel du terme, mais aussi font-ils face à une incertitude sur la valeur des paramètres qui régissent cet environnement risqué. Le degré d'incertitude dans lequel les agents sont plongés est supérieur à celui d'une simple situation de risque. L'introduction du risque statistique dans des modèles d'équilibre est un sujet de recherche déjà exploré (notamment par les économistes monétaires). Mais introduire le risque statistique dans un modèle de déséquilibre est une autre problématique, et conduit à d'autres conclusions. En particulier, il apparaît alors que le déséquilibre est déséquilibrant.

Pour le comprendre, envisageons un modèle sans risque statistique. Dans un tel modèle, où les valeurs véritables des paramètres de l'économie sont connues de tous, le déséquilibre n'est pas durable. Car tout le monde peut calculer les prix théoriques, sans risque d'erreur, et observer les éventuelles distorsions entre prix affichés et prix théoriques. Dans un monde où l'on sait que tout le monde sait qu'une action vaut 100 euros, la manifestation d'un écart durable et croissant par rapport à 100 du prix affiché n'est pas vraisemblable. Mais envisageons à présent que les paramètres du modèle soient inconnus de tous. C'est bien le cas dans la réalité du prix naturel du capital, dont on a vu notre incapacité à l'estimer précisément. Dans cette situation, même si le prix théorique d'une action est 100, tout le monde l'ignore, chacun ne disposant que d'une estimation de ce prix. En cas de choc sur le processus, du à une cause déséquilibrante quelconque, la variance du prix de l'action augmente, et l'intervalle de confiance du prix théorique estimé aussi. En se dilatant, l'intervalle de confiance rend compatible avec l'équilibre un intervalle de prix théorique de plus en plus large, et de plus en plus éloigné de 100. Plus le déséquilibre augmente, et plus, du fait de l'incertitude statistique qu'il génère, il trouve facilement à se cacher dans des intervalles de confiance de plus en plus larges. D'un point de vue statistique, le déséquilibre augmente le risque d'erreur lié à l'estimation. La valeur fondamentale devient de plus en plus floue, joue de plus en plus difficilement son rôle d'ancrage, de phare, et les investisseurs peuvent de plus en plus difficilement s'y fier.

Le déséquilibre est déséquilibrant, sitôt que l'on admet l'existence d'un risque statistique. Mais si ce risque statistique explique la capacité du déséquilibre à s'amplifier, il n'explique pas les raisons de sa genèse, qui sont à chercher ailleurs. Une explication plausible, compatible avec l'observation des agents financiers dans leur pratique, tient à l'instabilité de leurs préférences. Ce type de modélisation nous rapproche, par ses aboutissants, des auteurs attachés à la description d'un comportement irrationnel des agents, mais sans pour autant renier l'axiomatique de rationalité orthodoxe. Le principe est le suivant : le coefficient d'actualisation réel i_t est posé constant dans notre analyse, car il se réfère à des paramètres comportementaux supposés stables. La fonction de préférence intertemporelle des agents n'est pas censée se déformer dans le temps. Un modèle comportemental plus général peut tenir compte d'une dépendance des préférences des agents à l'état de la nature. Lorsque certaines variables d'état se modifient, les paramètres comportementaux se modifient à leur suite, et les agents font des choix qui peuvent paraître irrationnels, au regard de la forme de leur fonction de préférence en un point antérieur du temps, mais qui pourtant sont parfaitement optimaux compte tenu des modifications que cette dernière a subies. Par exemple, il n'est pas aberrant de supposer que la sensibilité des agents au risque peut dépendre du risque perçu. En période de calme, la sensibilité des agents s'érousse, et n'accordent qu'une moindre attention à un même niveau de risque. Lorsque le risque financier diminue, cette baisse s'accompagne d'une diminution de la prime demandée pour une unité de risque (et donc d'une hausse des prix). Inversement, lorsque le risque augmente, la sensibilité des agents se réveille et vient

démultiplier l'effet d'une hausse du risque. Dans ce type de modèle, la volatilité globale des marchés peut servir de variable d'état affectant les paramètres comportementaux des agents rationnels. Dans une veine plus keynésienne, le même type de schéma vis-à-vis des préférences pour la liquidité peut-être construit.

Une telle modélisation induit de la part des agents des réactions qui peuvent paraître exagérés, pour qui les regarde en un point du temps avec une fonction de préférence aux paramètres donnés. On pourrait facilement proposer sur cette base une évaluation des prix qui tienne compte du caractère dépendant des préférences des agents, avec des coefficients d'actualisation variables qui permettraient un bien meilleur ajustement du modèle aux données. Le modèle aurait par ailleurs l'avantage de pouvoir expliquer simplement les retournements de marché, les paramètres comportementaux possédant des valeurs planchers ou plafonds. Ainsi, si le marché boursier grimpe toujours et que les agents perdent peu à peu leur sensibilité au risque, cette baisse de sensibilité leur fait réclamer à l'équilibre une prime de risque qui va en diminuant, ce qui nourrit le processus de hausse. Mais il arrive un moment où ce processus auto-entretenu prend fin dans la mesure où la sensibilité au risque a atteint sa valeur minimum et que la prime de risque est quasi-nulle. A ce stade, le processus auto-entretenu de hausse étant arrivé à son maximum, un choc réel négatif peut tout à fait faire dévaler en sens inverse la pente des prix au marché, le modèle fonctionnant de façon symétrique dans l'autre sens.

