

HEC MONTRÉAL

LE PRINCIPE DE PETER ET
LES DIFFÉRENCES ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES

par

Régine Cléophat

Decio Coviello
HEC Montréal
Directeur de recherche

Sciences de la gestion
(Spécialisation Économie Appliquée)

*Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès sciences
(M. Sc.)*

Août 2021
© Régine Cléophat, 2021

« No one undertakes research in physics with the intention of winning a prize [...]. It is the joy of discovering something no one knew before. »

STEPHEN HAWKING

RÉSUMÉ

Au sein d'une organisation, les employés les plus performants aujourd'hui forment-ils nécessairement la meilleure relève pour occuper les responsabilités d'envergure de demain ? Le principe de Peter répond à cette question par la négative puisqu'il évoque l'idée que les firmes hissent leurs travailleurs à leur seuil d'incompétence. Bien plus qu'un adage paradoxal, le phénomène décrit par le Dr Peter a fait l'objet d'une étude récente où ses symptômes, puis sa manifestation chez des vendeurs promus à des rôles managériaux ont été vérifiés. Cette recherche a alors fourni la première preuve empirique sur ce trouble organisationnel. Ce mémoire s'inscrit dans la même veine tout en examinant les différences entre les hommes et les femmes, un exercice jusqu'alors non recensé dans la littérature. Pour ce faire, nous utilisons des données anonymes de personnel d'une institution financière entre les années 2016 et 2019 pour 1) établir une preuve empirique du principe de Peter ; 2) enquêter sur les disparités entre les hommes et les femmes. Nous trouvons que la performance actuelle prédit positivement les chances d'une promotion future et qu'une fois accordée, cette promotion entraîne une baisse de la performance au cours de la même période. Cela vérifie alors l'existence du principe de Peter dans la firme à l'étude. Nos résultats révèlent également que le personnel féminin est plus durement frappé que l'effectif masculin dans l'ensemble. Nous conjecturons avec vraisemblance que les causes de cette différence pourraient être un processus accéléré de promotion pour les femmes et la présence de biais sexistes dans l'évaluation de la performance.

Mots-clés

Principe de Peter, promotion, incitation à la performance, gestion du personnel, différences entre les sexes, effets de traitement, appariement, variable instrumentale, modèle à effets fixes

ABSTRACT

In an organisation, are today's best performers necessarily the best successors for tomorrow's top responsibilities? The Peter Principle suggests not, as it states that firms promote their employees to their level of incompetence. More than a paradoxical adage, the phenomenon described by Dr. Peter has been the subject of a recent study where its symptoms and then its manifestation in salespeople promoted to managerial roles were verified. This research then provided the first empirical test of this organisational disorder. This thesis follows in the same vein but examines the differences between men and women, an exercise not previously reported in the literature. To do so, we use anonymised personnel data from a financial institution between the years 2016 and 2019 to 1) establish empirical evidence of the Peter Principle; 2) investigate gender disparities. We find that current performance positively predicts the chances of a future promotion and that once granted, this promotion leads to a decrease in performance over the same period. This then verifies the existence of the Peter Principle in firm under study. Our results also show that women are hit harder than men overall. We conjecture that the causes of this difference could be an accelerated promotion process for women and the presence of gender bias in performance evaluation.

Keywords

Peter Principle, promotion, performance incentives, personnel management, gender differences, treatment effects, matching, instrumental variable, fixed effects model

TABLE DES MATIÈRES

Résumé	iii
Abstract	v
Liste des tableaux	ix
Liste des figures	xi
Liste des abréviations	xiii
Remerciements	xv
Introduction	1
1 Revue de littérature	7
1.1 <i>Economics, Organizations and Management</i> (1992)	7
1.2 <i>The Peter Principle</i> (1969)	9
1.3 <i>Promotions and the Peter Principle</i> (2019)	10
1.4 Ce mémoire et ses contributions	11
2 Données	15
2.1 Une description de l'échantillon	15
2.2 Un aperçu de la performance	17
2.3 Un aperçu du statut de promotion et de la hiérarchie	18
3 Prémices d'une preuve empirique	25
3.1 La politique de promotion favorise-t-elle fortement la performance actuelle?	25

3.2	La promotion a-t-elle un effet défavorable sur la performance contemporaine?	27
3.3	Les limites	28
4	Modèle empirique	31
4.1	Le cadre des résultats potentiels et la promotion	31
4.2	L'identification en contexte de sélection sur les caractéristiques observables	34
4.3	Le modèle de choix binaire	36
4.3.1	L'approche par la paramétrisation d'une distribution de Bernoulli .	36
4.4	Un retour sur le principe de Peter	37
5	Déploiement méthodologique	39
5.1	La configuration des données	41
5.2	Le design : prétraitement non paramétrique des données	42
5.2.1	La réduction de la dépendance au modèle	42
5.2.2	La méthode d'appariement	43
5.3	L'analyse paramétrique	44
5.3.1	L'estimation de l'impact de la performance passée sur la probabilité conditionnelle d'être promu	44
5.3.2	L'estimation de l'effet de la promotion	45
6	Résultats par le modèle linéaire avec l'échantillon apparié	47
6.1	Les éléments saillants	47
6.2	L'indépendance conditionnelle tient-elle vraiment?	50
7	Repli stratégique — changement de l'hypothèse d'identification	53
7.1	Les résultats potentiels et la variable instrumentale	54
7.2	L'identification en contexte de sélection sur les caractéristiques inobservables	55
7.3	La nouvelle tactique économétrique	58
7.3.1	Le choix de la variable instrumentale	58
7.3.2	L'estimation	59
8	Résultats par variable instrumentale	61

8.1	Une discussion	61
8.2	Qui sont les employés complaisants?	63
8.3	Les différences entre les hommes et les femmes	65
8.3.1	Une réflexion sur les causes et la nature des disparités entre les hommes et les femmes	66
8.4	Les limites	71
Conclusion		75
Bibliographie		79
Annexe I – Démonstrations		i
	Démonstration du théorème 4.2.1	i
	Démonstration du théorème 7.2.1	ii
Annexe II – Résultats d'appariement		v
	L'équilibrage	v

LISTE DES TABLEAUX

2.1	Les statistiques descriptives	16
2.2	Les statistiques descriptives par sexe	17
2.3	Les statistiques descriptives par statut de promotion	20
2.4	Le tableau croisé des catégories d'emploi par sexe	21
2.5	Le tableau croisé, personnel promu uniquement	22
3.1	La probabilité d'être promu selon la performance passée	26
3.2	L'effet d'une promotion sur la performance contemporaine	28
6.1	La probabilité d'être promu de 2017 à 2019	48
6.2	L'effet d'une promotion de 2017 à 2019	49
8.1	L'effet d'une promotion pour les employés complaisants	63
8.2	L'effet d'une promotion sur les employés complaisants	64
8.3	La probabilité d'être promu de 2017 à 2019, par sexe	67
8.4	L'effet d'une promotion, sous-échantillon des hommes	68
8.5	L'effet d'une promotion, sous-échantillon des femmes	70

LISTE DES FIGURES

2.1	La distribution de cote de performance, 2016 à 2019	18
2.2	La distribution de cote de performance, 2016 à 2019 pour les hommes	19
2.3	La distribution de cote de performance, 2016 à 2019 pour les femmes	19
2.4	La <i>heatmap</i> des performances annuelles par rang hiérarchique	23
2.5	La <i>heatmap</i> des performances annuelles par rang hiérarchique pour les hommes	24
2.6	La <i>heatmap</i> des performances annuelles par rang hiérarchique pour les femmes	24
1	Les graphiques de densité	viii

LISTE DES ABRÉVIATIONS

BBC British Broadcasting Corporation

E.F. Effets fixes

MPL Modèle de probabilité linéaire

MSc Maîtrise

N Taille de l'échantillon

Var. Variable

MC2E Doubles moindres carrés ordinaires

2SLS Two-Stage Least Squares

REMERCIEMENTS

Tout d'abord, je remercie mes parents, Jean Jackson Cléopha et Nicole Macéno pour leur support émotif, leur patience et leur écoute tout au long de cette aventure. Merci chers parents pour votre amour et votre investissement sans réserve dans mon éducation. Je remercie également mes amis pour leurs mots d'encouragement. Mes amis, vous vous connaissez. Sachez que je vous dois tous un verre.

Enfin, j'aimerais adresser quelques mots aux enseignants et professeurs qui ont marqué mon parcours académique — ceux qui croyaient déjà en moi avant moi-même. Ces rencontres ont bel et bien aidé l'entreprise de ce mémoire.

Merci à Mme Françoise Chesnay, enseignante de français en 3^e secondaire au Collège Sainte-Marcelline. Vous preniez le temps de souligner mes bons coups en classe et cela me donnait confiance en moi à l'école.

Merci à Mme Catherine Fol, enseignante de science et technologie en 3^e secondaire au Collège Sainte-Marcelline. Loin d'être première de classe à l'époque, je n'oublierai jamais le jour où vous m'avez dit que j'étais douée.

Enfin, merci à mon directeur, Professeur Decio Coviello. Au-delà de votre soutien, je vous remercie profondément pour votre confiance en moi, des portes que vous m'avez ouvertes, mais surtout, d'avoir vu mon potentiel, là où je n'en voyais pas. C'est avec mon bagage rempli d'expériences et de connaissances que je peux dire que cela a été un honneur d'être votre étudiante.

INTRODUCTION

Transportez-vous dans le Nord-est de la Pennsylvanie. Maintenant, imaginez une entreprise « bas bruns » de taille moyenne, fournisseur de papier nommée Dunder Mifflin au sein d'une ville jadis industrielle, Scranton. Si vous connaissez Michael Scott de la série culte *The Office*, vous savez qu'il est le patron le plus incompetent de Dunder Mifflin. Cependant, il était autrefois le meilleur vendeur de cette même entreprise. Plusieurs mots, tous plus cocasses les uns que les autres, sont employés pour décrire ses habiletés de gestion et sa personnalité. Étonnamment, rares sont ceux qui le décrivent comme la quintessence du principe de Peter. Pourtant, si vous connaissez Michael Scott, vous avez vu le principe de Peter en action à la télévision. Véritable affliction organisationnelle, le principe de Peter découle des recherches de l'éducateur et psychologue canadien Lawrence J. Peter. Il l'articule ainsi : « Dans toute hiérarchie, un employé a tendance à s'élever à son niveau d'incompétence et c'est là où il reste » (Peter et Hull, 1969 : 41). En effet, dans ce type d'organisation, les promotions sont souvent accordées en favorisant la performance actuelle au détriment des aptitudes requises pour le poste de demain, qui sont différentes. Le travailleur promu peut être dépourvu de ces compétences particulières, ce qui entraîne son incompétence, une baisse de sa performance et son statu quo au sein d'une hiérarchie. Rappelons-nous que Michael Scott a été le directeur régional de sa succursale pendant plus de 15 ans . C'est également le poste auquel il a été promu à l'époque où il était le vendeur vedette de l'entreprise. À l'épisode *The Deposition*, nous apprenons même qu'il n'était pas sincèrement considéré pour le rôle à l'échelon supérieur. Nous nous doutons tous que cela fût en raison de son incompétence professionnelle flagrante.

Curieusement, la notoriété de ce personnage va au-delà de nos écrans. Dans la sphère universitaire, son histoire a inspiré la première enquête empirique du principe de Peter

par les auteurs Benson, Li et Shue (2019)¹. Ils l'expriment comme l'idée que « les firmes accordent une priorité à la performance actuelle lorsqu'elles prennent des décisions de promotion, au détriment des individus les plus aptes à occuper le rôle postpromotion » (Benson et collab., 2019 : 2131). En étudiant les vendeurs de 131 entreprises américaines sur une période de 6 ans, leur démarche conclut que les meilleurs représentants aujourd'hui deviennent les piètres gestionnaires de demain. Cependant, les chercheurs avertissent qu'il ne s'agit pas d'une preuve que les compagnies sélectionnent leurs employés de façon inefficace. Cela révèle que les firmes acceptent d'encaisser ce mal organisationnel comme un coût par souci de justice perçue par le personnel et surtout, pour des raisons d'incitation à la performance (Milgrom et Roberts, 1992; Benson et collab., 2019).

La proposition du Dr Peter quant à la source de l'incompétence professionnelle est forte d'ingéniosité. Puis, son étude par Benson, Li et Shue (2019) ravive le dilemme entre la gestion efficace du talent et l'incitation à la performance. Le principe de Peter est alors l'aboutissement des multiples frictions qui existent entre ces deux enjeux organisationnels. La littérature sur ce sujet étant limitée, ce mémoire vise à établir une preuve empirique de celle-ci dans une organisation hiérarchique. Dans une firme, trouvons-nous des Michael Scott 2.0? À l'aide de données anonymisées sur le personnel d'une institution financière canadienne, les conséquences de ce phénomène seront étudiées afin de vérifier son existence. Concrètement, celles-ci sont traduites en deux questions auxquelles nous répondrons : 1) la performance actuelle prédit-elle les chances d'une promotion future? ; 2) Une fois accordée, une promotion entraîne-t-elle une baisse de la performance contemporaine? En modélisant la promotion comme un traitement médical à la façon de Benson et collab. (2019), nous ferons usage de la méthodologie sur les effets de traitement pour estimer la probabilité d'une promotion future et ensuite, l'effet d'une promotion sur la performance subséquente.

Bien qu'avant-gardiste, la recherche de Benson et collab. (2019) n'explore pas de contrastes entre les hommes et les femmes. Pourtant, ces dernières vivent une réalité organisationnelle différente des premiers. Ce serait particulièrement le cas dans l'industrie financière,

1. David Robson (2020, 15 juin). « The reasons why people become incompetent at work », BBC Worklife, section Collective Intelligence. Récupéré de <https://www.bbc.com/worklife/article/20200612-the-reasons-why-people-become-incompetent-at-work>.

sans égards aux disparités régionales. Plusieurs études en la matière ont longtemps documenté la progression plus lente et semée d'embûches des femmes face à leurs homologues masculins ainsi que le retard salarial qu'elles accusent par rapport à ceux-ci. Cela est encore d'actualité, car Osler indiquait en 2020 que « la culture d'entreprise [dans les services financiers] est souvent [ternie par] les préjugés et les barrières systémiques contre les femmes » (MacDougall et collab., 2020 : 2). Ce document expose des statistiques qui révèlent une faible progression vers la parité hommes-femmes au sein de la haute direction des institutions financières canadiennes, dessinant alors la claire dichotomie entre les deux sexes sur ce plan. Notamment, en mi-2020, les femmes représentaient 21% des cadres supérieurs, un chiffre basé sur 526 firmes du secteur financier. Ensuite, certaines études suggèrent que les biais sexistes jouent un rôle dans l'écart de promotions entre les hommes et les femmes. Par exemple, Player et collab. (2019) montrent que les chances d'une promotion des femmes reposent nettement sur la performance réalisée et une démonstration soutenue de celle-ci. Quant aux hommes, ils déterminent que l'évaluation de leur potentiel managérial les favorise face à leurs consœurs. À cet égard, Williams et collab. (2021) corroborent ces propos dans leur étude du processus d'audit du système d'évaluation d'une firme. Qui plus est, Lyness et Heilman (2006) révélaient déjà que les femmes à la haute direction sont vulnérables aux idées reçues sexistes puisqu'elles occupent des fonctions de pouvoir et d'influence, qui elles, sont perçues comme typiquement masculine. Elles poursuivent en écrivant que cela nuit à l'évaluation de leur performance dès lors qu'elles n'incarnent pas l'archétype du dirigeant compétitif, dominant et orienté vers les résultats.

Nous nous leurrions si nous croyions que la gent féminine œuvrant dans le secteur financier échappe à ces préjugés. Néanmoins, l'industrie financière peut se vanter de se démarquer des autres sur le plan de la parité hommes-femme. En effet, Osler souligne aussi que celle-ci se distingue favorablement parmi les secteurs du S&P/TSX en observation puisque la plupart des indicateurs et statistiques de « gouvernance au féminin » sont supérieurs à la moyenne organisationnelle canadienne. D'autres publications discutent également de ses efforts tout en concédant qu'il y a encore beaucoup de travail à faire. Effectivement, un article du *Wall Street Journal* parcourt certains des résultats d'une

recherche conjointe par McKinsey et LeanIn qui concluent que le secteur bancaire aux États-Unis est un chef de file dans la promotion des femmes. Quelques statistiques à cet effet sont encourageantes : les femmes occupent 27% des postes de hautes dirigeantes, une proportion plus élevée que la moyenne organisationnelle américaine. L'article mentionne également que bien que les hommes soient initialement surreprésentés dans l'accès à la direction des banques, les femmes les dépassent en matière de progression de carrière à tous les rangs subséquents de la hiérarchie managériale.

Alors, d'une part, les femmes seraient en voie de brouiller la dichotomie entre elles et les hommes sur le plan de la mobilité interne dans certains sous-secteurs financiers. D'un autre côté, nous ne pouvons pas ignorer la persistance d'opinions préconçues envers les femmes qui s'infiltreraient dans la perception, puis l'évaluation de leur performance, une étape cruciale du processus de décision en matière de promotion (Correll et collab., 2020). Ainsi, la question que nous pourrions nous poser va comme suit : une fois le principe de Peter vérifié, pouvons-nous soulever des disparités entre les deux sexes au sein d'une institution financière? C'est là que réside le second objectif de ce mémoire : enquêter sur ces différences entre les hommes et les femmes. Conditionnellement à l'établissement de celles-ci, il s'agira d'offrir des pistes de réflexion sur leurs causes et leur nature en tenant compte de la réalité distincte des deux sexes sur le marché du travail. Afin de pouvoir avoir cette discussion, nous modélisons les hommes et les femmes comme deux groupes disjoints qui forment une partition de l'échantillon de données. La méthodologie abordée plus haut est alors appliquée de la même façon, mais en fonction du sexe. Ainsi, les disparités représentent l'écart mesuré (%) entre le personnel masculin et féminin sur les conséquences du principe de Peter.

Pour ce faire, ce mémoire est organisé 8 chapitres. Tout d'abord, nous réalisons une revue littéraire sur le principe de Peter. Ensuite, le deuxième chapitre présente et décrit les données qui servent aux fins de ce mémoire. Au chapitre 3, nous cherchons à établir les prémices d'une preuve avec un premier exercice économétrique. Nous formalisons notre démarche scientifique au chapitre 4 en présentant notre stratégie empirique à travers le cadre des résultats potentiels. Subséquemment, nous déployons notre méthode mixte au chapitre 5 portant sur la régression linéaire et l'appariement de données. Les

résultats qui en découlent sont analysés au chapitre 6 où nous évaluons aussi de façon critique la validité d'une hypothèse de travail. Cet examen nous mène au chapitre 7 où nous changeons de stratégie empirique et faisons appel à la méthode par variable instrumentale. Le chapitre 8 analyse ces nouveaux résultats, conclut sur la preuve du principe de Peter et enquête sur les causes des différences entre les hommes et les femmes.

Chapitre 1

REVUE DE LITTÉRATURE

« Abandonnez-vous à votre passion pour la science [...], mais que votre science soit humaine, et qu'elle ait un rapport direct avec l'action et la société. »

DAVID HUME

Dans ce chapitre, il s'agit de recenser stratégiquement les écrits sur lesquels notre étude repose. Nous introduisons tout d'abord le rôle de la promotion en guise de mise en contexte. Puis, nous abordons l'origine du principe de Peter, le concept fort de la présente démarche. Enfin, nous dirigeons notre attention sur un test d'envergure sur le phénomène de Peter avec un objectif commun à ce mémoire. Au terme de cette revue, une compréhension solide des écrits sur le sujet aura été acquise, nous permettant de former une proposition de recherche et une boîte à outils méthodologiques pour les ambitions de ce mémoire.

1.1 *Economics, Organizations and Management (1992)*

Il est pertinent de discuter des rôles de la promotion au sein d'une firme afin de comprendre comment les politiques de sélection peuvent donner lieu au principe de Peter. Pour ce faire, nous nous tournons vers les propos de Milgrom et Roberts (1992) dans leur ouvrage phare sur l'économie des organisations. Ils énoncent brillamment les deux rôles des promotions : « [...] Premièrement, elles permettent d'affecter les personnes aux

rôles où elles peuvent le mieux contribuer à la performance et le succès de l'organisation. Deuxièmement, les promotions servent d'incitation et de récompenses » (Milgrom et Roberts, 1992 : 364). Pour soutenir leur premier point, ils déterminent que les rangs les plus élevés d'une organisation hiérarchique exigent un éventail important de connaissances et d'aptitudes. Ils soulignent qu'il est important d'attribuer des individus hautement qualifiés à ces paliers-ci, car le succès et la pérennité de l'organisation en dépendent. En effet, ces derniers exercent typiquement des fonctions influentes sur l'orientation stratégique de la firme. Ainsi, les auteurs argumentent que la promotion représente un mécanisme efficace de sélection des meilleurs employés pour ces rôles cruciaux, car le talent, l'ardeur au travail et bien d'autres critères s'observent chez le personnel déjà embauché.

Bien qu'ils identifient les conditions pour lesquelles ce mécanisme demeure plus optimal que le recrutement externe, ils concèdent qu'il requiert que les postes successifs impliquent le même type de responsabilités. Autrement, la promotion peut hisser les mauvaises personnes à des fonctions décisives. Cela entraîne alors des coûts importants pour la firme, et ce, malgré leurs qualités observables prépromotion. En ce sens, considérer que la connaissance, le savoir-faire et le savoir-être se transfèrent sans équivoque d'une affectation professionnelle à une autre constitue une conception fallacieuse. La présence d'un ordre hiérarchique entre celles-ci exacerbe les conséquences de cette idée fautive. Or, les auteurs remarquent que les organisations s'accrochent aux critères observables d'aujourd'hui comme la performance pour déterminer les individus les plus aptes à occuper les responsabilités vitales de demain, et ce, à chaque palier d'une hiérarchie. Ceci conduit au second rôle de la promotion, soit celui de récompense.

Les écrits sur l'économie du personnel et la théorie organisationnelle sont clairs en la matière : la promotion constitue un outil d'incitation à la performance dans les organisations hiérarchiques. Pour justifier cette affirmation, les auteurs s'attardent aux raisons pécuniaires classiques bien qu'il existe d'autres motifs de désirer la promotion. Cette dernière encourage les travailleurs à exceller davantage, car fréquemment, l'ascension dans la hiérarchie s'accompagne d'une hausse de revenu. Toujours selon Milgrom et Roberts (1992), les augmentations salariales sont souvent rattachées au rang de la hiérarchie et non à l'individu, créant ainsi un engouement important chez le personnel pour une promotion. De plus, les organisations profitent des exploits plus élevés de leurs employés.

Afin que la motivation demeure palpable, la promotion est donc offerte en tant que récompense. Sans quoi, la littérature maintient que les firmes voient les ardeurs de leurs travailleurs se refroidir au détriment de ses propres gains. En revanche, les propos de Milgrom et Roberts (1992) deviennent particulièrement d'intérêt pour notre étude lorsqu'ils conviennent que « la promotion en guise de reconnaissance d'une bonne performance actuelle peut aboutir au fameux principe de Peter ». Dans cette mesure, cette revue des rôles de la promotion nous permet d'illustrer stratégiquement la friction qui existe entre ceux-ci. Nous en déduisons alors que le principe de Peter représente un trouble organisationnel inévitable, mais nécessaire pour motiver les troupes.

1.2 *The Peter Principle* (1969)

Les recherches du Dr Laurence J. Peter ainsi que les écrits de Peter et Hull (1969) ont articulé pour la première fois le principe de Peter. Dans leur ouvrage satirique du même nom, les auteurs définissent soigneusement ce phénomène. Énonçons-le formellement :

Proposition I (LE PRINCIPE DE PETER). *Au sein d'une hiérarchie, tout employé tend à s'élever jusqu'à son niveau d'incompétence*¹.

