



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 208

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-89991-1

Document de recherche

**Direction des études analytiques
Documents de recherche**

Les anticipations concernant l'investissement sont-elles rationnelles?

par Chetan Dave

Division de l'investissement et du stock de capital
9^e étage Immeuble Jean Talon, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Toutes les opinions émises par l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Les anticipations concernant l'investissement sont-elles rationnelles?

par

Chetan Dave

11F0019MIF N° 208
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-89991-1

Division de l'investissement et du stock de capital
Statistique Canada
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
et
Department of Economics
University of Pittsburgh

Comment obtenir d'autres renseignements:

Service national de renseignements: 1 800 263-1136

Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Décembre 2004

Je remercie Miles Corak, John Foley, Peter Koumanakos et Philip Smith, de Statistique Canada, d'avoir appuyé ces travaux de recherche, qui ont été exécutés dans le cadre du programme d'allocation de recherche de doctorat de Statistique Canada. Je suis également reconnaissant aux professeurs David N. DeJong et Jean-Francois Richard de leur encadrement et de leurs encouragements. Je tiens enfin à remercier Scott J. Dressler, George-Levi Gayle, Steven F. Lehrer, Robert Petrunia et les participants au séminaire de Statistique Canada pour les discussions constructives et les commentaires utiles. Comme prévu, toute erreur persistante m'est imputable et les commentaires sont les bienvenus.

Le présent document représente les vues de l'auteur et ne reflète pas forcément les opinions de Statistique Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2004

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Also available in English

Table des matières

1. Introduction	5
1.1 Pertinence des anticipations des fabricants.....	7
1.2 Problèmes économétriques liés aux données sur le secteur de la fabrication.....	7
2. Les données	9
2.1 Méthodes d'échantillonnage et calendrier des enquêtes.....	10
2.2 Épuration des données	11
2.3 Questions posées et propriétés des données	11
2.4 Les corrélations entre les échantillons sont-elles suffisantes?.....	12
3. Vérification des mécanismes de formation des anticipations	13
3.1 Hypothèse des anticipations adaptatives	13
3.2 Hypothèse des anticipations rationnelles et hypothèse des anticipations efficaces.....	14
3.2.1 Hypothèse des anticipation rationnelles	14
3.2.2 Hypothèse des anticipation efficaces et variation de taille	15
4. Estimation et résultats	16
4.1 Estimation de modèles dynamiques de panel.....	16
4.2 Résultats des estimations	17
5. Conclusion	18
Annexes –Tableaux et figures	19
Bibliographie	24

Résumé

La question de savoir si les agents formulent des anticipations rationnelles par rapport à des variables ou s'ils commettent plutôt des erreurs systématiques de jugement a fait l'objet de nombreux débats. Dans le présent document, on estime des modèles pour des données d'enquête au niveau de l'établissement afin de tester la rationalité dans les cas où les établissements manufacturiers ont déclaré des anticipations quant à leurs dépenses en immobilisations. L'utilisation de telles données a l'avantage de permettre de tester la rationalité sur des marchés où les agents ne connaissent pas nécessairement les anticipations des autres, si bien que le risque d'avoir des prévisions irrationnelles formulées à dessein pour des raisons stratégiques est réduit au minimum. Les estimations statistiques et les résultats des tests donnent à penser que les anticipations peuvent en effet être rationnelles selon la taille de l'établissement. Autrement dit, plus un établissement est de grande taille, plus il peut consacrer de ressources à la prévision de ses besoins futurs. Ainsi, les résultats statistiques dans le présent document viennent valider, pour la première fois, une catégorie d'hypothèses de la littérature macroéconomique.

Mots-clés : anticipations rationnelles, anticipations adaptatives, estimation de panel dynamique.

JEL : D21, D84, C51

1. Introduction

En tant que méthode de résolution des modèles stochastiques dynamiques d'équilibre général, les anticipations rationnelles représentent une hypothèse comportementale fréquemment contestée de la macroéconomie moderne¹. Tant à titre de méthode de résolution que d'opinion fondamentale du constructeur de modèles, l'hypothèse des anticipations rationnelles (HAR) est également difficile à évaluer économétriquement. Pour ce faire, les chercheurs ont examiné des données à grande diffusion provenant des marchés financiers pour tester non seulement la validité de la HAR², mais aussi pour déterminer si l'erreur systématique de prévision peut être rationalisée en s'appuyant sur les théories des interactions stratégiques ou bien, sur des données psychologiques sur des biais cognitifs³. Comme il faut s'y attendre, il est difficile d'établir catégoriquement s'il existe ou non des erreurs systématiques de prévision et si leur importance est telle que la validité des modèles modernes de politiques qui se fondent sur la HAR doivent être fondamentalement mis en doute. Keane et Runkle (1998) dégagent des preuves solides à l'appui de la HAR dans le cas des pronostiqueurs professionnels du bénéfice par action et citent des publications antérieures suggérant le contraire (p. ex., Abarbanell, (1991); Abarbanell et Bernard, (1992) et DeBondt et Thaler, (1985)).

Sur les marchés financiers, il semble raisonnable de supposer que les agents suivent les préceptes des anticipations rationnelles, qu'ils ne commettent pas d'erreurs prévisibles de prédiction sans justification. Le fait que les décisions des participants au marché, comme les pronostiqueurs professionnels, peuvent être observées par les membres du public peut être une cause supplémentaire de l'absence d'erreurs prévisionnelles observées. Cependant, il est difficile d'imaginer que les mêmes pressions s'exercent sur les agents des branches d'activité qui ne vendent pas nécessairement des prévisions sur un marché concurrentiel, mais qui forment néanmoins des anticipations à des fins de gestion interne. Compte tenu des études économétriques visant à éprouver la rationalité des prévisions sur les marchés financiers déjà publiées, il serait prudent de chercher à établir si les participants aux activités « réelles » commettent ou non des erreurs systématiques d'anticipation. Le présent document décrit ce genre d'études pour les établissements formant le secteur canadien de la fabrication.

Le rôle central réservé aux théories sur la formation des anticipations dans la littérature macroéconomique, remonte pratiquement à l'époque où les spécialistes du domaine ont cherché à générer des cycles économiques dans des environnements stochastiques. Partant du principe que les hypothèses relatives à la formation des anticipations sont vérifiables, ces spécialistes ont réalisé plusieurs analyses empiriques de grande envergure portant sur des données chronologiques et des données de panel agrégées. Il importe de préciser ici le sens exact donné à l'hypothèse des anticipations rationnelles, puisqu'elle joue divers rôles dans la résolution des modèles économiques stochastiques dynamiques. La majorité des auteurs testent la HAR sous la forme de *rationalité des prévisions* en tant qu'élément distinct de la procédure bayésienne implicite de mise à jour qui engendre un tel comportement. Plus précisément, un grand nombre

¹ Voir Lovell (1986) et Keane et Runkle (1990) pour une synthèse des arguments et des problèmes décrit dans les publications sur le sujet.

² Ici, la HAR s'entend de la rationalité prévisionnelle selon Muth (1961).

³ Voir Ehrbeck et Waldmann (1996) pour des explications des erreurs prévisionnelles systématiques sur les marchés financiers axées sur les agents par opposition au comportement.

d'auteurs qui s'intéressent au comportement sur les marchés financiers⁴ ont constaté que les analystes financiers peuvent surréagir (sous-réagir) à l'information d'une manière qui ne concorde avec les prédictions de la HAR. Ces résultats sont fondés en grande partie sur des régressions par les moindres carrés des prévisions sur les réalisations pour diverses variables. Cependant, ces études ont omis de modéliser les ensembles d'information des pronostiqueurs professionnels qui sous-entendent que les méthodes de régression par les moindres carrés sont biaisées en faveur du rejet de la HAR ou de son acceptation erronée. Keane et Runkle, (1990, 1998) ont reconnu la nature des corrélations croisées inhérentes aux erreurs prévisionnelles résultant d'hypothèses plausibles quant à l'information partagée par les pronostiqueurs, la période de référence des données et d'autres propriétés de celle-ci. Au moyen de la méthode généralisée des moments, Keane et Runkle (1990, 1998) ont intégré les propriétés des données dans les modèles, puis ont testé la HAR et conclu, ce qui n'est pas si surprenant, que cette hypothèse de rationalité est vérifiée.

