



Institute
and Faculty
of Actuaries

Vieillesse de la population, répercussions sur la valeur des actifs et incidence sur les régimes de retraite : Une étude internationale Phase 2 – Rapport final



Vieillesse de la population, répercussions sur la valeur des actifs et incidence sur les régimes de retraite : Une étude internationale

Phase 2 – Rapport final

AUTEURS

Doug Andrews
Steve Bonnar

COMMANDITAIRES

Society of Actuaries
Institut canadien des actuaires
Institute and Faculty of Actuaries

Document 218014

Mise en garde et avis de non-responsabilité

Les opinions exprimées et les conclusions tirées par les auteurs leur appartiennent et ne représentent pas une position ou une opinion officielle de la Society of Actuaries, de l'Institut canadien des actuaires ou de l'Institute and Faculty of Actuaries ou de leurs membres. Les organismes n'offrent aucune représentation ou garantie concernant l'exactitude de l'information.

Copyright © 2018 Tous droits réservés par Doug Andrews et Steve Bonnar

Table des matières

1	Introduction	4
2	Analyse documentaire portant sur le lien entre les facteurs démographiques, et le rendement et les prix des catégories d'actifs	5
2.1	Introduction.....	5
2.2	Contexte	7
2.3	Facteurs démographiques utilisés comme variables indépendantes	9
2.3.1	Intervalles d'âge et leurs ratios	9
2.3.2	Facteurs liés à l'âge d'activité.....	10
2.3.3	Autres facteurs démographiques	11
2.4	Le marché boursier et les facteurs démographiques	11
2.4.1	Indices des cours boursiers	12
2.4.2	Ratios cours/bénéfices	13
2.4.3	Rendements.....	15
2.4.4	Structure du marché	19
2.4.5	Autres considérations.....	21
2.4.6	Résumé des marchés boursiers	22
2.5	Le marché obligataire et les facteurs démographiques	22
2.5.1	Rendement des obligations	23
2.5.2	Prix des obligations et taille du marché.....	25
2.5.3	Taux d'intérêt	26
2.5.4	Autres considérations.....	27

2.6	Logement.....	28
2.7	Infrastructure.....	29
2.8	Conclusion	31
3	Spécification d'un modèle comprenant l'incidence de l'évolution de la structure démographique sur la dynamique à long terme du prix des maisons	38
3.1	Contexte	38
3.2	Description du modèle	39
3.3	Conditions de premier ordre	43
	3.3.1 Utilité logarithmique.....	44
	3.3.2 Utilité générique de la CARR.....	45
3.4	Approche en matière de tests empiriques	47
	3.4.1 Fonds documentaire existant	47
	3.4.2 Approche proposée	49
4	Remerciements	53

Liste des tableaux

2.1	Facteurs du marché boursier à titre de variables dépendantes	34
2.2	Sommaire des cas et dates de recherche sur le marché boursier....	35
2.3	Facteurs du marché obligataire à titre de variables dépendantes	36
2.4	Sommaire des cas et dates de recherche sur le marché obligataire	37
3.1	Glossaire.....	51
3.2	Sources de données pour l'analyse empirique	52

Chapitre 1

Introduction

En 2015, une équipe internationale de chercheurs de l'Université de Waterloo (Canada) et de l'Université de Kent (Royaume-Uni) a amorcé un projet de recherche pluridisciplinaire intitulé « Vieillissement de la population, répercussions sur la valeur des actifs et incidence sur les régimes de retraite : Une étude internationale ». Au départ, ce projet était financé au moyen d'une subvention de développement de partenariat du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSH) et par les partenaires initiaux, la Society of Actuaries (SOA) et l'Institute and Faculty of Actuaries (IFoA). Par la suite, l'Institut canadien des actuaires (ICA) a accepté de devenir partenaire du projet et y a versé des fonds. En plus de fournir des fonds, les trois organismes ont nommé des membres au sein d'un groupe de supervision du projet (GSP) qui a offert des conseils pendant toute la durée du projet. L'ensemble du projet devrait prendre fin en 2019.

Ce projet étalé sur plusieurs années comporte de nombreuses étapes. Le présent rapport signifie la fin de l'une de ces étapes. Les travaux qui y sont présentés renferment deux composantes principales :

- Une analyse documentaire traitant des répercussions démographiques sur le rendement de diverses catégories d'actifs;
- Les spécifications d'un modèle servant à analyser les répercussions des facteurs démographiques sur le prix des maisons.

Ce rapport est structuré de la façon suivante. Le chapitre 2 résume le fonds documentaire relatif à chacune des catégories d'actifs suivantes : les actions, les obligations, le logement et l'infrastructure. Le chapitre débute par une explication de sa structure et se termine par une conclusion traitant

de l'analyse des documents. Une ébauche de cette analyse a été mise à la disposition des membres des organisations actuarielles au milieu de 2017 afin de les informer et pour leur permettre de formuler des commentaires. L'analyse documentaire effectuée dans le cadre du présent rapport comprend plusieurs autres documents diffusés depuis son ébauche.

Au chapitre 3, nous proposons le prolongement des modèles élaborés par Takáts et Nishimura et Takáts [59], qui reposent sur une relation entre les facteurs démographiques et le prix des maisons. Leurs modèles supposent que l'offre de terrains est fixe, et nous les assouplissons. Cet assouplissement semble plus réaliste pour des pays comme le Canada, qui disposent d'une grande masse terrestre relativement peu peuplée. Nous y présentons le modèle et nous discutons de la façon de le soumettre à des tests empiriques, mais les tests réels du modèle dépassent la portée de la présente phase du projet.

Au chapitre 4, nous soulignons le travail, les idées et le financement fournis par de nombreuses personnes et organisations. La liste des documents cités figure à la bibliographie, à la fin du présent rapport.

Chapitre 2

Analyse documentaire portant sur le lien entre les facteurs démographiques, et le rendement et les prix des catégories d'actifs

2.1 Introduction

Le présent chapitre a principalement pour but de déterminer et de résumer, entre autres choses, des documents de recherche universitaire qui établissent un lien entre la structure démographique et le rendement (ou le prix) de catégories d'actifs. Les catégories d'actifs qui revêtent un intérêt particulier sont les actions, les obligations, le logement et l'infrastructure.

Nous avons utilisé la méthodologie suivante pour trouver les documents pertinents :

- Nous avons recherché des documents publiés depuis 2000 et dont les titres comportaient un certain lien entre les facteurs démographiques et les catégories d'actifs qui nous intéressaient. Il convient de noter que les documents qui portent sur les actifs génériques « à risque » et « sans risque » n'ont pas été retenus.
- Dans les documents identifiés au départ, nous avons examiné les références qui répondaient aux critères initiaux.

- À l'aide de *Google Scholar*, nous avons vérifié les documents qui citaient des articles déjà identifiés pour déterminer s'ils correspondaient aux critères initiaux.
- D'après les documents recueillis jusqu'à présent, nous avons choisi trois documents principaux publiés avant 2000 pour les inclure dans l'examen.
- Enfin, puisque la méthodologie appliquée jusqu'à présent n'a pas permis de trouver des documents qui tiennent compte de l'infrastructure, nous avons cherché des documents publiés depuis 2000, dont le titre renferme une quelconque mention de l'infrastructure.

Cette méthodologie a permis de dégager au total plus de 60 documents, dont deux principaux qui portent sur le rendement des actions et des obligations. Fama et French [24] proposent une analyse empirique du rendement des actions et des obligations, sans toutefois établir de lien avec le changement démographique. Bakshi et Chen [6] présentent un lien entre le changement démographique et le rendement de l'actif. Mankiw et Weil [52] établissent un lien entre le logement et le changement démographique.

Dans le reste du présent chapitre, nous présentons d'abord une description de l'approche factorielle pour établir les prix, et son rôle du point de vue de Fama et French¹. Dans la section qui suit, nous regroupons divers facteurs démographiques qui ont servi de variables indépendantes. Suivent des sections portant plus précisément sur chacune des catégories d'actifs. Enfin, la section 2.8 renferme la conclusion.

2.2 Contexte

Fama et French (1992) [23] et Fama et French (1993) [24] ont trouvé des éléments probants qui révèlent que les variables autres que « le marché »²

¹ [23], [24] et [25].

² Le marché est l'unique facteur dans le modèle MEDAF.

expliquent mieux les rendements observés. Plus particulièrement, Fama et French (1993) [24] constatent que deux variables calculées empiriquement, la taille³ et le ratio de la valeur comptable à la valeur marchande⁴ fournissent une explication raisonnable du recoupement des rendements moyens des titres du NYSE, d'Amex et de NASDAQ pour la période comprise entre 1963 et 1990. Ces deux facteurs expliquent les différences du rendement moyen d'un titre à l'autre, bien qu'ils utilisent également un vaste facteur de marché pour expliquer le rendement moyen supérieur des actions sur le taux des bons du Trésor à un mois.

Les travaux de Fama et French ont évolué depuis les premiers documents publiés en 1992 et 1993. Leur démarche actuelle, qui est énoncée dans Fama et French (2016) [26] et dans Fama et French (2017) [27], ajoute deux autres facteurs qui permettent d'améliorer le modèle. Il s'agit d'une mesure de la rentabilité et d'une mesure de l'investissement (c.-à-d. réinvestir dans l'entreprise). Fama et French constatent que ces deux facteurs améliorent la correspondance du modèle et des données.

Pour les obligations, ils continuent d'utiliser un modèle à deux facteurs. Le premier facteur, TERM⁵, est un indicateur du risque courant lié au rendement des obligations qui découle des variations imprévues du taux d'intérêt à court terme. Le second facteur, DEF⁶, est un indicateur des variations de la conjoncture économique qui modifient la probabilité de défaut. Au plan de l'analyse, les facteurs du marché obligataire TERM et DEF s'avèrent des prédicteurs efficaces du rendement des obligations.

Bakshi et Chen [6] sont les auteurs du premier document important qui tient compte des liens entre les changements démographiques et le rendement de l'actif. Leur prémisse, qui découle de l'hypothèse du cycle de vie en matière d'investissement [58], laisse à entendre que le marché

³ Le produit du cours de l'action et du nombre d'actions.

⁴ Ratio de la valeur comptable des actions ordinaires d'une entreprise à leur valeur marchande.

⁵ TERM représente la différence entre le rendement mensuel des obligations du gouvernement à long terme et le taux des bons du Trésor à un mois mesuré à la fin du mois précédent.

⁶ DEF représente la différence entre le rendement d'un portefeuille d'obligations à long terme de société sur le marché et le rendement des obligations à long terme du gouvernement.

boursier devrait s'apprécier, mais que le marché immobilier devrait fléchir en raison de l'augmentation de l'âge moyen de la population. Cette prédiction est appuyée après 1945 aux États-Unis. Les auteurs testent une deuxième hypothèse, c'est-à-dire que l'aversion d'un investisseur pour le risque devrait augmenter avec l'âge. Cette hypothèse est corroborée après 1945 aux États-Unis, où l'augmentation de l'âge moyen prédisait une hausse de la prime de risque.

2.3 Facteurs démographiques utilisés comme variables indépendantes

Les premières études démographiques de l'ère moderne menées par John Graunt au XVII^e siècle ont permis d'analyser un certain nombre de facteurs. De par leur nature, les tendances démographiques sont très fluides. Elles ne constituent pas des indices de courte durée; elles conviennent davantage à la saisie de renseignements qui s'étendent sur de longues périodes. Pour bien saisir l'incidence globale d'un changement démographique, trois facteurs sont des plus importants : la fécondité, la mortalité et la migration.

Dans la présente section, nous classons les facteurs démographiques utilisés comme variables indépendantes dans les études sur le prix des actifs en trois catégories distinctes : des intervalles d'âge précis, les facteurs liés à l'âge d'activité et d'autres facteurs.