Dans leur livre, Hull raconte la genèse de cette proposition. Il y explique que le professeur Peter était initialement intrigué par l'incompétence qu'il observait dans le quotidien ; il a constaté qu'elle se logeait à tous les paliers d'une hiérarchie. Puis, face à la persistance du phénomène, il s'est intéressé au processus qui gouverne l'attribution des postes, c'est-à-dire la promotion. D'après ses propos, il a récolté des centaines d'études de cas pour élucider le mystère de l'incompétence professionnelle. Ces cas discutent de personnes qui brillaient très bien dans leur fonction, puis qui après une promotion, accomplissaient leurs nouvelles tâches en affichant une performance médiocre. Ainsi, le Dr Peter a émis une loi générale à partir de plusieurs exemples observés. Bien que l'ouvrage se veuille une caricature de l'appareil administratif, nous sommes d'avis qu'il a une certaine valeur scientifique. La littérature a également acquiescé dans ce sens à la lumière des quelques papiers sur le sujet. De concert avec Milgrom et Roberts (1992), plusieurs études ainsi

1. Peter, Lawrence J. et Raymond Hull (2018). *Le principe de Peter*, Paris, France, J'ai Lu. p.41

que Peter et Hull (1969) admettent en outre que le principe de Peter constitue un mal nécessaire pour motiver les employés.

Quoiqu'ingénieuse, la proposition du Dr Peter ne fait pas l'objet d'une validation empirique dans sa publication originale. À l'époque, disons que nous étions alors au stade d'une découverte scientifique. Puis, un nombre de travaux s'est penché sur la théorisation du principe de Peter. Le lectorat intéressé est invité à consulter deux exemples notoires, soit Lazear (2004) et Fairburn et Malcomson (2001). Vu que l'entreprise de cette recherche se veut empirique, notre revue sur le phénomène de Peter doit tout autant prendre cette tournure. Or, force est de constater que les études de cette nature sont très limitées. Ceci nous conduit au premier travail d'envergure sur la vérification du principe de Peter, 50 ans après sa genèse.

1.3 *Promotions and the Peter Principle (2019)*

Benson, Li et Shue (2019 : 2086) avancent le « premier test empirique à grande échelle du principe de Peter ». Ils définissent ce phénomène de la façon suivante : « les firmes accordent des promotions aux travailleurs qui s'illustrent dans leurs rôles actuels au détriment de ceux qui formeraient les meilleurs gestionnaires » (Benson et collab., 2019 : 2091). En utilisant des microdonnées longitudinales sur des représentants vendeurs de sociétés américaines, les auteurs modélisent une promotion comme un traitement dichotomique et mesurent l'effet des ventes prépromotion sur la probabilité d'être promu. Ils trouvent que les entreprises sont nettement plus susceptibles d'octroyer des promotions aux excellents vendeurs. Puis, ils découvrent que conditionnellement à la performance en matière de ventes passées, les vendeurs vedettes font en moyenne de piètres gestionnaires. En effet, dans cette étude, la qualité managériale se mesure comme étant l'impact de ce rôle sur les ventes des subordonnés. Ce résultat est affligé par deux problèmes, le premier, de données manquantes — la qualité gestionnelle des employés non promus n'est pas observée — et l'autre, d'endogénéité de la promotion. En guise de remède, ils formalisent leur approche à l'aide du cadre des résultats potentiels, puis articulent leur stratégie empirique fondée sur les méthodes d'effets de traitement couramment utilisées en évaluation de programme en économie. Concrètement, ils construisent une politique

de promotion alternative où les vendeurs avec les nombres les plus bas sont promus pour tenter de maximiser la qualité managériale. Ils conservent également la politique qui favorise la performance actuelle. Par la suite, il estime l'effet de la promotion sur la qualité de gestionnaire sous deux régimes : l'une sous la politique pro performance, l'autre sous la politique alternative. Dès lors, une preuve robuste du principe de Peter est établie si l'effet estimé d'une promotion sur la qualité managériale sous le régime régulier (c'est-à-dire en faveur de la performance actuelle) est inférieur à l'effet de la promotion sous le régime alternatif. L'endogénéité de la promotion est mitigée par l'utilisation d'une variable instrumentale.

Ainsi, Benson, Li et Shue (2019) infèrent effectivement que les vendeurs vedettes promus réduisent la performance de leur subordonnée en moyenne de 30% par rapport à la politique de promotion alternative. Ils confirment alors l'existence de preuves empiriques sur le phénomène en question dans les firmes étudiées. Néanmoins, ils avertissent que cela ne veut pas dire que les compagnies ne sont pas au jour avec le principe de Peter. Leurs trouvailles s'ajoutent aux réflexions précédentes sur le compromis auquel les organisations sont confrontées : le principe de Peter est le prix à payer pour inciter les employés à se surpasser. C'est pourquoi les auteurs déterminent également que les firmes gèrent activement ce dilemme.

1.4 Ce mémoire et ses contributions

À l'instar de Benson et collab. (2019), cette recherche désire s'inscrire dans la science sur le principe de Peter en fournissant une preuve empirique de son existence. Concrètement, elle analyse le personnel d'une institution financière et évalue si certains de ses membres sont atteints du principe de Peter. De plus, elle se veut innovante en suggérant pour la première fois que ce phénomène frappe les hommes et les femmes différemment, une assertion non documentée à ce jour par la littérature. Comment comptons-nous procéder ? Répondre à cette question invite le lectorat à faire une incursion dans notre esprit de chercheur.

Rendre le principe de Peter vérifiable, c'est étudier ses conséquences empiriquement. Ceci nous conduit donc au premier corollaire de Peter, car il est une conséquence natu-

relle de la proposition qui la précède :

Corollaire i. *Avec le temps, chaque poste finit par être occupé par un employé incompetent*².

Ainsi, notre première contribution s'inscrit dans la formulation de deux conséquences qui seront soumises aux épreuves de l'expérience :

Corollaire ii. *La performance observée élevée au rang h prédit positivement les chances d'être promu à un poste au rang $h + 1$.*

Corollaire iii. *Toutes choses étant égales par ailleurs, une promotion octroyée au rang h cause une baisse de performance au rang $h + 1$.*

De là, si nous pouvons évaluer empiriquement ces corollaires dans une institution financière, ils vérifient la loi de Peter. Alors, une proposition de recherche embryonnaire va comme suit : *si les corollaires ii et iii sont testés et validés empiriquement, alors le principe de Peter existe au sein de l'organisation en observation.* Une fois l'énoncé traduit en termes quantifiables, la méthodologie de cette étude s'appuie essentiellement sur la démarche novatrice de Benson, Li et Shue (2019) où recevoir une promotion est modélisé comme un traitement médical. Cela permet alors le déploiement des méthodes propres aux effets de traitement. Dans l'optique d'une confirmation de l'expérience, une seconde contribution de ce mémoire consiste à fournir une preuve sur l'existence du principe de Peter, comme mentionné plus tôt. Le lectorat avisé constatera que la proposition de recherche ne tient pas compte du corollaire i. Nous plaidons pour le cas que ceux que nous suggérons sont prépondérants dans l'établissement d'une preuve empirique. En effet, leur préséance est due à la suite ordonnée des conséquences du principe de Peter. La justification va comme suit :

Un employé compétent à l'échelon h a une performance élevée. Il est donc qualifié à une promotion. Éventuellement, il est effectivement promu à un poste du rang $h + 1$. En supposant qu'il ne possède pas les compétences requises pour ce poste et que la formation continue ne soit pas offerte, l'employé n'est pas équipé pour remplir ses nouvelles fonctions. Il devient incompetent au rang $h + 1$ et il affichera une faible performance. Ainsi, entre les échelons $h + 1$ et h , la performance aura baissé.

2. Peter, Lawrence J. et Raymond Hull (2018). Le principe de Peter, Paris, France, J'ai Lu. p.43

Puisque le système ne promeut que les personnes compétentes, l'employé resta au palier $h + 1$. Les conséquences sont : 1) en h , la performance observée était un indicateur prédictif des chances d'être promu pour un poste en $h + 1$; 2) la promotion a hissé le salarié à un poste qui requiert des compétences qu'il ne possède pas. À ce rang de la hiérarchie, il devient incompetent. En présumant que la compétence est statique, la promotion a causé une baisse de la performance observée. Elle explique également le passage de la compétence à l'incompétence ; 3) la performance observée étant faible, le pronostic de promotion sera négatif. De plus, les employés incompetents ne sont pas promus. Ainsi, à long terme, le salarié occupera son poste en $h + 1$ tout en y demeurant incompetent.

De plus, la prépondérance des corollaires ii et iii réside aussi dans la possibilité de les observer dans les données plus rapidement. Dans cette mesure, cette recherche établit une preuve empirique convaincante en vérifiant ces derniers.

Une enquête sur les différences entre les hommes et les femmes. Sachant que ces deux groupes ne vivent pas la même réalité organisationnelle sur les plans de la rémunération, de la promotion ou encore, des avantages sociaux, cette réflexion souhaite prendre une tournure économique. Mesurer de potentielles disparités entre les sexes dans le cadre cette étude devient naturellement impératif. Alors, conditionnellement à l'établissement d'une preuve suffisante, le principe de Peter affligent-ils les hommes et les femmes de la même façon au sein de la firme? Pour ce faire, nous évaluons les corollaires ii et iii en fonction du sexe des employés. Si nous répondons par la négative, la dernière contribution innovante de ce mémoire consiste à faire la lumière sur ces disparités et les raisons qui pourraient expliquer leur présence.

Chapitre 2

DONNÉES

« If the statistics are boring, then you've got the wrong numbers. »

EDWARD R. TUFTE

L'intention de ce chapitre est de dresser un portrait du jeu de données qui servira aux exercices économétriques subséquents. Une attention particulière est accordée aux variables de performance, de promotion et de hiérarchie. Nous nous investiguons également les dichotomies « hommes et femmes » et « promus et non-promus » afin de révéler des disparités intéressantes, le cas échéant.

2.1 Une description de l'échantillon

Les données anonymisées proviennent d'une institution financière canadienne. Elles consistent en un panel de plus de 26 000 employés sur un horizon de temps de quatre années, soit de 2016 à 2019 inclusivement. Au sein de la firme se trouvent 15 secteurs et à l'échelle de celle-ci, nous pouvons observer 5 rangs généraux de hiérarchie dont nous discuterons sous peu. L'échelon composé du plus grand nombre de salariés constitue la classe « Auxiliaire », soit le niveau 1. Toutes les fonctions qu'un employé de cette firme peut remplir sont soumises à la vérification du principe de Peter. Cette étude s'applique à l'ensemble des promotions octroyées, et donc ne se penche pas exclusivement sur les employés du type « technicien » qui transitionnent vers des titres de gestion. Le tableau

2.1 présente les statistiques descriptives des variables d'intérêt. Quelques faits saillants sont : il n'y a pas de promotions accordées en 2016 ; chaque année, près de 60% du personnel est composé de femmes ; la cote de performance moyenne annuelle se situe à 3 et enfin, les cadres correspondent à 11% de l'effectif chaque année.

TABLEAU 2.1 – Les statistiques descriptives

	2016			2017			2018			2019		
	μ	σ	N									
Cote	3,11	0,59	19 501	3,15	0,57	19 501	3,15	0,54	18 575	3,12	0,51	19 110
Service continu	9,76	9,68	19 501	10,76	9,68	19 501	10,84	9,55	18 575	9,93	9,51	19 110
Âge	41,87	11,42	19 501	42,87	11,42	19 501	42,72	11,41	18 575	41,69	11,48	19 110
Femme	0,62	0,49	19 501	0,62	0,49	19 501	0,61	0,49	18 575	0,58	0,49	19 110
Cadre	0,11	0,31	19 501	0,11	0,31	19 501	0,11	0,31	18 575	0,11	0,31	19 110
Promu			19 501	0,02	0,15	19 501	0,11	0,32	18 575	0,10	0,30	19 110
Éligible			19 501	0,72	0,45	19 501	0,67	0,47	18 575	0,64	0,48	19 110

Il manque 25% des cotes de performance en 2016, 31% en 2017, 29% en 2018 et 23% en 2019. Le tableau présente la moyenne et l'écart-type des variables d'intérêt ainsi que le nombre d'individus sous étude dans l'organisation entre 2016 et 2019. Le statut d'éligibilité désigne l'appartenance à un secteur à forte promotion.

Au tableau 2.2, le même exercice de description est réalisé en fonction du sexe des employés. De façon intéressante, les femmes détiennent en moyenne plus d'années de service continu que leur contrepartie masculine, et ce, pour les quatre années en observation. Puis, la proportion de cadres masculins est tout de même plus élevée que celle de leurs homologues féminins. Bien que légère, une différence d'un point de pourcentage s'observe dans le taux de promotion pour les années 2018 et 2019 en faveur du personnel féminin. Enfin, remarquons la proportion accrue de femmes appartenant à un secteur à forte promotion que par rapport aux hommes, et ce à chaque année entre 2016 et 2019. Ce court exposé esquisse déjà l'idée que les femmes soient un peu plus promues que les hommes au sein de cette institution. Cependant, il projette aussi la possibilité que nous trouvions davantage d'hommes que de femmes aux rangs les plus élevés de la hiérarchie en raison du taux de cadre masculin plus important.

TABLEAU 2.2 – Les statistiques descriptives par sexe

Sexe		2016			2017			2018			2019		
		μ	σ	N									
H	Cote	3,09	0,56	7499	3,12	0,59	7499	3,14	0,54	7274	3,12	0,51	7973
	Service continu	7,85	7,87	7499	8,85	7,87	7499	9,04	7,94	7274	8,04	7,93	7973
	Âge	40,53	10,98	7499	41,53	10,98	7499	41,51	10,90	7274	40,47	11,03	7973
	Cadre	0,14	0,35	7499	0,14	0,35	7499	0,14	0,34	7274	0,13	0,34	7973
	Promu			7499	0,02	0,15	7499	0,11	0,31	7274	0,10	0,29	7973
	Éligible			7499	0,64	0,48	7499	0,52	0,50	7274	0,51	0,50	7973
F	Cote	3,12	0,60	12 002	3,16	0,56	12 002	3,15	0,53	11 301	3,12	0,51	11 137
	Service continu	10,96	10,49	12 002	11,95	10,49	12 002	12,00	10,29	11 301	11,28	10,28	11 137
	Âge	42,72	11,60	12 002	43,72	11,60	12 002	43,50	11,66	11 301	42,57	11,72	11 137
	Cadre	0,09	0,29	12 002	0,09	0,29	12 002	0,09	0,29	11 301	0,09	0,29	11 137
	Promu			12 002	0,02	0,16	12 002	0,12	0,32	11 301	0,11	0,31	11 137
	Éligible			12 002	0,77	0,42	12 002	0,78	0,42	11 301	0,74	0,44	11 137

Il manque 25% des cotes de performance en 2016, 31% en 2017, 29% en 2018 et 23% en 2019. Le tableau présente la moyenne et l'écart-type des variables d'intérêt pour les hommes et les femmes 2016 et 2019. Le statut d'éligibilité désigne l'appartenance à un secteur à forte promotion.

2.2 Un aperçu de la performance

La mesure de performance dans le cadre de cette enquête s'exprime par la cote de performance. Il s'agit d'une variable discrète, strictement positive, échelonnée entre les chiffres 1 et 5, où ces derniers caractérisent respectivement la plus faible et la plus élevée des performances. La figure 2.1 démontre qu'annuellement, la performance dite « bien » domine les évaluations avec un taux d'attribution situé entre 70% à 75% durant l'horizon temporel observé. Rares sont les travailleurs qui peuvent se targuer d'afficher une performance « excellente », soit de 5. Les résultats médiocres, c'est-à-dire les cotes de 1 ou 2, demeurent singuliers, mais certainement possibles. Puis, la cote classée comme « très bien » s'attribue généreusement, avec une proportion oscillant autour de 20% tous les ans. Dans l'ensemble, la cote de performance connaît peu de variabilité à la lueur des écarts-types calculés. Enfin, notons que l'échantillon présente un problème de données manquantes : 25% des cotes de performance en 2016 sont indisponibles, 31% en 2017, 29% en 2018 et 23% en 2019. Pour l'instant, nous faisons l'hypothèse que leur absence est

aléatoire.

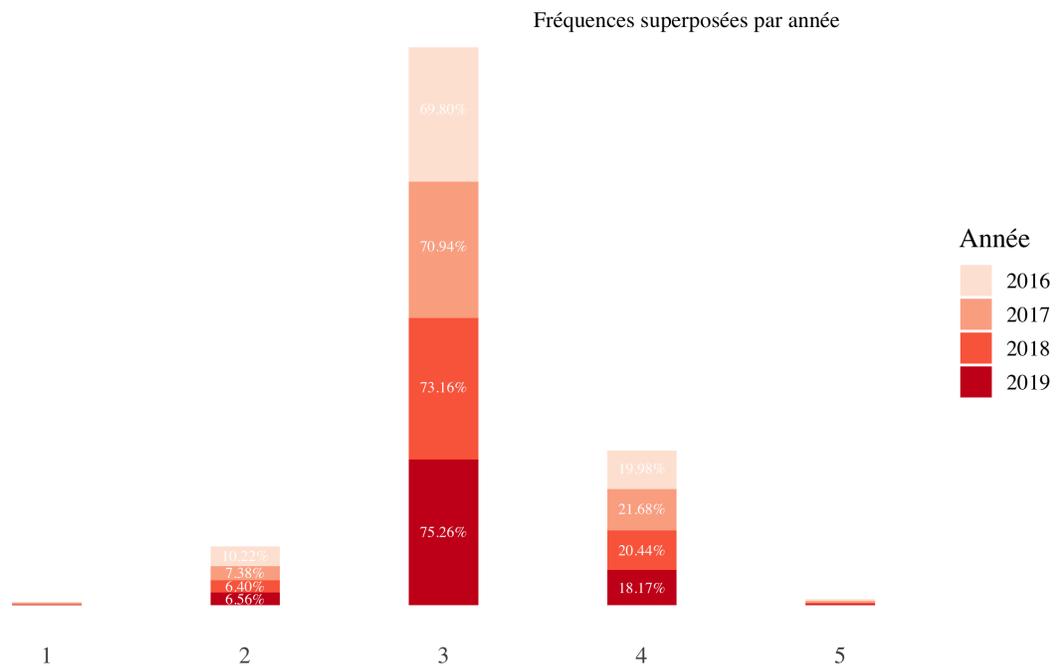


FIGURE 2.1 – La distribution de cote de performance, 2016 à 2019

Encore une fois, nous disséquons la distribution des cotes par sexe. À la lumière des figures 2.2 et 2.3, les mêmes constats s’obtiennent ; il n’y a pas de disparités majeures entre les hommes et les femmes quant à la répartition de leur performance.

2.3 Un aperçu du statut de promotion et de la hiérarchie

La variable promotion représente un statut dichotomique ; elle prend les valeurs 0 ou 1. De 2017 à 2019, 4555 promotions uniques ont été octroyées. L’identification de l’effectif promu provient également de données anonymisées de la firme, de sorte qu’un algorithme n’a pas déterminé ce qui constitue une promotion. Cependant, des données ont dû être écartées ponctuellement. En effet, certains employés ont été sélectionnés plus d’une fois par année. Dans ce cas-ci, seule la première promotion a été comptabilisée. Nous procédons de cette façon pour des raisons principalement méthodologiques ; autrement, il faudrait considérer une fréquence temporelle mensuelle pour une poignée d’employés alors que plusieurs autres variables ne sont pas disponibles sur cette base

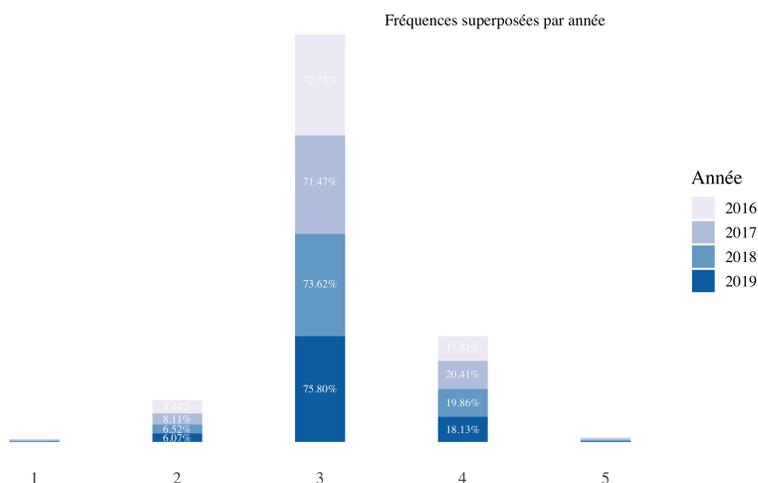


FIGURE 2.2 – La distribution de cote de performance, 2016 à 2019 pour les hommes

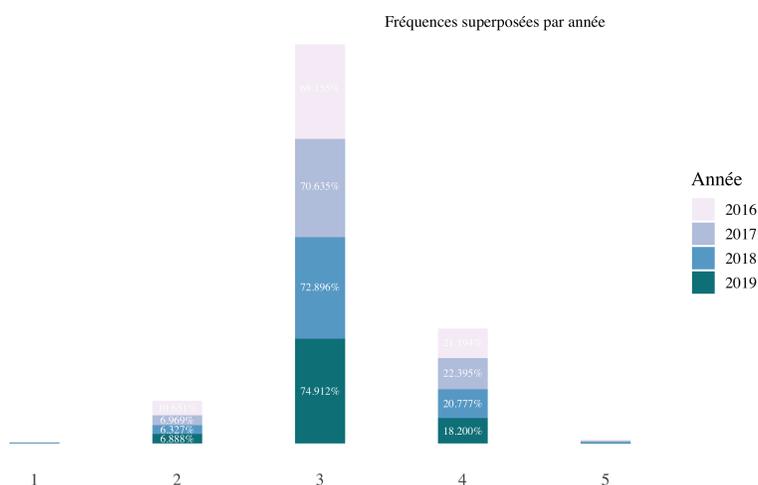


FIGURE 2.3 – La distribution de cote de performance, 2016 à 2019 pour les femmes

périodique. Bien entendu, si un salarié préalablement promu l'est de nouveau au cours de l'année présente, cette promotion est comprise. Le tableau 2.3 présente les statistiques descriptives par statut de promotion. Au premier coup d'œil, ce dernier ne révèle pas de différences frappantes pour l'objectif de cette recherche. Par contre, soulignons que les groupes de travailleurs promus restent en moyenne plus jeunes et possèdent moins d'années de service continu que leurs collègues non promus.

La catégorie d'emploi d'un travailleur capture sa position hiérarchique au sein de

TABLEAU 2.3 – Les statistiques descriptives par statut de promotion

Promu		2016			2017			2018			2019		
		μ	σ	N									
Non	Cote	3,11	0,59	19 501	3,14	0,57	19 034	3,15	0,54	16 443	3,12	0,52	17 154
	Service continu	9,76	9,68	19 501	10,82	9,73	19 034	11,24	9,77	16 443	10,30	9,72	17 154
	Âge	41,87	11,42	19 501	43,01	11,43	19 034	43,50	11,40	16 443	42,39	11,51	17 154
	Cadre	0,11	0,31	19 501	0,11	0,32	19 034	0,11	0,31	16 443	0,11	0,31	17 154
	Femme	0,62	0,49	19 501	0,61	0,49	19 034	0,61	0,49	16 443	0,58	0,49	17 154
	Éligible			19 501	0,72	0,45	19 034	0,66	0,47	16 443	0,63	0,48	17 154
Oui	Cote				3,33	0,57	467	3,15	0,49	2132	3,15	0,45	1956
	Service continu				8,40	7,36	467	7,81	7,01	2132	6,69	6,56	1956
	Âge				37,20	9,15	467	36,71	9,56	2132	35,61	9,24	1956
	Cadre				0,07	0,26	467	0,08	0,28	2132	0,10	0,31	1956
	Femme				0,64	0,48	467	0,63	0,48	2132	0,61	0,49	1956
	Éligible				0,90	0,30	467	0,78	0,41	2132	0,77	0,42	1956

Il manque 25% des cotes de performance en 2016, 31% en 2017, 29% en 2018 et 23% en 2019. Le tableau présente la moyenne et l'écart-type des variables d'intérêt ainsi que le nombre d'individus sous étude dans l'organisation entre 2016 et 2019 en fonction du statut de promotion.

