

UNIVERSITÉ LILLE 1

Habilitation à diriger des recherches

soutenue publiquement le 17 juin 2016 par

Hugo Harari-Kermadec

**Frais d'inscription et
quantification néolibérale de l'Université**

Composition du jury :

<i>Président :</i>	NICOLAS VANEECLOO	Professeur, CLERSÉ, Université Lille 1
<i>Garante :</i>	FLORENCE JANY-CATRICE	Professeure, CLERSÉ, Université Lille 1
<i>Rapporteurs :</i>	CHRISTIAN BESSY	Directeur de recherche, IDHES, ENS Cachan
	CÉDRIC DURAND	Maître de conférences, CEPN, Université Paris 13
	SANDRINE GARCIA	Professeure, IREDU, Université de Bourgogne
<i>Examineur :</i>	RICHARD SOBEL	Maître de conférences, CLERSÉ, Université Lille 1
<i>Invité :</i>	JEAN-MARIE HARRIBEY	Maître de conférences, GREThA, Université Bordeaux 4

Tome I

Table des matières

Remerciements	5
Curriculum Vitæ	7
Fonctions exercées et formation	8
Publications	10
Enseignement	14
I Parcours scientifique	17
A Une formation de statisticien	17
1 Travaux théoriques	17
2 De nombreuses applications	19
3 Des applications économiques	20
B Bifurcation vers l'économie	21
1 Devenir chercheur en économie	21
2 Enseigner à des étudiant-es en économie	25
3 Adopter une perspective critique	27
4 Une approche critique des dynamiques de l'enseignement supérieur	28
II Résumés des travaux	31
A Travaux statistiques théoriques	31
1 Définition de la vraisemblance empirique	31
2 Application au traitement du signal	37
3 Généralisation de la vraisemblance empirique	43
4 Bornes non asymptotiques	52
B Travaux statistiques appliqués	55
1 Risque alimentaire	56
2 Épidémiologie génétique	60
3 Économie de la santé	64
4 Séries temporelles	66
5 Modèles de choix discrets	74
C Economie de l'éducation	76

1	Introduire l'hétérogénéité dans le modèle suffit à montrer l'inefficacité des frais	77
2	Les frais d'inscription: une solution efficace ?	80
3	Frais d'inscription à l'université Paris-Dauphine	82
4	Les choix scolaires ne reposent pas (encore) sur un calcul économique	88
5	Un système de financement par répartition ?	91
6	Le rôle de la quantification dans la marchandisation	94
III Quantification et marchandisation		99
	Introduction	99
A	Différentes formes de quantification de l'Université	104
1	Les classements : une quantification externe	104
2	Le Nouveau Management Public : une quantification interne	112
3	Les frais d'inscription : une quantification monétaire	119
B	Les effets de la quantification de l'Université	122
1	Une quantification surplombante	123
2	L'évaluation comme processus d'abstraction du travail universitaire .	132
3	Monétisation du travail universitaire et marchandisation	136
C	Fétichismes à l'Université	138
1	Idéologie universitaire : le fétichisme de la raison	140
2	Idéologie marchande : le fétichisme de la marchandise	146
3	Fétichisme de la valeur : distinguer valeur de la force de travail et valeur du travail	151
4	Subjectivité des étudiant-es	156
	Conclusion : impossible contre-quantification ?	158
	Listes des graphiques	162
	Listes des tableaux	164
	Références	165
Abstract		177
Résumé		178
Tome II : Bibliographie sélective		
A	Le rôle de la quantification dans la marchandisation de l'université. Étude de cas d'une université anglaise	
B	Tuition Fees and Social Segregation: Lessons from a Natural Experiment at the University of Paris 9-Dauphine	
C	Faut-il (vraiment) augmenter les frais d'inscription à l'université ?	
D	Tuition fees, self-esteem and social heterogeneity	
E	Regenerative block empirical likelihood for Markov chains	

Remerciements

Je ne saurais commencer ces remerciements autrement qu'en exprimant toute ma gratitude à Florence Jany-Catrice, qui a fait bien plus qu'accepter d'être garante de cette HDR. Grâce à ses conseils, mon manuscrit s'est profondément enrichi. Je remercie Sandrine Garcia, Cédric Durand et Christian Bessy d'avoir bien voulu être rapporteurs de cette HDR ainsi que Richard Sobel, Nicolas Vaneecloo et Jean-Marie Harribey pour leur participation au jury.