Dans une analyse récente, Bonham et Cohen (2001) étudient plus en profondeur les fondements économétriques des tests réalisés par Keane et Runkle (1990). Ils cherchent surtout à déterminer dans quelle mesure des méthodes regroupées d'estimation (pour lesquelles les structures de covariance sont définies correctement) permettent de tester la rationalité des données des pronostiqueurs professionnels. Ils soutiennent que la *microhomogénéité*, telle que la définit Zellner (1962), est un facteur important à considérer lors de la vérification de la rationalité, compte tenu surtout de l'intégration des données chronologiques agrégées prévues dans le cadre de l'Enquête sur les pronostiqueurs professionnels. Leurs résultats indiquent que l'hypothèse de microhomogénéité n'est pas nécessairement valide et ils concluent que

« Puisque les anticipations rationnelles individuelles sous-entendent la microhomogénéité du panel, le rejet de cette microhomogénéité sous-entend un certain degré d'erreurs systématiques dans les prévisions du panel. » [Traduction]

En outre, les tests portant sur des pronostiqueurs individuels aboutissent au rejet de l'hypothèse de rationalité pour une gamme étendue de spécifications. Par conséquent, les résultats de Keane et Runkle (1998) sont suspects, puisque les tests de la microhomogénéité ne sont pas fournis. Il importe de souligner que cette école de recherche, de Zarnowitz (1985) à Bonham et Cohen (2001), est fondée sur l'évaluation de la rationalité des agents qui, ensemble, prédisent la même variable *publique*. Les données de panel utilisées dans la présente étude diffèrent fondamentalement de celles employées dans les études de ce genre, car elles ont trait aux agents qui déclarent des prévisions pour des variables *privées*. De surcroît, alors que les études des marchés financiers et d'autres se concentrent sur des agents dont les anticipations et les réalisations peuvent être observées clairement par les autres, les données recueillies sur les établissements manufacturiers utilisées ici ne sont pas de cette forme. Par conséquent, les corrélations croisées des erreurs prévisionnelles résultant de ce que tout pronostiqueur sait au sujet d'un autre ne s'appliquent pas nécessairement aux données analysées plus loin, ce qui

⁴ Barberis et al. (1998) donnent une analyse et une revue de l'heuristique comportementale qui pourrait jouer sur les marchés financiers.

justifie d'une certaine façon le recours à des méthodes économétriques standards. Cependant, ces anticipations sont «réelles» en ce sens que l'agent a un intérêt économique à les former et à les déclarer. Les données sont celles recueillies auprès des établissements manufacturiers dans le cadre de l'Enquête sur les dépenses en immobilisations (dépenses réelles et prévisions)⁵ qui demande aux entreprises de fournir les renseignements qu'elles possèdent aux fins de la prise de décisions internes. Par conséquent, l'établissement des équations d'estimation pertinentes diffère de celui décrit à l'heure actuelle dans la littérature. En particulier, ces données ne sont pas des prévisions «ponctuelles», mais des plans d'activité mûrement réfléchis qui représentent l'objet modélisé par la HAR. La suite de la section est consacrée à l'établissement de la pertinence des anticipations d'investissement des fabricants et à la description de la question économétrique principale qui fournit un test idéal de la rationalité, des anticipations adaptatives et de toute autre théorie de formation des anticipations⁶.

1.1 Pertinence des anticipations des fabricants

L'hypothèse des anticipations rationnelles (HAR) est une hypothèse comportementale qui a été défendue vigoureusement dans la littérature sur l'apprentissage comme étant une méthode «raisonnable» permettant de faire un choix entre les multiples équilibres et le comportement limitant des agents qui apprennent⁷. En ce sens, les modèles agrégés qui ne s'appuient pas sur la HAR sous une forme ou une autre sont rares en macroéconomie moderne. Il semble que d'autres hypothèses concernant les anticipations prônées par les tenants de l'économie comportementale⁸ n'ont pas été intégrées dans les modèles classiques. Ce manque d'intérêt est en grande partie la conséquence des résultats empiriques agrégés étonnamment robustes, comme ceux de Kydland et Prescott (1982), et de la difficulté qu'il y a à énoncer formellement des préceptes psychologiques à suivre dans les modèles économiques. Cependant, s'il est possible de rejeter l'hypothèse de rationalité en analysant les données de panel sur les établissements manufacturiers qui représentent une classe plus importante d'agents économiques que les pronostiqueurs professionnels, il existera un fondement empirique solide pour la reformulation des hypothèses fondamentales qui sous-tendent les modèles macroéconomiques. La pertinence des anticipations dans le secteur de la fabrication est par conséquent évidente. Les données ont trait à des agents qui ont intérêt à former et à déclarer des anticipations en réponse à des questions non qualitatives. Elles proviennent d'une catégorie nettement plus importante d'agents que les professionnels qui vendent leurs prévisions et, les établissements de fabrication sont souvent les objets centraux de la modélisation des théories modernes sur les cycles économiques.

1.2 Problèmes économétriques liés aux données sur le secteur de la fabrication

Étant donné la pertinence des anticipations des fabricants concernant les dépenses en immobilisations, la nature exacte des données d'enquête détermine la mesure dans laquelle l'hypothèse de rationalité peut être testée. La question économétrique principale est de savoir à

⁵ Cette enquête est réalisée par la Division de l'investissement et du stock de capital de Statistique Canada afin de produire des séries chronologiques agrégées, comme celles sur l'investissement et le stock de capital.

⁶ Dans l'analyse sous forme réduite qui suit, il est important de noter que le test de la HAR auquel on procède est faible, car il est dépourvu de modèle structurel.

⁷ Voir Lucas (1986) pour une défense particulièrement vigoureuse de la rationalité dans les modèles économiques.

⁸ Voir Rabin (1998) pour une enquête et Thaler (2000) pour une opinion sur les autres hypothèses de formation des anticipations relevant de l'économie comportementale.

quel point les estimations des équations de « forme réduite » reliant les anticipations aux réalisations sont utiles pour tester la rationalité.

Les dépenses en immobilisations sont engagées du-moins on le présume, afin d'atteindre un niveau optimal de stock de capital, compte tenu des coûts d'ajustement. Si l'on formule, disons, un modèle d'ajustement partiel du stock de capital, un test de rationalité devient un test combiné du modèle économique et du mécanisme de formation des anticipations. Puisque les données sont annuelles et ne présentent donc pas de bonds importants de dépenses en immobilisations comparativement à la production au niveau de l'établissement, il ne convient pas d'utiliser un modèle à changement de seuil tel que le sous-entendent les coûts fixes d'ajustement⁹. Malheureusement, les données sur le stock de capital ne sont pas disponibles au niveau de l'établissement, ce qui complique encore davantage le test de la rationalité¹⁰. Dans les études de la rationalité des prévisions sur les marchés financiers, la question de savoir si l'on teste l'hypothèse de formation des anticipations ou le modèle économique n'entre pas en ligne de compte. Cette question n'a également aucune pertinence pour les données utilisées ici pour deux raisons importantes, même s'il y a ajustement partiel. Premièrement, l'analyse de la forme réduite réalisée sur les données de panel recueillies pour le secteur de la fabrication est appuyée par l'interprétation littérale de la déclaration suivante faite par Lovell (1986),

« Je suis personnellement d'avis que le champ approprié de la recherche empirique ne devrait pas être délimité en fonction de la dichotomie entre les hypothèses et les prédictions. J'estime que la vérification directe de l'hypothèse des anticipations rationnelles est une activité appropriée et valable. L'affirmation qu'une théorie repose sur des fondements microéconomiques solides demande davantage que l'élaboration de propositions en partant de l'hypothèse que les agents économiques maximisent, aussi esthétiquement attrayant que puisse être ce genre d'élaboration. Une théorie prétendument appuyée sur des fondements microéconomiques devrait résister à la vérification empirique au niveau de l'unité individuelle de prise de décision. Dans la mesure où les données d'enquête appuient l'hypothèse des anticipations rationnelles, les résultats obtenus sous cette hypothèse, les théorèmes d'impossibilité en matière de politique, et ainsi de suite, seront plus intéressants et mériteront qu'on leur accorde une plus grande attention. »
[TRADUCTION]

⁹ Bien qu'on puisse imaginer que des effets de seuil, comme ceux examinés par Hamermesh (1989, 1992), tiennent dans le cas de microdonnées à haute fréquence sur les dépenses en immobilisations, les données utilisées ici ne sont pas de cette forme. Pour chaque établissement, la courbe en fonction du temps des livraisons et des dépenses en immobilisations réalisées, montre que les dépenses en immobilisations fluctuent avec la production. Si le niveau de ces dépenses demeurerait relativement constant au fil du temps, sauf durant les périodes de variations importantes des livraisons, les effets de seuil des modifications des dépenses projetées en immobilisations seraient pertinents. Ils le sont vraisemblablement dans le cas des microdonnées à haute fréquence. Puisque les données utilisées ici sont annuelles et agrégées sur l'ensemble des projets d'investissement de chaque établissement, elles font abstraction des considérations concernant les seuils.