2.3.1 Intervalles d'âge et leurs ratios

Bien que la majorité des chercheurs utilisent un ensemble d'intervalles et de ratios d'âge commun à partir des travaux antérieurs pour décrire les termes linguistiques (p. ex. jeune âge, âge moyen et âge avancé), d'autres chercheurs préfèrent appliquer leurs propres définitions. Voici une liste des définitions utilisées dans les documents inclus dans la présente analyse documentaire :

- Des ensembles de trois expressions (jeune âge, âge moyen et âge avancé) et leurs ratios (p. ex., les 20 à 39 ans, les 40 à 64 ans et les 65 ans et plus en pourcentage de la population totale).
- Des ensembles de quatre expressions et leurs ratios. Les 0 à 14 ans, les 15 à 39 ans, les 39 à 64 ans et les 65 ans et plus sont respectivement désignés jeunes, jeune âge moyen, âge moyen avancé et âge avancé.
- Des ensembles de sept groupes d'âge fondés sur des intervalles de 10 ans (< 20, 20-29, 30-39, 40-49, 50-59, 60-69 et > 70, et leurs ratios).
- Des ensembles de 15 groupes d'âge fondés sur des intervalles de cinq ans (0-4, . . . , 70+).
- Un ensemble de 81 groupes d'âge d'une année (0, 1, . . . , 79, 80+ ans) ou le nombre de personnes d'un âge particulier au cours d'une année particulière.
- Des ratios spécifiques, tel le ratio des « jeunes professionnels urbains » aux « intellos » (le ratio du nombre des 20 à 34 ans à celui des 40 à 54 ans) et la fraction de la population totale des 25 à 35 ans.

2.3.2 Facteurs liés à l'âge d'activité

Ce type de facteur est important parce qu'il joue un rôle de premier plan dans plusieurs théories économiques. Voici les principaux :

- Le ratio de la population en âge de travailler (les 15 à 64 ans ou les 25 à 64 ans) à la population totale.
- Le ratio de la population en âge de travailler à l'ensemble des 25 à 64 ans.
- La population aux années actives les mieux rémunérées (45 à 64 ans).
- Le ratio de dépendance des aînés, défini comme le ratio des 65 ans et plus à la population en âge de travailler (20 à 64 ans).

2.3.3 Autres facteurs démographiques

Les autres facteurs démographiques qui sont observés le plus souvent sont :

- La population totale;
- Le taux de croissance de la population;
- La mortalité, le taux de mortalité des adultes de plus de 25 ans et le choc de mortalité;
- Le nombre annuel de naissances vivantes;
- L'âge médian;
- L'âge normalisé moyen;
- L'espérance de vie (en années);
- L'âge moyen de la population adulte;
- Le genre dans les couples retraités (époux et épouses);
- D'autres facteurs, comme le nombre de personnes divorcées, de personnes vivant seules ou de femmes.

2.4 Le marché boursier et les facteurs démographiques

Dans la présente section, nous classons tous les travaux de recherche qui tiennent compte de l'incidence des facteurs démographiques sur certaines facettes du marché boursier. Nous répartissons les variables dépendantes utilisées dans quatre catégories distinctes : les indices des cours boursiers, le ratio cours/bénéfices, les rendements et la structure du marché. Nous séparons ces catégories d'après les facteurs démographiques mentionnés à la section 2.3 à titre de variables dépendantes. Le tableau 2.1 en présente un résumé.

2.4.1 Indices des cours boursiers

Les indices des cours boursiers ont joué un rôle capital dans l'analyse du marché boursier. Toutefois, certains chercheurs préfèrent apporter divers ajustements afin de se concentrer sur différents enjeux. De façon générale, les résultats montrent que les cours boursiers (ou rendements) sont touchés positivement par une augmentation de la proportion de la population « d'âge moyen » et qu'ils sont affectés négativement par une augmentation de la proportion de la population « d'âge avancé ».

- Le US Government Accountability Office [10] en vient à la conclusion que l'incidence de la retraite des baby-boomers sur les cours boursiers aux États-Unis, une fois prises en compte les variables économiques, devrait être minime.
- Ang et Maddaloni [3] utilisent les données des pays du G5 et indiquent qu'une augmentation de la proportion de la population de plus de 65 ans est associée à une réduction de la prime de risque sur actions.
- Maurer [56] crée un modèle théorique (étalonné aux É.-U.) qui suggère qu'une plus grande fécondité et(ou) une longévité accrue entraîne une prime de risque sur actions plus élevée. De même, la diminution de la fécondité et(ou) une longévité moindre entraîne une prime de risque sur actions plus faible.
- Davis et Li [20] utilisent les données de sept grands pays de l'OCDE et concluent que les cours réels des actions sont influencés positivement par la proportion de la population âgée de 20 à 39 ans et de 40 à 64 ans, augmentant les cours de 2 % à 3 % pour chaque hausse de 1 % de l'une ou l'autre de ces tranches de population.
- Huynh et coll. [39] utilisent les données australiennes et constatent qu'une augmentation de la proportion de la population âgée de 40 à 64 ans influe positivement sur le cours des actions.
- Lim et Weil [50] tiennent compte de la variation du taux d'activité aux États-Unis. Ils concluent que les cours boursiers augmenteront de 8 %

à compter des années 1990 et qu'ils atteignent un sommet vers 2012. Il y aura ensuite une baisse de 16,5 % aux deux décennies suivantes.

- Kedar-Levy [46] utilise également le taux d'activité aux États-Unis comme variable indépendante. Contrairement à Lim et Weil [50], il conclut que la baisse projetée de ce taux à compter de 2016 devrait entraîner une *augmentation* annuelle de 0,22 % du cours des actions par rapport au taux stable.
- Brooks [11] examine l'impact des groupes d'âge. À partir des données provenant de 16 pays développés, les résultats montrent qu'une augmentation de la proportion de la population âgée de moins de 35 ans entraîne une baisse des cours boursiers, tout comme une hausse de la tranche des 65 ans et plus. Une augmentation de la part des 60 à 64 ans hausse les cours boursiers. Bien qu'il y ait des différences entre les pays, ces résultats généraux demeurent valables, peu importe le pays. Park [60] utilise les données du G5 et constate des résultats semblables; tandis que Bae [5] se sert des données américaines et constate des résultats semblables.
- Jianakoplos et Bernasek [45] étudient à la fois les effets de l'âge et des cohortes sur la répartition des actifs à risque. Ils constatent que l'affectation des actifs du portefeuille aux actions (et aux obligations) diminue avec l'âge, et ce qui étonne, avec les cohortes plus jeunes. Cela suggère un effet à la baisse sur le cours des actions d'une population vieillissante.

2.4.2 Ratio cours/bénéfices

Geanakoplos et coll. [34] établissent certaines prévisions à partir de leur modèle, qu'ils comparent ensuite aux données historiques sur le marché boursier des États-Unis. Ils prédisent d'abord que les ratios cours/bénéfices (C/B) devraient suivre proportionnellement le ratio d'âge moyen aux jeunes adultes. Ils montrent ensuite dans leur modèle que la prime sur capitaux propres devrait covarier avec le ratio d'âge moyen aux jeunes adultes, même si les jeunes tolèrent mieux le risque que les personnes d'âge moyen. En raison

des variations de ce ratio démographique, leur modèle prévoit une baisse du ratio cours/bénéfices sur le marché des actions américaines au cours des 20 prochaines années. Les auteurs mentionnent également que la seule véritable perspective de compenser l'effet d'une petite génération de personnes d'âge moyen qui achètent les actions d'une vaste génération de retraités proviendrait de la participation accrue d'investisseurs de pays en développement au marché des titres des États-Unis.

Jamal et Quayes [44] utilisent le cours des actions de l'indice S&P 500 et le normalisent pour tenir compte des dividendes (ratio des cours aux dividendes) à titre de variable dépendante et le pourcentage de la population que représente la tranche des personnes dont l'âge est favorable aux meilleurs gains à titre de facteur démographique dans leur modèle de régression. Ils affirment que chaque variation du pourcentage de ce groupe d'âge entraîne une variation d'environ 5 % du cours des actions, normalisée pour tenir compte des dividendes. Le US Census Bureau prévoit que la proportion de la population âgée de 40 à 64 ans diminuera, passant de 30,4 % en 2000 à 28 % en 2030, ce qui représente une baisse de 7,9 % du ratio de ce groupe d'épargnants privilégiés par rapport à la population totale. Dans leur analyse, ils laissent à entendre que cela engendrerait une baisse d'environ 39 % du ratio cours/dividendes.

En utilisant des données à jour, Quayes et Jamal [65] obtiennent des résultats légèrement différents. Ils constatent qu'une augmentation de 1 % de la proportion des personnes dont l'âge est favorable aux meilleurs gains se traduit par une hausse d'environ 1,0 % du cours des actions, normalisée pour tenir compte des dividendes, alors qu'une variation de 1 % de la tranche de population de plus de 65 ans suscite une réduction de 2,3 % du cours des actions, normalisée pour les dividendes. L'examen conjoint de ces deux documents remet en question l'efficacité du recours à des tranches de population comme variable explicative de l'ampleur de la variation du ratio cours/dividendes.

Roy et coll. [68] soutiennent que le lien entre le cours des actions et les tendances démographiques est influencé par la théorie du cycle de vie de l'accumulation/le décumul des actifs et par le choix du portefeuille. Les modèles actuels d'accumulation et de décumul d'actifs sont très différents des modèles passés. Les auteurs laissent à entendre qu'il faudrait redéfinir les catégories d'âges utilisées par le passé pour expliquer le cours des actions et les variables économiques à l'avenir. Ils construisent et calculent un ratio de la population d'âge moyen à la population d'âge avancé (ratio « âge moyen/âge avancé ») pour expliquer le ratio cours/bénéfices de l'indice boursier. Pour les États-Unis, d'après les résultats de l'Enquête sur les finances des consommateurs, le ratio « âge moyen/âge avancé » et le ratio réel cours/bénéfices de l'indice S&P500 entretiennent une forte corrélation (0,73) entre 1950 et 2011. À l'aide des données projetées pour le ratio « âge moyen/âge avancé », ils prévoient que le ratio cours/bénéfices diminuera pour les États-Unis, passant de 16,1 à 5,2 en 2025. De plus, ils constatent que les relations entre les ratios cours/bénéfices et « âge moyen/âge avancé » pour la France, l'Allemagne et le Japon sont faibles parce que les tranches d'âge pertinentes qui devraient être utilisées pour définir le ratio « âge moyen/âge avancé » pourraient être différentes pour ces pays.

Ratanabanchuen [66] montre que l'augmentation progressive de la population âgée de 35 à 40 ans depuis les années 1970 a entraîné une évolution sensiblement positive du cours réel des actions ordinaires. De plus, ce document montre une relation statistiquement importante entre les variations quinquennales en pourcentage de la tranche des 35 à 49 ans et le rendement quinquennal réel des actions au Royaume-Uni.

2.4.3 Rendements

Bien que le rendement des bénéfices⁷ soit défini comme un bénéfice par actions (BPA) divisé par le cours de l'action (cours/bénéfices (C/B)) et qu'il s'agisse de la réciproque du ratio C/B, nous l'avons placé dans une catégorie

⁷ Les chercheurs du domaine des finances utilisent habituellement le ratio cours/dividendes (C/D), dans la mesure où l'étude de la variabilité de ce ratio est intéressante. Par ailleurs, les investisseurs mettent habituellement l'accent sur le rendement qu'ils obtiendront d'une action en particulier.

distincte en raison de sa facilité à comparer le rendement potentiel selon différents types d'actifs.

Poterba [63] examine l'impact des changements démographiques sur le rendement en dividendes. Ses résultats montrent que la tranche de population de 40 à 64 ans a une corrélation positive et importante avec le ratio C/D. La tranche de population des plus de 65 ans a également une corrélation positive, bien que l'ampleur représente environ la moitié de la tranche des 40 à 64 ans.

Marekwica et coll. analysent la relation entre la structure démographique et le rendement réel des actions dans les pays du G7. Ils utilisent deux ratios – la tranche des 20 à 39 ans divisée par la tranche des 65 ans et plus (le ratio des « jeunes »), et la tranche des 40 à 64 ans divisée par la tranche des 65 ans et plus (le ratio de l'« âge moyen »). Pour aborder la question des marchés de capitaux internationaux intégrés, les facteurs démographiques ne sont pas seulement calculés séparément pour chaque pays à l'étude, mais aussi pour l'ensemble du G7. Les auteurs soutiennent qu'il n'existait pas de relation solide entre les chocs des variables démographiques et le rendement de l'actif dans le cadre de ces modèles. (On ne peut obtenir des résultats importants que pour le Canada, où le coefficient du premier ratio ne présente pas le signe attendu, tandis que le second ratio est positif.)