Il n'y a pas de promotions en 2016. Le statut d'éligibilité désigne l'appartenance à un secteur à forte promotion.

l'institution. Le tableau 2.4 montre que les hommes sont nettement plus représentés dans les échelons 4 et 5 de la hiérarchie. Il y a plus de 1,5 fois d'hommes que de femmes à ces paliers. À l'inverse, la classe « Auxiliaire » se démarque par son nombre beaucoup plus élevé de femmes que d'hommes alors qu'elle constitue le niveau le plus bas de la hiérarchie. Les fonctions de type « Cadre » dressent le même portrait. Seuls les cadres intermédiaires demeurent plus au moins à parité de 2016 à 2019. Quant à lui, le tableau 2.5 permet de détecter une particularité intéressante : les femmes avancent de façon substantielle par rapport à leurs collègues masculins pour des postes aux rangs « Auxiliaire » et « Cadre ». Les années 2018 et 2019 témoignent de cette situation et intuitivement, expliquent comment elles contribuent à faire miroiter l'idée que les femmes sont davantage promues que les hommes. Pourtant, cette réalité est toute autre lorsque nous atteignons les paliers 3 à 5 de la hiérarchie. En général, les données rapportent que les hommes se voient accorder plus de promotions que leur contrepartie féminine chaque année. À quelques rares occasions, nous observons une parité parfaite, sinon, quasi-parité. Ainsi, ceci peut constituer une preuve circonstancielle du plafond de verre pour les femmes.

Par contre, il ne faut pas se méprendre : cette preuve demeure descriptive et elle est loin d'être suffisante.

TABLEAU 2.4 – Le tableau croisé des catégories d'emploi par sexe

Hiérarchie		2016		2017		2018		2019		Total
		H	F	H	F	H	F	H	F	
Auxiliaire	N	875	4906	875	4906	873	4525	866	3970	21 796
	%	4,0	22,5	4,0	22,5	4,0	20,8	4,0	18,2	100,0
Cadre	N	1490	3339	1490	3339	1368	3110	1413	3133	18 682
	%	8,0	17,9	8,0	17,9	7,3	16,6	7,6	16,8	100,0
Cadre intermédiaire	N	1720	1841	1720	1841	1454	1604	1545	1652	13 377
	%	12,9	13,8	12,9	13,8	10,9	12,0	11,5	12,3	100,0
Cadre sénior	N	3337	1876	3337	1876	3505	2026	4068	2347	22 372
	%	14,9	8,4	14,9	8,4	15,7	9,1	18,2	10,5	100,0
Haut dirigeant	N	77	40	77	40	74	36	81	35	460
	%	16,7	8,7	16,7	8,7	16,1	7,8	17,6	7,6	100,0
Total	N	7499	12 002	7499	12 002	7274	11 301	7973	11 137	76 687
	%	9,8	15,7	9,8	15,7	9,5	14,7	10,4	14,5	100,0

Le tableau dénombre les employés en fonction de leur niveau hiérarchique et de leur sexe entre 2016 et 2019. Il présente également les fréquences relatives.

À présent, il est utile d'explorer les cotes de performance par niveau hiérarchique au sein de l'organisation. La figure 2.4 s'intéresse à l'ensemble de l'échantillon et elle permet quelques états des faits. Premièrement, il n'y a pas de hauts dirigeants avec une cote égale 1. Dans le même ordre d'idée, ces derniers constituent le groupe le plus fréquent parmi les performances excellentes, soit les cotes 4 et 5. Puis, remarquons sans surprise que la cote de 3 domine encore les évaluations des employés chaque année, toutes catégories d'emploi confondues. Soulignons que les cases qui montrent une proportion de 0% caractérisent de très faibles pourcentages arrondis, mais non nuls de travailleurs visés. Ces observations s'appliquent aussi aux sous-ensembles des hommes. La situation diffère légèrement pour les femmes. En effet, il n'y a pas de hautes dirigeantes avec une cote de 5 en 2016 et 2018. De plus, une proportion modeste d'entre elles affichent une performance médiocre en 2016 avec une cote de 2. En somme, cette discussion permet de proposer que les niveaux hiérarchiques supérieurs s'associent à des performances plus élevées. Compte tenu de la revue de littérature, ceci s'avère cohérent avec les affirmations de Milgrom et Roberts (1992) qui écrivent que les sommets d'une organisation requièrent des

TABLEAU 2.5 – Le tableau croisé, personnel promu uniquement

Promu	Hiérarchie		2017		2018		2019		Total
			H	F	H	F	H	F	
Oui	Auxiliaire	N	31	115	205	659	111	382	1503
		%	2,1	7,7	13,6	43,8	7,4	25,4	100,0
	Cadre	N	86	136	269	375	235	469	1570
		%	5,5	8,7	17,1	23,9	15,0	29,9	100,0
	Cadre intermédiaire	N	28	25	171	164	201	179	768
		%	3,6	3,3	22,3	21,4	26,2	23,3	100,0
	Cadre sénior	N	23	23	148	134	215	160	703
		%	3,3	3,3	21,1	19,1	30,6	22,8	100,0
	Haut dirigeant	N	0	0	5	2	2	2	11
		%	0,0	0,0	45,5	18,2	18,2	18,2	100,0
	Total	N	168	299	798	1334	764	1192	4555
		%	3,7	6,6	17,5	29,3	16,8	26,2	100,0

Le tableau dénombre les employés en fonction de leur niveau hiérarchique et de leur sexe pour le sous-ensemble des employés ayant été promus entre 2017 et 2019. Il présente également les fréquences relatives.

employés talentueux et ultra compétents. Ces derniers affichent alors une performance très élevée.

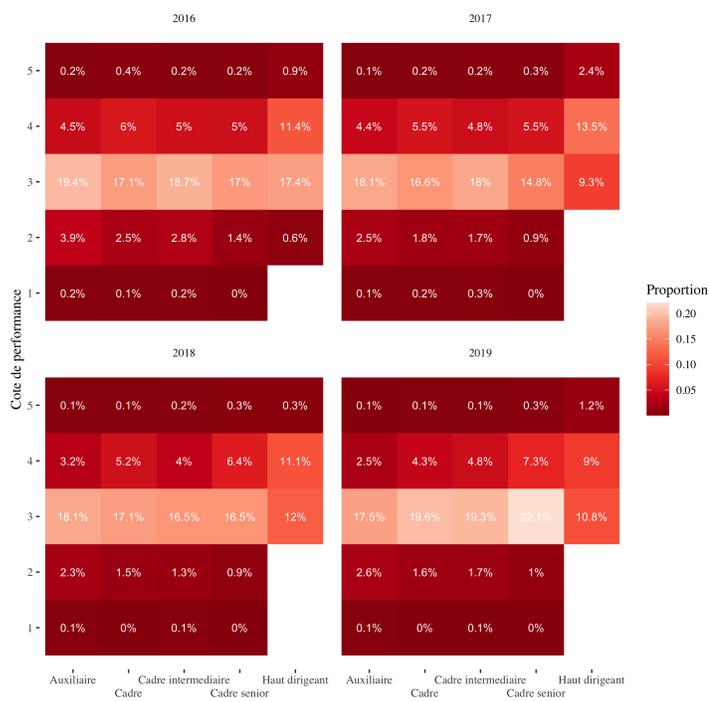


FIGURE 2.4 – La *heatmap* des performances annuelles par rang hiérarchique

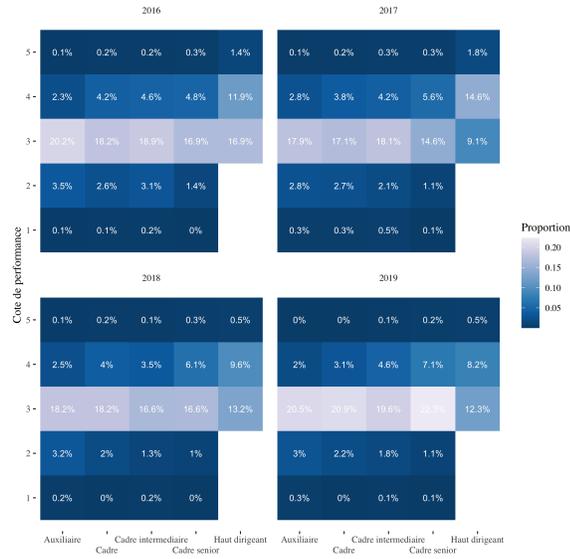


FIGURE 2.5 – La *heatmap* des performances annuelles par rang hiérarchique pour les hommes

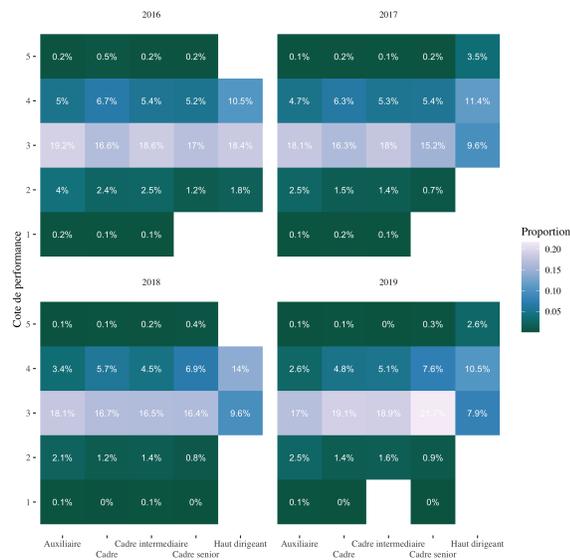


FIGURE 2.6 – La *heatmap* des performances annuelles par rang hiérarchique pour les femmes

Chapitre 3

PRÉMICES D'UNE PREUVE EMPIRIQUE

« Absence de preuve n'est pas preuve d'absence. »

UNE MAXIME

Mettre en application les éléments de notre réflexion lors de notre recension des écrits exige la traduction des corollaires en termes mesurables. Le jeu de données maintenant décrit, ce chapitre tient le rôle de premier exercice empirique et présente les premiers résultats qui en découlent. Pour ce faire, la régression linéaire constitue un modèle de base utile et accessible. Le panel exploré plus tôt suggère l'emploi d'un modèle à effets fixes. Enfin, la modélisation s'appuie directement sur les travaux de Benson et collab. (2019) qui procèdent sensiblement de la même façon pour établir un début de preuve.

3.1 La politique de promotion favorise-t-elle fortement la performance actuelle ?

La performance observée d'un employé i qui oeuvre dans le secteur s au temps t peut être mise en relation avec son statut de promotion future de la manière suivante :

$$\text{Promu}_{ist+1} = \alpha_0 + \rho \text{cote}_{ist} + \alpha_1 \text{age}_{ist} + \alpha_2 \text{service}_{ist} + \delta_{s \times t+1} + v_{ist+1}. \quad (3.1)$$

La variable dépendante Promu_{ist+1} indique si l'employé sera promu ou non. La performance joue le rôle de variable indépendante et elle est caractérisée par cote_{ist} . Ensuite, l'âge ainsi que le service continu sont considérés afin qu'ils ne confondent pas l'analyse.

De plus, des effets fixes caractérisés par une interaction entre l'année et le secteur sont spécifiés pour tenir compte de l'hétérogénéité non observée. Cette interaction est permise pour réduire le problème de dimensionnalité qui se présente au moment de l'estimation. En étudiant ce que nous pensons être les déterminants d'une promotion, le paramètre ρ attire particulièrement notre attention. Une valeur positive de celui-ci signifierait qu'une performance élevée prédit favorablement la probabilité de recevoir une promotion. Son impact sur cette probabilité n'est pas contemporain. Enfin, l'équation 3.1 s'estime par les moindres carrés ordinaires. Une spécification utilisant le logarithme népérien des chances d'être promu est également estimée par le maximum de vraisemblance.

TABLEAU 3.1 – La probabilité d'être promu selon la performance passée

	Statut de promotion					
	MPL			Logit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L(Cote)	0,016*** (0,003)	0,016*** (0,005)	0,016*** (0,005)	0,202*** (0,035)	0,224*** (0,042)	0,234*** (0,039)
L(Âge)			-0,004*** (0,001)			-0,055*** (0,003)
L(Service continu)			-0,001*** (0,000)			-0,020*** (0,004)
N	34 231	34 231	34 231	34 231	34 143	34 143
R ²	0,001	0,034	0,060			
Pseudo R ²				0,002	0,060	0,110
E.F. : secteur d'affaires × année		X	X		X	X

La variable dépendante est le fait d'être promu. Les coefficients sont estimés par MCO et par le maximum de vraisemblance. La spécification (1) et (4) n'utilise que la performance passée comme variable explicative. Les spécifications (2) et (5) ainsi que (3) et (6) tiennent compte de l'âge et du service continu pré promotion. Les erreurs sont robustes à l'hétéroscédasticité ou groupées par effets fixes selon la spécification et sont présentées en parenthèses. Les seuils de signification statistiques sont caractérisés par : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Dans l'ensemble, les résultats au tableau 3.1 confirment que la performance actuelle prédit significativement une promotion future. Bien que la colonne (6) représente les résultats du modèle le plus complet, les effets marginaux ne peuvent pas être évalués. Brièvement, la spécification « logit » avec effets fixes est affligée par le problème de paramètre

accessoire (en anglais, *incidental parameter problem*). La routine d'estimation ne permet pas de dégager des estimateurs pour les effets fixes fiables, donc il n'est pas possible de calculer des effets marginaux. En prenant plutôt la colonne (4) comme référence, le calcul de l'effet marginal moyen suggère l'interprétation suivante : si la cote de performance actuelle augmente d'une unité, la probabilité d'être promu la période suivante grimpe en moyenne de 1,54 point de pourcentage. Nous pourrions également dire que les chances d'une promotion future sont 22,38% plus élevées lorsque la cote de performance actuelle augmente d'une unité.

3.2 La promotion a-t-elle un effet défavorable sur la performance contemporaine ?

Toujours en s'inspirant de Benson et collab. (2019), nous vérifions si, une fois promu, l'employé performe moins bien. Une valeur négative du paramètre τ confirmerait cette assertion :

$$\text{cote}_{ist+1} = \beta_0 + \tau \text{Promu}_{ist+1} + \beta_1 \text{age}_{ist+1} + \beta_2 \text{service}_{ist+1} + \delta_{s \times t+1} + \varepsilon_{ist+1}. \quad (3.2)$$

À cette étape de l'exercice, le constat devient implacable. D'une part, une performance élevée déterminerait positivement l'octroi d'une promotion à un salarié et d'une autre, cette même promotion pourrait nuire à la prestation de celui-ci. Seul le passage du temps permet d'éviter le problème de la simultanéité. Cependant, le modèle n'échappe pas au paradoxe posé par Peter. En effet, comme déclarent les auteurs Benson, Li et Shue : « The Peter Principle [...] by Dr. Laurence J. Peter, describes the following paradox : if organizations promote the best people at their current jobs, then organizations will inevitably promote people until they're no longer good at their jobs » (Benson et collab., 2018 : 2). Dans cette mesure, la méthodologie de cette recherche ne tentera pas d'éviter activement cette antinomie. Toutefois, des défis économétriques s'érigeront et ce sont ceux-là qu'elle tâchera de mitiger. Une discussion éclairera ce point et les chapitres subséquents proposeront les adaptations nécessaires. L'équation 3.2 est encore un modèle avec effets fixes et s'estime par les moindres carrés ordinaires.

TABLEAU 3.2 – L'effet d'une promotion sur la performance contemporaine

	Cote de performance		
	(1)	(2)	(3)
Promotion	0,043*** (0,008)	0,048** (0,018)	0,053** (0,020)
Âge			-0,003*** (0,000)
Service Continu			0,006*** (0,001)
N	55 922	55 922	55 922
R ²	0,000	0,015	0,022
E.F. : secteur d'affaires × année		X	X

La variable dépendante est la cote de performance. Les coefficients sont estimés par MCO. La spécification (1) n'utilise que le statut de promotion actuel comme variable explicative. Les spécifications (2) et (3) tiennent compte de l'âge et du service continu contemporains. Les erreurs sont groupées par effets fixes et sont présentées en parenthèses. Les seuils de signification statistiques sont caractérisés par : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Le tableau 3.2 rapporte des résultats contraires aux attentes. Avec ou sans les effets fixes et une forme fonctionnelle linéaire, les paramètres estimés sont statistiquement significatifs, mais leur signe invalide le corollaire iii. En se situant particulièrement à la colonne (3), l'interprétation va comme suit : le fait d'avoir reçu une promotion hausse la cote de performance de 0,053 unité. Ces conclusions insatisfaisantes sur les conséquences observables du principe de Peter nous obligent à avoir une discussion sur la justesse de la démarche entreprise jusqu'à présent.

3.3 Les limites

Bien que la structure longitudinale des données permette une exploitation plus riche de celles-ci, la classe de modèles paramétriques qui en découle impose un cadre et des hypothèses de modélisation plutôt rigides. Premièrement, le caractère paradoxal du principe de Peter provoque un biais de mauvaise spécification dynamique. En raison de la

variable promotion, la performance d'un employé exhibe de l'autocorrélation. En manquant d'inclure la performance retardée dans l'équation 3.2, les résultats souffrent alors d'un biais de variable omise. Même si on se permettait d'introduire celle-ci, le problème d'endogénéité ne serait pas réglé. En effet, nous devrions imposer « l'absence de dynamique parmi les variables non observées » (Bellemare et collab., 2017 : 950). Par exemple, cela signifie de rayer la possibilité que le salaire futur d'un employé (ce que l'économètre n'observe pas) soit dépendant de celui d'aujourd'hui. Ce genre d'exemple montre que c'est une hypothèse peu susceptible d'être respectée en pratique. Or, elle est requise pour générer des estimations de l'effet de la promotion sans biais. Ainsi, cette situation constitue une limite non négligeable de la démarche actuelle. Deuxièmement, la modélisation ne contrôle pas pour l'hétérogénéité non observée parmi les individus en raison de limites computationnelles. Or, cette hétérogénéité provient du produit de facteurs confondants qui polluent particulièrement l'effet estimé d'une promotion. Les employés qui ont reçu une promotion peuvent posséder un ensemble de caractéristiques distinctes de celles de leurs homologues non promus, ce qui les rend plus susceptibles à obtenir cette même promotion. Un problème surgit si ces caractéristiques clés ont joué un rôle dans la génération de la performance observée. Effectivement, il prend le nom de biais de sélection et met en péril la qualité des estimations. Par conséquent, cet obstacle devient une limite importante qui s'ajoute à notre évaluation. Les résultats ne se montrent plus seulement insatisfaisants, ils se révèlent également discutables.

Chapitre 4

MODÈLE EMPIRIQUE

« Tous les modèles sont faux, mais certains sont utiles. »

GEORGE E. BOX

La revue littéraire a établi qu'il faut observer deux conséquences pour vérifier le principe de Peter. Cependant, l'analyse réalisée au chapitre précédent est affligée par un biais de sélection. Conjugué avec les autres limites discutées, ce problème peut entraîner un biais non négligeable dans les résultats obtenus. Plus particulièrement, cela peut avoir pour effet d'invalider la condition selon laquelle la promotion d'un employé a un impact négatif sur sa performance, infirmant alors l'existence du phénomène à l'étude. À la manière de Benson et collab. (2019), ce chapitre sert à formaliser notre approche par le cadre des résultats potentiels (Rubin, 1974). Ainsi, la notation utilisée est celle qui est largement admise dans la littérature scientifique sur ce sujet. Le dénouement de ce chapitre permettra le déploiement d'un arsenal d'outils méthodologiques sophistiqués pour mitiger les limites abordées jusqu'à présent. Enfin, ce cadre de pensée aboutira également à une proposition de recherche plus précise.

4.1 Le cadre des résultats potentiels et la promotion

Soit un ensemble N d'employés dans une firme. Par la suite, une promotion se modélise comme un traitement binaire D et un travailleur peut ou non le recevoir. Formellement, ce traitement s'écrit :

$$D = \begin{cases} 1, & \text{l'employé reçoit une promotion} \\ 0, & \text{sinon.} \end{cases} \quad (4.1)$$

La variable Y représente la performance potentielle d'un employé et elle est fonction du statut de promotion. Elle prend deux valeurs possibles :

$$Y_D = \begin{cases} Y_1, & \text{la performance potentielle obtenue en présence d'une promotion} \\ Y_0, & \text{la performance potentielle obtenue en l'absence d'une promotion.} \end{cases} \quad (4.2)$$

En contraste, la performance réalisée d'un employé représente la quantité qui s'observe dans les données et elle se note :

$$y = Y_0 \cdot (1 - D) + Y_1 \cdot D. \quad (4.3)$$

Puis, suivant la notation de Imbens (2015), chaque employé i possède également un vecteur de variables de k composantes dénommées \mathbf{X} , avec $\mathbf{X} \in \mathbb{X} \subset \mathbb{R}^k$ où k constitue le nombre de variables, ou plus simplement, le nombre de caractéristiques observables de l'employé. Enfin, il est utile de séparer les employés en deux groupes : le groupe témoin et le groupe d'exposition. Il y a $N_e = \sum_{i=1}^N D_i$ employés dans ce dernier et alors que dans le premier groupe, il y en a $N_t = \sum_{i=1}^N (1 - D_i)$. Ils représentent respectivement les promus et les non promus. La répartition des membres du personnel entre ces deux groupes ne découle pas d'une expérience aléatoire. En effet, l'entreprise ne sélectionne pas les individus au hasard. Ce que nous appelons l'attribution du traitement, soit la probabilité conditionnelle de recevoir une promotion pour l'employé i , est différent de celle de l'employé j . Pour fins de cette étude, il est suffisant de l'introduire ainsi :

Définition 4.1.1 (LE SCORE DE PROPENSION).

$$p(\mathbf{x}_i) \equiv \mathbb{P}[D = 1 \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}_i] = \mathbb{E}[D \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}_i]. \quad (4.4)$$

Suivant ce qui précède, l'attribution non aléatoire à une promotion implique que les groupes témoin et d'exposition qui en résultent s'avèrent difficilement comparables. Effectivement, le chapitre précédent a souligné intuitivement que les employés promus

affichent peut-être des caractéristiques distinctives de leurs homologues, et ce, avant l'exposition au traitement. Ceci rappelle le biais de sélection abordé précédemment et confirme l'usage d'une stratégie empirique qui tentera de le réduire. Finalement, nous devons poser le postulat nécessaire qu'il y a absence d'effets de diffusion. En effet, la performance de l'employé j en réponse à son propre statut de promotion ne dépend que de ce dernier et ne doit pas être affectée par la promotion (ou non) de l'employé i .

À présent, il est possible de construire un premier paramètre qui capture l'effet de la promotion en fonction des performances potentielles. Selon ce cadre, il se définit ainsi pour un employé i :

Définition 4.1.2 (L'EFFET CAUSAL DU TRAITEMENT).

$$\tau_i \equiv y_{i1} - y_{i0}, \quad (4.5)$$

où y_{i1} représente la performance qui aurait été obtenue par l'employé i s'il avait reçu une promotion, et y_{i0} , celle en l'absence de promotion. Du point de vue de l'ensemble des employés de la firme, nous établissons l'effet du traitement moyen comme ¹ :

Définition 4.1.3 (L'EFFET CAUSAL MOYEN DU TRAITEMENT).

$$\tau \equiv \mathbb{E}[Y_1 - Y_0]; \quad (4.6)$$

ou encore, en fonction de caractéristiques observables :

Définition 4.1.4 (L'EFFET CAUSAL MOYEN DU TRAITEMENT CONDITIONNEL).

$$\tau(\mathbf{x}) \equiv \mathbb{E}[Y_1 - Y_0 \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}]. \quad (4.7)$$

Parce qu'un travailleur ne peut pas être à la fois promu et non promu, la quantité individuelle τ_i ne se calcule pas. Pareillement, l'espérance pour obtenir l'effet agrégé à la hauteur du nombre d'employés dans la firme à l'étude ne se mesure pas. Ceci illustre clairement le problème fondamental de l'inférence causale (Rubin, 1974; Holland, 1986). Par exemple, un terme comme $\mathbb{E}[Y_0 \mid D = 1]$ est littéralement contraire aux faits : dans l'entreprise, il est impossible d'estimer la performance moyenne des employés non promus,

1. À présent, les indices sont abandonnés pour alléger l'écriture et dans certains cas, pour souligner l'agrégation effectuée pour obtenir un effet de traitement de population.

sachant qu'ils ont été promus. Ainsi, observer uniquement l'une des deux performances potentielles se résume essentiellement à un problème de sélection non aléatoire.