¹⁰ Les estimations du stock de capital pourraient être calculées au niveau de l'établissement, si l'on dispose des données de l'établissement sur la valeur comptable initiale des biens physiques, mais les enquêtes sur lesquelles se fonde le présent document ne sont pas conçues pour recueillir ce genre d'information.

Deuxièmement, il faut considérer le problème très pertinent de l'identification économétrique. Plus simplement, si le processus réel de génération des données a pour moteur, disons, un ajustement partiel, alors les dépenses en immobilisations refléteront clairement ce fait. Cependant les anticipations déclarées ne le feront pas, puisque les anticipations une étape à l'avance relatives à l'investissement ne seront pas reliées au niveau des dépenses engagées durant la période antérieure. Dans les modèles dynamiques de demande portant sur les facteurs, l'investissement sert à assurer le rattrapage jusqu'au niveau souhaité de stock de capital. Dans un environnement incertain les entreprises formeront des attentes quant au futur niveau d'investissement. Toute analyse dynamique de la demande de facteurs de production montrera que les anticipations courantes d'investissement ne sont pas économiquement reliées aux anticipations antérieures d'investissement et, par conséquent, les coefficients des régressions des anticipations courantes sur les réalisations et sur les anticipations passées ne seront pas déterminés par les effets économiques et représenteront des réponses purement informationnelles.

Étant donné cette motivation de la vérification de la HAR sur d'autres marchés que les marchés financiers, le présent document donne des preuves économétriques à la section 4, après une discussion des données au niveau de l'établissement et de leurs propriétés à la section 2 et des modèles à la section 3. Les conclusions sont présentées à la section 5, de même que le résumé des principaux résultats de l'analyse décrites dans le document, à savoir que, selon l'estimation des équations standards, on ne peut inférer la rationalité des anticipations. Cependant, le fait de tenir compte de la variation de taille des établissements, ce qui rend une erreur commise par un petit établissement fondamentalement différente de celle commise par un grand établissement, mène à l'acceptation nette de la rationalité et au rejet net de l'hypothèse des anticipations adaptatives.

2. Les données

La Division de l'investissement et du stock de capital de Statistique Canada est chargée de produire des statistiques agrégées aux niveaux de la branche d'activité et de l'économie dans son ensemble sur les stocks de capital physique, l'investissement et l'utilisation de la capacité de production ainsi que les indices des prix connexes. Pour cela, la Division réalise auprès des entreprises de toutes les branches d'activité une enquête sur les dépenses réelles et anticipées en immobilisations appelée Enquête sur les dépenses en immobilisations (CAPEX). Comme le présent document se concentre sur le secteur de la fabrication, seuls les enregistrements correspondant à ce secteur ont été sélectionnés pour l'analyse.

Dans le cadre de son mandat, la Division de la fabrication, de la construction et de l'énergie de Statistique Canada produit des statistiques agrégées aux niveaux de la branche d'activité et de l'ensemble de l'économie sur les dépenses au titre de tous les autres facteurs de production que le capital. De nouveau, seuls les enregistrements rentrant dans la catégorie du secteur global de la fabrication ont été sélectionnés pour l'analyse. L'enquête pertinente, nommée Enquête annuelle des manufactures (EAM), fournit des données sur, entre autres variables, les dépenses au titre des facteurs de production et les livraisons des entreprises.

La présente section décrit les méthodes d'échantillonnage employées pour les enquêtes susmentionnées, les variables pour lesquelles des données sont recueillies aux fins de l'analyse, la façon dont les données ont été épurées et, enfin, les résultats de l'appariement des données d'enquête au fil du temps. L'objectif était d'obtenir un panel permettant de suivre au fil du temps les *établissements manufacturiers en exploitation*.

2.1 Méthodes d'échantillonnage et calendrier des enquêtes

Pour chaque échantillon annuel, l'Enquête sur les dépenses en immobilisations (CAPEX) comprend deux volets distincts. Vient d'abord le volet des « données réelles » destiné à recueillir des renseignements sur les dépenses en immobilisations et en réparations (y compris les coûts d'entretien) visant les bâtiments, ainsi que le matériel et l'outillage pour l'exercice venant de se terminer. Vient ensuite le volet des « prévisions » destiné à recueillir les mêmes renseignements que le volet des données réelles, à part le fait qu'il comporte un module sur les anticipations. Autrement dit, on demande aux entreprises de déclarer leurs dépenses anticipées en immobilisations pour l'année à venir. Le moment où ont lieu les deux volets de l'enquête est important, car il définit le genre d'information dont disposent les entreprises au moment où elles forment leurs anticipations. La figure 1 illustre les volets de la CAPEX et, comme le montre l'échelle de temps, il existe un certain chevauchement. Cependant, au moment où les entreprises déclarent leurs anticipations pour la période à venir, leur exercice est terminé depuis un certain temps, ce qui sous-entend que les deux phases représentent une approximation grossière des anticipations une étape à l'avance.

Pour les données existantes, pour chaque année civile, des échantillons d'entreprises sont sélectionnés à partir d'une population conceptuellement stratifiée représentant l'univers d'inclusion dans le champ de la CAPEX et de l'EAM. Un échantillon est tiré pour chaque enquête en fonction des branches d'activité et des régions géographiques, indépendamment de la variable de revenu brut d'entreprise figurant dans l'état des résultats. L'EAM, qui est réalisée une fois par an, demande aux entreprises de fournir des renseignements sur leurs dépenses au titre des facteurs de production et sur leurs livraisons de produits pour l'exercice qui vient de se terminer. En outre, la méthode générale d'échantillonnage s'appuie sur certains identificateurs qui correspondent à des concepts distincts d'unité de mesure. Pour l'EAM, on utilise un identificateur appelé numéro d'identification du répondant (ou numéro RSN) et pour la CAPEX, on utilise l'identificateur universel (UID). Le RSN est un identificateur plus précis en ce sens qu'il tient compte des branches d'activité¹¹ et d'un niveau plus fin de classification géographique que l'IUD, qui est un indicateur plus général. Conséquemment, plusieurs RSN correspondent à un seul IUD. Puisque ce dernier était le seul identificateur disponible pour toutes les enquêtes, il a été choisi pour établir la correspondance entre les données transversales au fil du temps.

La cohérence des méthodes d'échantillonnage au cours du temps est un aspect important dont il faut tenir compte dans la création de données de panel. Jusqu'en 1992, les échantillons de la CAPEX étaient généralement statiques (à part les corrections occasionnelles pour tenir compte des nouvelles entreprises et des entreprises disparues), puis ils sont devenus dynamiques et

¹¹ Veuillez noter qu'il n'est pas précisé de quel système de classification il s'agit (Classification type des industries (CTI) de 1970 ou 1980 ou Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN)), puisque ces systèmes varient selon l'année de référence considérée.

caractérisés par un roulement important des entreprises par la suite. La diminution importante du taux d'appariement à partir de 1993 témoigne de cette situation et, puisque la perte d'unités n'était pas due à l'échec des entreprises, mais à une modification des méthodes d'enquête (concernant tant l'échantillonnage que la définition de l'unité observée), les données transversales ont été épurées au moyen de variables de catégorie provenant des deux enquêtes pour la période allant de 1986 à 1992 avant la création du panel.

2.2 Épuration des données

La CAPEX a fourni des données sur les nouveaux achats de matériel et sur les dépenses en réparations (y_{it}) pour $j \in J$ établissements (y_{it}^e). Nous n'avons pas tenu compte des dépenses en bâtiments, car nous avons besoin d'une variable pour laquelle les anticipations une étape à l'avance étaient raisonnables. Étant donné la nature indivisible des investissements agrégés dans les bâtiments, les dépenses en immobilisations au titre des bâtiments ne correspondraient pas bien à cette catégorie. La CAPEX a aussi fourni des variables nominales qui ont servi à épurer les données. Ces variables de catégories indiquant si l'unité pouvait être considérée comme étant ou non en exploitation, si elle avait été amalgamée sous un autre identificateur ... etc. En fait, les unités conformes au concept d'établissement manufacturier ont été retenues aussi longtemps qu'elles sont demeurées en exploitation, tel que le définit Statistique Canada. L'EAM a fourni des données sur la valeur des livraisons des établissements manufacturiers (Z_{it}), mesure de la production servant à calculer le produit intérieur brut au coût des facteurs, ainsi que des variables de catégorie utilisées afin de respecter autant que possible le concept d'établissement manufacturier. Sommairement, des données sur trois variables (en plus des variables nominales) ont été tirées de la CAPEX et celles sur une variable ont été tirées de l'EAM, une fois l'épuration terminée. En outre, la totalisation du nombre d'unités incluses dans divers secteurs ou grands groupes des classifications à deux chiffres indique que ces catégories étaient bien représentées.