L'analyse à long terme de Favero et coll. [30] révèle un vecteur de cointégration stable entre le ratio C/D, la productivité totale des facteurs et un facteur démographique (le ratio des 40 à 49 ans aux 20 à 29 ans). À partir de ces résultats, les auteurs exploitent l'exogénéité et la prévisibilité des facteurs démographiques pour simuler la prime de risque des actions jusqu'en 2050. Leurs résultats laissent entrevoir une diminution, non spectaculaire, de la prime de risque des actions au cours des 10 prochaines années.

Brunetti et Torricelli [12] estiment que le modèle dynamique du phénomène du vieillissement joue un rôle crucial dans le pouvoir explicatif

des variables démographiques dans le cadre d'études empiriques. Plus particulièrement, les résultats de leurs régressions supposent qu'une augmentation de la proportion des jeunes en âge de travailler (20 à 39 ans) a tendance à exercer un effet positif sur le rendement des actions, tandis que le contraire est aussi vrai pour les personnes plus âgées en âge de travailler (40 à 64 ans).

Favero et coll. [29] prédisent une corrélation positive entre la proportion du ratio âge moyen/jeunes (proportion du nombre de personnes de 40 à 49 ans au nombre de personnes de 20 à 29 ans) et le cours sur le marché, par conséquent une corrélation négative avec le rendement des dividendes.

Favero et Tamoni [32] augmentent la série de prédicteurs du rendement du marché boursier en tenant compte du ratio C/D en y adjoignant une variable démographique, le ratio âge moyen (40 à 49 ans) à jeunes (20 à 29 ans), qui saisit la moyenne à déplacement lent mais à moyenne variable dans le temps du ratio C/D aux États-Unis. D'après leurs recherches, les auteurs constatent que le comouvement entre les facteurs démographiques et le rendement sur le marché boursier est négligeable pour les rendements annuels, et qu'il est remarquable pour les rendements à 20 ans. Qui plus est, ils prétendent que la pente de la structure d'échéances du marché boursier, calculée à l'intérieur du cadre qu'ils proposent, demeure descendante même si deux autres sources de risque proposées par Pastor et Stambaugh⁸ [62] (qui appliquent le cadre de Campbell et Viceira⁹ [13]) sont prises en compte.

⁸ En 2008, Pastor et Stambaugh [62] ont élargi le cadre de Campbell et Viceira [13] pour tenir compte de deux autres sources de risque. Une source reflète l'incertitude au sujet de la moyenne du processus qui produit le rendement et l'autre tient compte de l'incertitude des paramètres. À l'intérieur de ce cadre élargi, Pastor et Stambaugh [62] constatent une pente positive pour la structure des échéances du risque lié au marché boursier, malgré des preuves de prévisibilité.

⁹ En 2005, Campbell et Viceira [13] et plus récemment en 2008, Schotman et coll. [70] ont prouvé que même si l'absence de prévisibilité sous-entend une structure de risque à échéance uniforme, la prévisibilité intrinsèque n'entraîne pas une structure de risque à échéance à pente descendante. En effet, le risque à diverses échéances est déterminé par trois composantes : l'incertitude des variables indépendantes identiquement distribuées (i.i.d.), le retour à la moyenne et l'incertitude au sujet des indicateurs prévisionnels.

Lee [49] estime que, conformément à l'hypothèse du cycle de vie du comportement, les rendements à long terme des stratégies de rendement des dividendes sont influencés positivement par la variation démographique de la clientèle, représentée par les variations de la proportion de la population âgée, définie comme la proportion de la population de plus de 65 ans par rapport à la population totale. Essentiellement, il prétend que la demande relative d'actifs à dividendes élevés et donc, la vigueur du rendement relatif des stratégies d'investissement dans le rendement des dividendes, est proportionnelle à l'augmentation de la proportion de la population âgée.

À l'aide d'un vaste échantillon de pays et de 60 années de données, Arnott et Chaves [4] trouvent un lien solide et intuitif entre les transitions démographiques et les rendements du PIB et du marché des capitaux. Ils mesurent les rendements des actions et des obligations comme des rendements excédentaires par rapport aux rendements en espèces du régime intérieur, plutôt qu'à titre de rendements annualisés simples. Ils constatent que les grandes populations de retraités (65 ans et plus) semblent miner le rendement des marchés financiers, ainsi que la croissance économique. Ils prétendent que le Japon, la Finlande et la Suède affichent une combinaison dangereuse de taux de natalité très faibles et d'explosion du nombre de retraités, ce qui leur donne une excellente vue d'ensemble au plan démographique. Leurs résultats pour le Canada, les États-Unis et l'Europe centrale sont mitigés, les projections étant légèrement négatives ou positives, selon la mesure utilisée.

Plutôt que de se concentrer sur les changements démographiques au sein de différents groupes d'âge, comme dans les documents précédents, Huang et coll. [38] adoptent une approche différente en examinant directement la relation entre un choc inattendu du taux de mortalité et la prime pour les actions. Étant donné que les changements au titre de la structure démographique sont déterminés par plusieurs facteurs, comme la structure démographique actuelle, le taux de mortalité, le taux de fécondité et les politiques d'immigration, la séparation de l'incidence du taux de mortalité et

des répercussions d'autres facteurs pourrait fournir une mesure plus précise de la sensibilité de la prime pour les actions en ce qui concerne le taux de mortalité. Elle pourrait également réduire le risque de base auquel sont confrontées les institutions financières lorsqu'elles couvrent des titres liés à la mortalité. En se fondant sur un horizon d'un an, les auteurs constatent que l'ampleur de la hausse de la prime de risque est d'environ 0,54 % par année lorsque le taux de mortalité est inférieur d'un point de base à celui prévu. Ils obtiennent également des résultats semblables lorsqu'ils testent la relation à long terme. Comme on peut le constater, leurs données empiriques révèlent un solide soutien à l'idée qu'un choc inattendu du taux de mortalité est sensiblement corrélé de façon négative avec les primes de risque.

Kedar-Levy [47] projette les effets démographiques sur le rendement des actions entre 2010 et 2050. Son modèle est étalonné pour les paramètres d'après-guerre des marchés financiers américains, et pour les prévisions sur le vieillissement de la population jusqu'en 2050 émises en 2004 par le US Census Bureau. D'après l'estimation de référence d'une espérance de vie moyenne normalisée¹⁰, le résultat montre que l'âge normalisé augmente (et donc l'horizon diminue) et passe de 0,439 en 2010 à 0,469 en 2050. Par suite du vieillissement, on estime à 185 points de base la baisse annuelle moyenne du rendement d'équilibre pendant toute la période comprise entre 2010 et 2050. Cette constatation dépasse la baisse estimative de 60 à 100 points de base par année établie par Geanakoplos et coll. [34] en 2004.

2.4.4 Structure du marché

Il est difficile de déterminer l'impact réel de la structure de la population sur le prix des actifs parce que l'offre d'actifs devrait s'ajuster rapidement aux variations des prix des actifs. Si les marchés des actifs sont efficaces et que l'offre d'actifs est très élastique pour augmenter les prix des actifs, la hausse du prix des actifs entraînerait une augmentation immédiate de l'offre d'actifs, ce qui ne reflète pas une variation réelle du prix des actifs (Park et Rhee [61]). Par conséquent, des chercheurs ont analysé la relation entre la

¹⁰ L'espérance de vie moyenne normalisée représente l'espérance de la durée de vie future attendue. De même, l'âge normalisé moyen est la proportion de la durée de vie passée.

structure de la population et un indice qui représente la taille des marchés des actifs.

Goyal [35] est le premier à considérer que les flux sortants des marchés boursiers constituent une variable dépendante. Il constate que ces flux sont corrélés positivement à la proportion des 65 ans et plus et qu'ils sont corrélés négativement à la proportion des actifs (45 à 64 ans). De plus, la structure de la population ajoute un pouvoir explicatif aux régressions de la prime de risque sur actions. La structure démographique ajoute également un pouvoir explicatif au taux d'investissement/d'épargne pour l'économie américaine. Enfin, les changements démographiques internationaux ont un certain pouvoir pour expliquer les flux de capitaux internationaux.

Davis [19] effectue des travaux empiriques fondés sur l'expérience de 72 pays (dont 23 sont membres de l'OCDE, 36 sont des économies de marché émergentes et 13 sont des économies de transition). Au vu de la documentation existante, il estime que les changements démographiques ont eu un effet détectable sur la structure financière. Il constate un effet positif significatif de la proportion des 40 à 64 ans sur les actions, conformément aux effets de l'aversion pour le risque.

Park et Rhee [61] examinent la taille des marchés boursiers qui, à leur avis, représente la valeur totale des titres cotés en proportion du PIB, à titre de variable indépendante. Ils prétendent toutefois que des variables de composition de la population, comme la proportion des 40 à 64 ans et celle des 65 ans et plus, ne démontrent pas une relation solide avec le rendement réel des actions. La proportion des 65 ans et plus a une relation négative avec le rendement réel des actions. La constatation selon laquelle les 40 à 64 ans, qui ont une plus grande propension à investir dans les actions et à posséder un patrimoine financier plus vaste, n'est pas corrélée avec le rendement réel des actions, est en accord avec Poterba [64]. Dans l'un de leurs modèles où seule la composition de la population était considérée comme la variable explicative, une augmentation de la proportion de personnes âgées (plus de 65 ans) élargit sensiblement la taille des marchés

boursiers.

2.4.5 Autres considérations

D'autres chercheurs analysent l'impact des changements démographiques sur les choix de portefeuille des ménages. Certains d'entre eux ne considèrent pas les actions et les obligations de façon distincte. Fagereng et coll. [21] soutiennent que la part du portefeuille réservée aux actifs à risque est élevée et constante au début et au milieu du cycle de vie à un niveau tout juste inférieur à 50 %. Ils soulignent également qu'à l'approche de la retraite, les ménages commencent à rééquilibrer progressivement leurs actifs à risque, mais de façon soutenue à un rythme quelque peu inférieur à un point de pourcentage par année jusqu'à la retraite (environ à 65 ans). À la retraite, les investisseurs qui demeurent sur le marché boursier maintiennent leur part à environ 30 %.

Mayordomo et coll. [57] montrent que, dans le cas de l'âge, l'investissement maximal optimal dans les actions devrait être effectué par des ménages dirigés par une personne âgée de 45 à 55 ans et qu'il devrait diminuer dans les groupes d'âge subséquents. Ce résultat n'est pas conforme aux données réelles, qui montrent une relation linéaire entre la propriété des actions et l'âge, de sorte que l'investissement le plus élevé dans les actions provient des plus de 55 ans.

Kraft et Munk [48] affirment que la fraction du patrimoine total investi dans les actions oscille entre 23 % et 28 %, selon le niveau du capital humain (études et formation).

Rausch [67] applique un MGI (modèle à générations imbriquées) à des ménages hétérogènes. Il soutient qu'une baisse des taux de fécondité augmente le capital-actions par habitant, la consommation et la production, et diminue les investissements. Le vieillissement de la population accroît le capital-actions par habitant pendant la transition et dans le nouvel équilibre à long terme.

Enfin, Addoum [1] montre que les couples réduisent sensiblement leurs portefeuilles d'actions à la retraite, tandis que ceux des personnes vivant seules demeurent relativement les mêmes.

2.4.6 Résumé des marchés boursiers

À la fin de la présente section, il convient de mentionner que ces chercheurs utilisent différentes techniques économétriques. Certains d'entre eux mettent l'accent sur un pays et d'autres sur un groupe de pays. Le tableau 2.2 renferme un résumé de ces renseignements concernant les articles mentionnés dans la présente section.