Les agents possèdent ainsi des fonctions de préférence de court terme, dépendant de l'état de la nature, à opposer aux fonctions de préférence de long terme, où les variables d'état prennent leurs valeurs de long terme. Une théorie normative des prix des actifs doit bien entendu se référer à cette seule dernière fonction de préférence de long terme, car c'est elle seule qui décrit le prix que les actifs devraient afficher en l'absence de tout déséquilibre. C'est la raison pour laquelle le modèle avec des coefficients d'actualisation constants est le bon modèle de référence, même s'il produit un ajustement statistique de piètre qualité. Evaluer les actifs en ratifiant les changements de valeurs des paramètres comportementaux est dangereux pour la stabilité financière, car c'est faire le jeu de la procyclicalité.

Les marchés financiers sont ainsi soumis à des mécanismes déstabilisateurs puissants, qui expliquent que l'expansion du crédit et l'endettement peuvent continuer d'alimenter la hausse des cours, alors même que le marché est au-delà de son niveau d'équilibre de long terme. S'il existe des mécanismes stabilisateurs endogènes, ceux-ci sont impuissants face à la force des mécanismes déséquilibrants. Ainsi en est-il du rééquilibrage par le taux de marge, posé dans notre modèle comme une variable exogène. Dans la réalité, les choses sont plus complexes. Si le prix observé du capital devient excessif, l'enrichissement patrimonial des détenteurs des biens capitaux peut susciter le durcissement du conflit entre travailleurs et propriétaires des biens capitaux. Les travailleurs peuvent réclamer leur part du gain, et faire basculer à leur avantage le partage de la valeur ajoutée. La baisse endogène du taux de marge permet alors de limiter la hausse excessive du prix des actifs. Inversement, si le patrimoine est insuffisamment évalué, le partage de la valeur ajoutée sera plus âprement disputé par les détenteurs des biens capitaux. Le taux de marge a alors tendance à augmenter, ralentissant la baisse du prix réel du capital. Mais cet effet stabilisateur endogène ne semble pas suffisamment puissant pour faire oublier le besoin d'un stabilisateur exogène. L'action d'un superviseur financier serait à cet égard bienvenue, même si elle ne prend que la forme que d'un simple *monitoring* des marchés financiers. Compte tenu de la masse phénoménale des travaux statistiques produits par les économistes des institutions monétaires et financières, nationales et internationales, il est étonnant de constater la faible importance de ceux-ci consacrés à l'évaluation financière normative. Il ne paraît pas impossible de faire publier régulièrement par des experts accrédités des indicateurs sur l'écart du marché à un prix de référence. De telles informations, si elles

étaient jugées crédibles par le marché, auraient l'avantage de faire converger les anticipations, et sans doute de réduire un peu cette excessive volatilité des prix des actifs.

REFERENCES

- AGLIETTA M. [2008], *Macroéconomie financière*, La Découverte, Paris.
- ARTUS P. [2001], *Politique monétaire*, Economica, Paris.
- ASKENAZY P. [2003], « Partage de la valeur ajoutée et rentabilité du capital : une réévaluation », *Economie et Statistique*, 363-364-365, 167-189.
- ASKENAZY P. [2007], « Vers une théorie du partage de la valeur ajoutée », *Actes du 11^{ème} colloque de l'Association de comptabilité nationale, Insee Méthodes*, 118, 161-170.
- CETTE G. et SYLVAIN A. [2001], « Partage primaire du revenu et rendement du capital : quelques repères empiriques pour plusieurs grands pays industrialisés », *Bulletin de la Banque de France*, 93, septembre, 73-89.
- CLEVELAND [1979]
- DENISON E.F. [1974], *Accounting for United States Economic Growth, 1929-1969*, The Brookings Institutions, Washington D.C.
- DUBOIS P. [1985], « Ruptures de croissance et progrès technique », *Economie et statistique*, 181, octobre, 3-31.
- GALBRAITH J.K. [1989], *La crise économique de 1929 : anatomie d'une catastrophe financière*, Payot, Paris.
- GALBRAITH J.K. [1992], *Brève histoire de l'euphorie financière*, Editions du Seuil, Paris.
- JORGENSEN D.W., GOLLOP F.M. et FRAUMENI B.M. [1987], *Productivity and U.S. Economic Growth*, Harvard University Press, Cambridge MA.
- KALDOR N. [1963], « Capital accumulation and economic growth », in F.A. Lutz et D.C. Hague (éditeurs), *Proceedings of a Conference Held by the International Economics Association*, Macmillan, Londres.
- KINDLEBERGER C.P. [1978], *Manias, Panics, and Crashes: History of Financial Crises*, MacMillan, Basingstone.
- MADDISON A. [1995], *L'économie mondiale 1820-1992, Analyse et statistiques*, OCDE, Paris.
- OCDE [2006], *OECD Compendium of Productivity Indicators*, OCDE.
- PHILLIPS P.C.B. et PERRON P. [1988], « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », *Biometrika*, 75, 335-436.
- POLLIN J.-P. [2005], « Théorie de la politique monétaire : esquisses d'une refondation », *Revue économique*, 56 (3), 507-539.
- PRIGENT C. [1999], « La part des salaires dans la valeur ajoutée en France : une approche macroéconomique », *Economie et statistique*, 323, 3, 73-94.
- SHILLER R. [1981] « Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? », *American Economic Review*, 7, 421-436.
- SYLVAIN A. [2001], « Rentabilité et profitabilité du capital : le cas de 6 pays industrialisés », *Economie et Statistique*, 341-342, 1/2, 129-152.
- SYLVAIN A. [2007], « Partage de la valeur ajoutée : éléments descriptifs et comparaisons internationales », *Actes du 11^{ème} colloque de l'Association de comptabilité nationale, Insee Méthodes*, 118, 171-207.
- TIMBEAU X. [2002], « Le partage de la valeur ajoutée en France », *Revue de l'OFCE*, 80, 63-85.
- WILLIAMS J.B. [1938], *The Theory of Investment Value*, Harvard University Press, Cambridge.