2.3 Questions posées et propriétés des données

Il est important de connaître l'énoncé des questions auxquelles répondent les unités participant aux enquêtes. Dans le volet de données réelles de la CAPEX, on leur demande de déclarer les dépenses en matériel et outillage et les dépenses en réparations (variables des états financiers), tandis que dans le volet des prévisions, on leur demande de déclarer les [dépenses en nouveau matériel et outillage et en réparations] prévues durant l'année.

Les données recueillies varient considérablement selon la taille de l'entreprise, ce qui pourrait fort bien refléter la diversité des ressources consacrées aux activités de formation des anticipations, par conséquent indiquer que la rationalité est subordonnée à l'existence des ressources nécessaires pour établir correctement les budgets. Un problème plus important tient au fait que les données sont arrondies au millier de dollars, donc que les valeurs inférieures sont considérées comme étant nulles et que la distribution des variables est censurée à ce nombre. Des établissements ont aussi déclaré des prévisions nulles et des réalisations positives et inversement durant la période de référence¹², et l'identité des établissements varie d'année en année. Ces

¹² Le nombre d'établissements manifestant ce comportement est assez faible pour chaque série de données transversales. En outre, ces établissements se situaient vers les queues de la distribution de Z_{it} . Par conséquent, leur

établissements ont été éliminés, puisqu'il est impossible de les distinguer de ceux qui déclarent une valeur nulle à cause de la censure des variables.

2.4 Les corrélations entre les échantillons sont-elles suffisantes ?

Les corrélations d'échantillon entre les variables considérées indiqueraient, à première vue, qu'il existe de bonnes raisons de supposer que la rationalité prédomine dans les panels d'établissements et de branches d'activité. Par exemple, pour le panel d'établissements, la corrélation globale entre les valeurs réalisées et prévues des dépenses en immobilisations est d'environ 0,92, valeur élevée qui témoigne d'une forte relation linéaire. Celle-ci est confirmée par la figure 2 qui donne, pour chaque année de référence, le tracé des anticipations en fonction des réalisations ainsi que la droite à 45 degrés. À ce stade, l'argument en faveur de la rationalité paraît fort convaincant, surtout que l'erreur d'anticipation calculée ($e_{it} = y_{it}^e - y_{it}$) semble être centrée sur la valeur nulle et dispersée uniformément de part et d'autre de celle-ci comme le montre la figure 3. Deux points méritent toutefois d'être mentionnés. Premièrement, selon la figure 2, un certain décalage de la relation se produit à chaque période, indiquant qu'il pourrait être nécessaire d'introduire un effet individuel constant lié au temps. Deuxièmement, comme en témoignent les figures 2 et 3, il existe une concentration assez forte d'unités vers l'extrémité inférieure de la distribution. Cet effet de taille pouvant également influencer sur les résultats de la régression, nous avons examiné l'extrémité inférieure de la distribution afin de déceler toute caractéristique qualitativement différente. Il n'existe aucune différence qualitative réelle de comportement entre les unités situées aux extrémités inférieures et supérieures de la distribution, à part le fait que la dispersion autour de la droite à 45 degrés est plus concentrée à l'extrémité inférieure. Puisque le panel est constitué d'établissements en exploitation depuis une période assez longue, cette dispersion pourrait simplement être due au fait que les petites unités consacrent peut-être moins de ressources aux activités de formation des anticipations. Par conséquent, l'hypothèse de rationalité semble vérifiée, conditionnellement à la variation de taille.

Cependant, selon la matrice des corrélations, les anticipations sont corrélées aux réalisations antérieures et aux erreurs d'anticipation calculées, fait qui mérite une certaine attention, puisque les corrélations susmentionnées ne doivent pas nécessairement sous-entendre une relation de causalité. En outre, la variation des données est importante, comme en témoignent leur examen visuel et les statistiques sommaires présentées au tableau 1 (les données sont exprimées en milliers de dollars). Par conséquent, il importe de savoir si les estimations obtenues par régression confirment ou non les corrélations présentées au tableau 2. Cette confirmation suivrait puisque l'hypothèse des anticipations rationnelles découle de suppositions quant à ces mêmes corrélations, conditionnellement aux propriétés des données.

inclusion ou leur exclusion n'a pas modifié de façon significative les estimations obtenues par régression. Le problème a été aggravé par le fait que, certaines années, les petites unités ne produisent pas de déclaration en raison du fardeau de réponse, mais demeurent néanmoins en exploitation. Bien que le nombre de ces unités soient assez faible, il est impossible de dicerner si la valeur déclarée est réellement nulle ou s'il s'agit d'un problème de censure ou de fardeau de réponse.

3. Vérification des mécanismes de formation des anticipations

La présente section décrit certains tests élémentaires des divers modes de formation des anticipations tirés des régressions des valeurs anticipées des dépenses en immobilisations sur les valeurs réalisées. Pour assurer l'uniformité chronologique, nous décrivons les tests de l'hypothèse des anticipations adaptatives (HAA), puis ceux de l'hypothèse des anticipations rationnelles (HAR) et enfin ceux d'une hypothèse générale d'anticipations (HAE).

Toutes les théories classiques de la formation des anticipations postulent l'existence d'une certaine correspondance entre les anticipations, les réalisations et les ensembles d'information. Dans le contexte d'un panel, où certaines unités pourraient ne pas être observées et (ou) des variations pourraient avoir lieu au fil du temps, cette relation est de nature conditionnelle. Autrement dit, conditionnelle aux variations inobservées, diverses théories spécifient des correspondances (différentes) entre les anticipations, les réalisations et les ensembles d'information. En outre, puisque, pour toute année de référence (données transversales) les unités sont dispersées selon une règle inconnue, il pourrait être pertinent de conditionner le modèle à l'hétéroscédasticité résultant d'un comportement non lié à la formation des anticipations. Par conséquent, sous ces considérations et en supposant un certain degré de linéarité, toutes les théories classiques peuvent s'écrire sous la forme suivante,

$$y_{it}^e = \mathbf{a} + f(\mathbf{b}(L)y_{it}, \mathbf{d}(L)\Omega_{it}; \mathbf{q}) + \mathbf{u}_i + \mathbf{I}_t + \mathbf{x}_{it} \quad (1)$$

où y_{it}^e représente l'anticipation d'une variable aléatoire y (dans notre cas, l'investissement) à la période $t-1$ pour la période t , y_{it} représente la réalisation, Ω_{it} représente l'ensemble d'information, $(\mathbf{u}_i, \mathbf{I}_t)$ sont les unités inobservées et les variations temporelles, respectivement et \mathbf{x}_{it} est l'erreur de régression. La seule hypothèse commune à toutes les théories est que l'erreur de régression est non systématique, définition qui est laissée à la spécification économétrique.

3.1 Hypothèse des anticipations adaptatives

La théorie générale des anticipations extrapolatives fournit la spécification qui suit pour $f(\bullet)$,

$$f(\bullet) = \sum_{j=0}^{\infty} w_j y_{it-1-j} \quad (2)$$

La théorie des anticipations adaptatives énoncée par Keynes (1936) et interprétée par Hicks (1939) ajoute ce qui suit à de l'équation (2),

$$w_j = \mathbf{b}(1 - \mathbf{b})^j, \quad \mathbf{b} \in [0,1] \quad (3)$$

auquel cas,

$$y_{it}^e - y_{it-1}^e = \beta(y_{it-1} - y_{it-1}^e). \quad (4)$$

Le modèle représenté par l'équation (4) est une spécification restreinte et, par conséquent, nous estimons la version non restreinte et testons la restriction. Pour cela, nous pouvons réécrire l'équation (4) dans le contexte d'un panel comme suit,

$$y_{it}^e = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 y_{it-1}^e + \mathbf{b}_2 y_{it-1} + \mathbf{u}_i + \mathbf{I}_t + \mathbf{x}_{it}, \quad (5)$$

le test des anticipations adaptatives étant de savoir si la contrainte ci-après est vérifiée,

$$H_0 : \quad \mathbf{b}_1 + \mathbf{b}_2 = 1. \quad (6)$$

Ensuite, il faut spécifier la nature de la variation inobservée et de l'erreur de régression. On peut, pour intégrer les variations temporelles, utiliser des variables de temps binaires et, étant donné les nombreux aspects des décisions relatives aux dépenses en immobilisations, nous supposons que u_i est une distribution indépendante et identique (d.i.i.) à moyenne nulle et à variance finie. Si la représentation des anticipations adaptatives est correcte, l'erreur de régression devrait aussi être une d.i.i. à moyenne nulle et à variance finie, et nous supposons en outre que la valeur anticipée combinée de l'erreur de régression et de l'effet individuel inobservé est nulle et que l'effet individuel inobservé est corrélé aux variables du deuxième membre de l'équation, de sorte que l'effet aléatoire pourrait être lié dans une certaine mesure aux dépenses en immobilisations de la dernière période. Enfin, sous l'hypothèse que le mécanisme adaptatif est vérifié, la valeur anticipée combinée de l'erreur de régression et de y_{it-1} devrait toujours être nulle.