4.2 L'identification en contexte de sélection sur les caractéristiques observables

L'identification permet d'écrire des paramètres théoriques en fonction de variables observables dans les données dans l'optique de construire un estimateur (Lewbel, 2019). Concrètement, cela veut également dire d'utiliser des données d'observations pour s'approcher d'un essai randomisé contrôlé. Si notre démarche pouvait se dérouler sous ce protocole, une randomisation s'opérerait puisque la firme sélectionnerait des employés au hasard pour une promotion, induisant alors une indépendance entre cette dernière et la performance potentielle. Grâce à cet attribut, la tâche d'identification s'en verrait largement facilitée. De plus, dans ce contexte, le biais de sélection serait nul. Or, tel n'est pas le cas. Alors, l'essai randomisé contrôlé constitue le standard duquel notre étude observationnelle tentera de se rapprocher, notamment pour « imposer » l'indépendance et minimiser le biais de sélection. Par ailleurs, en affirmant plus tôt que la réception d'une promotion ne résulte pas d'une loterie les promus et les non promus peuvent être vus comme deux sous-populations qui se distinguent l'une de l'autre par la distribution de leurs caractéristiques observables. Omettre de tenir compte des différences persistantes non attribuables à la promotion est susceptible de biaiser tous résultats qui découleront de la stratégie empirique future. Pour ces raisons, il est impératif d'imposer des hypothèses au modèle qui considèrent ces constats pour identifier le ou les paramètres de celui-ci.

La stratégie d'identification sous l'hypothèse de sélection sur les caractéristiques observables propose l'idée suivante : si nous tenons compte des principales variables qui impactent la performance attendue d'un employé, nous pouvons supposer que l'attribution d'une promotion est indépendante de celle-ci. Autrement dit, comme l'écrivent si bien Brodaty et collab. (2007 : 100), étant donné les caractéristiques observables individuelles X des employés, « on se situe dans le cadre d'une expérience contrôlée, c'est-à-dire

avec une affectation aléatoire au traitement ». Toujours selon les auteurs, la randomisation s'opère à travers ces variables, dites maintenant de « contrôle ».

C'est dans cet esprit que les auteurs Rubin (1977), par la suite, Rosenbaum et Rubin (1983) ont pour la première fois articulé les hypothèses phares qui garantissent l'identification de l'effet causal d'un traitement dans les études non expérimentales. Quant à la présente recherche, elle emprunte ces hypothèses pour identifier l'effet de la promotion sur la performance :

Hypothèse 4.2.1 (INDÉPENDANCE CONDITIONNELLE).

$$(Y_0, Y_1) \perp\!\!\!\perp D \mid \mathbf{X}.$$

Hypothèse 4.2.2 (SUPPORT COMMUN).

$$0 < \mathbb{P}[D = 1 \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}] < 1.$$

L'équation 4.2.1 stipule que l'affectation à une promotion est indépendante des performances potentielles lorsqu'on tient compte des caractéristiques observables. Quant à elle, l'équation 4.2.2 dénote que chaque employé a une probabilité strictement positive, mais non certaines, de recevoir une promotion sachant ses caractéristiques observables. D'après Rosenbaum et Rubin (1983), la combinaison de ces deux hypothèses forme la condition d'« ignorabilité » forte du traitement. Dans cette mesure, toujours suivant les auteurs, le théorème suivant indique :

Théorème 4.2.1. *Si l'hypothèse d'« ignorabilité » forte de la promotion sachant \mathbf{X} est vraie, alors l'effet causal moyen du traitement conditionnel est égale à la différence espérée entre les performances observées sous les deux régimes de traitement en \mathbf{X}*

$$\tau(\mathbf{x}) = \mathbb{E}[y \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}, D = 1] - \mathbb{E}[y \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}, D = 0];$$

de sorte que l'effet causal de la promotion est identifié.

Comme dans Imbens (2004), nous posons la fonction d'espérance conditionnelle pour $d \in \{0, 1\}$:

$$\mu_d(\mathbf{x}) \equiv \mathbb{E}[Y_d \mid D = d, \mathbf{X} = \mathbf{x}] \tag{4.8}$$

Puis, le respect de l'hypothèse 4.2.1 garantit que les égalités suivantes tiennent :

$$\mu_d(\mathbf{x}) = \mathbb{E}[Y_d | \mathbf{X} = \mathbf{x}] = \mathbb{E}[Y_d | D = d, \mathbf{X} = \mathbf{x}] = \mathbb{E}[y | D = d, \mathbf{X} = \mathbf{x}].$$

4.3 Le modèle de choix binaire

4.3.1 L'approche par la paramétrisation d'une distribution de Bernoulli

La promotion D se définit comme un traitement dichotomique, c'est-à-dire qu'il y a deux résultats possibles, 1 ou 0. L'hypothèse d'absence d'effets de diffusion permet de traiter l'attribution d'une promotion à l'employé i en tant qu'une épreuve de Bernoulli avec une probabilité p de succès indépendante de celle de son collègue j . Alors, $D \sim \text{Bernoulli}(p)$. Cependant, cette probabilité change d'un employé à un autre. Il est donc légitime de modéliser celle-ci comme étant une fonction du vecteur \mathbf{X} de caractéristiques observables individuelles. Il est admis que $p \in (0, 1)$ et $\mathbf{X} \in \mathbb{X} \subset \mathbb{R}^k$ de sorte qu'une paramétrisation cohérente requiert une fonction $\mathcal{G} : \mathbb{R}^k \rightarrow [0, 1]$. Dans cette mesure, un modèle de choix binaire candidat paramètre la probabilité p , soit le score de propension, de la façon suivante :

$$p(\mathbf{x}) \equiv \mathbb{P}[D = 1 | \mathbf{X} = \mathbf{x}] = \mathcal{G}(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta}). \quad (4.9)$$

où $\boldsymbol{\beta}$ forme un vecteur $k \times 1$ de paramètres d'intérêt. Dans la littérature, cette modélisation porte le nom de modèle à index unique, car ce que nous nommons l'index, $\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$, résulte en un scalaire malgré la nature multidimensionnelle de \mathbf{x} ; il gouverne la manière dont la probabilité d'être promu dépend des caractéristiques individuelles (Cameron et Trivedi, 2005; Wooldridge, 2010). Celles-ci peuvent être de nature socioéconomique, interpersonnelle ou encore technique. En imposant arbitrairement que la fonction \mathcal{G} soit linéaire, nous dérivons le modèle de probabilité linéaire :

$$p(\mathbf{x}) = \mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta}. \quad (4.10)$$

Si l'économètre s'arrêtait ici, rien ne garantirait qu'en appliquant un estimateur comme les moindres carrés ordinaires, il obtienne des probabilités estimées appartenant à l'intervalle unité. Cependant, utiliser le rapport des chances d'une promotion, soit chances =

$p/1-p$ permet de générer cette propriété. En posant plutôt que le logarithme népérien des chances, soit $\text{logit}(p)$, dépend linéairement des prédicteurs \mathbf{x}_i , la probabilité d'être promu s'écrit :

$$p(\mathbf{x}) = \text{logit}^{-1}(p) = \frac{\exp\{\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta}\}}{1 + \exp\{\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta}\}}, \quad (4.11)$$

où \mathcal{G} prend maintenant la forme d'une fonction logistique. Le vecteur de paramètres $\boldsymbol{\beta}$ est identifié, car nous présumons une connaissance complète de la distribution de D et son paramètre p .

4.4 Un retour sur le principe de Peter

Le cadre de pensée étant bien ancré dans cette étude, il est maintenant possible d'élaborer une proposition de recherche plus précise. Rappelons-nous que le phénomène en question se vérifie dans ses conséquences. Cela veut dire qu'une confirmation positive de l'expérience indiquera que la performance actuelle prédit positivement les chances futures d'être promu. Ensuite, elle montrera que la promotion future entraîne une baisse de la performance au cours de la même période². Cela suggère donc l'énoncé suivant :

Proposition 4.4.1 (PREUVE DU PRINCIPE DE PETER). *Supposons que la performance passée constitue la k^e caractéristique observable. Admettons également que les hypothèses 4.2.1 et 4.2.2 soient avérées.*

Si $\beta_k > 0$ et $\tau(\mathbf{x}) < 0$, alors le principe de Peter existe au sein de la firme.

La proposition maintenant formulée, nous pouvons procéder à son évaluation. Elle sera régulièrement revisitée à travers le reste de ce mémoire pour fins d'amélioration.

2. Pour des raisons méthodologiques, nous déplaçons la période de référence. Par exemple, nous parlons de performance passée prédisant le statut de promotion actuel lorsque nous discuterons du modèle économétrique et ses résultats dans les chapitres suivants. L'essence du corollaire ii de Peter demeure intacte.

Chapitre 5

DÉPLOIEMENT MÉTHODOLOGIQUE

*« La science, pour moi, donne une explication partielle de la vie.
Dans la mesure où elle va jusqu'au bout, elle est basée sur les
faits, l'expérience et l'expérimentation. »*

ROSALIND FRANKLIN

Ce chapitre met en œuvre les outils économétriques, leur mode d'emploi et les variables nécessaires pour vérifier la proposition 4.4.1. Tout d'abord, nous présentons les caractéristiques individuelles et nous asseyons le choix des paramètres à estimer sur des raisons pratiques. Puis, à la lumière des techniques de Ho et collab. (2007) et d'Imbens et Rubin (2015), le déploiement s'organise en trois phases :

1. La configuration des données ;
2. Le design : prétraitement non paramétrique des données ;
3. L'analyse paramétrique.

À la fin de ce chapitre, le lectorat aura été exposé à la démarche qui sera employée pour réaliser le second exercice économétrique.

Les caractéristiques individuelles choisies

En guise de variables de contrôle, la performance passée (retardée d'une période) représentée par x_1 constitue un premier choix évident pour mesurer la probabilité d'être

promu prochainement¹. Par la suite, l'âge caractérisé par x_2 est également retenu ainsi que le service continu indiqué par x_3 . De plus, rappelons-nous que la performance contemporaine s'exprime par Y et la promotion, quant à elle, par D .

Les paramètres à estimer

D'une part, il faut aborder l'analyse du score de propension $p(\mathbf{x}_i)$. L'index prend concrètement la forme $\mathbf{x}_i^\top \boldsymbol{\beta} = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3}$. Dans cette mesure, c'est particulièrement β_1 qui contribue à vérifier la proposition à l'étude. En ce qui a trait à l'étude de l'effet de la promotion, étayons quelques raisons pratiques. D'abord, cette recherche désire mesurer l'effet d'une promotion sur les promus, car celle-ci hisse les travailleurs à leur niveau d'incompétence selon Peter et Hull (1969). Par la suite, la méthodologie indiquera essentiellement d'imputer le résultat potentiel manquant. Cela veut dire qu'en s'attardant au cas des employés traités, les observations de leurs homologues non promus seront utilisées pour construire leur contrepartie « contrefactuelle » respective. Enfin, nous argumentons que la firme à l'étude ne constitue pas forcément un échantillon représentatif de toutes les organisations hiérarchiques. Bien qu'à même cet échantillon, certaines propriétés statistiques de choix puissent être dégagées, il demeure contaminé par certaines particularités de cette firme. En ce sens, le second paramètre à estimer est spécifiquement :

$$\tau_{1,S}(\mathbf{x}_i) \equiv \frac{1}{\sum_{i=1}^N d_i} \sum_{i=1}^N d_i \mathbb{E}[y_{i1} - y_{i0} \mid \mathbf{x}_i]. \quad (5.1)$$

D'après Imbens (2015), cette quantité se nomme l'effet causal moyen échantillonnal du traitement sur les traités, conditionnel aux variables de contrôle de l'échantillon. Conséquemment, la proposition revisitée de cette recherche peut être exprimée de la façon suivante :

Proposition 4.4.1 (PREUVE DU PRINCIPE DE PETER).

Si $\beta_1 > 0$ et $\tau_{1,S}(\mathbf{x}_i) < 0$, alors le principe de Peter existe au sein de la firme.

1. Nous y ferons référence en écrivant y_{t-1} par moment.

5.1 La configuration des données

Le jeu de données sera analysé en coupe transversale répétée. Bien que le format longitudinal offre de l'information riche et multidimensionnelle, certains défis s'érigent du point de vue de la modélisation. En prenant appui sur les écrits de Wooldridge (2010), notons tout d'abord que définir des effets de traitements dynamiques est un exercice difficile. Dans le même ordre d'idée, Plümper et Troeger (2019) démontrent comment certains modèles dynamiques incorrects, dont celui présenté au chapitre 3, peuvent induire un biais sévère dans les paramètres estimés en procédant par effets fixes. Dire que seuls les effets statiques de la promotion sont pertinents à cette étude constitue un scénario plus simple. Alors, nous ne chercherons pas à inclure ni à modéliser la dimension temporelle. Cela évite d'émettre des hypothèses paramétriques ad hoc rigides dans le but de conserver la structure longitudinale des observations. C'est notamment le cas pour l'autocorrélation de la performance d'un employé ou encore sur l'exogénéité stricte de la promotion (et des variables de contrôle). Concrètement, la configuration choisie des données repose sur une idée de Wooldridge qui propose une approche séquentielle de l'analyse :

- Soit $t \in \mathcal{T} = \{0, 1, 2, 3\}$ représente une année particulière. En effet, si $t = 0$, la période à l'étude est l'année 2016 ; si $t = 1$, alors il s'agit de l'année 2017 ; etc. ;
- Le vecteur de caractéristiques observables se dénote \mathbf{X}_t et peut inclure des résultats réalisés retardés d'une année ou plus ;
- Ce nouveau caractère séquentiel ainsi que l'estimation du paramètre $\tau_{1,S}(x_i)$ exige une réécriture des hypothèses identificatrices. Nous avons maintenant que :

$$Y_{0t} \perp\!\!\!\perp D_t \mid \mathbf{X}_t = (y_{t-1} \quad x_2 \quad x_3)$$

et

$$\mathbb{P}[D_t = 1 \mid \mathbf{X}_t] < 1;$$

- À présent, sous ces hypothèses, les phases 2 à 4 de la méthodologie seront appliquées aux données à chaque période t . Les coefficients estimés obtenus à l'étape

de l'analyse ne seront pas agrégés à la hauteur de l'horizon temporel. Trois effets statiques distincts pour les années 2017 à 2019 seront générés et étudiés.

- En essence, cette configuration concerne également l'analyse du score de propension.

5.2 Le design : prétraitement non paramétrique des données

5.2.1 La réduction de la dépendance au modèle

La phase de design représente l'étape où l'économètre conçoit intentionnellement un échantillon composé d'individus qui affichent le plus possible les mêmes caractéristiques observables, et ce, sans tenir compte des résultats potentiels (Imbens et Rubin, 2015). Expliquée brièvement, cette étape permet de réaliser des inférences plus plausibles et robustes. Rappelons-nous que la promotion n'est pas octroyée de façon aléatoire, alors les caractéristiques personnelles jouent un rôle important dans l'attribution de celle-ci. Le chapitre précédent a souligné qu'en l'absence de randomisation, la dépendance accrue entre différentes variables d'intérêt peut amener le chercheur à errer dans les conclusions qu'il tirera de ses estimations. En guise de solution, la stratégie d'identification retenue permet de conditionner sur les caractéristiques observables. Or, cela vient à un coût méthodologique important : le choix de la forme fonctionnelle de l'objet mathématique $\mathbb{E}[Y_D \mid D = d_i, \mathbf{X} = \mathbf{x}_i]$ introduit plus tôt. En pratique, nous la connaissons rarement. Une hypothèse paramétrique incorrecte sur sa forme peut entraîner des biais dans l'estimation des paramètres et des inférences fortement douteuses ; la nature multidimensionnelle de \mathbf{X} rend cette tâche d'autant plus ardue et ses conséquences, si adverses, plus sévères (White, 1981). Dans la littérature scientifique, notamment en méthodes quantitatives politiques, ce constat prend le nom de dépendance au modèle : c'est l'idée que la validité de résultats empiriques dépend d'hypothèses de modélisation théoriques souvent restrictives et impraticables.

Dans cet esprit, cette démarche se dote d'une phase de design où les observations subiront un prétraitement non paramétrique, une notion qui repose sur les travaux de Ho et collab. (2007). S'opérant à travers un algorithme d'appariement, le prétraitement des

données a pour objectif ultime de briser, sinon d'éroder le carcan du modèle. Ce processus rompt la dépendance entre le traitement, ici la promotion, et les caractéristiques individuelles. En se situant hypothétiquement dans un essai randomisé contrôlé, les auteurs montrent que l'indépendance entre tout x_i et d_i implique l'absence de dépendance au modèle. Ainsi, à l'étape de l'estimation, le choix de la forme fonctionnelle pour mesurer l'impact du traitement sur le résultat n'a plus de conséquence sur les paramètres estimés qui en découleront. Lorsqu'il est bien réalisé, l'appariement sur les variables de contrôle conduit à des distributions quasi identiques de caractéristiques observables entre les promus et les non promus. Alors, le nouvel échantillon d'observations appariées possède l'avantage d'afficher la propriété suivante : $d_i \perp\!\!\!\perp x_i$. Dans cette mesure, la phase d'analyse pourra écrire son problème d'estimation pour faciliter l'inférence. Pour ce faire, nous supposerons alors que la meilleure approximation de la performance étant donné le statut de promotion et les caractéristiques individuelles est une fonction linéaire (Ho et collab., 2007).

5.2.2 La méthode d'appariement

En termes simples, cette méthode permet d'apparier un employé du groupe témoin à un employé du groupe d'exposition en se basant sur la similarité, voire la similitude de leurs caractéristiques individuelles. Sa mise en œuvre requiert le choix d'un algorithme d'appariement, une métrique et un vecteur de variables de contrôle. Ce faisant, la description de la méthode et la notation proviennent en grande partie des écrits d'Imbens (2015).

Ainsi, cette recherche utilise l'algorithme du voisin le plus proche, sans remplacement, comme moyen d'imputer le résultat potentiel non observé de chaque salarié traité. Celui-ci utilise le vecteur de variables de contrôle $\mathbf{x}_i^\top = (x_{i1} \ x_{i2} \ x_{i3})$ pour l'employé i promu et cherche à construire son contrefactuel en utilisant le vecteur \mathbf{x}'_j de l'employé j non promu qui lui ressemble le plus. Alors, pour le cas d'une seule correspondance par observation, la similarité est obtenue en minimisant la distance entre deux vecteurs de caractéristiques observables. La distance de Mahalanobis de \mathbf{x}_i à \mathbf{x}_j (donc, de l'employé i

à j) s'exprime comme la norme suivante :

$$\|\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j\|_{\mathbf{S}} = \{(\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j)^\top \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j)\}^{1/2}, \quad (5.2)$$

où \mathbf{S} est une matrice symétrique, définie positive représentant la matrice de variance-covariance échantillonnale des variables de contrôle

$$\mathbf{S} = \frac{(\mathbf{X} - \bar{\mathbf{x}}\mathbf{1}_N^\top)(\mathbf{X} - \bar{\mathbf{x}}\mathbf{1}_N^\top)^\top}{N - 1}. \quad (5.3)$$

Par la suite, pour chaque travailleur promu i , $m(i)$ représente l'index de l'employé du groupe témoin qui tient le rôle de son voisin le plus proche :

$$m(i) = \arg \min_{j: D_j \neq D_i} \|\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j\|_{\mathbf{S}}.$$

Le résultat potentiel contrefactuel se construit de la façon suivante :

$$\hat{Y}_{i0} = \begin{cases} y_{i0} & \text{si } d_i = 0, \\ y_{m(i)} & \text{si } d_i = 1. \end{cases} \quad (5.4)$$

Notons qu'à l'exécution de l'algorithme, les poids w_i typiquement attribués aux observations appariées sont tous égaux à 1, car nous réalisons un appariement un à un.

5.3 L'analyse paramétrique

5.3.1 L'estimation de l'impact de la performance passée sur la probabilité conditionnelle d'être promu

Dans cette étude, le score de propension tient le rôle d'outil de prédiction. Par contre, son estimation fait typiquement partie intégrante de la phase de design, où il remplit ses fonctions de score d'équilibrage pour les méthodes d'appariement. Puisque nous l'utilisons en contexte d'inférence prédictive, son estimation devient plutôt une pièce importante de l'analyse. Insistons néanmoins sur le fait que cette dernière recourt à l'échantillon complet (et non l'échantillon d'observations appariées) à chaque période t .

Le modèle de choix binaire permet de déterminer l'estimateur pour le score de propension qui se base sur une régression logistique². En partant de l'équation 4.11, le score

2. Présentation du où $\mathcal{G} = \Lambda(\cdot)$ pour fins de simplification

s'écrit maintenant

$$p(\mathbf{x}_i) = \Lambda(\mathbf{x}_i^\top \boldsymbol{\beta}) = \Lambda(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3}). \quad (5.5)$$

En prenant appui sur l'hypothèse d'absence d'effets de diffusion, réitérons que nous observons l'échantillon (d_i, \mathbf{x}_i) avec $i = \{1, 2, \dots, N\}$ employés indépendants. Le caractère non linéaire du modèle estimable impose l'utilisation du maximum de vraisemblance comme algorithme d'estimation. La fonction de masse de D gouverne les deux contributions à la fonction de log-vraisemblance de telle façon que le problème d'estimation résout :

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{ML} = \arg \max_{\boldsymbol{\beta}} \sum_{i=1}^N \left\{ d_i \ln \Lambda(\mathbf{x}_i^\top \boldsymbol{\beta}) + (1 - d_i) \ln \left(1 - \Lambda(\mathbf{x}_i^\top \boldsymbol{\beta}) \right) \right\}. \quad (5.6)$$

Il n'existe pas de solution analytique à cette expression, car elle contient des fonctions non algébriques comme e^z . L'équation est dite transcendante et sa solution doit être approximée à l'aide d'un algorithme numérique.

5.3.2 L'estimation de l'effet de la promotion

Afin d'estimer l'effet de la promotion avec l'échantillon apparié, nous simplifions l'inférence en solutionnant le problème d'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (Iacus et collab., 2019). Pour ce faire, introduisons les hypothèses paramétriques auxiliaires pour passer du résultat du modèle au chapitre 3 en 4.2.1 à une équation estimable.

À la manière de Ho et collab. (2007), la performance observée se scinde en deux composantes. La première étant stochastique, soit $y_i | d_i, \mathbf{x}_i \sim \text{Normale} \left(\mu_{d_i}(\mathbf{x}_i), \sigma_{d_i}^2 \right)$. Puis, la composante systématique est représentée par $\mu_{d_i}(\mathbf{x}_i) \equiv \mathbb{E}[y_{id_i} | D = d_i, \mathbf{x}_i] = \alpha + \tau d_i + \mathbf{x}_i^\top \boldsymbol{\delta}$. Par la suite, nous voulons dériver notre droite de régression. Cherchons donc à définir notre fonction d'espérance conditionnelle de la performance $\mathbb{E}[y_i | D = d_i, \mathbf{x}_i]$ en nous servant de l'équation 4.3 :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[y_i | D = d_i, \mathbf{x}_i] &= d_i \cdot \mathbb{E}[y_{i1} | D = 1, \mathbf{x}_i] + (1 - d_i) \cdot \mathbb{E}[y_{i0} | D = 0, \mathbf{x}_i] \\ &= \alpha + \tau d_i + \mathbf{x}_i^\top \boldsymbol{\delta}. \end{aligned} \quad (5.7)$$

En appliquant la propriété de décomposition de la fonction d'espérance conditionnelle 5.7, l'équation estimable est

$$y_i = \alpha + \tau d_i + \mathbf{x}_i^\top \delta + \varepsilon_i, \quad (5.8)$$

où $\varepsilon_i \perp d_i$, c'est-à-dire que $\mathbb{E}[\varepsilon_i | d_i] = 0$ grâce à l'hypothèse d'indépendance conditionnelle reposant sur \mathbf{x}_i . Dans cette mesure, la promotion d_i est dite exogène, tout comme les variables de contrôle.