2.5 Le marché obligataire et les facteurs démographiques

La notion selon laquelle la démographie devrait influencer sur le rendement des obligations repose souvent sur l'hypothèse d'épargne pendant le cycle de vie, proposée par Modigliani et Brumberg [58] au début des années 1950. En bref, cette hypothèse suggère que l'utilité au cours de la vie est maximisée lorsque les gens empruntent dans leurs jeunes années, qu'ils investissent pour la retraite à l'âge moyen et qu'ils vivent de leurs investissements à la retraite.

Kraft et Munk [48] affirment que la part optimale réservée aux obligations est assez élevée pendant les jeunes années et qu'elle demeure constante pendant un certain temps avant de chuter rapidement à zéro au départ à la retraite. Leurs résultats sont touchés par l'utilisation d'une obligation à 20 ans à coupon zéro comme instrument d'obligations.

Hassan [37] sonde des articles qui visent à déterminer si la structure d'âge influe sur les marchés des actifs et sur le taux de change réel. Ce sondage est intégré à des études portant sur un seul pays et à des études groupant plusieurs pays. L'un des éléments clés de ce sondage est

l'observation découlant de l'analyse du fonds documentaire et selon laquelle la structure d'âge influe sur le taux de change réel.

Dans cette section, nous répartissons la documentation en trois catégories selon la variable dépendante : le rendement des obligations, le prix des obligations et les taux d'intérêt à court terme. Dans chacune de ces catégories, les articles sont divisés par type de variable démographique, comme il est décrit à la section 2.3. Le tableau 2.3 présente un résumé.

2.5.1 Rendement des obligations

Davis et Li [20] utilisent trois intervalles démographiques comme variables indépendantes pour modéliser le rendement réel des obligations dans sept pays de l'OCDE au cours des 50 dernières années. Les coefficients des 40 à 64 ans sont importants et négatifs (réduction du rendement) dans tous les pays. Parmi les 20 à 39 ans, seulement quatre sont importants (tous sont positifs; augmentation du rendement) : les États-Unis, le Royaume-Uni, la France et l'Italie.

Poterba [63] prétend que la corrélation la plus importante se situe entre les facteurs démographiques et le rendement des bons du Trésor. Il suppose que c'est parce qu'il y a moins de variation au chapitre du rendement des bons du Trésor que dans le rendement des actions ou des obligations, ce qui permet de détecter la relation avec les variables démographiques. En outre, selon son modèle ajusté aux données américaines de 1926 à 2003, il constate une attente anormalement élevée de baisse du rendement réel des bons du Trésor (650 points de base) et de chute du rendement des obligations (900 points de base) entre 2000 et 2040. Il estime que l'ampleur de la chute n'est pas plausible et il suppose que cette situation peut être imputable à l'omission d'un biais variable dans ses régressions.

Marekwica et coll. [53] analysent l'interrelation entre les facteurs démographiques et le rendement des actifs dans les pays du G7 pour tester empiriquement l'hypothèse de « crise des actifs ». Ils examinent l'incidence de diverses variables démographiques sur le rendement des obligations du

gouvernement à long terme : la fraction de la population jeune et d'âge moyen dans un modèle de régression, l'espérance de vie et la fécondité dans un autre modèle. Toutefois, leurs résultats pour les obligations et les bons du Trésor n'appuient pas l'hypothèse d'une crise des actifs.

Brunetti et Torricelli [12] régressent le rendement des obligations du gouvernement à partir de variables démographiques et(ou) de variables de contrôle économique à l'aide des données annuelles de 1958 à 2004. Ils découvrent qu'en Italie, seuls les jeunes (20 à 39 ans) influent vraiment sur la dynamique du rendement des obligations du gouvernement à long terme, en raison d'une relation inverse.

Arnott et Chaves [4] utilisent le rendement des dividendes, le rendement des obligations à trois mois et le rendement des obligations à 10 ans comme variables de contrôle dans leurs régressions. Leurs variables explicatives sont le pourcentage de la population totale par groupe d'âge et la variation de ces pourcentages démographiques. Ils évaluent l'effet conjoint de toutes les variables démographiques des régressions au moyen d'un modèle polynomial. Un thème commun ressort de toutes leurs analyses : de grands groupes de retraités (65 ans et plus) semblent miner le rendement des marchés financiers et la croissance économique. Cet effet est moins prononcé pour les obligations que pour les actions, probablement parce qu'elles sont vendues plus tard à la retraite que les actions, selon des conseils financiers largement répandus.

Favero et coll. [31] élaborent un modèle simple de la courbe de rendement. Ils considèrent que le ratio d'âge moyen (40 à 49 ans) aux jeunes (20 à 29 ans) aux États-Unis est la variable démographique pertinente pour déterminer la composante persistante des taux d'intérêt. Ils étudient également le résultat de l'augmentation des modèles autorégressifs pour le rendement nominal des obligations et l'inflation annuelle composée par rapport à un indice de référence où l'effet des facteurs démographiques est nul. Leur modèle prévoit une corrélation négative entre leur variable démographique et le rendement des obligations.

Roy et coll. [68] ajoutent des variables démographiques et économiques à leurs régressions. Le résultat de la régression du rendement des obligations du gouvernement à 10 ans sur le ratio des « jeunes professionnels urbains/intellos » (ratio du nombre des 20 à 34 ans au nombre des 40 à 54 ans) à l'inflation constitue une bonne solution de régression. Le rendement des obligations a tendance à augmenter lorsque le ratio « jeunes professionnels urbains/intellos » augmente, et vice versa.

Les résultats de régression provenant des modèles de Ratanabanchuen [66] montrent que les variations de la tranche des 45 à 49 ans et des 60 à 64 ans semblent avoir un important pouvoir de prévision pour la variation du rendement des obligations du gouvernement à trois ans, à cinq ans et à 10 ans. Les estimations des coefficients sont toutes sensiblement négatives et indiquent qu'une proportion croissante des 60 à 64 ans est associée à une hausse du prix des obligations.

2.5.2 Prix des obligations et taille du marché

Davis et coll. [19] envisagent la capitalisation du marché obligataire en proportion du PIB comme une variable dépendante. Ils constatent une incidence positive de la génération des 65 ans et plus sur la taille du marché obligataire, conformément à l'idée que les personnes âgées sont plus réfractaires au risque. Dans une certaine mesure, les personnes âgées délaissent les actions au profit des obligations.

Brooks [11] analyse l'indice des obligations à rendement total et l'indice des bons du Trésor à rendement total comme variables dépendantes. Ses recherches laissent à entendre que le prix réel des obligations et des bons du Trésor est négativement et sensiblement lié aux cohortes d'âge moyen (entre 40 et 44 ans et 60 à 64 ans). Bien que le prix réel des bons du Trésor soit lié positivement à la variable des 65 ans et plus, ces constatations indiquent que les investisseurs âgés peuvent transférer leurs avoirs financiers dans des bons du Trésor à la retraite afin de réduire le risque de consommation.

Park [61] montre qu'une hausse de la population de 65 ans et plus a pour effet d'accroître la taille du marché obligataire. Il prétend que la corrélation positive entre la proportion de personnes âgées et la taille du marché obligataire ne change pas si d'autres variables explicatives sont ajoutées.

2.5.3 Taux d'intérêt

Maurer [56] régresse les taux d'intérêt réels, le rendement excédentaire du marché boursier et les volatilités conditionnelles sur les variables démographiques à l'aide des données des États-Unis, entre 1926 et 2006. Il utilise deux indices démographiques standard, les taux historiques des naissances et des décès aux États-Unis comme facteurs démographiques de régression. Le résultat laisse à entendre que pour les données et le modèle, le taux d'intérêt diminue à mesure que le taux des naissances augmente, et il augmente lorsque le taux de décès marque une hausse.

Ikeda et Saito [41] analysent le taux d'intérêt réel calculé comme le rendement des obligations du gouvernement à un an, moins le taux d'inflation de l'indice implicite du PIB. Leurs résultats sous-entendent que la réduction du ratio des travailleurs à la population totale a eu pour effet d'abaisser le taux d'intérêt réel au Japon depuis la fin des années 1980, et ce facteur devrait maintenir le taux d'intérêt à un faible niveau à l'avenir. Ils soutiennent que les variations de ce ratio sont plus importantes que les variations de la population totale. Leur analyse quantitative indique que la croissance de la productivité est la principale source de fluctuation du taux d'intérêt réel, mais le facteur démographique est également important au plan quantitatif, surtout pour ses mouvements à long terme.

Aksoy et coll. [2] constatent un cycle de vie distinct, et les taux de croissance, d'investissement et d'intérêt diminuent au fil de la hausse de la fécondité, ils récupèrent alors que la proportion de la population en âge de travailler augmente et ils diminuent à nouveau à mesure qu'augmente la pondération des personnes à charge âgées. En outre, le vieillissement influe sur la décision d'épargne des travailleurs par le biais des taux d'intérêt réels.

Une augmentation permanente de la longévité (amélioration de l'espérance de vie) entraîne un relèvement des taux de croissance à court terme en raison de la diminution de la propension marginale des travailleurs à consommer. Par conséquent, elle conduit à une baisse du taux d'intérêt réel et à une augmentation des activités novatrices.

Carvalho et coll. [16] présentent une limite moins élevée pour les effets de la transition démographique sur le taux d'intérêt réel. En réponse à la transition démographique, ils prétendent que le taux d'intérêt réel devrait passer progressivement de 4 % à environ 2,5 % entre 1990 et 2014. Leur modèle explique environ le tiers de la baisse globale observée au chapitre des données. En outre, leur simulation prévoit que le taux d'intérêt réel diminuera de 50 points de base de plus au cours des 40 prochaines années, avant de se stabiliser autour de sa nouvelle valeur permanente de 2 %. Ils formulent une deuxième présomption importante dans leur article, à savoir que l'augmentation de la probabilité de survie, plutôt que la chute du taux de croissance de la population, est principalement responsable de la baisse du taux d'intérêt réel causée par la transition démographique.

Favilukis et Sheng [33] fournissent de nouvelles preuves empiriques provenant d'un échantillon représentatif des régions statistiques métropolitaines (RSM) des États-Unis, ce qui laisse entendre que la relation entre les données démographiques et les taux d'intérêt est plus complexe que prévu. Même si les RSM plus anciennes jouissent de taux de prêts bancaires moins élevés, elles affichent également des taux de dépôt plus élevés. Les auteurs construisent un modèle de concurrence imparfaite dans le secteur bancaire qui peut rationaliser certaines de ces constatations.

2.5.4 Autres considérations

À la fin de la présente section, il convient de mentionner que ces chercheurs utilisent différentes techniques économétriques. Certains d'entre eux se concentrent sur un pays en particulier et d'autres sur un groupe de pays. Le tableau 2.4 présente un résumé des renseignements concernant les articles mentionnés dans la présente section.

2.6 Logement

À l'intérieur du fonds documentaire, l'ouvrage de Mankiw et Weil [52] représente le document fondamental. Ces auteurs examinent la demande de logements à un âge précis pour l'année 1970, puis la relation entre le prix du logement et la demande aux États-Unis entre 1947 et 2007. Ils concluent que l'élasticité de la demande est de 5,3 %, ce qui donne à penser qu'une hausse de 1 % de la demande de logements entraîne une hausse de 5,3 % du prix réel du logement.

Un certain nombre d'articles¹¹ analysent l'élasticité du prix des maisons par rapport aux données démographiques variables. Les diverses variables démographiques utilisées dans ces documents sont le ratio de dépendance des personnes âgées, la proportion de la population d'âge actif, la proportion de la population dans la vingtaine et la population totale. Comme il a été mentionné précédemment, Mankiw et Weil [52] utilisent une valeur de demande à un âge spécifique obtenue à partir de régressions transversales. Dans les documents qui utilisent le ratio de dépendance des personnes âgées, son élasticité au prix des maisons est négative et varie de -0,6625 à -1,3167 au seuil significatif de 1 %. Ces documents ont accès aux données des États-Unis, du Japon, de la Hongrie et des pays de l'OCDE.