3.2 Hypothèse des anticipations rationnelles et hypothèse des anticipations efficaces

L'hypothèse des anticipations rationnelles au sens de Muth(1961) a donné naissance à deux grandes méthodes de construction de modèles macroéconomiques. La première, appelée hypothèse des anticipations rationnelles ou HAR, consiste à remplacer les anticipations une étape à l'avance des valeurs des variables par les réalisations et un terme d'erreur. La deuxième, appelée hypothèse des anticipations efficaces ou HAE, consiste à traiter les erreurs d'anticipation comme étant orthogonales à l'information antérieure. Les deux hypothèses sont manifestement reliées et, par conséquent, nous donnons deux tests de la rationalité. Le premier représente la norme dans les publications où l'on estime directement la condition de Muth (1961), puis qu'on vérifie si elle tient ou non. Le deuxième s'appuie sur l'hypothèse d'un modèle dynamique des erreurs d'anticipation calculées et vise à vérifier toute persistance.

3.2.1 Hypothèse des anticipation rationnelles

La théorie des anticipations rationnelles telle qu'énoncée par Muth(1961) comprend la spécification de $f(\bullet)$ sous la forme

$$f(\bullet) = E(y_{it} | \Omega_{it-1}) \quad (7)$$

qui donne le modèle de panel linéaire :

$$y_{it}^e = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 y_{it-1}^e + \mathbf{b}_2 y_{it} + \mathbf{b}_3 y_{it-1} + \mathbf{b}_4 Z_{it-1} + \mathbf{u}_i + \mathbf{l}_t + \mathbf{x}_{it}. \quad (8)$$

Le test visant à établir si les anticipations sont entièrement rationnelles (Lovell 1986) est

$$H_0 : \quad \mathbf{b}_1 = \mathbf{b}_3 = \mathbf{b}_4 = 0 \quad \cap \quad \mathbf{b}_2 = 1. \quad (9)$$

Comme dans le cas des anticipations adaptatives, si les anticipations sont rationnelles et que la variation individuelle inobservée est aléatoire, alors les erreurs de régression sont des d.i.i. et l'anticipation combinée de l'erreur et des variables du deuxième membre de l'équation est toujours nulle.

3.2.2 Hypothèses des anticipations efficaces et variation de taille

Ensuite, la HAR implique que les erreurs d'anticipation sont non systématiques et orthogonales à l'information retardée, représentée par la HAE. Pour tester cette version de l'hypothèse, définissons

$$\mathbf{e}_{it} = y_{it}^e - y_{it} \quad (10)$$

Alors, la rationalité exige que,

$$E(\mathbf{e}_{it} | \Omega_{it-1}) = 0 \quad (11)$$

ce qui suggère le modèle de panel:

$$\mathbf{e}_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 \mathbf{e}_{it-1} + \mathbf{b}_2 Z_{it-1} + \mathbf{u}_i + \mathbf{I}_i + \mathbf{x}_{it} \quad (12)$$

et un test de la HAE est :

$$H_0 : \quad \mathbf{b}_1 = \mathbf{b}_2 = 0 \quad (13)$$

Étant donné une variation aléatoire, les hypothèses connexes concernant l'erreur de régression sont les mêmes que précédemment. Cependant, comme la dispersion des données est importante, le modèle représenté par l'équation (12) doit être assujéti à la condition qu'une erreur commise par un petit établissement est fondamentalement différente que celle commise par un grand établissement. Par exemple, si un grand établissement commet une erreur de 1 million de dollars, mais que les revenus et les dépenses en immobilisations sont de l'ordre de plusieurs centaines de millions de dollars, l'erreur est moins importante que si un petit établissement commet une erreur de 10 000 \$ et que ses dépenses en immobilisations sont de 100 000 \$. Afin d'intégrer cette caractéristique, nous pouvons réécrire l'équation (12) en redéfinissant l'erreur sous la forme

$$\mathbf{e}'_{it} = \frac{y_{it}^e - y_{it}}{y_{it}^e}$$

et en écrivant de la même façon $z_{it} = \frac{Z_{it}}{y_{it}^e}$, ce qui donne le modèle:

$$\mathbf{e}'_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 \mathbf{e}'_{it-1} + \mathbf{b}_2 z_{it-1} + \mathbf{u}'_i + \mathbf{I}'_i + \mathbf{x}'_{it}. \quad (14)$$

Maintenant, le test de rationalité consiste à déterminer s'il y a persistance des erreurs exprimées sous forme de fraction des anticipations. Cette spécification suppose aussi l'existence d'effets aléatoires en plus des hypothèses susmentionnées sur les erreurs de régression.

En outre, dans toutes les spécifications de modèle à estimer [équations (5), (8), (12) et (14)], il est important que les termes résiduels estimés ne présentent aucune autocovariance; dans le cas de équations (12) et (14), un tel comportement, ainsi que le rejet des hypothèses nulles

respectives, indiqueraient l'existence d'un certain mécanisme adaptatif. Arellano et Bond (1991) fournissent des tests de l'autocovariance de premier et de deuxième ordre que nous utilisons pour déterminer l'ajustement du modèle, comme nous l'expliquons plus loin. Enfin, nous nous écartons des tests classiques de vérification des hypothèses concernant les anticipations (Keane et Runkle (1998) et d'autres) en ce sens que, en aucun cas nous ne nous attendons à ce que les tests indiquent que le terme constant est nul. En effet, si nous considérons que la variation inobservée comprend un terme propre à l'unité, un terme propre à la période et une constante, celle-ci ne doit pas nécessairement être nulle.

4. Estimation et résultats

La présente section donne une description de la méthode d'estimation utilisée, puis une discussion des résultats de l'estimation des équations (5), (8), (12) et (14). La méthode d'estimation choisie est celle des moments généralisés (GMM pour *Generalised Method of Moments*) et les résultats indiquent que la rationalité est vérifiée si l'on tient compte de la variation de taille dans la spécification du modèle (14).

4.1 Estimation de modèles dynamiques de panel

Tous les modèles à estimer sont de la forme

$$Y_{it} = \delta Y_{it-1} + X'_{it} \mathbf{b} + \mathbf{m}_{it} \quad (15)$$

où X_{it} est K fois 1 et \mathbf{m}_{it} suit une composante d'erreur unidimensionnelle de la forme

$$\mathbf{m}_{it} = \mathbf{h}_i + \mathbf{z}_{it} \quad (16)$$

sous l'hypothèse que l'effet aléatoire et l'erreur sont d.i.i. et individuellement indépendants l'un de l'autre. Le modèle spécifié dans l'équation (15) pose plusieurs problèmes d'estimation si l'on recourt aux estimateurs classiques. Par exemple, on a montré que l'estimateur par les moindres carrés ordinaires (MCO) est biaisé étant donné l'inclusion de la variable dépendante retardée et est non convergent, même si les erreurs sont chronologiquement non corrélées. En outre, sous l'hypothèse des effets aléatoires, l'estimateur par les moindres carrés généralisés (MCG) est également biaisé, ce qui a amené Anderson et Hsiao (1981) à proposer l'utilisation des différences premières de Y ou de valeurs retardées de deux périodes pour formuler des variables instrumentales. Cependant, leur estimateur s'est avéré inefficace (quoique convergent), ce qui a incité Arellano et Bond (1991) à élaborer une méthode généralisée des moments qui tire davantage parti des conditions de moments existantes. Cet estimateur GMM demande peu de conditions initiales sur les distributions des effets aléatoires et des erreurs, et sa version «à une étape» donne de meilleurs résultats que la méthode d'Anderson et Hsiao (1981). Cependant, la version «à deux étapes» produit des erreurs-types des coefficients présentant un biais par défaut et n'a donc pas été retenue ici. Arellano et Bond (1991) établissent aussi des tests de l'autocovariance de premier et de deuxième ordre des résidus estimés qui sont importants pour les modèles estimés dans le présent document, puisque la théorie dicte que les erreurs ne doivent

pas présenter ce genre de covariance. En fait, dans les équations (12) et (14), la présence d'une autocovariance serait le signe d'un certain mécanisme d'adaptation à l'oeuvre.