Le problème d'estimation résout alors

$$(\tau, \delta)_{OLS} = \arg \min_{\tau, \delta} \sum_{i=1}^M \left\{ y_i - (\alpha + \tau d_i + \mathbf{x}_i^\top \delta) \right\}^2. \quad (5.9)$$

Nous démontrons que le paramètre obtenu par les moindres carrés ordinaires correspond bien à une estimation de $\tau_{1,S}$ de l'expression 5.1 :

$$\begin{aligned} \hat{\tau}_{1,S}(\mathbf{x}_i) &= \frac{1}{\sum_{i=1}^M d_i} \sum_{i=1}^M d_i \mathbb{E}[y_{i1} - y_{i0} | \mathbf{x}_i] \\ &= \frac{1}{\sum_{i=1}^M d_i} \sum_{i=1}^M d_i \mathbb{E}[y_{i1} | \mathbf{x}_i] - \hat{\mu}_0(\mathbf{x}_i) \\ &= \frac{1}{\sum_{i=1}^M d_i} \sum_{i=1}^M d_i \hat{\tau} \\ &= \hat{\tau}. \end{aligned}$$

Chapitre 6

RÉSULTATS PAR LE MODÈLE LINÉAIRE AVEC L'ÉCHANTILLON APPARIÉ

« Les faux faits sont très préjudiciables aux progrès de la science, car ils durent souvent longtemps ; Mais les idées fausses, si elles sont étayées par des preuves, font peu de dégâts, car chacun prend un plaisir salutaire à prouver leur fausseté. »

CHARLES DARWIN

Ce chapitre présente les résultats de l'analyse et détermine si la proposition de recherche 4.4.1 est valide. Rappelons-nous que si tel est le cas, alors le principe de Peter est vérifié. Cependant, le lectorat est avisé que le dénouement de cette démarche méthodologique sera également insatisfaisant. Par conséquent, un regard critique sera posé sur les méthodes employées ainsi que les hypothèses cruciales sur lesquelles elles reposent.

6.1 Les éléments saillants

L'analyse du score de propension permet de dégager les résultats du tableau 6.1. Pour chaque année, la cote de performance actuelle prédit positivement et significativement les chances d'être promu l'année suivante sans égard à la forme fonctionnelle. Ainsi, ces conclusions valident en partie la proposition de recherche. En guise d'exemple, situons-nous à la colonne (4). Lorsque la cote en 2017 augmente d'une unité, la probabilité d'avoir

TABLEAU 6.1 – La probabilité d’être promu de 2017 à 2019

	Statut de promotion					
	2017		2018		2019	
	MPL (1)	Logit (2)	MPL (3)	Logit (4)	MPL (5)	Logit (7)
Cote en 2016	0,004* (0,002)	0,166* (0,089)				
Cote en 2017			0,037*** (0,005)	0,375*** (0,047)		
Cote en 2018					0,019*** (0,005)	0,227*** (0,057)
Âge en 2016	-0,001*** (0,000)	-0,052*** (0,006)				
Âge en 2017			-0,006*** (0,000)	-0,058*** (0,003)		
Âge en 2018					-0,005*** (0,000)	-0,059*** (0,004)
Service continu en 2016	0,000 (0,000)	0,002 (0,008)				
Service continu en 2017			-0,001*** (0,000)	-0,009** (0,004)		
Service continu en 2018					-0,002*** (0,000)	-0,030*** (0,005)
N	14 628	14 628	13 062	13 062	12 007	12 007
R ²	0,007		0,041		0,046	
Pseudo R ²		0,029		0,059		0,073

La variable dépendante est le fait d’être promu. La variable explicative et celles de contrôle sont respectivement la cote de performance, l’âge et le service continu prépromotion. Les coefficients sont estimés par MCO et par le maximum de vraisemblance pour les années 2017 à 2018. Les erreurs sont robustes à l’hétéroscédasticité et sont présentées en parenthèses. Les seuils de signification statistiques sont caractérisés par : * p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01.

reçu une promotion en 2018 s'élève en moyenne de 3,8 points de pourcentage pour un employé, le tout en contrôlant pour son âge et son service continu. Dans le même ordre d'idée, les chances d'obtenir une promotion en 2018 grimpent d'approximativement 45% quand la performance en 2017 s'améliore d'une unité. Avec les variables de contrôle, cela confirme bien qu'être sélectionné pour une promotion, soit le traitement, n'est pas complètement aléatoire et que des caractéristiques particulières jouent un rôle dans la nomination. Au sein d'une organisation, ce genre de constat apparaît évident : des critères spécifiques, notamment la performance, justifient l'octroi d'une promotion, car certains argumenteront que le mérite devrait déterminer la hiérarchie. Cependant, la recherche du Dr Peter et subséquemment, les propos de Peter et Hull (1969) expliquent essentiellement que l'ascension dans une hiérarchie qui repose fortement sur le mérite peut entraîner des effets pervers étonnants.

TABLEAU 6.2 – L'effet d'une promotion de 2017 à 2019

	Cote de performance		
	2017	2018	2019
	(1)	(2)	(3)
Promu en 2017	0,202*** (0,042)		
Promu en 2018		-0,019 (0,019)	
Promu en 2019			-0,002 (0,020)
Var. de contrôle prépromotion	X	X	X
N.	680	2692	2291
R ²	0,146	0,092	0,104

La variable dépendante est la cote de performance. Le traitement représente le statut de promotion. Les coefficients sont estimés par MCO pour les années 2017 à 2018 avec l'échantillon apparié. Les erreurs sont groupées par appartenance à une paire donnée et sont présentées en parenthèse. Les seuils de signification statistiques sont caractérisés par : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Considérant ce qui précède, intéressons-nous à la performance d'un travailleur une

fois la promotion accordée. Le tableau 6.2 nous éclaire difficilement sur ce point, car les résultats aboutissent péniblement. Bien que la promotion semble avoir un impact statistiquement significatif sur la performance en 2017, sa valeur est positive, alors cette séquence infirme en partie notre proposition de recherche. Quant aux deux dernières périodes, leurs coefficients négatifs constituent des prémices prometteuses, mais insuffisantes, car il paraît que cela serait dû au hasard.

Face à ces conclusions mitigées, un enjeu de recherche se manifeste de nouveau. Tout d'abord, nous pourrions évaluer les hypothèses qui soutiennent notre démarche méthodologique, car une violation majeure compromet l'analyse précédente et explique le caractère disputable des résultats qui en découlent. D'une autre part, nous pourrions conclure qu'il n'y a pas de preuve du principe de Peter au sein de la firme. Cela aurait pour effet de ne pas considérer les différences entre les sexes. Il est plus probable que le premier scénario se soit concrétisé et que nous pourrions courir le risque de se priver d'une contribution empirique. Par conséquent, la section 5.2 se penche sur la validité de la stratégie d'identification choisie.

6.2 L'indépendance conditionnelle tient-elle vraiment ?

La stratégie d'identification du chapitre 3 requiert que l'économètre observe toutes les caractéristiques qui jouent le rôle de variables confondantes dans l'analyse. Ces mêmes variables servent à appairer les données observationnelles et à purger la régression de biais insidieux. En pratique, certains attributs comme l'âge se mesurent alors que d'autres comme l'ambition d'un individu, non. Ces derniers ne demeurent pas pour autant moins pertinentes pour étudier le phénomène de Peter. Pourtant, c'est un bassin de variables observées (et, donc mesurables) qui est utilisé pour approximer la randomisation, et ce, dans l'espoir que celles qui ne sont pas observées (comme l'ambition) ne brouillent pas l'analyse.

Malgré la sélection sur les caractéristiques observables, si d'autres facteurs non observés persistent à affecter l'attribution d'une promotion et les performances potentielles, la stratégie d'identification détaillée plus tôt est compromise, voire invalide (Cameron et Trivedi, 2005). Dans cette mesure, l'appariement ne réduit pas la dépendance au modèle

ni crée des contrefactuels de qualité. De façon plus importante, les variables de contrôle n'assurent pas l'exogénéité de la promotion ; cette dernière peut demeurer corrélée avec le terme d'erreur, là où se cachent les redoutables variables inobservées. Ainsi, toute méthodologie subséquente produit des estimations de l'effet causal dont le lecteur averti doit fortement douter. N'eussent été de résultats non significatifs, les promotions accordées en 2018 et en 2019 n'auraient pas causé exclusivement les baisses de performance observées. Nous pourrions affirmer que ce scénario s'est concrétisé, car nous n'avons pas accès à de l'information assez riche dans le jeu de données pour capturer toutes les variables pertinentes à l'analyse. Bien que la démarche soit ingénieuse, force est de constater que l'âge et le service continu ne suffisent pas pour approximer la randomisation. Plusieurs autres caractéristiques mesurables, mais surtout intangibles jouent un rôle important dans la détermination d'une promotion et parfois, de celle-ci et les performances potentielles. De ce fait, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle de la promotion ne tient tout simplement pas. En conséquence, les estimations obtenues demeurent probablement biaisées. Pourtant, des algorithmes d'appariement plus sophistiqués existent — or, nous ne faisons pas face à une faille technique. Toute tentative de raffiner l'algorithme est vaine, car c'est l'une des hypothèses de travail cruciales qui est invraisemblable. Ceci constitue une faille majeure de sorte que nous devons envisager de nouvelles hypothèses plus réalistes et une stratégie empirique conséquente.

Sur une autre note, mentionnons que l'hypothèse de support commun a été vérifiée et qu'elle semble être respectée. À cet égard, nous fournissons les résultats de l'appariement et les statistiques d'équilibrage à l'annexe II.

Chapitre 7

REPLI STRATÉGIQUE — CHANGEMENT DE L’HYPOTHÈSE D’IDENTIFICATION

« Pas de causalité sans manipulation. »

PAUL W. HOLLAND ET DONALD B. RUBIN

Précédemment, l’hypothèse d’indépendance conditionnelle a été écartée. La fiabilité de nos résultats se trouve compromise et il est nécessaire de rectifier notre stratégie empirique. Ainsi, l’objectif de ce chapitre présente une solution alternative : la stratégie d’identification en contexte de sélection sur les caractéristiques inobservables. Dans la littérature sur les résultats potentiels, ce sont les auteurs Imbens et Angrist (1994), puis Angrist, Imbens et Rubin (1996) qui proposent pour la première fois la mise en œuvre de cette stratégie par l’utilisation d’une variable instrumentale. Son emploi est motivé par la démarche de Benson et collab. (2019) qui utilise cette méthode pour limiter l’endogénéité de la promotion. Sous cette stratégie d’identification, la variable instrumentale introduit une variation exogène dans le modèle, permettant ainsi d’approximer la randomisation tant recherchée. Pour articuler cette idée davantage, introduisons de la notation supplémentaire.¹

1. La configuration des données introduite au chapitre 4 est conservée.

7.1 Les résultats potentiels et la variable instrumentale

Soit Z une variable instrumentale binaire qui représente l'admissibilité à une promotion. Pour fins de simplification, disons que cette admissibilité découle d'une loterie de sorte que Z est randomisée. Elle prend la forme suivante :

$$Z = \begin{cases} 1, & \text{l'employé est éligible à une promotion,} \\ 0, & \text{sinon.} \end{cases} \quad (7.1)$$

Nous exprimons la promotion en fonction de l'instrument et de dénombrons celle-ci en termes potentiels :

$$D(Z) = \begin{cases} D(1), & \text{le statut de promotion potentiel si l'employé est éligible,} \\ D(0), & \text{le statut de promotion potentiel si l'employé n'est pas éligible,} \end{cases} \quad (7.2)$$

avec $D(Z) \in \{0, 1\}$. Puisque les deux statuts de promotion sont mutuellement exclusifs, tout comme les deux statuts d'admissibilité, l'économètre n'observe pas conjointement les réalisations $(z, d_{(1)}, d_{(0)})$. Suivant ce qui précède, le statut de promotion observé s'écrit :

$$D = D(0) \cdot (1 - Z) + D(1) \cdot Z \quad (7.3)$$

Alors que la dichotomie promus-non promus caractérisait initialement l'échantillon, l'introduction du statut d'admissibilité permet maintenant de former quatre types d'employés. Suivant les idées et la notation d'Angrist et collab. (1996) puis d'Athey et Imbens (2017), ces types résument le « rôle » d'un employé en fonction de son statut d'admissibilité et de promotion. À cet égard, posons que $T \in \{a, n, c, d\}$, désignant alors le type d'un employé. Les valeurs possibles sont dénombrées comme suit :

$$T = \begin{cases} a, & \text{si } D(Z) = 1, \\ n, & \text{si } D(Z) = 0, \\ c, & \text{si } D(Z) = Z, \\ d, & \text{si } D(Z) = 1 - Z. \end{cases} \quad (7.4)$$

où a signifie que l'employé est un « toujours preneur » (*always-taker*). Quant aux types n , c et d , ils correspondent respectivement à un « jamais preneur » (*never-taker*), un complaisant (*complier*) et un « contrarien » (*defier*). Par exemple, un toujours preneur est un employé qui reçoit une promotion, qu'il soit admissible ou non à la recevoir sous le protocole actuel. Ou encore, le « contrarien » est un travailleur qui reçoit foncièrement le traitement opposé à son statut d'admissibilité. Quoique particulière, cette configuration des employés de la firme importe. Nous reviendrons sur cet aspect crucial au moment de l'identification.

Pour sa part, la performance potentielle est affectée par la promotion et l'admissibilité à celle-ci. L'équation 4.3 s'applique toujours. S'écrivant maintenant $Y(D, Z)$, l'effet du traitement pour l'employé i s'écrit

Définition 7.1.1 (L'EFFET CAUSAL DU TRAITEMENT).

$$\tau'_i \equiv y_{i(1,z_i)} - y_{i(0,z_i)}. \quad (7.5)$$

Bien qu'elle soit présentée pour des fins illustratives, la quantité τ'_i n'est pas identifiée. La prochaine section nous éclaire sur ce problème.

7.2 L'identification en contexte de sélection sur les caractéristiques inobservables

Avant de s'attarder au problème d'identification, revenons sur la configuration du personnel de la firme, c'est-à-dire T . L'importance de cette discussion réside dans le constat que l'octroi d'une promotion n'affectera pas ses membres de la même façon. Supposons momentanément que le mécanisme d'attribution aléatoire avait généré la variable D . Ce scénario résulte notamment en la validité systématique de l'expression $D(Z) = Z$. Cela impliquerait donc que tous les employés se complaisent au traitement qu'ils reçoivent (c.-à-d. le type c) : ceux qui sont admissibles une promotion sont effectivement promus ; ceux qui ne sont pas admissibles ne sont tout simplement pas promus. Dans cet environnement, l'attribution d'une promotion affecte les employés de la même façon, car ils font tous partie du même groupe, les complaisants. Toutefois, c'est bien parce qu'il

s'agit d'une étude observationnelle que la variable Z intervient pour tenter d'induire la randomisation. Cela veut dire que $D(Z) \neq Z$ pour plusieurs salariés et que cette dernière provoque des effets hétérogènes de la promotion (Angrist et collab., 1996). Conséquent, les paramètres que nous avons explorés au chapitre 3 ne sont plus appropriés pour vérifier la proposition de recherche. De plus, de nouvelles hypothèses qui tiennent compte de cette configuration doivent être articulées pour donner lieu à un nouveau paramètre d'intérêt et son identification.

Pour éclairer la présente démarche, faisons appel à la quantité de Wald qui repose notamment sur l'hypothèse d'effets homogènes constants d'un traitement binaire. Lorsque Z est également dichotomique et qu'elle respecte les hypothèses d'exclusion et de pertinence, soit $\text{Cov}[Z, \varepsilon] = 0$ et $\text{Cov}[Z, D] \neq 0$, cette quantité s'écrit :

$$\tau_{\text{Wald}} = \frac{\text{Cov}[Z, Y]}{\text{Cov}[Z, D]} = \frac{\mathbb{E}[Y | Z = 1] - \mathbb{E}[Y | Z = 0]}{\mathbb{E}[D | Z = 1] - \mathbb{E}[D | Z = 0]}. \quad (7.6)$$

Fort de l'élégance, cette expression devient la référence pour capturer l'effet de la promotion sur la performance, car elle est composée de variables que l'économètre observe. Avec les hypothèses appropriées, cette stratégie d'identification alternative permet d'exploiter cette quantité dans le cadre des résultats potentiels tout en considérant l'hétérogénéité entraînée par la variable instrumentale (Angrist et collab., 1996). À l'instar de Kédagni (2021), les hypothèses d'identification sont :

Hypothèse 7.2.1 (INDÉPENDANCE). *Pour tout $t \in \{a, n, c, d\}$ et $z \in \{0, 1\}$,*

$$\mathbb{P}[T = t] = \mathbb{P}[T = t | Z = 1] = \mathbb{P}[T = t | Z = 0].$$

Cela signifie que la variable instrumentale ne dépend pas du type d'un employé : sa connaissance ne nous informe pas sur l'occurrence ni la prévalence d'un type en particulier au sein de la firme. La variable instrumentale est dite aussi bonne que celle qui est assignée aléatoirement.

Hypothèse 7.2.2 (EXCLUSION). *Pour tout (d, z, t) et $d \in \{0, 1\}$,*

$$\mathbb{E}[Y_d | Z = z, T = t] = \mathbb{E}[Y_d | T = t].$$

La connaissance de la variable instrumentale n'apporte aucune information systématique sur les performances espérées (Y_0, Y_1) d'un employé. Ainsi, l'admissibilité à une promotion affecte indirectement la performance moyenne d'un employé uniquement par le biais de son statut de promotion.

Hypothèse 7.2.3 (PAS DE CONTRARIENS).

$$\mathbb{P}[T = d] = 0.$$

Dans la littérature, cette hypothèse se nomme également la condition de relation monotone (en anglais, *monotonicity*). Elle impose que la variable instrumentale serve d'encouragement à recevoir le traitement pour tous les groupes. Nécessairement, être admissible à une promotion ne peut pas avoir pour effet de dissuader l'attribution de celle-ci.

Hypothèse 7.2.4 (PERTINENCE).

$$\mathbb{P}[T = c] > 0.$$

En termes simples, la variable instrumentale doit avoir un impact significatif sur le traitement. De façon analogue à l'hypothèse 7.2.3, l'admissibilité à une promotion doit concrètement encourager la réception d'une promotion pour certains employés, soit les complaisants. Sans ce groupe, la stratégie d'identification échoue.

À la lueur de ces hypothèses, le théorème suivant énonce :

Théorème 7.2.1. *Supposons des effets constants de la variable instrumentale et de la promotion.*

Si les hypothèses 7.2.1 à 7.2.4 sont vraies, alors

$$\mathbb{E}[Y_1 - Y_0 \mid T = c] = \frac{\mathbb{E}[y \mid Z = 1] - \mathbb{E}[y \mid Z = 0]}{\mathbb{E}[D \mid Z = 1] - \mathbb{E}[D \mid Z = 0]},$$

de sorte que l'effet causal de la promotion est identifié.

Suivant Angrist et collab. (1996), nous définissons alors

$$\tau_{IV} \equiv \mathbb{E}[Y_1 - Y_0 \mid T = c]. \quad (7.7)$$

Ce paramètre se nomme l'effet causal moyen du traitement local, car la variable instrumentale permet d'identifier un effet causal de la promotion, mais uniquement pour les employés dits complaisants. Dans cette mesure, la proposition améliorée de cette recherche devient :

Proposition 7.2.1 (PREUVE DU PRINCIPE DE PETER).

Si $\beta_1 > 0$ et $\tau_{IV} < 0$, alors le principe de Peter existe au sein de la firme.

7.3 La nouvelle tactique économétrique

7.3.1 Le choix de la variable instrumentale

En introduisant les éléments théoriques de la nouvelle stratégie d'identification, nous avons émis l'hypothèse que Z soit le résultat d'une loterie. En pratique, nous procédons comme Benson et collab. (2019) en prenant comme point de départ le taux de promotion sectoriel. Cependant, a contrario des auteurs, la variable instrumentale est dichotomique et désigne le statut d'appartenance à un secteur caractérisée par un taux de promotion élevé. Un secteur est caractérisé de la sorte si son taux de promotion est supérieur au taux sectoriel médian. Concrètement, la variable Z est obtenue de la façon suivante pour une période t donnée :

1. Calcul du taux de promotion dans chaque secteur ;
2. Répartition des taux de promotion sectoriels en quatre quartiles ;
3. Attribution de l'indicateur 1, 2, 3 ou 4 sur la position quartile de son taux de promotion. Par exemple, si le secteur 1 reçoit la cote 4, il fait partie du quatrième quartile, soit du 25% des secteurs qui affichent les taux de promotion les plus élevés ;
4. Détermination des secteurs à fort taux de promotion : cote de 3 et 4 ;
5. Création de la variable Z : chaque employé i travaille dans un secteur désigné. Si un employé œuvre dans un secteur marqué de l'attribut 3 ou 4, $z_i = 1$, sinon $z_i = 0$.

Discussion sur la validité de la variable instrumentale. Nous savons que les hypothèses de pertinence et de relation monotone sont respectées, car les données permettent de les vérifier aisément. Cependant, on ne peut pas dire que Z est aléatoire par design. Elle a été déterminée en utilisant les taux de promotion sectoriels. Évidemment, il faut argumenter que les secteurs à forts taux de promotion ont peut-être des employés plus performants. Pour faire la lumière sur de potentielles menaces, prenons avantage de la nature séquentielle de l'analyse. Supposons que nous nous situons entre $t = 0$ et $t = 1$.

La performance au temps 0 prédit la promotion au temps 1 et ensuite, l'appartenance à un secteur à forte promotion au cours de la période dépend du nombre de promotions accordées. Alors, la performance passée et la variable instrumentale (l'appartenance) ne seraient pas indépendantes. Par conséquent, l'hypothèse 7.2.1 serait violée. Néanmoins, si cela devait représenter le seul scénario périlleux, l'hypothèse d'exclusion serait tout de même satisfaite. Suivant notre premier constat, puisque le futur ne cause pas le passé, Z ne cause pas directement la performance contemporaine, soit à la période 1. La séquence de « causalité » va comme suit : $Y_0 \longrightarrow D_1 \longrightarrow Z_1$. Par construction, cela écarte aussi la possibilité que cette performance influence la détermination de la variable instrumentale. Lorsque le respect des conditions d'identification dépend de variables de prétraitement comme la performance retardée, celles-ci deviennent :

- INDÉPENDANCE : $\mathbb{P}[T = t \mid Z = 1, X] = \mathbb{P}[T = t \mid Z = 0, X]$;
- EXCLUSION : $\mathbb{E}[Y_d \mid Z = z, T = t, X] = \mathbb{E}[Y_d \mid T = t, X]$;
- RELATION MONOTONE : $\mathbb{P}[T = d \mid X] = 0$;
- PERTINENCE : $\mathbb{P}[T = c \mid X] > 0$.

Dans cette mesure, l'étape de l'estimation devra tenir compte des variables de contrôle. Au-delà de ce scénario critique, il n'y aurait pas de raisons de croire que des facteurs non observés comme l'ambition ou le savoir-être d'un employé soient corrélés avec la variable instrumentale.