L'article de Takáts [71] se fonde sur 22 économies avancées. L'auteur conclut qu'une hausse de 1 % du ratio de dépendance des personnes âgées est associé à une chute de 2/3 % du prix des maisons. En revanche, Saita et coll. [69] examinent les données des États-Unis et du Japon. Ils constatent de plus grandes élasticités de -0,9 % pour les États-Unis et de -1,33 % pour le Japon. Par ailleurs, Jäger et Schmidt [43] ne constatent pas une relation importante entre la structure de l'âge et le prix des maisons dans leur analyse des données longitudinales pour 13 pays développés.

¹¹ [28], [52], [57], [59], [69] et [71].

À l'aide de la population totale comme mesure démographique, Takáts [71] constate une élasticité de 1 % par rapport au prix des maisons. Selon la même mesure démographique, Farkas [28] trouve que cette élasticité oscille entre 3 % et 4 %.

L'article de Kraft et Munk [48] n'est pas directement lié à la structure démographique. Les auteurs concluent que l'investissement individuel prévu dans le logement augmente pendant la période d'activité et diminue progressivement à la retraite. Mayordomo et coll. [57] utilisent des données d'Espagne pour analyser les prêts hypothécaires et le logement d'après les groupes d'âge. Ils en viennent à la conclusion que le niveau des prêts hypothécaires est le plus élevé pour les ménages de moins de 35 ans et que les ménages retraités ont le niveau le plus faible.

Černý et coll. [17] et Guirguis et coll. [36] appliquent des approches très différentes. Černý et coll. [17] analysent les données du Royaume-Uni, en recourant à l'âge individuel comme variable démographique. Ils examinent le taux d'occupation du propriétaire et la valeur de cette occupation. Guirguis et coll. [36] ne détectent pas de relation importante entre leur variable démographique (ratio des 25 à 35 ans à la population totale) et le prix réel des maisons.

2.7 Infrastructure

Comme il est mentionné à la section 2.1, aucun document à l'étude n'établit un lien entre le rendement de l'infrastructure et les variables démographiques. En effet, nous avons trouvé seulement cinq documents traitant de l'infrastructure comme une catégorie d'actifs. La présente section résume brièvement ces documents en ordre chronologique.

Idzorek et Armstrong [40] étudient le rôle de l'infrastructure dans la répartition stratégique des actifs pour les portefeuilles. À l'aide d'un éventail d'indices d'infrastructure, ils concluent que l'infrastructure devrait être

traitée comme une catégorie d'actifs distincte pour être intégrée à la répartition des actifs stratégiques. L'inclusion de l'infrastructure ne fournit qu'une modeste amélioration des compromis entre les risques et les récompenses au sein d'un portefeuille. Toutefois, une optimisation sans contraintes ajoutera une affectation importante à l'infrastructure (jusqu'à 6 % du portefeuille).

Inderst [42] donne un aperçu très détaillé de l'infrastructure.

Ben Ammar et coll. [7] élaborent des facteurs de risque communs pour les infrastructures, comme Fama et French [24] pour les actions et les obligations. Leurs sept facteurs de risque sont le vaste marché, la volatilité des flux monétaires, l'effet de levier, la croissance des investissements, le terme, le défaut et les risques réglementaires. Ils testent leur modèle avec des données provenant de secteurs particuliers sur les marchés boursiers : les services publics, les télécommunications et le transport. Ils constatent que leur modèle est efficace, davantage que le modèle à trois facteurs de Fama et French [24] et le modèle à quatre facteurs de Carhart [15].

Bianchi et coll. [8] utilisent le cadre à quatre facteurs de Carhart [15] pour analyser le rendement de l'infrastructure des États-Unis. Ils créent des rendements historiques des infrastructures en utilisant divers indices et la période comprise entre 1927 et 2010. Ils constatent que les rendements affichent une faible comparaison bêta du marché et une prime de valeur. Toutefois, ils relèvent également une variabilité importante des résultats selon les indices utilisés.

Enfin, Bianchi et coll. [9] analysent les données australiennes sur l'infrastructure à partir de quatre indices différents. Ils concluent que l'utilisation d'un rendement historique moyen simple est plus efficace pour la modélisation du rendement futur de l'infrastructure que tout autre modèle conventionnel de calcul du prix des actifs.

2.8 Conclusion

La présente analyse documentaire fournit un résumé de plus de 60 articles, entre autres universitaires, portant sur le lien entre les facteurs démographiques et le rendement des catégories d'actifs. Ces articles couvrent diverses périodes et zones géographiques. Bien que les détails de leurs résultats varient, on en vient souvent à la conclusion générale que le vieillissement de la population nuira au rendement futur des actions, des obligations et du logement. Les points qui suivent résument les effets relevés dans les documents :

- Une hausse de 1 % de la proportion de la population en âge de travailler augmente le rendement des actions d'environ 1,5 % à 5 % par année.
- Une augmentation de 1 % de la proportion de la population de plus de 65 ans réduit le rendement des actions d'environ 0,5 % par année.
- Une augmentation de 1 % de la proportion de la population en âge de travailler réduit le rendement des obligations de 1 % à 1,5 %.
- Une augmentation de 1 % du ratio de dépendance des personnes âgées réduit le prix des maisons de 0,5 % à 1,5 %.

Puisque la plupart des organismes statistiques gouvernementaux produisent actuellement des projections démographiques qui laissent entrevoir un vieillissement de la population, les documents suggèrent qu'il y a lieu d'ajuster à la baisse la plupart des hypothèses au sujet du rendement futur prévu des placements.

Il serait également intéressant de connaître l'incidence relative des facteurs démographiques et des facteurs économiques sur le rendement de diverses catégories d'actifs. Il est difficile de s'écarter des documents et particulièrement difficile d'interpréter cette incidence. Cependant, voici un résumé des résultats dans Davis et Li [20].

- Dans leur analyse de la variation du logarithme des cours réels des actions dans sept pays, trois variables sont statistiquement

importantes – la proportion des 40 à 64 ans, le rendement réel des obligations à long terme et le rendement en dividendes de l'année précédente. Pour chaque point de pourcentage de la proportion de la population de 40 à 64 ans, le logarithme du cours réel des actions augmente de 8 %. Pour chaque augmentation d'un point de pourcentage du rendement réel à long terme, le logarithme du cours réel des actions augmente de 2 %. Enfin, pour chaque augmentation d'un point de pourcentage du rendement en dividendes de l'année précédente, le logarithme du cours réel des actions augmente de 9 %.

- Dans leur analyse de la variation du rendement réel des obligations pour l'ensemble des sept pays, cinq variables étaient importantes – la proportion des 40 à 64 ans, la variation du rendement des obligations à court terme, l'écart entre les rendements des obligations à court et à long terme à l'exercice précédent et les premier et deuxième écarts dans le logarithme de l'IPC. Pour chaque augmentation d'un point de pourcentage de la proportion des 40 à 64 ans, le rendement réel des obligations à long terme diminue de 1,29 %. Pour chaque point de pourcentage d'augmentation du rendement des obligations à court terme, le rendement réel des obligations à long terme augmente de 0,50 %. Pour chaque augmentation d'un point de pourcentage de l'écart de taux par rapport à l'année précédente, le rendement réel des obligations à long terme diminue de 0,72 %. Enfin, pour chaque augmentation d'un point de pourcentage des premier et deuxième écarts du logarithme de l'IPC, le rendement réel des obligations à long terme diminue de 116,4 % et de 143,3 %, respectivement. Pour rendre cette dernière relation plus conceptuelle, si l'IPC était passé de 1,75 % à 2 %, puis à 2,25 % au cours des trois dernières années (c.-à-d. que la première différence de l'IPC est +0,25 % et que la seconde différence est nulle), le rendement réel des obligations devrait être inférieur de 0,14 %.

Du point de vue d'un gestionnaire du risque d'un régime de retraite, il serait important de connaître l'effet relatif du vieillissement de la population sur les actions et les obligations. Autrement dit, les variations de la structure

démographique influent-elles davantage sur les actions que sur les obligations? Malheureusement, il semble exister une lacune dans la documentation existante et les recherches sur ce sujet seraient les bienvenues.

Tableau 2.1: Facteurs du marché boursier à titre de variables dépendantes

Définition démographique		Facteur du marché boursier						
		Cours de l'action		Ratio C/B	Rendement en dividendes	Structure du marché		
Intervalles d'âge et leurs ratios	3LT	[3]	[20]	[39]	[50]	[49]	[53]	[19]
	4LT		[11]	[34]	[68]	[12]	[63]	[61]
	7AG		[10]	[68]	[29]	[30]	[32]	
	15AG		[11]	[66]	[4]			
	81AG/SR		[45]					
Facteurs liés à l'âge de travailler	WA15							
	WA25		[46]			[65]		[35]
	PPEA		[5]	[60]	[44]			[35]
	OAD		[3]			[65]		
Autres facteurs			[56]			[38]	[47]	

Tableau 2.2 : Sommaire des cas et dates de recherche sur le marché boursier

Recherche	Année de publication	Cas/Pays	Période des données
[64]	2001	États-Unis	1910-2000
[20]	2003	7 pays de l'OCDE	Base de données ONU (1998)
[3]	2003	Pays développés	
[50]	2003		
[63]	2004	États-Unis	1926-2003
[35]	2004	États-Unis	
[44]	2004	États-Unis, Royaume-Uni	1950-2000
[34]	2004		
[53]	2006	Tous les pays du G7	1951-2002
[19]	2006	72 pays (23 pays de l'OCDE, 36 ÉMÉ et 13 économies de transition)	1960-2002
[11]	2006	États-Unis – Allemagne – Italie	
[10]	2006	États-Unis	
[46]	2006	États-Unis	1950-2004
[39]	2006	Allemagne	1965-2002
[61]	2007	25 pays (OCDE)	1980-2001
[30]	2009	États-Unis	1909-2006
[67]	2009	Allemagne	
[12]	2010	Italie	1958-2004
[60]	2010	États-Unis	1900-2007
[5]	2010	États-Unis	1949-2005
[32]	2010		
[29]	2011	États-Unis	1909-2006
[56]	2011	États-Unis	1910-2006
[4]	2012	22 pays développés	Données de 60 ans
[68]	2012	États-Unis, Royaume-Uni, Japon, France et Allemagne	
[25]	2012	23 pays	1989-2011
[66]	2013	Royaume-Uni	
[49]	2013	États-Unis	1937-2011
[38]	2013	G7	1950-2007
[1]	2014	États-Unis	
[57]	2014	Irlande	2002-2005
[47]	2014	États-Unis	1950-2005
[21]	2015	Norvège	1995-2009
[31]	2015	États-Unis	1964:2- 2007:4
[65]	2016	États-Unis	1950-2010

Tableau 2.3 : Facteurs du marché obligataire à titre de variables dépendantes

		Rendement des obligations	Prix des obligations/taille du marché	Taux d'intérêt
Intervalles d'âge et leurs ratios	3LT	[12] [20] [31] [53] [63] [68]	[11] [19] [61]	[31] [33]
	4LT			
	7AG	[31]		
	15AG 81AG/SR	[4] [66]	[11]	
Facteurs liés à l'âge de travailler	WA15			[2] [41]
	WA25			[54]
	PPEA			[54]
	OAD			[2]
Autres facteurs		[53]		[16] [56]

Tableau 2.4 : Sommaire des cas et dates de recherche sur le marché obligataire			
Recherche	Année de publication	Cas/pays	Période des données
[20]	2003	7 pays de l'ONU	Base de données ONU (1998)
[63]	2004	États-Unis	1926-2003
[54]	2005	États-Unis, Royaume-Uni, Japon et Irlande	
[53]	2006	Tous les pays du G7	1951-2002
[19]	2006	72 pays (23 pays de l'OCDE, 36 ÉMÉ et 13 économies de transition)	1960-2002
[11]	2006	États-Unis, Allemagne, Italie	
[61]	2007	25 pays (OCDE)	1980-2001
[30]	2009	États-Unis	1909-2006
[12]	2010	Italie	1958-2004
[56]	2011	États-Unis	1910 -2006
[4]	2012	22 pays développés	Données de 60 ans
[68]	2012	États-Unis, Royaume-Uni, Japon, France et Allemagne	
[66]	2013	Royaume-Uni	
[41]	2014	Japon	Depuis 1975
[31]	2015	États-Unis	1964:2- 2007:4
[2]	2015	21 pays de l'OCDE	1970-2007
[16]	2015	Pays développés (Amérique du Nord, Europe de l'Ouest, Japon, Australie Nouvelle-Zélande)	
[33]	2017	États-Unis	1970-2013

Chapitre 3

Spécification d'un modèle comprenant l'incidence de l'évolution de la structure démographique sur la dynamique à long terme du prix des maisons

3.1 Contexte

Pour étudier l'incidence des facteurs démographiques sur le prix des maisons, nous avons proposé d'utiliser les modèles mis au point par Takáts [71] et Nishimura et Takáts [59]. Ces modèles reposent sur une structure de générations qui se recoupe et qui se prêtent à l'étude de l'incidence de générations de tailles inégales sur la dynamique à long terme du prix des actifs. Cependant, le modèle de Nishimura et Takáts [59] suppose que l'offre de logements est fixe, une hypothèse importante que nous assouplissons. Nous modifions également le modèle par d'autres moyens pour nous concentrer sur les caractéristiques qui nous intéressent. Nous utilisons une

fonction d'utilité plus générale, mais non les éléments d'offre d'argent qui ne sont pas nécessaires à notre analyse en ce qui concerne l'intégration d'une variable souple d'offre de logement. Le présent chapitre a pour objet de décrire un modèle de logement dont l'offre n'est pas fixe et qui pourrait être influencée par des facteurs démographiques. Le modèle est décrit à la section 3.2. Les conditions de premier ordre sont présentées à la section 3.3. La section 3.4 énonce une approche de test empirique du modèle. Le tableau 3.3, à la fin du chapitre, renferme un glossaire des termes et expressions utilisés dans le présent document.