Dans la méthode d'Arellano et Bond (1991), la forme exacte de la matrice instrumentale optimale dépend crucialement du comportement des variables indépendantes en ce qui a trait à l'erreur, étant donné que la corrélation des variables à effet aléatoire est non nulle. Plus précisément, tous les modèles susmentionnés posent que les variables indépendantes sont exogènes en ce sens que leur anticipation combinée à celle de l'erreur de régression est toujours nulle. Plusieurs estimateurs ont été proposés pour les modèles de panel dynamiques et tous nécessitent la spécification de la relation entre les covariables et les termes d'erreurs. Les estimateurs récents exploitent d'autres contraintes des moments et d'autres hypothèses concernant les conditions initiales pour calculer les estimateurs GMM puisque les correspondances entre l'information et les anticipations et les réalisations susmentionnées, correspondent directement aux exigences d'Arellano et Bond (1991).

4.2 Résultats des estimations

Le tableau 3 en annexe donne les résultats des estimations. Pour chaque équation estimée, nous donnons les résultats obtenus par la méthode d'Arellano et Bond (1991) et ceux donnés par l'estimateur MCO aux fins de comparaisons. Toutes les estimations ont été calculées en servant d'erreurs avec correction de White pour l'hétéroscédasticité et de variables binaires de temps. Les deux premières colonnes donnent les estimations de l'équation (5), qui représentent le mécanisme d'anticipation adaptative. Les résultats de l'estimateur MCO indiquent clairement que l'hypothèse nulle est acceptée, mais ceux de l'estimateur d'Arellano et Bond (1991) mènent au rejet de cette hypothèse. Étant donné la dispersion des données, les estimations selon Arellano et Bond (1991) semblent être pertinentes, puisque le modèle MCO est biaisé sous des effets aléatoires et une structure dynamique. De toute évidence, la méthode type d'évaluation de l'hypothèse des anticipations adaptatives indique qu'il faut rejeter cette hypothèse.

Les deux colonnes suivantes du tableau 3 donnent les résultats de l'estimation de l'équation (8), c'est-à-dire l'hypothèse des anticipations rationnelles. L'utilisation de l'estimateur MCO mène au rejet de l'hypothèse nulle, de même que l'estimateur d'Arellano et Bond (1991). Il semble, d'après ces résultats, que les résidus estimés présentent une autocovariance de premier ordre et que les anticipations sont inférieures aux réalisations durant cette période. Les spécifications ont été exécutées en introduisant des variables de temps de sorte que les chocs agrégés qui auraient pu frapper le secteur de la fabrication de 1986 à 1992 soient relevés par les variables binaires d'années. Malgré l'inclusion de ces variables binaires, les anticipations sont inférieures aux réalisations, constatation qui ne serait pas entièrement hors du champ de la rationalité, étant donné la récession du début des années 1990 et le fait que la dimension temporelle des données est faible. Cependant, les résidus estimés présentent une certaine persistance qu'il n'est pas facile d'expliquer. Les estimations de l'équation (12), qui montrent aussi cette persistance, sont présentées aux cinquième et sixième colonnes du tableau 3. Même si les termes constants semblent être nuls aussi bien pour l'estimateur MCO que pour celui d'Arellano et Bond (1991), les erreurs retardées, de l'ordre de 0,2, sont significatives, de même que la persistance des résidus estimés. Combinés aux estimations de l'équation (8), ces résultats donnent à penser que l'hypothèse de rationalité n'est manifestement pas vérifiée au sens décrit plus haut.

Cependant, l'effet de la variation de la taille de l'établissement pourrait sous-tendre ce résultat. Les deux dernières colonnes du tableau 3, qui donnent les estimations de l'équation (14), indiquent nettement l'acceptation de l'hypothèse des anticipations rationnelles telle que formulée par la HAR. Les résultats de l'estimateur MCO continuent de mener au rejet de l'hypothèse de la rationalité, mais les estimations plus appropriées selon la méthode d'Arellano et Bond (1991) résultent en une forte acceptation de l'hypothèse nulle. En outre, les résidus estimés ne présentent aucune autocovariance de premier ni de deuxième ordre, ce que sous-entendrait l'hypothèse des anticipations adaptatives.

Les résultats des équations sont en grande partie explicites et il se pourrait que les spécifications standards [équations (8) et (12)] mènent au rejet de l'hypothèse de rationalité à cause de la brièveté de la période de référence. Cependant, si l'on tient compte des effets de la variation de taille de l'établissement ainsi que des périodes inobservées et des effets individuels, l'hypothèse de rationalité est vérifiée et le mécanisme adaptatif ne l'est pas, malgré la fréquence peu élevée des données recueillies. L'effet des variations inobservées est certainement une hypothèse valide étant donné les choix multiples qui s'offrent aux établissements qui prennent des décisions quant aux dépenses en immobilisations. En outre, même si la période observée comprend une récession, l'hypothèse de rationalité au sens d'erreurs de prévisions non systématiques tient. Ce résultat est fondé sur des données recueillies auprès d'une grande catégorie d'agents, est de nature continue et, contrairement à ceux d'analyses antérieures, mène clairement à l'acceptation de l'hypothèse de rationalité et au rejet des mécanismes adaptatifs.

5. Conclusion

Le présent document décrit la collecte, au niveau de l'établissement, de données sur la validité de l'hypothèse des anticipations adaptatives, de l'hypothèse des anticipations rationnelles et de l'hypothèse des anticipations efficaces. L'exercice a été motivé par l'utilisation généralisée de l'hypothèse de rationalité dans les modèles des cycles économiques produisant des solutions fortes pour pallier aux déficiences des politiques monétaires et fiscales. Du point de vue statistique, un problème plus difficile consiste peut-être à déterminer si les données économétriques concernant une question sont suffisantes pour faire des inférences qui pourraient avoir des répercussions significatives sur la méthodologie contemporaine. Le lecteur jugera pour lui-même si les données présentées ici sont catégoriques et, la conclusion (en supposant que les exercices économétriques réalisés sont corrects) est assez simple. L'analyse des marchés financiers a pour point culminant les travaux de Keane et Runkle (1998) qui acceptent l'hypothèse de rationalité sous réserve des avertissements de Bonham et Cohen (2001). Reconnaissant les problèmes inhérents aux enquêtes à réponses qualitatives, tels que les ont décrits Keane et Runkle (1990), le présent document offre une analyse parallèle fondée sur des données quantitatives portant sur une catégorie beaucoup plus grande d'agents économiques. Nous montrons que ces agents agissent de façon rationnelle lorsqu'ils décident de leurs dépenses en immobilisations conditionnellement au fait que ceux possédant moins de ressources ne peuvent en consacrer autant que les autres aux activités de formation des anticipations.

Enfin, les résultats s'appuient sur la force et la précision de l'estimateur d'Arellano et Bond (1991) et sont donc conditionnels à l'approche de ces auteurs. De futures analyses pourraient porter sur d'autres estimateurs et mener à des inférences différentes.