7.3.2 L'estimation

Ayant démontré que la quantité de Wald équivaut à l'effet de la promotion, son estimation peut s'implémenter grâce aux méthodes de régression. Ultimement, les estimations qui en découlent permettent d'évaluer la proposition de recherche 7.2.1. Pour ce faire, les hypothèses auxiliaires pertinentes de la section 4.3.2 ainsi que les démarches correspondantes sont de nouveau sollicitées et adaptées. En posant que $\mu_d \equiv \mathbb{E}[y_{id} \mid D = d] = \alpha + \tau d$ et $p_z \equiv \mathbb{E}[d_{iz} \mid Z = z] = \theta + \gamma z$, les équations estimables pour un employé i

sont :

$$d_i = \theta + \gamma z_i + v_i \quad (7.8)$$

$$y_i = \alpha + \tau d_i + \varepsilon_i \quad (7.9)$$

Par substitution, l'équation de la performance observée s'écrit aussi :

$$y_i = \alpha + \tau(\theta + \gamma z_i) + \eta_i \quad (7.10)$$

où $\eta_i = \theta v_i + \varepsilon_i$ et l'expression $\theta + \gamma z_i$ représente la valeur prédite de d_i . Elle révèle que les hypothèses d'indépendance et d'exclusion se traduisent en l'exogénéité de la variable instrumentale : $\mathbb{E}[\eta_i \mid z_i] = 0$. Cela renforce le constat que z_i doit être indépendant de toutes autres caractéristiques inobservées décisives dissimulées dans η_i . Quant à elle, l'hypothèse de pertinence se manifeste par la condition suivante : $\gamma \neq 0$. Si cette condition est violée, la sous-identification du modèle implique que sa solution n'est pas définie ; le paramètre ne pourra donc pas être estimé. S'il faut tenir compte des variables prépromotion pour garantir particulièrement le respect de l'hypothèse d'indépendance, les équations estimables deviennent :

$$d_i = \theta + \gamma z_i + x_i^\top \beta + v_i$$

$$y_i = \alpha + \tau d_i + x_i^\top \beta + \varepsilon_i.$$

Considérant ce qui précède, l'algorithme de choix est celui des doubles moindres carrés ordinaires (2MCO ou 2SLS) où l'expression suivante est notamment estimée :

$$y_i = \alpha + \tau \hat{d}_i + \eta_i$$

ou encore,

$$y_i = \alpha + \tau \hat{d}_i + x_i^\top \beta + \eta_i.$$

Chapitre 8

RÉSULTATS PAR VARIABLE INSTRUMENTALE

À la lumière de la méthodologie introduite au chapitre précédent, ce chapitre présente l'aboutissement de sa mise en œuvre pour l'évaluation de la proposition 7.2.1. Tout d'abord, nous discutons des résultats obtenus par les MC2E. Puis, le chapitre prend un ton économique du moment où il aborde la pertinence d'estimer la quantité τ_{IV} . Ce ton est maintenu lors de l'enquête sur les différences entre les femmes et les hommes et leurs causes, ceci révélant que nous avons établi une preuve suffisante du principe de Peter. Enfin, les limites de notre analyse sont également abordées.

8.1 Une discussion

Avant tout, deux variantes de l'estimation par MC2E ont été réalisées : une version « nature » et l'autre, avec les variables de contrôle déterminées au chapitre 4. La version nature est présentée pour fins illustratives du chapitre 7. De plus, l'interprétation causale n'est pas aussi simple en présence de variables de contrôle, bien que celles-ci renforcent nos hypothèses de travail. Pour ce faire, les deux variantes feront l'objet de nos discussions aux moments opportuns.

À présent, une partie cruciale de la méthode par variable instrumentale consiste en la régression de première étape. Les colonnes (1), (3) et (5) du tableau 8.1 nous renseignent

à cet égard. Nous y constatons que le fait d'appartenir à un secteur à forte promotion à chaque année à l'étude prédit positivement la probabilité d'être promu. L'effet mesuré est statistiquement significatif à tous les niveaux de confiance. Dans cette mesure, ces résultats indiquent que le respect des hypothèses de pertinence et de relation monotone. En guise de test diagnostique nécessaire, les statistiques F du même tableau sont toutes supérieures à 10. Ceci nous permet d'être persuadés que la variable instrumentale n'est pas faible. Puis, la seconde régression de la méthode fournit l'estimation de la relation causale que nous tentons d'établir. Les colonnes (2), (4) et (6) affichent un coefficient négatif et statistiquement significatif. En se situant particulièrement à la colonne (4), son interprétation suggère l'énoncé suivant : un employé complaisant promu en 2018 voit sa performance baisser d'environ 2 unités au cours de la même période.

Plus tôt, nous avons mentionné que si le respect des hypothèses d'identification dépend de variables de prétraitement, celles-ci doivent être incluses dans l'estimation. Les résultats de ce scénario sont présentés au tableau 8.2. Indiquons tout d'abord que notre discussion préalable ne change pas. Nous constatons seulement des différences dans la magnitude des effets estimés et des statistiques calculées. De ce fait, nous concluons que la promotion produit un effet négatif sur la performance contemporaine pour chaque année de l'horizon temporel observé. En prenant comme référence l'année 2018, si l'employé est complaisant, le fait de recevoir une promotion entraîne une chute de la performance contemporaine d'approximativement 67% par rapport à la moyenne organisationnelle, le tout en contrôlant pour l'âge, les années de service et la performance en 2017. Dès lors, qu'est-ce que cela implique pour notre premier objectif de recherche ?

La vérification du principe de Peter. Considérons que les hypothèses 7.2.1 à 7.2.4 soient avérées conditionnellement aux caractéristiques de prétraitement. Acceptons également que notre connaissance de la distribution de D et son paramètre p soit juste. Pour chaque séquence $t \in \{1, 2, 3\}$, nous avons que :

- A. $\hat{\beta}_1 > 0$.
- B. $\hat{\tau}_{IV} < 0$.
- C. Alors, le principe de Peter existe au sein de la firme.

TABLEAU 8.1 – L'effet d'une promotion pour les employés complaisants

	Cote de performance					
	2017		2018		2019	
	1 ^{re} étape (1)	MC2E (2)	1 ^{re} étape (3)	MC2E (4)	1 ^{re} étape (5)	MC2E (6)
Secteur à forte promotion en 2017	0,024*** (0,003)					
Promu en 2017		-5,241*** (0,785)				
Secteur à forte promotion en 2018			0,040*** (0,006)			
Promu en 2018				-2,094*** (0,414)		
Secteur à forte promotion en 2019					0,046*** (0,005)	
Promu en 2019						-2,183*** (0,312)
N	13 428	13 428	13 210	13 210	14 654	14 654
F	43,534		36,029		68,817	

La variable dépendante est la cote de performance. Le traitement représente le statut de promotion et l'appartenance à un secteur à forte promotion constitue la variable instrumentale. Les coefficients sont estimés par MC2E pour les années 2017 à 2018 pour le sous-ensemble des employés complaisants. Les spécifications (1), (3) et (5) présentent le coefficient de la régression de première étape. Leurs statistiques F respectives indiquent que la variable instrumentale ne serait pas faible. Les erreurs sont robustes à l'hétéroscédasticité. Les seuils de signification statistiques sont caractérisés par : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Par conséquent, comme Benson et collab. (2019), nous avons établi une preuve empirique du principe de Peter.

8.2 Qui sont les employés complaisants ?

Répondre à cette question revêt une importance particulière, car la pertinence de l'analyse dépend du sens économique que nous accordons à la quantité τ_{IV} . Premièrement, tous les travailleurs promus annuellement ne peuvent pas devenir des « Michael Scott » ; que tous aient atteint leur niveau d'incompétence s'avère une conception irréa-

TABLEAU 8.2 – L'effet d'une promotion sur les employés complaisants

	Cote de performance					
	2017		2018		2019	
	1 ^{re} étape (1)	MC2E (2)	1 ^{re} étape (3)	MC2E (4)	1 ^{re} étape (5)	MC2E (6)
Secteur à forte promotion en 2017	0,022*** (0,003)					
Promu en 2017		-3,078*** (0,639)				
Secteur à forte promotion en 2018			0,034*** (0,007)			
Promu en 2018				-1,216*** (0,372)		
Secteur à forte promotion en 2019					0,040*** (0,006)	
Promu en 2019						-1,464*** (0,314)
Var. de contrôle prépromotion	X	X	X	X	X	X
N	12 046	12 046	11 045	11 045	11 139	11 139
F	18,461		19,991		25,239	

La variable dépendante est la cote de performance. Le traitement représente le statut de promotion et l'appartenance à un secteur à forte promotion constitue la variable instrumentale. L'âge et le service continu prépromotion remplissent le rôle de variable de contrôle. Les coefficients sont estimés par MC2E pour les années 2017 à 2018 pour le sous-ensemble des employés complaisants. Les spécifications (1), (3) et (5) présentent le coefficient de la régression de première étape. Leurs statistiques F respectives indiquent que la variable instrumentale ne serait pas faible. Les erreurs sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont présentées en parenthèse. Les seuils de signification statistiques sont caractérisés par : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

liste. Ainsi, une quantité comme $\tau_{1,S}(x_i)$ introduite au chapitre 4, soit l'effet de la promotion sur l'ensemble du personnel promu, reste beaucoup trop générale. L'emploi de la variable instrumentale permet d'isoler davantage une partie de l'effectif promu : ceux qui ont été promus parce qu'ils œuvraient dans un secteur à forte promotion, mais qui autrement, n'auraient pas été promus, d'où leur type « complaisant ». Nous interprétons la complaisance statistique comme une approximation d'une réalité organisationnelle particulière. Certains employés sont enclins à accepter une promotion pour la hausse salariale au détriment de leur bien-être au travail et de la conciliation entre leur compétence

et les responsabilités du rôle au rang supérieur. Ces mêmes employés n'accepteraient pas une promotion si une augmentation substantielle de la rémunération était rattachée aux efforts consentis. Cela est d'autant plus facile à concevoir si certaines classes d'emploi voient uniquement leur progression salariale possible par l'ascension hiérarchique et non par le biais d'une performance accrue. Comme Milgrom et Roberts (1992) l'écrivent si bien, un nombre limité et discret de promotions peuvent être accordées en guise de reconnaissance, alors que techniquement, les incitations salariales varient de façon continue. Si la meilleure manière d'augmenter sa rémunération passe par un nouveau poste, ces caractéristiques de la promotion peuvent convaincre davantage les travailleurs d'accepter une promotion lorsqu'elle leur est octroyée. En d'autres mots, ils se complaisent aux politiques de reconnaissance et d'encouragement à l'effort dans l'entreprise qui offrent un salaire plus élevé principalement par la promotion. Or, ces travailleurs se trouvent plus susceptibles d'être affligés par le principe de Peter.

8.3 Les différences entre les hommes et les femmes

Qu'en est-il des disparités entre les hommes et les femmes? Cette section cruciale nous éclaire sur le sujet. En général, le tableau 8.3 révèle que la performance actuelle prédit la promotion future lorsque nous contrôlons pour l'âge et le service continu. Plus spécifiquement, situons-nous tout d'abord à la colonne (2). Pour le personnel de sexe féminin, les chances d'être promu en 2018 sont 43,19% plus élevées lorsque la cote de performance en 2017 hausse d'une unité. Quant au personnel de sexe masculin, cette augmentation est de 48,57% pour la même période de référence. Puis, un an plus tard, c'est une autre réalité qui s'observe. Les coefficients présentés par les colonnes (3) et (6) indiquent que les chances d'une promotion future grimpent respectivement de 29,56% et de 19,12% pour les femmes et les hommes lorsque la performance actuelle augmente d'une unité. D'après cette dernière séquence, les chances d'être promu l'année suivante pour le personnel féminin sont supérieures à celles des hommes d'environ 10%. Dans l'ensemble, ces résultats ne sont pas dus au fruit du hasard. Puis, les tableaux subséquents (8.4 et 8.5) sur l'effet de la promotion sur la performance contemporaine se révèlent d'autant plus intéressants. Sauf pour l'année 2017, nous constatons que les femmes sont plus affectées

que les hommes par le principe de Peter. L'année 2019 expose la disparité la plus sévère. À cette période, si un employé est complaisant et de sexe féminin, le fait de recevoir une promotion entraîne une chute de sa performance contemporaine d'environ 92% par rapport à la moyenne organisationnelle féminine, le tout en contrôlant pour l'âge, les années de service et la performance en 2018. Pour l'homme, la chute représente environ 48% de la moyenne organisationnelle masculine. L'écart étant de 44 points de pourcentage, la baisse de la performance pour une femme est près de 1,9 fois plus brutale que celle d'un homme à la suite d'une promotion.

Conséquemment, ces résultats attesteraient du fait que les femmes atteignent leur seuil d'incompétence plus sévèrement que les hommes.

8.3.1 Une réflexion sur les causes et la nature des disparités entre les hommes et les femmes

Comment expliquer que le principe de Peter affecte plus les femmes au sein de cette institution ? Nous nous penchons sur la question dans la présente sous-section. En premier lieu, le phénomène pourrait frapper plus durement les femmes, car l'organisation promeut trop rapidement ces dernières. Rappelons-nous qu'au chapitre 2, nous avons souligné que les femmes étaient davantage promues que les hommes, mais aux rangs 1 et 2 de la hiérarchie ; donc, cette proposition s'accorde bien avec notre description des données. Cette célérité pourrait s'expliquer par un désir d'attaquer de front les problèmes d'écart salarial ou encore, de parité hommes-femmes. Par exemple, supposons que la progression salariale s'opère principalement par la promotion pour certaines classes d'emploi. De plus, les femmes pourraient accuser un retard salarial face aux hommes dans plusieurs postes au sein de cette organisation. Nous pourrions croire que celle-ci accélère la mobilité interne des femmes en guise de solution. Ce comportement de l'institution se maintient si cette dernière s'est dotée de cibles en matière de parité hommes-femmes dans le but de répondre expressément aux exigences d'un conseil d'administration ou obtenir « des sceaux de responsabilité sociale ». En effet, la diversité féminine se taille une place importante parmi les initiatives de bonne gouvernance. Certains efforts pourraient être également précipités dans un souci de soigner son image d'entreprise socialement

TABLEAU 8.3 – La probabilité d’être promu de 2017 à 2019, par sexe

	Statut de promotion					
	Femmes			Hommes		
	2017	2018	2019	2017	2018	2019
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cote en 2016	0,154 (0,112)			0,182 (0,146)		
Cote en 2017		0,359*** (0,061)			0,396*** (0,075)	
Cote en 2018			0,259*** (0,071)			0,175* (0,094)
Âge en 2016	-0,042*** (0,007)			-0,074*** (0,011)		
Âge en 2017		-0,053*** (0,004)			-0,068*** (0,007)	
Âge en 2018			-0,052*** (0,005)			-0,073*** (0,007)
Service continu en 2016	-0,005 (0,009)			0,017 (0,016)		
Service continu en 2017		-0,013*** (0,005)			-0,006 (0,009)	
Service continu en 2018			-0,031*** (0,006)			-0,047*** (0,011)
N	9388	8331	7561	5240	4731	4446
Pseudo R ²	0,025	0,058	0,071	0,040	0,061	0,085

La variable dépendante est le statut de promotion. La cote de performance agit comme la variable explicative alors que l’âge et le service continu tiennent le rôle de variables de contrôle. Les coefficients sont estimés par MCO pour les années 2017 à 2018. Les trois premières spécifications présentent les résultats pour les femmes, alors que les trois dernières, pour les hommes. Les erreurs sont robustes à l’hétéroscédasticité et sont présentées en parenthèse. Les seuils de signification statistiques sont caractérisés par : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

responsable. Le tout pourrait potentiellement expliquer cet empressement de faire avancer les femmes. Toutefois, cela peut avoir pour effet de favoriser la performance actuelle des femmes dans le but de les récompenser aussi vite avec une progression hiérarchique. Une évaluation insuffisante de leur potentiel résulterait en une inadéquation plus mar-

TABLEAU 8.4 – L’effet d’une promotion, sous-échantillon des hommes

	Cote de performance					
	2017		2018		2019	
	1 ^{re} étape (1)	MC2E (2)	1 ^{re} étape (3)	MC2E (4)	1 ^{re} étape (5)	MC2E (6)
Secteur à forte promotion en 2017	0,015*** (0,005)					
Promu en 2017		-4,384** (1,965)				
Secteur à forte promotion en 2018			0,023** (0,010)			
Promu en 2018				-1 800* (1,039)		
Secteur à forte promotion en 2019					0,031*** (0,009)	
Promu en 2019						-1,516** (0,650)
Var. de contrôle prépromotion	X	X	X	X	X	X
N	4404	4404	4082	4082	4216	4216
F	15,271		46,277		50,614	

La variable dépendante est la cote de performance. Le traitement représente le statut de promotion et l’appartenance à un secteur à forte promotion constitue la variable instrumentale. L’âge et le service continu prépromotion remplissent le rôle de variable de contrôle. Les coefficients sont estimés par MC2E pour les années 2017 à 2018 pour le sous-ensemble des employés complaisants de sexe masculin. Les spécifications (1), (3) et (5) présentent le coefficient de la régression de première étape. Leurs statistiques F respectives indiquent que la variable instrumentale ne serait pas faible. Les erreurs sont robustes à l’hétéroscédasticité et sont présentées en parenthèse. Les seuils de signification statistiques sont caractérisés par : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

quée entre leurs compétences et les exigences du rôle postpromotion. Dès lors, une des répercussions d’un processus de promotion accéléré s’avérerait le principe de Peter, déferlant avec tout autant de vitesse (Peter et Hull, 1969; Player et collab., 2019). Cette cause potentielle serait alors de nature institutionnelle.

Par la suite, les données pourraient porter à croire que les femmes sont plus affectées par le principe de Peter, car le processus d’évaluation de la performance est biaisé en leur défaveur. Cette cause potentielle serait donc d’ordre social. En effet, les biais sexistes

inconscients polluent l'évaluation de la performance des employés en milieu de travail (Correll et collab., 2020). Pour le cas des femmes, elles seraient alors évaluées de façon plus critique, particulièrement aux paliers les plus élevés de l'organisation où elles deviennent clairsemées et donc, davantage scrutées (Lyness et Heilman, 2006). Par ailleurs, un audit du processus d'évaluation d'une firme réalisée par le centre *WorkLike Law* de la faculté de droit *Hastings* rapporté par le *Harvard Business Review* révèle notamment ceci : les femmes sont plus souvent évaluées sur leur performance actuelle uniquement alors que les hommes sont plus susceptibles d'être appréciés en fonction de leur potentiel (Williams et collab., 2021). Cela donnerait lieu à des évaluations plus favorables aux hommes où certaines de leurs lacunes sont plutôt excusées sous prétexte que du temps serait nécessaire pour activer leur potentiel. Quant aux femmes, les mêmes lacunes peuvent être utilisées pour renforcer des biais de confirmation quant à leur incapacité à accomplir une tâche ou leur incompatibilité avec leur nouveau rôle. Par ailleurs, une recherche conjointe par l'organisme *Women in Finance* et la *London School of Economics* rapportée par le *Financial Times* révélait en juin dernier que plusieurs d'entre elles sentent qu'elles doivent répondre à des standards beaucoup plus élevés que leurs homologues masculins ; que leurs erreurs soient plus soulignées et que le droit à celles-ci soit limité, toujours comparé à leurs collègues masculins¹. Ce genre de biais s'incrusterait particulièrement dans les processus d'évaluation opaques et nébuleux, où les supérieurs hiérarchiques sont mal outillés pour réaliser une évaluation exhaustive et objective. Nous pourrions donc affirmer qu'une cote de performance plus basse qu'attendu pour les femmes résulterait de ce scénario. En conséquence, les données refléteraient des disparités accrues entre les hommes et les femmes dans l'application du principe de Peter. Dans nos données, rappelons-nous que certaines hautes dirigeantes de la firme à l'étude affichent une cote de performance médiocre, soit une cote de 2 en 2016. De plus, aucune d'entre elles n'a une cote excellente au cours de la même année ainsi qu'en 2018. Ceci ne s'observe pas chez les hommes. Ces constats émis au chapitre 2 renforceraient cette proposition.

1. Thomas, Daniel (2021, 16 juin). « Women in finance say 'mediocre' male managers block progress », *The Financial Times*, section Women in business. Récupéré de <https://www.ft.com/content/08ff1bd0-2e2b-4d20-bb9f-dfe8c5a9807b>

TABLEAU 8.5 – L'effet d'une promotion, sous-échantillon des femmes

	Cote de performance					
	2017		2018		2019	
	1 ^{re} étape (1)	MC2E (2)	1 ^{re} étape (3)	MC2E (4)	1 ^{re} étape (5)	MC2E (6)
Secteur à forte promotion en 2017	0,026*** (0,003)					
Promu en 2017		-2,731*** (0,635)				
Secteur à forte promotion en 2018			0,025*** (0,009)			
Promu en 2018				-2,722** (1 099)		
Secteur à forte promotion en 2019					0,029*** (0,008)	
Promu en 2019						-2,895*** (0,855)
Var. de contrôle prépromotion	X	X	X	X	X	X
N	7642	7642	6963	6963	6923	6923
F	21,488		82,420		77,476	

La variable dépendante est la cote de performance. Le traitement représente le statut de promotion et l'appartenance à un secteur à forte promotion constitue la variable instrumentale. L'âge et le service continu prépromotion remplissent le rôle de variable de contrôle. Les coefficients sont estimés par MC2E pour les années 2017 à 2018 pour le sous-ensemble des employés complaisants de sexe féminin. Les spécifications (1), (3) et (5) présentent le coefficient de la régression de première étape. Leurs statistiques F respectives indiquent que la variable instrumentale ne serait pas faible. Les erreurs sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont présentées en parenthèse. Les seuils de signification statistiques sont caractérisés par : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

8.4 Les limites

D'autres explications et non le principe de Peter peuvent se trouver à l'origine des résultats que nous avons obtenus. Bien que ce mémoire ait progressé sur le plan méthodologique, ceci n'est pas garant d'absence de biais. De ce fait, cette section explore ces possibles raisons alternatives et ces failles afin d'effectuer un examen critique de l'étude. Elle revêt deux facettes : 1) les limites de la méthode par variable instrumentale et ses hypothèses ainsi que l'analyse du score de propension, car elles ont abouti aux conclusions favorables de cette recherche ; 2) celles qui peuvent menacer la validité générale de cette recherche quant à l'existence du principe de Peter.

En premier lieu, nous ne pouvons pas fuir le caractère observationnel de l'étude. Ce faisant, la variable instrumentale s'avère utile pour induire une variation exogène dans notre modèle économétrique. Cependant, elle ne résulte pas d'un aléa naturel. Nous l'avons conçu de façon déterministe. Alors, il n'est pas possible d'affirmer que l'hypothèse d'indépendance 7.2.1 n'est pas menacée malgré l'ajout de variables de prétraitement en guise de contrôle. Par la suite, le choix de la variable instrumentale caractérise le degré de complaisance statistique. Cela veut dire qu'une autre variable instrumentale peut générer un effet causal de la promotion différent de celui que nous avons obtenu. Un test de robustesse approprié aurait pu constituer la mise en œuvre de la même méthode, mais avec des instruments différents afin de comparer les coefficients qui en résultent. Malgré tout, ce type de test est limité dans sa faisabilité par le fait que trouver une variable instrumentale de qualité, voire plusieurs, est difficile. En l'absence de cette analyse de sensibilité, les hypothèses non testables doivent être acceptées avec foi. Les arguments sur la qualité de l'instrument renforcent cette foi, mais les hypothèses ne deviennent pas vraies pour autant. Conséquemment, si la validité d'une hypothèse se trouve sérieusement en péril malgré nos assertions, la fiabilité des résultats doit être contestée. La preuve empirique du principe de Peter ne serait plus aussi convaincante.

Par la suite, attardons-nous à la modélisation de la probabilité conditionnelle d'une promotion future, soit le score de propension. Dans la littérature sur les effets de traitement, le choix de la forme fonctionnelle ne représente pas souvent le cœur de la méthodologie de sorte que son estimation fait fréquemment partie des considérations secondaires.

Cette étude n'a pas évité ce sort réservé au score de propension. Nous justifions cela par le fait que cette quantité servait surtout à prédire l'attribution du traitement, soit une promotion. Pour cette partie de l'analyse, la causalité n'est pas centrale pour la vérification du principe de Peter. Il serait déraisonnable d'affirmer que notre connaissance présumée de la distribution de la variable promotion et son paramètre p soit entièrement fautive. Cependant, l'hypothèse de travail initiale sur l'absence d'effets de diffusion pourrait ne pas être vraisemblable en pratique. Il suffit qu'un supérieur hiérarchique nouvellement promu affecte la performance de ces subordonnés pour violer cette condition. De plus, le caractère limité des promotions présage que l'octroi d'une promotion donnée à un employé au sein d'une équipe réduit substantiellement les chances des autres membres à en recevoir une dans l'année en cours. Ces deux affirmations suffisent pour argumenter que les observations qui découlent de la variable promotion dépendent les unes des autres.