Cette HDR est pour beaucoup le fruit du travail collectif entrepris au sein du groupe de recherche *Approches Critiques et Interdisciplinaires des Dynamiques de l'Enseignement Supérieur*. Je dois donc énormément à David Flacher pour m'avoir amené sur ce sujet de recherche et pour son investissement dans notre collaboration depuis désormais huit ans. Je remercie également Léonard Moulin, pour ses nombreuses contributions scientifiques à nos recherches communes mais aussi pour m'avoir donné l'occasion de co-diriger sa thèse. Cette belle expérience est déterminante dans ma décision de présenter une habilitation à diriger des recherches. Je remercie également les autres membres d'ACIDES, Séverine Chauvel, Ugo Palheta, Sabina Issehnane, Pierre Clément et Leïla Frouillou pour cette recherche interdisciplinaire. J'ai eu la chance de pouvoir entreprendre de fructueuses collaborations avec Elsa Boulet, Morgane Le Breton et Pierre Jean. Je les en remercie.

Je remercie Claude Didry et l'IDHES de Cachan pour leur accueil sans lequel ma reconversion des mathématiques vers l'économie serait restée au milieu du gué. Merci en particulier à Nadine Hallart, Anaïs Henneguelle, Mathieu Cocq, Aurélie Moriceau, Chloé Des Courtis, Jacques Petitier, Céline Bénéjean, Federico Bietti, Élisabeth Chatel, Élodie Béthoux et Caroline Vincensini. Le séminaire SQR en particulier a été très enrichissant ; merci aux organisateurs Christian Bessy, Anton Perdoncin et Thibault de Saint Pol et aux participant·es. Merci également à Sabine Sépari, Emmanuelle Plot, Olivia Guillon et Loïse Jeannin au département D2, à Agnès Le Tollec et Tiphaine Liu au STEF. Je salue les lecteur·trices cachanais du *Capital* : Kévin Besozzi, Lucie Champenois, Joël Charbonnier, Paul Mayens, Pauline Grimaud, Samy Jaziri, Julien Bourdais, Olivier Mauriel et beaucoup d'autres. Merci enfin à Stéphanie Treillet, Michel Husson, Julien Rivoire et Samy Joshua. Je salue les membres du SAMM, en particulier Marie Cottrell, Jean-Marc Bardet et Aurélien Hazan pour leur chaleureux accueil.

Los pocos meses pasados en Buenos Aires me aportaron muchísimo. Mil gracias a

Claudio Katz, Julio Fabris, Pablo Levin, Cecilia Rikap y a todo el CEPLAD. Mil otras al grupo *Acumulación y dominación* y en particular a Marcela Zangaro, Alberto Bonet y Adrián Piva.

J'ai également beaucoup profité de ma participation à l'équipe du séminaire *Pensées critiques contemporaines*. Merci à Pauline Delage, Razmig Keuchian, Cédric Durand, Vincent Gay, Philippe Légé, Wassim El Golli, Franck Gaudichaud et à tout-es les participant-es, et en particulier à Eric Martin pour s'être déplacé depuis le Québec. Merci également à Mathieu Bonzom et Soraya Guénifi.

Je remercie également les étudiant-es de PEPS pour leur ambition intellectuelle et leur engagement en faveur des pluralismes en économie. Merci en particulier à Arthur Jatteau, Simon Bittmann, Serge Benest, Maxime Gueuder et Pit Blavier.

À un niveau plus personnel, le soutien et la présence quotidienne de mes proches ne m'ont jamais fait défaut. Qu'ils et elles en soient remercié-es. Je pense en particulier à Téano qui a donné une nouvelle dimension à ma vie depuis son arrivée il a maintenant deux ans, et à Loïs qui a bien voulu patienter le temps que je boucle ce manuscrit. Nul remerciement ne saurait rendre compte de l'importance de Fanny Gallot dans ma vie personnelle, mais aussi professionnelle. Elle a été déterminante au moment de franchir le pas vers l'économie et m'aide depuis à devenir un chercheur en sciences sociales. Enfin j'ai une pensée émue pour mon grand père José Harari et ses histoires utopiques qui ont marqué mon enfance et nourri ma curiosité intellectuelle et mes engagements.

Curriculum Vitæ

Profil synthétique

Hugo Harari-Kermadec

Né le 29 février 1980 à Paris, français et uruguayen

Situation actuelle :

Maître de conférences à l'ENS Cachan, chercheur à l'IDHES (UMR 8533)

Chercheur associé au CEPN (UMR 7234)

Thèmes de recherche :

Économie de l'éducation, Frais d'inscription, Polarisation du système universitaire, Inégalités sociales, Quantification,

Statistiques semi-paramétriques, Vraisemblance empirique

Principales activités de recherche :

- Un ouvrage collectif
- 12 articles publiés dans des revues à comités de lecture + 1 soumis ou en révision
- 9 chapitres d'ouvrage ou d'actes de congrès à comité de lecture
- Un doctorant co-encadré (Léonard Moulin, avec David Flacher)
- Membre de l'Association Française d'Economie Politique et de la Sociedad de Economía Critica (Argentine et Uruguay)
- Membre de la rédaction de *Contretemps*. Reviewer pour *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, *Revue d'économie industrielle*, *Les cahiers des Amériques Latines*.
- Organisation d'un congrès et de 3 journées d'étude
- Organisation de 2 séminaires annuels
- Une conférence invitée
- Lauréat 2006 du Laha Award de l'Institute of Mathematical Statistics