3.2 Description du modèle

Le lecteur devrait garder en tête que les modèles économiques sont « stylisés », de sorte que seuls les éléments d'intérêt sont pris en compte. Dans ce modèle, deux générations vivent en même temps, les jeunes et les personnes âgées. Les jeunes reçoivent la « manne du ciel » sous forme de dotation qui jumelle leur propre travail et les legs involontaires des générations antérieures. Il s'agit de leur « revenu ». À partir de ce revenu, ils peuvent consommer et se loger, sans plus. Ils consomment pendant leur jeunesse, de sorte que la forme d'épargne qu'ils apportent avec eux à un âge plus avancé est leur logement. À l'âge avancé, ils vendent une partie de leur logement pour financer leur consommation. Le résidu est transmis à la génération de jeunes qui leur survit.

$$U(c_t, h_t) = u(c_t^y, h_t^y) + \beta u(c_{t+1}^o, h_{t+1}^o) \quad (3.1)$$

$$c_t^y \leq y_t - h_t^{\text{achete}} q_t - h_t^{\text{convertis}} g(h_t^{\text{convertis}}) q_t \quad (3.2)$$

$$h_t^y = h_t^{\text{achete}} + h_t^{\text{convertis}} g(h_t^{\text{convertis}}) \quad (3.3)$$

$$c_{t+1}^o \leq h_{t+1}^{\text{vendre}} q_{t+1} + h_{t+1}^{\text{inoccupé}} g(h_{t+1}^{\text{inoccupé}}) q_{t+1} \quad (3.4)$$

$$h_{t+1}^o = h_{t+1}^{\text{vendre}} + h_{t+1}^{\text{inoccupé}} g(h_{t+1}^{\text{inoccupé}}) - \frac{c_{t+1}^o}{q_{t+1}} \quad (3.5)$$

$$Y_t = f(n_t^Y) + n_{t-1}^O h_{t-1}^O q_t \quad (3.6)$$

$$n_t^O c_t^O = n_t^Y h_t^{\text{acheter}} q_t \quad (3.7)$$

- La formule 3.1 est une fonction d'utilité plus générale que celle de Nishimura et Takáts [59], quoique dénuée d'argent dans le modèle. Au départ, nous utilisons une constante d'aversion relative pour le risque (CARR), une sous-fonction d'utilité assortie d'un paramètre servant à pondérer l'utilité relative de la consommation (c_t) et du logement (h_t). La sous-fonction d'utilité pourrait ressembler à ce qui suit :

$$u(c_t, h_t) = \frac{c_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \Psi \frac{h_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (3.8)$$

Ψ est le paramètre qui détermine l'utilité relative de la consommation et du logement. α est le facteur d'aversion pour le risque de consommation. γ est le facteur d'aversion pour le risque de logement. Si Ψ équivaut à 1 et que les coefficients de l'aversion relative pour le risque¹² sont 1 pour la consommation et le logement, la sous-fonction d'utilité est réduite à la forme utilisée par Nishimura et Takáts [59].

- La formule 3.2 représente la contrainte budgétaire pour les jeunes. La consommation, c_t^Y , constitue ce qui reste après réception du revenu exogène (y_t), la consommation des services de logement achetés des personnes plus âgées et tarifés en unités de consommation ($h_t q_t$), et peut-être la conversion des terrains inutilisés en logements ($h_t^{converti}$). Le coût de conversion du terrain inutilisé en logements est représenté par la fonction $g(\cdot)$ ¹³. En raison du coût de conversion, le consommateur préfère toujours acheter le logement à la génération précédente. Les jeunes ne convertissent des terrains inutilisés en logements que si la génération précédente ne choisit pas de vendre suffisamment de logements. Le marché des terrains inutilisés est présumé concurrentiel : les vendeurs de terrains acceptent le prix du marché, qui équivaut au prix du logement, c'est-à-dire que les terrains inutilisés sont échangés au prix du logement. La conversion des terrains inutilisés en logements se fait à un coût unique.
- La formule 3.3 représente le nombre total de logements disponibles que peut consommer chaque personne de la jeune génération.
- La formule 3.4 constitue la contrainte budgétaire pour la génération précédente. Les personnes plus âgées peuvent consommer à partir du

¹² Par définition, le coefficient d'aversion relative pour le risque est $-cu''(c)/u'(c)$. Par conséquent, lorsque la fonction d'utilité est $\ln(c)$, le coefficient d'aversion relative pour le risque est constant à 1, et lorsque la fonction d'utilité est $c^{1-\alpha}/1-\alpha$, le coefficient d'aversion relative pour le risque est $\alpha \neq 1$.

¹³ Cette fonction sert à remplacer le fait que nous n'avons pas limité la quantité de terrains inutilisés. Elle comporterait un premier et un deuxième dérivés positifs de sorte qu'il deviendrait excessivement coûteux de convertir davantage de terrains inutilisés au-delà d'un certain point.

logement conservé au cours de la période précédente, tarifé à la période actuelle et vendus aux jeunes ($h_{t+1}^{à vendre} q_{t+1}$), et du logement maintenu inoccupé ($h_{t+1}^{inoccupé}$) à un coût, où la fonction coût équivaut au coût de conversion du terrain inutilisé en logement. À l'instar des jeunes, les personnes plus âgées préfèrent toujours vendre leur logement à la jeune génération en raison du coût rattaché à la conservation d'un logement inoccupé. Elles ne conservent un logement inoccupé que si les jeunes ne choisissent pas d'acheter suffisamment de logements.

- La formule 3.5 représente le total des logements disponibles que peuvent utiliser les personnes plus âgées. Il s'agit de ce qui reste du logement que les personnes plus âgées ont acquis à la période précédente après en avoir vendu une partie aux jeunes, en en laissant peut-être une partie inoccupée après en avoir vendu une partie pour leur consommation.
- La formule 3.6 présente une certaine forme fonctionnelle du revenu total, lui-même étant une fonction de la production des jeunes¹⁴ ($f(n_t^Y)$) majorée du logement que les générations précédentes ont légué au prix actuel en unités de consommation.

$$n_{t-1}^o h_{t-1}^o q_t$$

¹⁴ n_t^y et n_t^o représentent le nombre total de membres de la jeune génération et de la génération précédente au temps t respectivement.

Dans notre modèle de base, nous supposons que tous les legs sont involontaires. Ils sont recueillis par un planificateur central, puis redistribués à la jeune génération suivante. Puis, le revenu total de l'économie est distribué proportionnellement à la jeune génération

$$y_{t+1} = \frac{Y_t}{n_{t+1}}$$

- La formule 3.7 est la condition d'équilibre du marché. Les seuls logements que la jeune génération peut acheter proviennent de la génération précédente, qui utilise le produit pour financer sa consommation.

3.3 Conditions de premier ordre

Tout d'abord, il convient de reformuler le modèle à l'aide de certaines formules fonctionnelles insérées pour $u(c, h)$ et $f(n^Y)$ ¹⁵ pour en faciliter l'exposition. Une fonction d'utilité plus générale est utilisée à la sous-section suivante.

¹⁵ Dans cette forme simplifiée, chaque jeune est présumé produire un montant constant, \bar{y} .

3.3.1 Utilité logarithmique

$$U(c_t, h_t) = \ln(c_t^Y) + \ln(h_t^Y) + \beta \ln(c_{t+1}^O) + \beta \ln(h_{t+1}^O) \quad (3.9)$$

$$c_t^Y \leq y_t - h_t^{\text{achete}} q_t - h_t^{\text{converte}} g(h_t^{\text{converte}}) q_t \quad (3.10)$$

$$h_t^Y = h_t^{\text{achete}} + h_t^{\text{converte}} g(h_t^{\text{converte}}) \quad (3.11)$$

$$c_{t+1}^O \leq h_{t+1}^{\text{achete}} q_{t+1} + h_{t+1}^{\text{inoccupie}} g(h_{t+1}^{\text{inoccupie}}) q_{t+1} \quad (3.12)$$

$$h_{t+1}^O = h_{t+1}^{\text{achete}} + h_{t+1}^{\text{inoccupie}} g(h_{t+1}^{\text{inoccupie}}) - \frac{c_{t+1}^O}{q_{t+1}} \quad (3.13)$$

$$Y_t = n_t^Y \bar{y} + n_{t-1}^O h_{t-1}^O q_t \quad (3.14)$$

$$n_t^O c_t^O = n_t^Y h_t^{\text{achete}} q_t \quad (3.15)$$

Il existe potentiellement quatre variables de contrôle : la consommation, chez les jeunes et les personnes plus âgées, et le logement, également chez les jeunes et les personnes plus âgées. Les conditions de premier ordre (CPO) sont les premiers dérivés du système d'équations applicables à chacune de ces variables de contrôle.

$$c_t^Y : \frac{1}{c_t^Y} - \frac{1}{h_t^Y} \frac{1}{q_t} = 0 \quad (3.16)$$

$$h_t^Y : -\frac{1}{c_t^Y} q_t + \frac{1}{h_t^Y} = 0 \quad (3.17)$$

Ces deux CPO équivalent à la formule suivante et la simplifient :

$$c_t^Y = q_t h_t^Y$$

$$c_{t+1}^O : \frac{\beta}{c_{t+1}^O} + \frac{\beta}{h_{t+1}^O} \left(-\frac{1}{q_{t+1}} \right) = 0 \quad (3.18)$$

$$h_{t+1}^O : \frac{\beta}{h_{t+1}^O} + \frac{\beta}{c_{t+1}^O} (-q_{t+1}) = 0 \quad (3.19)$$

Comme par le passé, ces deux expressions sont équivalentes. Elles sont simplifiées en la forme

$$c_{t+1}^O = h_{t+1}^O q_{t+1}$$

Ces deux ensembles de CPO laissent à entendre que dans les deux générations, et pas nécessairement entre elles, il est idéal de partager de façon égale la consommation entre la consommation et le logement. Cette relation découle de la sous-fonction d'utilité utilisée.