En second lieu, comme Lazear (2004), puis Benson et collab. (2019) l'écrivent, les données peuvent refléter le phénomène de retour à la moyenne, et non le principe de Peter. Concrètement, cela voudrait dire qu'un employé nouvellement promu connaît une baisse temporaire de sa performance, mais qu'avec le temps, celle-ci s'ajuste pour se ranger au niveau de sa tendance individuelle prépromotion. Pour plaider contre cet argument, il faut tirer avantage de l'aspect longitudinal des données; théoriquement, cela nous permettrait d'étudier les employés sur de multiples périodes et d'obtenir des effets dynamiques de la promotion sur la performance. Cependant, l'antinomie qu'impose le principe de Peter entraîne un biais sévère dans les résultats, ce que nous avons discuté préalablement au chapitre 2. Remédier à cet obstacle exigerait alors un jeu de microdonnées plus riches où nous pourrions nous limiter à une fonction commune à l'échelon h et sa progression immédiate au l'échelon $h + 1$. Par exemple, dans une banque, la fonction au rang h pourrait représenter celle de négociateur en bourse et la fonction au rang hiérarchique $h + 1$, celle de négociateur en chef. Les deux titres se doteraient de mesures de performance différentes : le négociateur, le ratio oméga; le négociateur en chef; la profitabilité de son unité d'affaires. Un horizon temporel suffisamment profond serait requis pour capturer correctement les effets de tendance. Ce scénario se rapproche donc des travaux de Benson et collab. (2019) qui restreignent leur analyse aux représentants vendeurs

qui sont promus à des responsabilités managériales. Or, nous n'avons pas accès à de telles données. Ceci représente la menace la plus importante à la validité de nos résultats. En ne pouvant pas modéliser correctement l'aspect dynamique des conséquences du principe de Peter, nous ne pouvons pas écarter la possibilité que le retour à la moyenne explique nos résultats.

Par ailleurs, soulignons de nouveau le fait que 23% à 31 % des employés ne possèdent pas de cote de performance annuellement. Nous avons traité cela comme un scénario d'absence totalement aléatoire, ce qui permettait d'omettre les individus touchés de l'échantillon. Dans certains cas, cette absence peut s'expliquer par le fait qu'un employé embauché en 2018 peut recevoir une promotion lors de cette même année. De cette manière, nous ne pouvons pas observer sa performance en 2017 dans cette firme. Ce type de cas pourrait justifier l'écartement de l'hypothèse d'absence initiale et de présumer plutôt qu'il s'agit d'absence aléatoire, car la variable « année » nous permettrait d'expliquer l'absence de la cote de performance. Au terme de cette étude, nous ne sommes pas en mesure d'argumenter que nous ferions face à un problème de « données manquantes non dues au hasard » pour cette variable. Néanmoins, si cela devait raisonnablement le cas, alors l'omission de ces individus biaise sévèrement les résultats obtenus.

Enfin, certaines promotions pourraient avoir eu lieu de façon latérale dans l'organisation et non, verticalement. Du moins, en se fiant aux données, certaines promotions ont été accordées alors que nous observons que les individus demeurent au même palier hiérarchique. Notre analyse tient compte de toutes les promotions, pas seulement de celles qui constituent une ascension hiérarchique. À première vue, ceci pourrait être incohérent avec le principe de Peter. Deux arguments peuvent être fournis pour nuancer ce constat. Premièrement, nous pourrions dire qu'il suffit que les compétences requises d'une fonction diffèrent assez de celles d'une autre pour constater les conséquences du principe de Peter. À cela, ajoutons le fait que bien des mouvements latéraux peuvent entraîner une progression salariale et des responsabilités plus importantes. De plus, les données enregistrées comme des promotions se distinguent de celles catégorisées en tant que mutations dans l'échantillon. Enfin, la catégorie d'emploi n'apparaît pas assez raffinée comme variable. En effet, elle capture une vue d'ensemble de la hiérarchie. Pourtant,

la structure hiérarchique de l'institution financière se ramifie probablement en des paliers nettement plus nombreux que les cinq niveaux étudiés. Ainsi, nous avons peut-être l'impression d'une promotion latérale, car la catégorie d'emploi n'a pas changé dans le jeu de données. Or en réalité, une ascension hiérarchique peut bien avoir eu lieu.

CONCLUSION

Ce mémoire avait comme premier objectif d'établir une preuve empirique du principe de Peter, soit l'idée que dans une hiérarchie, un employé tend à s'élever à son niveau d'incompétence. Pour ce faire, nous avons vérifié l'existence de ce phénomène dans une organisation hiérarchique par le biais de deux ses conséquences. Une fois traduites en équations estimables, celles-ci s'évaluaient comme suit : 1) mesurer l'effet prédictif de la performance en t sur la probabilité conditionnelle de recevoir une promotion en $t + 1$, en tenant compte de l'âge et le service continu d'un travailleur ; 2) estimer l'effet causal d'une promotion en $t + 1$ sur la performance contemporaine, toujours en contrôlant pour les mêmes caractéristiques. À l'aide de données anonymisées sur près de 26 000 membres du personnel d'une institution financière échelonnées sur 4 périodes, nous avons réalisé un total de trois exercices économétriques. Le premier d'entre eux constituait les prémices empiriques du principe de Peter où les modèles de panel à effets fixes ont été utilisées. En formalisant notre approche par le cadre des résultats potentiels, nous avons reconfiguré le jeu de données en une coupe transversale répétée pour déployer la méthodologie propre aux effets de traitement. L'analyse du score de propension, c'est-à-dire de la probabilité conditionnelle de recevoir une promotion ainsi que la méthode mixte par régression linéaire simple et appariement ont été employées pour le second exercice empirique. Quant au dernier exercice, la méthode par variable instrumentale a été utilisée, celle-ci et l'analyse du score de propension générant les résultats qui vérifient le principe de Peter pour chaque année à l'étude. Par exemple, nous trouvons que lorsque la cote de performance en 2017 augmente d'une unité, les chances d'avoir une promotion en 2018 haussent d'environ 45%, le tout en contrôlant pour l'âge et le service continu. Puis, le fait d'avoir reçu une promotion en 2018 entraîne une baisse de la performance au cours de la

même année de 67% par rapport à la moyenne organisationnelle, toujours en contrôlant pour les mêmes caractéristiques.

Ces résultats attestant de l'existence de la loi de Peter, le second objectif de ce mémoire consistait à documenter les disparités basées sur le sexe. Nous voulions déterminer si les hommes (les femmes) atteignaient plus rapidement leur niveau d'incompétence au sein d'une hiérarchie que leur contrepartie féminine (masculine). Le cas échéant, nous cherchions à réfléchir sur les potentielles causes de ces différences ainsi que leur nature possible. Ainsi, nous avons traité l'union du personnel masculin et féminin dans cette institution comme une partition de l'échantillon. Nous avons appliqué l'analyse du score de propension et la méthode par variable instrumentale de nouveau, mais en fonction du sexe. Cette démarche a alors révélé que le principe de Peter est toujours vérifié pour les deux groupes, mais que les femmes sont plus sévèrement frappées que les hommes par ce phénomène organisationnel. Par exemple, une augmentation de la cote de performance en 2018 reste un indicateur prédictif des chances d'une promotion en 2019. Les chances des femmes à cet égard sont supérieures à celles des hommes d'approximativement 10 points de pourcentage. Puis, une promotion effectivement accordée en 2019 entraîne une baisse de performance contemporaine pour les deux groupes, mais du côté féminin, cette chute se révèle près de 1,9 fois plus élevée que celles des hommes. En enquêtant sur la source de ces disparités, nous avons proposé deux causes possibles. Premièrement, le processus accéléré de promotion pour les femmes surpondérerait la performance actuelle au détriment d'une évaluation exhaustive de leur potentiel pour occuper leur rôle post-promotion. Les écrits de Player et collab. (2019) supportent ce sentiment. Ceci risquerait alors de les hisser plus rapidement et plus brutalement à leur niveau d'incompétence. Puis, les biais sexistes inconscients contamineraient l'évaluation de la performance des femmes. Cela pourrait donc affecter à la baisse leur performance réalisée, particulièrement après avoir accédé à un poste de haute direction. Certaines recherches aboutissent à des résultats dont les analyses fécondent cette thèse (Lyness et Heilman, 2006; Williams et collab., 2021; Correll et collab., 2020). Autant que nous sachions, ce mémoire établit pour la première fois le pont entre ces implications sociales et une manifestation plus sévère du principe de Peter chez le personnel féminin.

Les derniers points que nous avons illustrés constituent une avenue intéressante de recherche. En effet, les causes identifiées demeurent au stade de la conjecture dans notre analyse ; une étude subséquente devrait mettre à l'épreuve ces propositions. Puis, une recherche jouissant d'un jeu de microdonnées plus profond pourrait appliquer la méthodologie de ce mémoire, mais en modélisant explicitement l'aspect temporel du phénomène de Peter. Cela permettrait de rayer la possibilité que le retour à la moyenne explique les résultats obtenus. Ajoutons l'idée de vérifier le principe de Peter dans les organisations hiérarchiques où la progression salariale est méticuleusement réglemantée et fortement associée à une ascension dans l'échelle des catégories d'emploi. Des exemples de ces organisations sont les ministères gouvernementaux. À la lueur de nos conclusions, nous sommes d'avis que ce type d'organisations pourrait être considérablement affligé par le principe de Peter.

Il n'y a pas que les frictions entre la gestion efficiente des talents et l'incitation à la performance qui expliquent l'émergence du phénomène de Peter. Le théoricien politique et auteur Clifton Mark écrivait en 2020 que « la méritocratie est devenue un idéal social de premier plan »². Il poursuivait en disant que « les politiciens de tous les horizons idéologiques reviennent sans cesse sur l'idée que les récompenses de la vie — argent, pouvoir, emploi, admission à l'université — devraient être distribuées en fonction des compétences et des efforts »³. Dans le monde des affaires, particulièrement les domaines plus compétitifs comme la haute finance et la gestion, ce sentiment contamine les politiques de promotions dans les organisations hiérarchiques d'aujourd'hui. Cette observation peut s'appliquer d'un océan à un autre, moyennant quelques disparités régionales. Force est de constater que le principe de Peter constitue un sous-produit de la méritocratie. Comme bien des réflexions qui aboutissent aux effets pervers de la méritocratie, dont celle de M. Mark, le Dr Peter mettait également en garde des implications sociales néfastes de son principe dans son entrevue à la BBC en 1973.

Quant à lui, ce mémoire avertit qu'il est illusoire de croire que l'ascension des femmes vers les cimes d'une banque, d'un ministère — de toutes organisations hiérarchiques —

2. Mark, Clifton. (2020, 22 juin). *A belief in meritocracy is not only false : it's bad for you*. Princeton University Press <https://press.princeton.edu/ideas/a-belief-in-meritocracy-is-not-only-false-its-bad-for-you>.

3. Ibid.

consiste en la solution principale aux enjeux féminins en milieu de travail. Loin d'en réduire l'importance, nous nuancions cette solution en déclarant que la suppression de la dichotomie hommes-femmes ne passe pas que par le nombre supplémentaire de femmes devenues cadres, tous types confondus. En effet, notre position émane de notre constat sur l'actualité; mais aussi les brochures, cahiers spéciaux commerciaux tout comme les rapports d'études de firmes de consultation et organismes de recherche. Ils s'avèrent plusieurs à « s'arrêter » aux calculs de la croissance du nombre de femmes cadres supérieures/intermédiaires; leur proportion face à leurs collègues masculins à la direction ou sur un conseil d'administration; les taux de promotion féminins et masculins à un palier hiérarchique donné — le tout pour souligner les progrès en matière de diversité. Or, fissurer ou même, fracasser le plafond de verre vient entre autres avec des compromis sur la vie familiale. En effet, avoir une famille demeure une considération décisive pour plusieurs femmes contemporaines. Des quotas rigides aux politiques de promotion accélérée, en passant par les programmes d'avancement professionnel; n'empêche, tous ont le potentiel de laisser une relève féminine talentueuse s'échapper. En effet, ces initiatives ne rectifient pas substantiellement le tir en matière de conciliation travail-famille ni n'évident l'hypothèque « professionnelle » associée à la prise d'un congé parental pour la femme ni n'éliminent les préjugés sexistes, pour ne nommer que quelques problèmes. Ces solutions ne permettent pas non plus de clore l'écart salarial hommes-femmes. À cet égard, l'annonce historique par le gouvernement du Canada de l'entrée en vigueur de la *Loi sur l'équité salariale* le 31 août 2021 vient juste à temps. Contrairement à la promotion, l'équité salariale pourra se targuer de ne pas entraîner l'incompétence professionnelle.

BIBLIOGRAPHIE

- A. Smith, J. et P. E. Todd. 2005, «Does matching overcome lalonde’s critique of nonexperimental estimators?», *Journal of Econometrics*, vol. 125, n° 1, doi :<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.04.011>, p. 305–353, ISSN 0304-4076. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030440760400082X>.
- Abadie, A. et G. W. Imbens. 2006, «Large sample properties of matching estimators for average treatment effects», *Econometrica*, vol. 74, n° 1, p. 235–267, ISSN 00129682, 14680262. URL <http://www.jstor.org/stable/3598929>.
- Abadie, A. et G. W. Imbens. 2011, «Bias-corrected matching estimators for average treatment effects», *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 29, n° 1, doi :10.1198/jbes.2009.07333, p. 1–11, ISSN 0735-0015. URL <https://doi.org/10.1198/jbes.2009.07333>.
- Abadie, A. et G. W. Imbens. 2016, «Matching on the estimated propensity score», *Econometrica*, vol. 84, n° 2, doi :<https://doi.org/10.3982/ECTA11293>, p. 781–807, ISSN 0012-9682. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.3982/ECTA11293>.
- Abadie, A. et J. Spiess. 2020, «Robust post-matching inference», *Journal of the American Statistical Association*, doi :10.1080/01621459.2020.1840383, p. 1–13, ISSN 0162-1459. URL <https://doi.org/10.1080/01621459.2020.1840383>.
- Angrist, J. D., G. W. Imbens et D. B. Rubin. 1996, «Identification of causal effects using instrumental variables», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 91, n° 434, doi :10.2307/2291629, p. 444–455, ISSN 01621459. URL <http://www.jstor.org/stable/2291629>.

- Arel-Bundock, V. 2021, *modelsummary : Summary Tables and Plots for Statistical Models and Data : Beautiful, Customizable, and Publication-Ready*. URL <https://vincentarelbundock.github.io/modelsummary/>, r package version 0.8.1.
- Arnold, D., Martin; Dombey. 2021, 4 mai, «Women central bankers want action on 'hidden barriers' to equality», *The Financial Times*. URL <https://www.ft.com/content/0d1d2d4d-8bb8-42ce-b263-9863a1f377ed>.
- Arnold, J. B. 2019, *ggthemes : Extra Themes, Scales and Geoms for ggplot2*. URL <http://github.com/jrnold/ggthemes>, r package version 4.2.0.
- Athey, S. et G. W. Imbens. 2017, *The Econometrics of Randomized Experiments a*, book section 3, Elsevier, ISBN 2214-658X, p. 73–140, doi :10.1016/bs.hefe.2016.10.003. URL <https://dx.doi.org/10.1016/bs.hefe.2016.10.003>.
- Austin, P. C. 2011, «An introduction to propensity score methods for reducing the effects of confounding in observational studies», *Multivariate Behavioral Research*, vol. 46, n° 3, doi :10.1080/00273171.2011.568786, p. 399–424, ISSN 0027-3171. URL <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.568786>.
- Bellemare, M. F., T. Masaki et T. B. Pepinsky. 2017, «Lagged explanatory variables and the estimation of causal effect», *Journal of Politics*, vol. 79, n° 3, doi :10.1086/690946, p. 949–963, ISSN 00223816. URL <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/690946>.
- Benson, A., D. Li et K. Shue. 2018, «Research : Do people really get promoted to their level of incompetence?», *Harvard Business Review Digital Articles*, p. 2–5. URL <https://hbr.org/2018/03/research-do-people-really-get-promoted-to-their-level-of-incompetence#>.
- Benson, A., D. Li et K. Shue. 2019, «Promotions and the peter principle*», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 134, n° 4, doi :10.1093/qje/qjz022, p. 2085–2134, ISSN 0033-5533. URL <https://doi.org/10.1093/qje/qjz022>.
- Bergé, L. 2018, «Efficient estimation of maximum likelihood models with multiple fixed-effects : the R package FENmlm», *CREA Discussion Papers*.

- Berge, L. 2021, *fixest : Fast Fixed-Effects Estimations*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=fixest>, r package version 0.8.2.
- Branson, Z. et L. Keele. 2020, «Evaluating a key instrumental variable assumption using randomization tests», *American Journal of Epidemiology*, vol. 189, n° 11, doi :10.1093/aje/kwaa089, p. 1412–1420, ISSN 0002-9262. URL <https://dx.doi.org/10.1093/aje/kwaa089>.
- Brodaty, T., B. Crépon et D. Fougère. 2007, «Les méthodes micro-économétriques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi», *Économie & prévision*, vol. 177, n° 1, doi :10.3917/ecop.177.0093, p. 93–118, ISSN 0249-4744. URL <https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-1-2007-1-page-93.htm>https://www.cairn.info/load_pdf.php?ID_ARTICLE=ECOP_177_0093.
- Cameron, A. C. et P. K. Trivedi. 2005, *Microeconometrics : Methods and Applications*, Cambridge University Press, Cambridge, ISBN 9780521848053, doi :DOI:10.1017/CBO9780511811241. URL <https://www.cambridge.org/core/books/microeconometrics/982158DE989697607C858068ED05C7B1>.
- Correll, S. J., K. R. Weisshaar, A. T. Wynn et J. D. Wehner. 2020, «Inside the black box of organizational life : The gendered language of performance assessment», *American Sociological Review*, vol. 85, n° 6, doi :10.1177/0003122420962080, p. 1022–1050. URL <https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/0003122420962080>.
- Cutter, C. et V. Fuhrmans. 2020, 11 septembre, «Banking is now ahead of other industries in promoting women», *The Wall Street Journal*. URL <https://www.wsj.com/articles/banking-is-now-ahead-of-other-industries-in-promoting-women-11599851883>.
- Dehejia, R. H. et S. Wahba. 1999, «Causal effects in nonexperimental studies : Reevaluating the evaluation of training programs», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, n° 448, doi :10.2307/2669919, p. 1053–1062, ISSN 01621459. URL <http://www.jstor.org/stable/2669919>.

- Fairburn, J. A. et J. M. Malcomson. 2001, «Performance, promotion, and the peter principle», *The Review of Economic Studies*, vol. 68, n° 1, p. 45–66, ISSN 00346527, 1467937X. URL <http://www.jstor.org/stable/2695918>.
- Fox, J., C. Kleiber et A. Zeileis. 2020, *ivreg : Two-Stage Least-Squares Regression with Diagnostics*. URL <https://john-d-fox.github.io/ivreg/>, r package version 0.5-0.
- Greifer, N. 2021, *cobalt : Covariate Balance Tables and Plots*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=cobalt>, r package version 4.3.0.
- Grolemund, G. et H. Wickham. 2011, «Dates and times made easy with lubridate», *Journal of Statistical Software*, vol. 40, n° 3, p. 1–25. URL <https://www.jstatsoft.org/v40/i03/>.
- Heckman, J., H. Ichimura, J. Smith et P. Todd. 1998, «Characterizing selection bias using experimental data», *Econometrica*, vol. 66, n° 5, doi :10.2307/2999630, p. 1017–1098, ISSN 00129682, 14680262. URL <http://www.jstor.org/stable/2999630>.
- Heckman, J. J., H. Ichimura et P. E. Todd. 1997, «Matching as an econometric evaluation estimator : Evidence from evaluating a job training programme», *The Review of Economic Studies*, vol. 64, n° 4, doi :10.2307/2971733, p. 605–654, ISSN 00346527, 1467937X. URL <http://www.jstor.org/stable/2971733>.
- Henry, L. et H. Wickham. 2020, *purrr : Functional Programming Tools*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=purrr>, r package version 0.3.4.
- Ho, D., K. Imai, G. King, E. Stuart et N. Greifer. 2020, *MatchIt : Nonparametric Preprocessing for Parametric Causal Inference*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=MatchIt>, r package version 4.1.0.
- Ho, D. E., K. Imai, G. King et E. A. Stuart. 2007, «Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference», *Political Analysis*, vol. 15, n° 3, doi :10.1093/pan/mpi013, p. 199–236, ISSN 1047-1987. URL <https://dx.doi.org/10.1093/pan/mpi013>.

- Ho, D. E., K. Imai, G. King et E. A. Stuart. 2011, «MatchIt : Nonparametric preprocessing for parametric causal inference», *Journal of Statistical Software*, vol. 42, n° 8, p. 1–28. URL <https://www.jstatsoft.org/v42/i08/>.
- Holland, P. W. 1986, «Statistics and causal inference», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 81, n° 396, doi :10.2307/2289064, p. 945, ISSN 0162-1459. URL <https://dx.doi.org/10.2307/2289064>.
- Hothorn, T., A. Zeileis, R. W. Farebrother et C. Cummins. 2020, *lmtree : Testing Linear Regression Models*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=lmtree>, r package version 0.9-38.
- Iacus, S. M., G. King et G. Porro. 2019, «A theory of statistical inference for matching methods in causal research», *Political Analysis*, vol. 27, n° 1, doi :10.1017/pan.2018.29, p. 46–68, ISSN 1047-1987. URL <https://dx.doi.org/10.1017/pan.2018.29>.
- Iannone, R., J. Cheng et B. Schloerke. 2020, *gt : Easily Create Presentation-Ready Display Tables*. URL <https://github.com/rstudio/gt>, r package version 0.2.2.
- Imbens, G. W. 2004, «Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity : A review», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86, n° 1, p. 4–29, ISSN 00346535, 15309142. URL <http://www.jstor.org/stable/3211657>.
- Imbens, G. W. 2015, «Matching methods in practice : Three examples», *The Journal of Human Resources*, vol. 50, n° 2, p. 373–419, ISSN 0022166X. URL <http://www.jstor.org/stable/24735990>.
- Imbens, G. W. 2019, «Potential outcome and directed acyclic graph approaches to causality : Relevance for empirical practice in economics», *NBER Working Paper Series*.
- Imbens, G. W. et J. D. Angrist. 1994, «Identification and estimation of local average treatment effects», *Econometrica*, vol. 62, n° 2, doi :10.2307/2951620, p. 467, ISSN 0012-9682. URL <https://dx.doi.org/10.2307/2951620>.
- Imbens, G. W. et D. B. Rubin. 2015, *Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences : An Introduction*, Cambridge University Press, Cambridge, ISBN

- 9780521885881, doi :DOI:10.1017/CBO9781139025751. URL
<https://www.cambridge.org/core/books/causal-inference-for-statistics-social-and-biomedical-sciences/71126BE90C58F1A431FE9B2DD07938AB>.
- Imbens, G. W. et J. M. Wooldridge. 2009, «Recent developments in the econometrics of program evaluation», *Journal of Economic Literature*, vol. 47, n° 1, doi :10.1257/jel.47.1.5, p. 5–86, ISSN 0022-0515. URL
<https://dx.doi.org/10.1257/jel.47.1.5>.
- King, G. et R. Nielsen. 2019, «Why propensity scores should not be used for matching», *Political Analysis*, vol. 27, n° 4, doi :10.1017/pan.2019.11, p. 435–454, ISSN 1047-1987. URL
<https://dx.doi.org/10.1017/pan.2019.11>.
- Kleinberg, J., J. Ludwig, S. Mullainathan et Z. Obermeyer. 2015, «Prediction policy problems», *American Economic Review*, vol. 105, n° 5, doi :10.1257/aer.p20151023, p. 491–495, ISSN 0002-8282. URL
<https://dx.doi.org/10.1257/aer.p20151023>.
- Kédagni, D. 2021, «Identifying treatment effects in the presence of confounded types», *Journal of Econometrics*, doi :<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.01.012>, ISSN 0304-4076. URL
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407621001512>.
- LaLonde, R. J. 1986, «Evaluating the econometric evaluations of training programs with experimental data», *The American Economic Review*, vol. 76, n° 4, p. 604–620, ISSN 00028282. URL
<http://www.jstor.org/stable/1806062>.
- Lazear, E. P. 2004, «The peter principle : A theory of decline», *Journal of Political Economy*, vol. 112, n° S1, doi :10.1086/379943, p. S141–S163, ISSN 0022-3808. URL
<https://dx.doi.org/10.1086/379943>.
- Lewbel, A. 2019, «The identification zoo : Meanings of identification in econometrics», *Journal of Economic Literature*, vol. 57, n° 4, doi :10.1257/jel.20181361, p. 835–903. URL
<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.20181361>.