Annexes – Tableaux et figures

Tableau 1 Statistiques sommaires

Variable	Moyenne	Écart-type
y_{it}^e	4 303,33	7 904,39
y_{it}	3 863,61	7 167,94
e_{it}	439,72	2 895,17
Z_{it}	52 707,44	8 0329,03

Tableau 2 Corrélations

1987	y_i^e	y_i	e_i	$Z_{i,-1}$	1988	y_i^e	y_i	e_i	$Z_{i,-1}$
	y_i^e	1					y_i^e	1	
y_i	0,92	1			y_i	0,93	1		
e_i	0,23	-0,15	1		e_i	0,29	-0,07	1	
$Z_{i,-1}$	0,65	0,61	0,14	1	$Z_{i,-1}$	0,64	0,59	0,19	1
1989	y_i^e	y_i	e_i	$Z_{i,-1}$	1990	y_i^e	y_i	e_i	$Z_{i,-1}$
	y_i^e	1				y_i^e	1		
y_i	0,93	1			y_i	0,94	1		
e_i	0,45	0,10	1		e_i	0,59	0,29	1	
$Z_{i,-1}$	0,63	0,62	0,22	1	$Z_{i,-1}$	0,59	0,59	0,26	1
1991	y_i^e	y_i	e_i	$Z_{i,-1}$	1992	y_i^e	y_i	e_i	$Z_{i,-1}$
	y_i^e	1				y_i^e	1		
y_i	0,93	1			y_i	0,91	1		
e_i	0,51	0,16	1		e_i	0,35	-0,06	1	
$Z_{i,-1}$	0,61	0,59	0,24	1	$Z_{i,-1}$	0,60	0,61	0,08	1

Tableau 3 Résultats des estimations

	Equation (5)		Equation (8)		Equation (12)		Equation (14)	
	MCO	Arellano et Bond	OLS	Arellano et Bond	OLS	Arellano et Bond	OLS	Arellano et Bond
	Estimation (valeur de $ t $)	Estimation (valeur de $ t $)	Estimation (valeur de $ t $)	Estimation (valeur de $ t $)	Estimation (valeur de $ t $)	Estimation (valeur de $ t $)	Estimation (valeur de $ t $)	Estimation (valeur de $ t $)
a	-26,85 (0,22)	-35,47 (0,78)	-209,55 (2,10)	-30,23 (0,80)	-101,39 (0,90)	6,94 (0,26)	-0,08 (1,29)	0,04 (1,38)
b₁	0,45 (8,12)	0,55 (2,40)	0,30 (6,65)	0,28 (1,91)	0,25 (5,45)	0,22 (3,72)	0,11 (1,91)	0,08 (0,66)
b₂	0,53 (8,66)	-0,33 (2,07)	0,70 (19,11)	0,64 (12,41)	0,00 (3,28)	0,01 (2,43)	0,00 (5,06)	0,00 (0,30)
b₃	0,01 (0,17)	-0,03 (0,32)
b₄	0,00 (2,63)	0,02 (2,69)
R²	0,82	..	0,89	..	0,10	..	0,08	..
α(1)?	..	(3,28; 0,00)	..	(377; 0,00)	..	(7,65; 0,00)	..	(1,78; 0,07)
α(2)?	..	(0,89; 0,38)	..	(0,21; 0,84)	..	(0,30; 0,76)	..	(0,16; 0,87)
H₀	(1,38; 0,24)	(60,15; 0,00)	(34,51; 0,00)	(16,49; 0,00)	(25,58; 0,00)	(8,68; 0,00)	(29,87; 0,00)	(0,74; 0,47)

Nota :

1. Le test A(*)? est le test d'Arellano et Bond (1991) de l'autocovariance des résidus d'ordre *.
2. Le test de H₀ est le test F de Fisher du mécanisme de formation des anticipations pour chacun des modèles.
3. Les résultats des tests en 1. et 2. ci-dessus sont présentés sous la forme (statistique de test, p>|statistique de test).