3.3.2 Utilité générique de la CARR

$$U(c_t, h_t) = \frac{(c_t^Y)^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \Psi \frac{(h_t^Y)^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta \frac{(c_{t+1}^O)^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \beta \Psi \frac{(h_{t+1}^O)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (3.20)$$

$$c_t^Y \leq y_t - h_t^{\text{achete}} q_t - h_t^{\text{conserve}} g(h_t^{\text{conserve}}) q_t \quad (3.21)$$

$$h_t^Y = h_t^{\text{achete}} + h_t^{\text{conserve}} g(h_t^{\text{conserve}}) \quad (3.22)$$

$$c_{t+1}^O \leq h_{t+1}^{\text{achete}} q_{t+1} + h_{t+1}^{\text{conserve}} g(h_{t+1}^{\text{conserve}}) q_{t+1} \quad (3.23)$$

$$h_{t+1}^O = h_{t+1}^{\text{achete}} + h_{t+1}^{\text{conserve}} g(h_{t+1}^{\text{conserve}}) - \frac{c_{t+1}^O}{q_{t+1}} \quad (3.24)$$

$$Y_t = n_t^Y \bar{y} + n_{t-1}^O h_{t-1}^O q_t \quad (3.25)$$

$$n_t^O c_t^O = n_t^Y h_t^{\text{achete}} q_t \quad (3.26)$$

Les deux CPO pour C_t^y et H_t^y sont équivalentes et elles sont simplifiées à

$$q_t(h_t^y)^\gamma = \Psi(c_t^y)^\alpha$$

En outre, les deux CPO pour C_{t+1}^o et H_{t+1}^o sont équivalentes et sont simplifiées à

$$q_{t+1}(h_{t+1}^o)^\gamma = \Psi(c_{t+1}^o)^\alpha.$$

Une autre étape de cette recherche consistera à analyser les répercussions de la modification de la taille des cohortes à l'intérieur du modèle.

3.4 Approche en matière de tests empiriques

3.4.1 Fonds documentaire existant

La présente section a pour but d'examiner les tests empiriques qui ont été appliqués aux études de la relation entre le prix des maisons et les changements démographiques pour choisir une approche permettant de tester le modèle énoncé à la section 3.2. Plus particulièrement, nous aimerions être en mesure de tester la relation entre la taille relative des générations (c.-à-d. n_t^y/n_t^o ou sa réciproque) et la variation du prix du logement (q_{t+1}/q_t). Même si le fonds documentaire repose sur le document fondamental de Mankiw et Weil [52], les articles proposent des approches différentes afin de détecter une relation importante.

À titre d'approche de fixation du prix d'un actif, Chu [18] mentionne que le logement occupé par le propriétaire est le bien de consommation le plus important et l'actif dominant du portefeuille de la plupart des ménages. La demande de logement occupé par le propriétaire représente donc une combinaison de choix de consommation intratemporels et de choix de portefeuille intertemporels. Ses régressions transversales de Fama-MacBeth révèlent que les modèles conditionnels, sous réserve de la consommation non durable du ratio de logement, sont largement plus efficaces que leurs contreparties sans réserve. Et le modèle conditionnel à double facteur établi dans le présent document est presque aussi efficace que le modèle de Fama-French à trois facteurs. Puisque la demande de logement est une combinaison de demande de consommation et de demande d'actifs, elle renferme des renseignements au sujet du rendement attendu des actifs négociés.

Černý et coll. [17] constatent que la demande logement occupé par le propriétaire est sensible aux changements démographiques et à la réforme d'un système de régimes de retraite par répartition.

Guirguis et coll. [36] considèrent que le ratio de la population (fraction de la population entre 25 et 35 ans) représente l'un des facteurs de prévision de la volatilité du prix réel des maisons. Ils appliquent d'autres facteurs à leur recherche, comme le revenu disponible réel, le stock de logements, les gains en capital nominaux attendus et le taux d'intérêt hypothécaire après impôt.

Kraft et Munk [48] constatent qu'avant la retraite, la stratégie optimale prévoit l'emprunt sur le marché monétaire. Une dizaine d'années avant la retraite et pendant la majeure partie de la retraite, l'investissement total dans le logement dépasse la consommation de logement souhaitée. Cette stratégie peut être mise en œuvre (i) en achetant davantage d'unités de logement et en louant une partie, ou (ii) en achetant une maison dont la taille correspond à la consommation de logement (moyenne) souhaitée pour le reste de la vie et en investissant les actifs financiers se rapportant au prix de la maison (de façon assez intense au tout début de la retraite).

Du point de vue de l'analyse empirique, certains chercheurs visent un pays en particulier ([28], [52], [57] et [69]), alors que d'autres s'intéressent à plusieurs pays et appliquent des régressions de groupe ([51] et [71]). La plupart des chercheurs qui ont recours à la régression ou aux séries chronologiques ont tenu compte du PIB réel par habitant dans leurs tests empiriques ([51], [69] et [71]). Toutefois, quelques chercheurs ajoutent le taux d'intérêt comme variable ou ils en tiennent compte dans leurs tests de robustesse ([36] et [55]).

Fairchild et coll. [22] soutiennent qu'une baisse du taux directeur de la banque centrale pourrait stimuler la demande de logement sur tous les marchés et exercer un effet positif sur le prix des maisons. À partir d'un modèle théorique, Martin [54] prétend que le prix des maisons et les taux d'intérêt doivent avoir une relation inverse. En outre, il démontre que l'effet démographique du baby-boom est un vecteur probable des taux d'intérêt et du prix des maisons, et que ces deux prix sont susceptibles d'être influencés encore pendant un certain temps, à mesure que les baby-boomers partent lentement à la retraite et, éventuellement, meurent.

Farkas [28] est le seul qui tient compte des coûts de construction décalés sur trois ans à titre de variable instrumentale. Il prétend que le recours à des variables décalées sur trois ans est justifié par le fait que, globalement, la période de conception et de construction des logements ne dépasse habituellement pas trois ans.

Cannon et coll. [14] utilisent un ensemble de données longitudinales composé de 7 234 codes postaux (ZIP) dans 155 régions statistiques métropolitaines (RSM) en milieu urbain aux États-Unis. Les données socioéconomiques utilisées dans l'étude comprennent le revenu médian du ménage, le taux de chômage civil, le pourcentage d'emplois de cadres et le pourcentage de logements occupés par le propriétaire.

3.4.2 Approche proposée

Nous proposons de recourir à des données longitudinales se rapportant aux villes, comme suit :

- Phase 1 : Utilisation du prix réel des maisons pour chaque ville à titre de variable dépendante. Le ratio de dépendance des personnes plus âgées à la population totale de chaque province (ou État) constituera les facteurs démographiques. Le PIB réel de la province (ou de l'État) par habitant représentera le facteur économique.
- Phase 2 : Si des données étaient disponibles, nous appliquerions la méthodologie de Farkas [28] et les variables démographiques et de coût de construction décalées sur trois ans à titre de variables accessoires, et nous les comparerions aux résultats de la phase 1. Compte tenu du fait qu'il est difficile d'obtenir les coûts de construction, nous nous attendons à n'utiliser que des variables démographiques décalées à titre de variables instrumentales.
- Phase 3 : Appliquer d'autres facteurs démographiques plutôt que le ratio de dépendance des personnes plus âgées et la population totale.

- Phase 4 : Vérifier la robustesse en ajoutant le taux d'intérêt (taux d'emprunt hypothécaire) au modèle de régression.

D'éventuelles sources de données figurent au tableau 3.2.

Tableau 3.1 : Glossaire

α	Facteur d'aversion pour le risque lié à la consommation
β	taux d'utilité des préférences de temps
γ	Aversion pour le risque lié au logement
Ψ	Utilité relative du logement au plan de la consommation
c_t^Y, c_t^O	Consommation au moment t pour les jeunes (Y) et les personnes plus âgées (O) respectivement
h_t^Y, h_t^O	Consommation de logement au moment t pour les jeunes et les personnes plus âgées
$h_t^{\text{acheté}}$	Logements que les membres de la jeune génération ont acheté de ceux la génération des personnes plus âgées au moment t
h_t^{converti}	Logements que les membres de la génération des personnes plus âgées ont convertis à partir des terrains inutilisés au moment t
$h_t^{\text{à vendre}}$	Logements à la disposition des membres de la génération des personnes plus âgées aux fins de vente aux membres de la jeune génération ou d'occupation au moment t
$h_t^{\text{inoccupé}}$	Excédent de logements de la génération des personnes plus âgées au moment t et qui ne peuvent être vendus aux membres de la jeune génération en raison de la faiblesse de la demande
q_t	Prix du logement exprimé en unités de consommation au moment t
n_t^Y, n_t^O	Nombre de membres de la jeune génération/génération des personnes plus âgées au moment t
y_t	Revenu de chaque membre de la jeune génération au moment t
Y_t	Revenu total de l'économie au moment t
\bar{y}	Montant de revenu (ou PIB) produit par chaque membre de la jeune génération
$g(\cdot)$	Fonction qui représente le coût de conversion des terrains inutilisés en logements ou d'entretien de logements inoccupés. L'argument est le nombre de logements.
$u(\cdot, \cdot)$	Sous-fonction d'utilité pour une cohorte particulière à un moment particulier
$U(\cdot, \cdot)$	Utilité au cours de la vie pour une cohorte particulière

Tableau 3.2: Sources de données pour l'analyse empirique

Élément de données	Canada	États-Unis
Prix des maisons	Teranet et Banque Nationale depuis juillet 1990	Zillow depuis août 2008
IPC	StatCan Disponible par province	Sources diverses, y compris le Bureau of Labor Statistics
Variables démographiques	StatCan Disponible par province	census.gov disponibles par État
Taux d'intérêt hypothécaires	StatCan	hsh.com
Coûts de construction	Pas encore disponibles	Pas encore disponibles

Chapitre 4

Remerciements

Les auteurs tiennent à souligner l'appui de nombreuses personnes et organisations et leur transmettre leurs plus sincères remerciements pour ce soutien, sans lequel le présent projet de recherche n'aurait pu voir le jour. Ce projet particulier a été rendu possible grâce à une subvention du Research Executive Committee REX Pool Fund de la SOA. L'ensemble du projet a bénéficié d'un soutien financier de la part du CRSH, de la SOA, de l'IFoA et de l'ICA, de même que de l'Université de Waterloo (uW) et de l'Université de Kent (UofK).

Les membres du groupe de supervision du projet qui ont gentiment offert leur temps et leurs conseils pendant toute la durée du projet sont : Jim Bridgeman, Ian Genno et Bob Reitano de la SOA; Mark Coleman, Robert Hudson et Steven Rimmer de l'IFoA; Frank Grossman et Nari Persad de l'ICA; de même que le personnel de la SOA, Barb Scott et Steve Siegel, et la représentante de l'IFoA, Catherine Gauld.

Nous soulignons également le travail de Raghav Jain qui a analysé le fonds documentaire, avec le concours d'un étudiant à la maîtrise à l'uW et de Soheyl Sadinejad, fellow au post-doctorat à l'uW. Soheyl a également participé à l'analyse du modèle de logement, tout comme les membres de

l'équipe de recherche, Jaideep Oberoi et Aniketh Pittea, tous deux de l'UofK. Nous sommes également reconnaissants au professeur Kiyohiko Nishimura de l'Université de Tokyo qui a examiné une version du modèle du logement et qui nous a rencontrés pour nous transmettre ses commentaires et ses suggestions.

Bibliographie

- [1] Addoum, Jawad M. Household Portfolio Choice and Retirement, 2014, disponible sur SSRN:<http://ssrn.com/abstract=2355435> ou sur <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2355435>.
- [2] Aksoy, Yunus, Henrique S. Basso, Ron Smith et Tobias Grasl. Demographic structure and macroeconomic trends. Banco de Espana, octobre 2015. URL: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2669321>.
- [3] Ang, Andrew et Angela Maddaloni. Do demographic changes affect risk premiums? Evidence from international data, 2001, rapport technique, National Bureau of Economic Research.
- [4] Arnott, Robert D. et Denis B. Chaves. Demographic changes, financial markets, and the economy, 2012, dans *Financial Analysts Journal*, n° 61(1).
- [5] Bae, Youngsoo. Stock prices and demographic structure: A cointegration approach, 2010, *Economics Letters*, n° 107(3), pp. 341–344.
- [6] Bakshi, Gurdip S. et Zhiwu Chen. Baby boom, population aging, and capital markets, dans *Journal of Business*, 1994, pp. 165–202.
- [7] Ben Ammar, Semir, Martin Eling et coll., Common risk factors of infrastructure firms, 2013, rapport technique, University de St. Gallen, École des finances.
- [8] Bianchi, Robert J., Graham Bornholt, Michael E. Drew et Michael F. Howard. Long-term U.S. infrastructure returns and portfolio selection, dans *Journal of Banking & Finance*, 2014, vol. 42, pp. 314–325.
- [9] Bianchi, Robert J., Michael E. Drew. et Timothy Whittaker. The predictability of Australian listed infrastructure and public-private partnership returns using asset pricing models, 2014.
- [10] Bovbjerg, Barbara D. et George A. Scott. Baby boom generation, retirement of baby boomers is unlikely to precipitate dramatic decline in market returns, but broader risks threaten retirement security, Report to Congressional Committees, United States Government Accountability Office, juillet 2006, No:GAO-06-718.