- Li, Q. et J. Racine. 2006, *Nonparametric Econometrics : Theory and Practice*, Princeton University Press. URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:pup:pbooks:8355>.
- Lundberg, G. A. 1938, «The concept of law in the social sciences», *Philosophy of Science*, vol. 5, n° 2, p. 189–203, ISSN 00318248, 1539767X. URL <http://www.jstor.org.proxy2.hec.ca/stable/184630>.
- Lyness, K. S. et M. E. Heilman. 2006, «When fit is fundamental : Performance evaluations and promotions of upper-level female and male managers», *Journal of Applied Psychology*, vol. 91, n° 4, doi :10.1037/0021-9010.91.4.777, p. 777–785, ISSN 1939-1854. URL <https://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.91.4.777>.
- MacDougall, A., J. Valley et J. Jeffrey. 2020, «Rapport sur les pratiques de divulgation en matière de diversité – secteur des services financiers», rapport annuel, Osler, Hoskin & Harcourt s.e.n.c.r.l./s.r.l.
- Mark, C. 2020, 22 juin, «A belief in meritocracy is not only false : it’s bad for you», *Princeton University Press*. URL <https://press.princeton.edu/ideas/a-belief-in-meritocracy-is-not-only-false-its-bad-for-you>.
- Milgrom, P. R. et J. Roberts. 1992, *Economics, Organization, and Management*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, N.J, ISBN 0132246503.
- Müller, K. et H. Wickham. 2020, *tibble : Simple Data Frames*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=tibble>, r package version 3.0.4.
- Neuwirth, E. 2014, *RColorBrewer : ColorBrewer Palettes*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=RColorBrewer>, r package version 1.1-2.
- Peter, L. J. et R. Hull. 1969, *Le principe de Peter*, J’ai Lu, Paris, France.
- Player, A., G. Randsley de Moura, A. C. Leite, D. Abrams et F. Tresh. 2019, «Overlooked leadership potential : The preference for leadership potential in job candidates who are men vs. women», *Frontiers in Psychology*, vol. 10, n° 755, doi :10.3389/fpsyg.2019.00755, ISSN 1664-1078. URL <https://www.frontiersin.org/article/10.3389/fpsyg.2019.00755>.

- Plümper, T. et V. E. Troeger. 2019, «Not so harmless after all : The fixed-effects model», *Political Analysis*, vol. 27, n° 1, doi :10.1017/pan.2018.17, p. 21–45, ISSN 1047-1987. URL <https://dx.doi.org/10.1017/pan.2018.17>.
- R Core Team. 2020, *R : A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Revelle, W. 2020, *psych : Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. URL <https://personality-project.org/r/psych/>
<https://personality-project.org/r/psych-manual.pdf>, r package version 2.0.12.
- Riding, P. 1973, *The Peter Principle*, BBC. URL https://www.youtube.com/watch?v=mpbWQbk18_g#t=20m15s, [émission télévisée].
- Robinson, D., A. Hayes et S. Couch. 2021, *broom : Convert Statistical Objects into Tidy Tibbles*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=broom>, r package version 0.7.4.
- Robson, D. 2020, 15 juin, «The reasons why people become incompetent at work», *BBC Worklife*. URL <https://www.bbc.com/worklife/article/20200612-the-reasons-why-people-become-incompetent-at-work>.
- Rosenbaum, P. R. et D. B. Rubin. 1983, «The central role of the propensity score in observational studies for causal effects», *Biometrika*, vol. 70, n° 1, doi :10.1093/biomet/70.1.41, p. 41–55, ISSN 0006-3444. URL <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>.
- Rubin, D. B. 1974, «Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies», *Journal of Educational Psychology*, vol. 66, n° 5, doi :10.1037/h0037350, p. 688–701, ISSN 1939-2176(Electronic),0022-0663(Print).
- Rubin, D. B. 1977, «Assignment to treatment group on the basis of a covariate», *Journal of Educational Statistics*, vol. 2, n° 1, doi :10.2307/1164933, p. 1, ISSN 0362-9791. URL <https://dx.doi.org/10.2307/1164933>.

- Sjoberg, D. D., M. Curry, M. Hannum, K. Whiting et E. C. Zabor. 2021, *gtsummary : Presentation-Ready Data Summary and Analytic Result Tables*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=gtsummary>, r package version 1.3.6.
- Spinu, V., G. Grolemond et H. Wickham. 2020, *lubridate : Make Dealing with Dates a Little Easier*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=lubridate>, r package version 1.7.9.2.
- Thomas, D. 2021, 16 juin, «Women in finance say ‘mediocre’ male managers block progress», *The Financial Times*. URL <https://www.ft.com/content/08ff1bd0-2e2b-4d20-bb9f-dfe8c5a9807b>.
- White, H. 1981, «Consequences and detection of misspecified nonlinear regression models», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 76, n° 374, doi :10.2307/2287845, p. 419, ISSN 0162-1459. URL <https://dx.doi.org/10.2307/2287845>.
- Wickham, H. 2007, «Reshaping data with the reshape package», *Journal of Statistical Software*, vol. 21, n° 12, p. 1–20. URL <http://www.jstatsoft.org/v21/i12/>.
- Wickham, H. 2016, *ggplot2 : Elegant Graphics for Data Analysis*, Springer-Verlag New York, ISBN 978-3-319-24277-4. URL <https://ggplot2.tidyverse.org>.
- Wickham, H. 2019a, *stringr : Simple, Consistent Wrappers for Common String Operations*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=stringr>, r package version 1.4.0.
- Wickham, H. 2019b, *tidyverse : Easily Install and Load the Tidyverse*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=tidyverse>, r package version 1.3.0.
- Wickham, H. 2020a, *forcats : Tools for Working with Categorical Variables (Factors)*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=forcats>, r package version 0.5.0.
- Wickham, H. 2020b, *reshape2 : Flexibly Reshape Data : A Reboot of the Reshape Package*. URL <https://github.com/hadley/reshape>, r package version 1.4.4.
- Wickham, H. 2020c, *tidyr : Tidy Messy Data*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=tidyr>, r package version 1.1.2.

- Wickham, H., M. Averick, J. Bryan, W. Chang, L. D. McGowan, R. François, G. Grolemund, A. Hayes, L. Henry, J. Hester, M. Kuhn, T. L. Pedersen, E. Miller, S. M. Bache, K. Müller, J. Ooms, D. Robinson, D. P. Seidel, V. Spinu, K. Takahashi, D. Vaughan, C. Wilke, K. Woo et H. Yutani. 2019, «Welcome to the tidyverse», *Journal of Open Source Software*, vol. 4, n° 43, doi :10.21105/joss.01686, p. 1686.
- Wickham, H., W. Chang, L. Henry, T. L. Pedersen, K. Takahashi, C. Wilke, K. Woo, H. Yutani et D. Dunnington. 2020a, *ggplot2 : Create Elegant Data Visualisations Using the Grammar of Graphics*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=ggplot2>, r package version 3.3.3.
- Wickham, H., R. François, L. Henry et K. Müller. 2020b, *dplyr : A Grammar of Data Manipulation*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=dplyr>, r package version 1.0.2.
- Wickham, H. et J. Hester. 2020, *readr : Read Rectangular Text Data*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=readr>, r package version 1.4.0.
- Wickham, H. et E. Miller. 2020, *haven : Import and Export SPSS, Stata and SAS Files*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=haven>, r package version 2.3.1.
- Wickham, H. et D. Seidel. 2020, *scales : Scale Functions for Visualization*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=scales>, r package version 1.1.1.
- Williams, J. C., D. L. Loyd, M. Boginsky et F. Armas-Edwards. 2021, «How one company worked to root out bias from performance reviews», *Harvard Business Review Digital Articles*, p. 1–7. URL <http://proxy2.hec.ca/login?url=http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=149997869&lang=fr&site=bsi-live>.
- Wooldridge, J. M. 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, ISBN 9780262232586. URL <http://www.jstor.org/stable/j.ctt5hhcfr>.
- Xie, Y. 2015, *Dynamic Documents with R and knitr*, 2^e éd., Chapman and Hall/CRC, Boca Raton, Florida. URL <https://yihui.org/knitr/>, ISBN 978-1498716963.

- Xie, Y. 2016, *bookdown : Authoring Books and Technical Documents with R Markdown*, Chapman and Hall/CRC, Boca Raton, Florida. URL <https://github.com/rstudio/bookdown>, ISBN 978-1138700109.
- Xie, Y. 2020a, *bookdown : Authoring Books and Technical Documents with R Markdown*. URL <https://github.com/rstudio/bookdown>, r package version 0.21.
- Xie, Y. 2020b, *knitr : A General-Purpose Package for Dynamic Report Generation in R*. URL <https://yihui.org/knitr/>, r package version 1.30.
- Zeileis, A. 2004, «Econometric computing with HC and HAC covariance matrix estimators», *Journal of Statistical Software*, vol. 11, n° 10, doi :10.18637/jss.v011.i10, p. 1–17.
- Zeileis, A. 2006, «Object-oriented computation of sandwich estimators», *Journal of Statistical Software*, vol. 16, n° 9, doi :10.18637/jss.v016.i09, p. 1–16.
- Zeileis, A. et G. Grothendieck. 2005, «zoo : S3 infrastructure for regular and irregular time series», *Journal of Statistical Software*, vol. 14, n° 6, doi :10.18637/jss.v014.i06, p. 1–27.
- Zeileis, A., G. Grothendieck et J. A. Ryan. 2020a, *zoo : S3 Infrastructure for Regular and Irregular Time Series (Z's Ordered Observations)*. URL <http://zoo.R-Forge.R-project.org/>, r package version 1.8-8.
- Zeileis, A. et T. Hothorn. 2002, «Diagnostic checking in regression relationships», *R News*, vol. 2, n° 3, p. 7–10. URL <https://CRAN.R-project.org/doc/Rnews/>.
- Zeileis, A., S. Köll et N. Graham. 2020b, «Various versatile variances : An object-oriented implementation of clustered covariances in R», *Journal of Statistical Software*, vol. 95, n° 1, doi :10.18637/jss.v095.i01, p. 1–36.
- Zeileis, A. et T. Lumley. 2020, *sandwich : Robust Covariance Matrix Estimators*. URL <http://sandwich.R-Forge.R-project.org/>, r package version 3.0-0.
- Zhu, H. 2020, *kableExtra : Construct Complex Table with kable and Pipe Syntax*. URL <https://CRAN.R-project.org/package=kableExtra>, r package version 1.3.1.

ANNEXE I – DÉMONSTRATIONS

Démonstration du théorème 4.2.1

Théorème 4.2.1. *Si l'hypothèse d'« ignorabilité » forte de la promotion sachant \mathbf{X} est vraie, alors l'effet causal moyen du traitement conditionnel est égale à la différence espérée entre les performances observées sous les deux régimes de traitement en \mathbf{X}*

$$\tau(\mathbf{x}) = \mathbb{E}[y \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}, D = 1] - \mathbb{E}[y \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}, D = 0].$$

Démonstration.

Par l'équation 4.3, nous savons que :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[y \mid D = 1, \mathbf{X} = \mathbf{x}] &= \mathbb{E}[(1 - D) \cdot Y_0 + D \cdot Y_1 \mid D = 1, \mathbf{X} = \mathbf{x}] \\ &= \mathbb{E}[Y_1 \mid D = 1, \mathbf{X} = \mathbf{x}]\end{aligned}$$

Par l'hypothèse 4.2.1, nous nous débarassons du terme $D = 1$:

$$= \mathbb{E}[Y_1 \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}]. \tag{1}$$

De façon analogue, nous obtenons :

$$\mathbb{E}[y \mid D = 0, \mathbf{X} = \mathbf{x}] = \mathbb{E}[Y_0 \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}]. \tag{2}$$

Revisitons l'expression 4.7 :

$$\tau(\mathbf{x}) \equiv \mathbb{E}[Y_1 - Y_0 \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}].$$

En substituant les résultats 1 et 2 dans cette définition, nous avons que :

$$\tau(\mathbf{x}) = \mathbb{E}[y \mid D = 1, \mathbf{X} = \mathbf{x}] - \mathbb{E}[y \mid D = 0, \mathbf{X} = \mathbf{x}].$$

□

Démonstration du théorème 7.2.1

Théorème 7.2.1. *Supposons des effets constants de la variable instrumentale et de la promotion. Si les hypothèses 7.2.1 à 7.2.4 sont vraies, alors*

$$\mathbb{E}[Y_1 - Y_0 \mid T = c] = \frac{\mathbb{E}[y \mid Z = 1] - \mathbb{E}[y \mid Z = 0]}{\mathbb{E}[D \mid Z = 1] - \mathbb{E}[D \mid Z = 0]}.$$

Démonstration. La démarche découle principalement des travaux de Kédagni (2021). Au préalable, nous dégagons quelques résultats saillants découlant des hypothèses 7.2.1 à 7.2.4.

Premièrement, nous calculons la proportion de chaque type d'employé. En effet, par la loi de la probabilité totale et les hypothèses 7.2.1 et 7.2.3, nous savons que :

$$\mathbb{P}[D = 1 \mid Z = 1] = \mathbb{P}[T = a] + \mathbb{P}[T = c] \quad (3)$$

$$\mathbb{P}[D = 1 \mid Z = 0] = \mathbb{P}[T = a] \quad (4)$$

$$\mathbb{P}[D = 0 \mid Z = 0] = \mathbb{P}[T = n] + \mathbb{P}[T = c] \quad (5)$$

$$\mathbb{P}[D = 0 \mid Z = 1] = \mathbb{P}[T = n] \quad (6)$$

Alors,

$$\mathbb{P}[D = 1 \mid Z = 1] - \mathbb{P}[D = 1 \mid Z = 0] = \mathbb{P}[T = c]. \quad (7)$$

Deuxièmement, nous ventilons la performance espérée en fonction du type d'employé, son statut de promotion et celui d'appartenance. Nous appliquons successivement les éléments suivants : 1) la loi des espérances itérées ; 2) la loi de la probabilité totale ; 3) le théorème de Bayes ; l'expression 4.3 ; 4) l'hypothèse 7.2.2 et 5) les résultats 3 à 7. Nous obtenons :

$$\mathbb{E}[y \mid D = 1, Z = 1] = \frac{\mathbb{P}[T = a] \mathbb{E}[Y_1 \mid T = a] + \mathbb{P}[T = c] \mathbb{E}[Y_1 \mid T = c]}{\mathbb{P}[T = a] + \mathbb{P}[T = c]} \quad (8)$$

$$\mathbb{E}[y \mid D = 1, Z = 0] = \mathbb{E}[Y_1 \mid T = a] \quad (9)$$

$$\mathbb{E}[y \mid D = 0, Z = 0] = \frac{\mathbb{P}[T = n] \mathbb{E}[Y_0 \mid T = n] + \mathbb{P}[T = c] \mathbb{E}[Y_0 \mid T = c]}{\mathbb{P}[T = n] + \mathbb{P}[T = c]} \quad (10)$$

$$\mathbb{E}[y \mid D = 0, Z = 1] = \mathbb{E}[Y_0 \mid T = n]. \quad (11)$$

Ainsi, nous dérivons le numérateur de Wald en appliquant de nouveau la loi des espérances itérées et celle de la probabilité totale :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[y \mid Z = z] &= \mathbb{E}_{D|Z=z}[y \mid D, Z = z] \\ &= \mathbb{E}[y \mid D = 0, Z = z] \mathbb{P}[D = 0 \mid Z = z] \\ &\quad + \mathbb{E}[y \mid D = 1, Z = z] \mathbb{P}[D = 1 \mid Z = z].\end{aligned}$$

Appliquer les résultats 3 à 6 et de 8 à 11 donne :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[y \mid Z = 1] &= \mathbb{P}[D = 0 \mid Z = 1] \mathbb{E}[y \mid D = 0, Z = 1] \\ &\quad + \mathbb{P}[D = 1 \mid Z = 1] \mathbb{E}[y \mid D = 1, Z = 1] \\ &= \mathbb{P}[T = n] \mathbb{E}[Y_0 \mid T = n] \\ &\quad + \frac{\mathbb{P}[T = a] \mathbb{E}[Y_1 \mid T = a] + \mathbb{P}[T = c] \mathbb{E}[Y_1 \mid T = c]}{\mathbb{P}[T = a] + \mathbb{P}[T = c]} \mathbb{P}[T = a] + \mathbb{P}[T = c] \\ &= \mathbb{P}[T = n] \mathbb{E}[Y_0 \mid T = n] \\ &\quad + \mathbb{P}[T = a] \mathbb{E}[Y_1 \mid T = a] + \mathbb{P}[T = c] \mathbb{E}[Y_1 \mid T = c].\end{aligned}$$

Analoguement, nous avons que :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[y \mid Z = 0] &= \mathbb{P}[T = n] \mathbb{E}[Y_0 \mid T = n] + \mathbb{P}[T = c] \mathbb{E}[Y_0 \mid T = c] \\ &\quad + \mathbb{P}[T = a] \mathbb{E}[Y_1 \mid T = a].\end{aligned}$$

Donc,

$$\mathbb{E}[y \mid Z = 1] - \mathbb{E}[y \mid Z = 0] = \mathbb{P}[T = c] \mathbb{E}[Y_1 - Y_0 \mid T = c].$$

Pour le dénominateur, nous appliquons le résultat 7. De plus, puisque D est une variable dichotomique, alors $\mathbb{P}[Y = 1 \mid X = x] = \mathbb{E}[Y \mid X = x]$. Nous savons que :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[D \mid Z = 1] - \mathbb{E}[D \mid Z = 0] &= \mathbb{P}[D = 1 \mid Z = 1] - \mathbb{P}[D = 1 \mid Z = 0] \\ &= \mathbb{P}[T = c].\end{aligned}$$

Par le respect de l'hypothèse 7.2.4, nous obtenons :

$$\begin{aligned}\frac{\mathbb{E}[y \mid Z = 1] - \mathbb{E}[y \mid Z = 0]}{\mathbb{E}[D \mid Z = 1] - \mathbb{E}[D \mid Z = 0]} &= \frac{\mathbb{P}[T = c] \mathbb{E}[Y_1 - Y_0 \mid T = c]}{\mathbb{P}[T = c]} \\ &= \mathbb{E}[Y_1 - Y_0 \mid T = c].\end{aligned}$$

□

ANNEXE II – RÉSULTATS

D'APPARIEMENT

Nous avons prétraité les données en employant la méthode d'appariement sur les caractéristiques observables, soit la performance actuelle, le service continu et l'âge. Nous avons utilisé l'algorithme du voisin le plus proche, sans remplacement à l'aide du paquetage `MatchIt`. De plus, l'algorithme a apparié un employé promu à sa contrepartie similaire non promu, alors le nombre de paires est égale au nombre d'employés promus chaque année. Une fois complété, l'appariement a équilibré adéquatement les deux groupes en fonction des trois variables choisies. En effet, chaque période, les différences moyennes normalisées sont près de 0 et les ratios de variance sont environ égaux à 1. De plus, la figure 1 présente les graphiques de densité empirique de chaque caractéristique observable et par période. Dans l'ensemble, notre inspection visuelle nous confirme que les distributions de la performance actuelle, du service continu et de l'âge des employés promus chevauchent bien celles des employés non promus. Ainsi, nous sommes confiants que l'hypothèse de support commun est respectée.

L'équilibrage

Pour l'année 2017

```
matchit(formula = promotion_2017 ~ cote_2016 + anneeservice_2016 +  
age_2016, data = bn_rcs17, method = "nearest", distance = "mahalanobis")
```

Balance Measures

	Type	Diff.Un	V.Ratio.Un	KS.Un	Diff.Adj	V.Ratio.Adj	KS.Adj
cote_2016	Contin.	0.083	1.014	0.034	0.000	1.000	0.000
anneedeservice_2016	Contin.	-0.319	0.585	0.121	-0.002	1.007	0.013
age_2016	Contin.	-0.593	0.718	0.242	-0.000	1.004	0.005

Sample sizes

	Control	Treated
All	14240	388
Matched	388	388
Unmatched	13852	0

Pour l'année 2018

```
matchit(formula = promotion_2018 ~ cote_2017 + anneedeservice_2017 +  
age_2017, data = bn_rcs18, method = "nearest", distance = "mahalanobis")
```

Balance Measures

	Type	Diff.Un	V.Ratio.Un	KS.Un	Diff.Adj	V.Ratio.Adj	KS.Adj
cote_2017	Contin.	0.188	0.978	0.061	0.000	1.000	0.000
anneedeservice_2017	Contin.	-0.440	0.550	0.153	0.001	1.001	0.009
age_2017	Contin.	-0.661	0.801	0.253	-0.000	1.000	0.002

Sample sizes

	Control	Treated
All	11487	1575
Matched	1575	1575
Unmatched	9912	0

Pour l'année 2019

```
matchit(formula = promotion_2019 ~ cote_2018 + anneeservice_2018 +  
        age_2018, data = bn_rcs19, method = "nearest", distance = "mahalanobis")
```

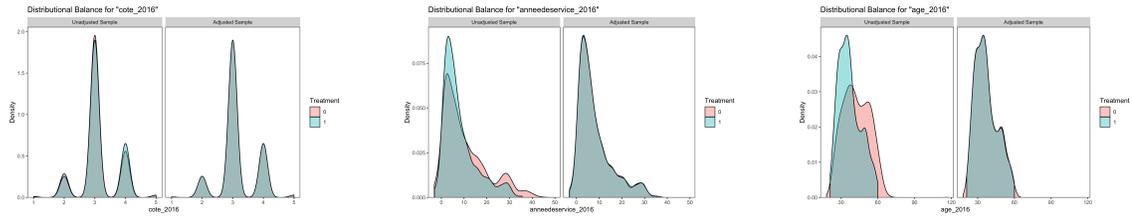
Balance Measures

	Type	Diff.Un	V.Ratio.Un	KS.Un	Diff.Adj	V.Ratio.Adj	KS.Adj
cote_2018	Contin.	0.112	1.045	0.048	0.000	1.000	0.000
anneeservice_2018	Contin.	-0.634	0.543	0.217	-0.001	1.001	0.009
age_2018	Contin.	-0.751	0.824	0.276	-0.001	1.003	0.004

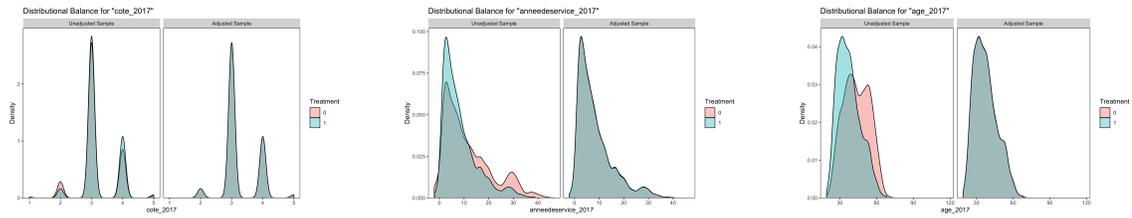
Sample sizes

	Control	Treated
All	10716	1291
Matched	1291	1291
Unmatched	9425	0

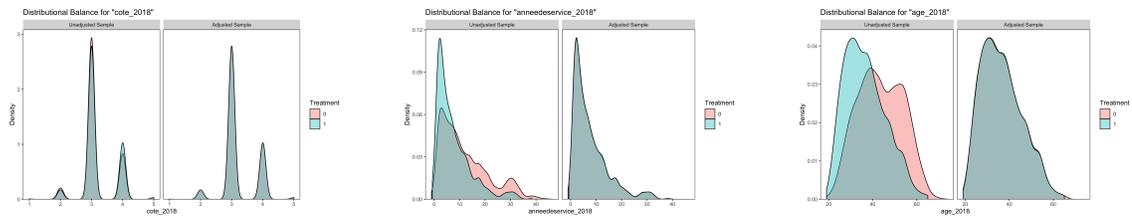
FIGURE 1 – Les graphiques de densité



(A) 2017



(B) 2018



(C) 2019