Figure 1 Phase de l'enquête

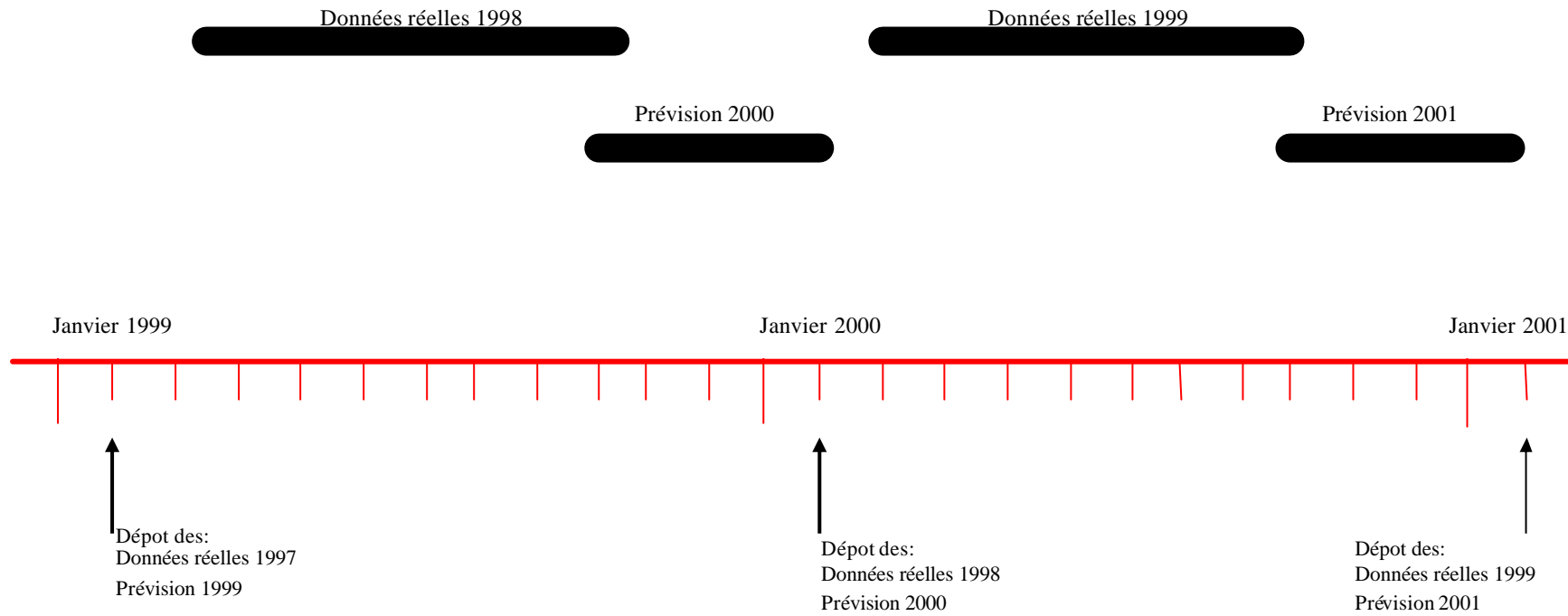


Figure 2 y_{it}^e vs. y_{it}

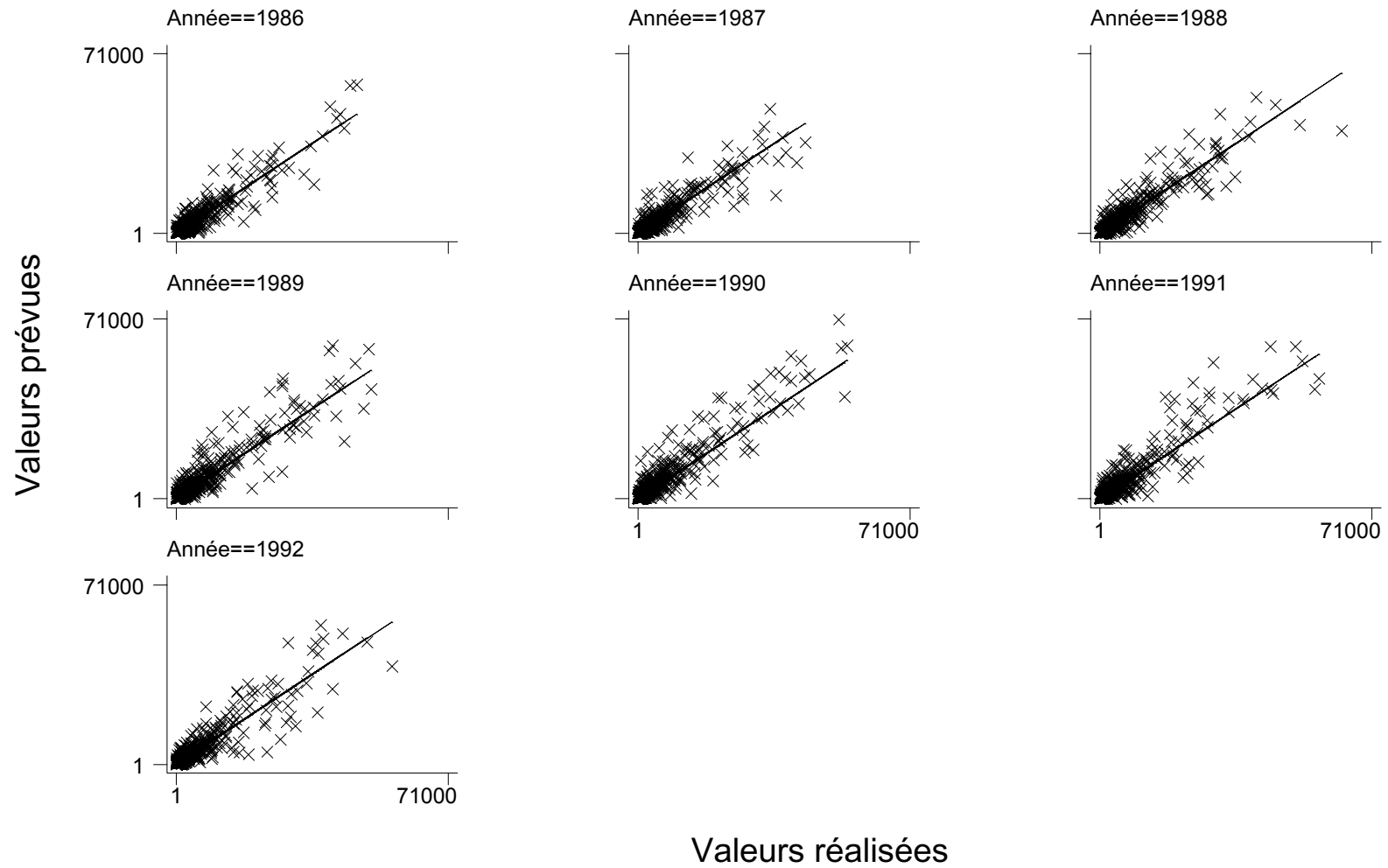
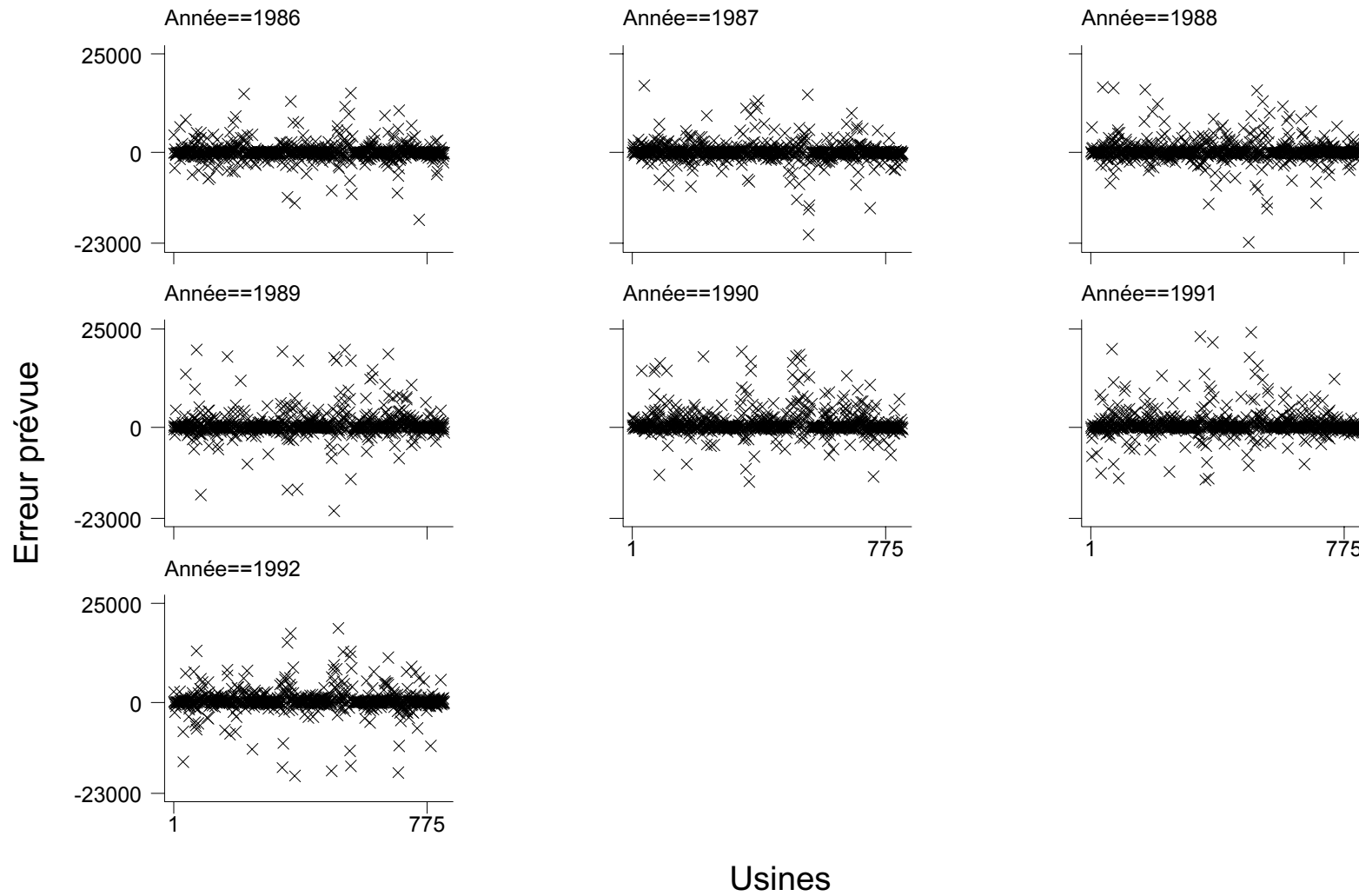


Figure 3 ε_{it} vs. i



BIBLIOGRAPHIE

- Abarbanell, J. S. (1991). «Do Analysts' Earnings Forecasts Incorporate Information in Prior Stock Price Changes?» *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 14.
- Abarbanell, J. S. et V. L. Bernard (1992). «Tests of Analysts' Over-reaction / Under-reaction to Earnings Information as an Explanation for Anomalous Stock Price Behavior » *Journal of Finance*. Vol. 47.
- Anderson, T. W. et C. Hsiao (1981). « Estimation of Dynamic Models with Error Components » *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 76.
- Arellano, M. et S. Bond (1991). « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations ». *Review of Economic Studies*, Vol. 58.
- Barberis, N., A. Shleifer et R. Vishny (1998). « A Model of Investor Sentiment » *Journal of Financial Economics*. Vol. 49.
- Bonham, C. S. et R. H. Cohen (2001). «To Aggregate, Pool or Neither: Testing the Rational-Expectations Hypothesis Using Survey Data » *Journal of Business et Economic Statistics*. Vol. 19.
- DeBondt, W. F. M. et R. H. Thaler (1985). «Does the Stock Market Overreact?» *Journal of Finance*. Vol. 40.
- Ehrbeck, T. et R. Waldmann (1996). «Why Are Professional Forecasters Biased? Agency vs. Behavioral Explanations. » *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 111.
- Hamermesh, D. S. (1989). «Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs » *American Economic Review*. Vol. 79.
- Hamermesh, D. S. (1992).« A General Model of Dynamic Labor Demand » *Review of Economics and Statistics*. Vol. 74.
- Hicks, J.R. (1939). *Value of Capital*. Oxford University Press.
- Keane, M. P. et D. E. Runkle (1990). « Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data » *American Economic Review*. Vol. 80.
- Keane, M. P. et D. E. Runkle (1998).« Are Financial Analysts' Forecasts of Corporate Profits Rational? » *Journal of Political Economy*. Vol. 106.
- Keynes, J.M. (1936). *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*. Traduction de l'anglais par Jean De Largentaye en 1942. Paris, Éditions Payot, 1942. Réimpression 1968.

Kydland, F. E. et E. C. Prescott (1982). «Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica*. Vol. 50.

Lovell, M. C. (1986). « Tests of the Rational Expectations Hypothesis » *American Economic Review*. Vol 76, No.14.

Lucas, R. E. Jr. (1986). « Adaptive Behavior and Economic Theory » *Journal of Business*. Vol. 59.

Muth, J. F. (1961). « Rational Expectations and the Theory of Price Movements » *Econometrica*, Vol. 29.

Rabin, M. (1998). « Psychology and Economics ». *Journal of Economic Literature*. Vol. 36.

Thaler, R. H. (2000). « From Homo Economicus to Homo Sapiens » *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 14.

Zarnowitz, V. (1985). « Rational Expectations and Macroeconomic Forecasts » *Journal of Business et Economic Statistic*. Vol. 3.

Zellner, A. (1962). « An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias » *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 57.