- [11] Brooks, Robin. Demographic Change and Asset Prices. Dans Christopher Kent, Anna Park et Daniel Rees (sld). *Demography and Financial Markets*, juin 2006, RBA Annual Conference Volume, Reserve Bank of Australia.
- [12] Brunetti, Marianna et Costanza Torricelli. Demographics and asset returns: does the dynamics of population ageing matter?, dans *Annals of Finance*, 2010, n° 6(2), pp. 193–219.
- [13] Campbell, John Y. et Luis M. Viceira. The term structure of the risk–return trade-off, dans *Financial Analysts Journal*, 2005, n° 61(1), pp. 34-44.
- [14] Cannon, Susanne, Norman G. Miller et Gurupdesh S. Pandher. Risk and return in the US housing market: A cross-sectional asset-pricing approach, dans *Real Estate Economics*, 2006, n° 34(4), pp. 519–552.
- [15] Carhart, Mark M. On persistence in mutual fund performance, dans *The Journal of finance*, 1997, no 52(1), pp. 57–82.
- [16] Carvalho, Carlos, Andrea Ferrero et Fernanda Nechio. Demographics and real interest rates: Inspecting the mechanism, 2015.
- [17] Černý, Aleš, David Miles et Lubomir Schmidt. The impact of changing demographics and pensions on the demand for housing and financial assets, 2006.
- [18] Chu, Yongqiang. An intertemporal capital asset pricing model with owner-occupied housing. *Real Estate Economics*, 2010, n° 38(3), pp. 427-465.
- [19] Davis, E. Philip. How will ageing affect the structure of financial markets? Dans Christopher Kent, Anna Park et Daniel Rees (sld), dans *Demography and Financial Markets*, juin 2006, RBA Annual Conference Volume, Reserve Bank of Australia.
- [20] Davis, E. Philip et Christine Li. Demographics and financial asset prices in the major industrial economies, 2003, Brunel University, documents de travail en économie et en finances.
- [21] Fagereng, Andreas, Charles Gottlieb et Luigi Guiso. Asset market participation and portfolio choice over the life-cycle, 2015, SAFE Working Paper No. 115. Disponible sur SSRN : <http://ssrn.com/abstract=2660160> ou <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2660160>.
- [22] Fairchild, Joseph, Jun Ma et Shu Wu. Understanding housing market volatility, dans *Journal of Money, Credit and Banking*, 2015, n° 47(7), pp. 1309-1337.
- [23] Fama, Eugene F. et Kenneth R. French. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, juin 1992, n° 48, pp. 427-465.
- [24] Fama, Eugene F. et Kenneth R. French. Common risk factors in the returns

- on stocks and bonds, dans *Journal of Financial Economics*, 1993, n° 33, p. 356.
- [25] Fama, Eugene F. et Kenneth R. French. Size, value, and momentum in international stock returns, dans *Journal of Financial Economics*, 2012, 105(3), pp. 457–472.
- [26] Fama, Eugene F. et Kenneth R. French. Dissecting anomalies with a five-factor model, dans *The Review of Financial Studies*, 2016, n° 29(1), pp. 69-103.
- [27] Fama, Eugene F. et Kenneth R. French. International tests of a five-factor asset pricing model, dans *Journal of Financial Economics*, 2017, n° 123(3), pp. 441–463.
- [28] Farkas, Miklós. *Housing Demand and Demographic Trends: Evidence from Hungary*, 2011, thèse de doctorat, Central European University.
- [29] Favero, Carlo A., Arie E. Gozluklu et Andrea Tamoni. Demographic trends, the dividend-price ratio, and the predictability of long-run stock market returns, dans *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, novembre 2011, n° 46, pp. 1493–1520.
- [30] Favero, Carlo A., Arie Eskenazi Gozluklu et Andrea Tamoni. Long-run factors and fluctuations in dividend/price, juin 2009, EFA Bergen Meetings Paper.
- [31] Favero, Carlo A., Arie Eskenazi Gozluklu et Haoxi Yang. Demographics and the behavior of interest rates, 2015.
<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2013023>.
- [32] Favero, Carlo A. et Andrea Tamoni. Demographics and the econometrics of the term structure of stock market risk, 2010, IGIER University Bocconi, document de travail n° 367.
- [33] Favilukis, Jack et Jinfei Sheng. Are demographics responsible for the declining interest rates? Evidence from U.S. metropolitan areas. 2017.
- [34] Geanakoplos, John, Michael Magill et Martine Quinzii. Demography and the long-run predictability of the stock market, documents de travail sur l'activité économique, 2004, n° 1 (2004), pp. 241-325. <https://muse.jhu.edu/> (consulté le 6 juin 2016).
- [35] Goyal, Amit. Demographics, stock market flows, and stock returns, dans *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, mars 2004, n° 39, pp. 115-142.
- [36] Guikrguis, Hany S., Christos I. Giannikos et Randy I. Anderson. The US housing market: asset pricing forecasts using time varying coefficients, dans *The Journal of real estate finance and economics*, 2005, n° 30(1), pp. 33–53.

- [37] Hassan, AFM, Ruhul Salim et Harry Bloch. Population age structure, saving, capital flows and the real exchange rate: A survey of the literature, dans *Journal of Economic Surveys*, 2011, n° 25(4), pp. 708–736.
- [38] Huang, Rachel J., Jerry C.Y. Miao et Larry Y. Tzeng. Does mortality improvement increase equity risk premiums? A risk perception perspective, dans *Journal of Empirical Finance*, 2013, n° 22, pp. 67–77.
- [39] Huynh, Wilson, Girijasankar Mallik et Samantha Hettihewa. The impact of macroeconomic variables, demographic structure and compulsory superannuation on share prices: The case of Australia, dans *Journal of International Business Studies*, 2006, n° 37(5), pp. 687–698.
- [40] Idzorek, Thomas et Christopher Armstrong. Infrastructure and strategic asset allocation: Is infrastructure an asset class?, 2009, *Ibbotson Associates*.
- [41] Ikeda, Daisuke et Masashi Saito. The effects of demographic changes on the real interest rate in Japan, dans *Japan and the World Economy*, 2014, n° 32, pp. 37–48.
- [42] Inderst, Georg. Infrastructure as an asset class, 2011.
- [43] Jäger, Philipp et Torsten Schmidt. Demographic change and house prices: Headwind or tailwind?, dans *Economics Letters*, 2017, n° 160, pp. 82-85.
- [44] Jamal, A.M.M. et Shakil Quayes. Demographic structure and stock prices, dans *Economics Letters*, 2004, n° 84(2), pp. 211-215.
- [45] Ammon Jianakoplos, Nancy et Alexandra Bernasek. Financial risk taking by age and birth cohort, dans *Southern Economic Journal*, 2006, pp. 981-1001.
- [46] Kedar-Levy, Haim. Can baby-boomers' retirement increase stock prices?, dans *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2006, n° 46(2), pp. 284-299.
- [47] Kedar-Levy, Haim. The potential effect of {US} baby-boom retirees on stock returns, dans *The North American Journal of Economics and Finance*, 2014, n° 30, pp 106-121.
- [48] Kraft, Holger et Claus Munk. Optimal housing, consumption, and investment decisions over the life cycle, dans *Management Science*, 2011, n° 57(6), pp 1025-1041.
- [49] Fuei Lee, King. Demographics and the long-horizon returns of dividend-yield strategies, dans *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2013, n° 53(2), pp 202-218.
- [50] Lim, K. et D.N. Weil. The baby boom and the stock market boom, dans *Scandinavian Journal of Economics*, 2003, n° 105(3), pp. 359-377.

- [51] Lindh, Thomas et Bo Malmberg. Demography and housing demand – What can we learn from residential construction data?, dans *Journal of Population Economics*, 2008, n° 21(3), pp. 521-539.
- [52] Mankiw, N. Gregory et David N. Weil. The baby boom, the baby bust, and the housing market, dans *Regional science and urban economics*, 1989, n° 19(2), pp. 235-258.
- [53] Marekwica, Marcel, Raimond Maurer et Steffen Sebastian. Asset meltdown: Fact or fiction?, août 2006, Johann-Wolfgang-Goethe University, Frankfurt am Main, août 2006. Fachbereich Wirtschaftswissenschaften : Finance and Accounting, n° 169.
- [54] Martin, Robert F. The baby boom: Predictability in house prices and interest rates. FRB International Finance Discussion Paper No. 847, novembre 2005.
- [55] Martin, Robert F. The baby boom: Predictability in house prices and interest rates, 2005.
- [56] Maurer, Thomas Andrea. Asset pricing implications of demographic change. 24th Australasian Finance and Banking Conference, 2011, document de travail disponible sur <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1836483>.
- [57] Mayodormo, Sergio, Maria Rodriguez-Moreno et Juan Ignacio Pea. Portfolio choice with indivisible and illiquid housing assets: the case of Spain, dans *Quantitative Finance*, 2014, n° 14(11), pp. 2045-2064.
- [58] Modigliani, Franco et Richard H. Brumberg. Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data, 1954, Nouveau-Brunswick, pp. 388-436.
- [59] Nishimura, Kiyohiko G. et Elod Takats. Ageing, property prices and money demand, 2012.
- [60] Park, Cheolbeom. How does changing age distribution impact stock prices? A nonparametric approach, dans *Journal of Applied Econometrics*, 2010, n° 25(7), pp. 1155-1178.
- [61] Park, Daekeun et Changyong Rhee. Population aging and financial markets: A cross-country study, dans *Seoul Journal of Economics*, 2007, n° 20(3), pp. 333-354.
- [62] Pastor, Lubos et Robert F. Stambaugh. Predictive systems: Living with imperfect predictors, dans *The Journal of Finance*, 2009, n° 64(4), pp. 1583-1628.
- [63] Poterba, James M. The impact of population aging on financial markets, document de travail NBER No. 10851, octobre 2004.
- [64] Poterba, James M. Demographic structure and asset returns, dans *Review of Economics and Statistics*, 2001, n° 83(4), pp. 565-584.

- [65] Quayes, Shakil et Abul MM Jamal. Impact of demographic change on stock prices, dans *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2016, n° 60, pp. 172-179.
- [66] Ratanabanchuen, Roongkiat. *Demographic Transition, Pension Schemes Investment, and the Financial Market*, 2013, thèse de doctorat, Department of Management of The London School of Economics and Political Science.
- [67] Rausch, Sebastian. *Macroeconomic Consequences of Demographic Change: Modeling Issues and Applications*, 2009, volume 621 of *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*. Springer Heidelberg-New York.
- [68] Roy, Amlan, Sonali Punhani et Liyan Shi. How demographics affect asset prices global demographics and pensions, février 2002, Crédit Suisse.
- [69] Saita, Yumi, Chihiro Shimizu et Tsutomu Watanabe. Aging and real estate prices: Evidence from Japanese and US regional data, dans *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 2016, n° 9(1), pp. 66-87.
- [70] Schotman, Peter C., Rolf Tschernig et Jan Budek. Long memory and the term structure of risk, dans *Journal of Financial Econometrics*, 2008, n° 6(4), pp. 459-495.
- [71] Takáts, Előd. Aging and house prices, dans *Journal of Housing Economics*, 2012, n° 21(2), pp. 131-141.