Curriculum Vitæ détaillé

Fonctions exercées

- 2013** Chercheur invité au CONICET, Faculté d'Économie, Université de Buenos Aires, Argentine
- Avril 2009** Chercheur invité, Nowy Sacz Graduate School of Business - National Louis University, Poland
- 2012–** Chercheur au laboratoire Institutions et Dynamiques Historiques de l'Économie et de la Société, ENS Cachan et CNRS
- 2011–** Chercheur associé au Centre d'Économie Paris Nord, Université Paris 13 et CNRS
- 2008–2011** Chercheur au Laboratoire Statistique, Analyse, Modélisation Multidisciplinaire, Université Paris 1
- 2008–** Maître de conférences Département d'Économie et de Gestion, École Normale Supérieure de Cachan
- 2007–2008** Attaché temporaire d'enseignement et de recherche, Université Paris Dauphine
- 2005–2007** Doctorant, Laboratoire de Statistique du CREST et Laboratoire de recherche sur la consommation de l'INRA
- 2005–2007** Moniteur en Mathématiques, Université Paris 7
- 2001–2005** Fonctionnaire stagiaire normalien, Département de Mathématiques, ENS Cachan

Formation

- 2003–2006** Thèse, *Vraisemblance empirique généralisée et estimation semi-paramétrique*, sous la direction de P. Bertail, CREST
- 2002–2003** Master 2, *Modèles aléatoires en Économie et en Finance*, Université Paris VII. Mémoire : *Statistiques et Économie de la consommation*, sous la direction de P. Bertail, Laboratoire de recherche sur la consommation de l'INRA
- 2001–2002** Maîtrise de Mathématiques, Université Paris VII. Mémoire de M1 sur les systèmes de retraite, sous la direction de B. Wigniolle, EUREQua, Université Paris I

Activités de recherche

Sociétés savantes membre de l'Association Française d'Economie Politique et de la Sociedad de Economia Critica (Argentine et Uruguay)

Rédaction membre de la rédaction de *Contretemps*

Reviewer — *Revue d'économie industrielle*

- *Les cahiers des Amériques Latines*
- *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*
- *Journal of Nonparametric Statistics*
- traduction de résumés pour *Biometrics*

Responsabilité scientifique

12/12/2014 Organisateur de la Journée d'étude internationale *Crises et critiques. La critique est-elle devenue consensuelle ?* organisée par l'équipe du séminaire *Pensées critiques contemporaines* de l'EHESS, avec le soutien du campus condorcet, du CEPN et de l'IDHES, à l'Université Paris 7

2013-2015 Organisateur du Séminaire de l'Institut Fédératif des Sciences sociales de l'ENS Cachan *Approches critiques et interdisciplinaires des dynamiques de l'enseignement supérieur*, IDHES, STEF et CEPN.

2-4/07/2014 Organisateur du Congrès annuel de l'Association Française d'Economie Politique (AFEP) *Economie Politique et Démocratie* ENS Cachan.

14/12/2012 *Journée d'étude internationale sur les Frais de scolarité*, organisée par le CEPN et l'IDHE à l'Université Paris 7.

2012-2013 Projet de l'Institut Fédératif des Sciences sociales de l'ENS Cachan, *Frais de scolarité. Enjeux économiques et sociaux de l'accès à l'enseignement supérieur*. Ce projet complète le financement du précédent et renforce les compétences en Sciences de l'éducation en associant le laboratoire Sciences Techniques Éducation Formation de l'ENS Cachan.

2012-2013 Projet BQR de l'Université Paris 13, *Sélection, frais de scolarité et inégalités économiques et sociales dans l'accès à l'enseignement supérieur*, Equipe pluridisciplinaire : Économie (Paris 13, ENS Cachan, Rennes 2), Sociologie (ENS, EHESS, Université de Poitiers), Sciences de l'éducation (Sciences Po, Lille 3) et Mathématiques (ENS Cachan)

2011-2015 Séminaire *Pensées critiques contemporaines*, EHESS.

21/06/2010 Journée d'étude internationale *Semiparametric statistics for dependent data*, University Paris I.

Responsabilités administratives 2011–2015 : Elu au Conseil d'administration de l'ENS Cachan

Publications

Ouvrage collectif *Arrêtons les frais ! Pour un enseignement supérieur gratuit et émancipateur*, avec S. Chauvel, P. Clément, D. Flacher, H. Harari-Kermadec, S. Issehnane et U. Pallheta, éditions Raisons d’agir, Paris, 2015.

Publications dans des revues à comité de lecture Les publications incluses en annexe sont marquées d’une *.

12. * « Tuition Fees and Social Segregation: Lessons from a Natural Experiment at the University of Paris 9-Dauphine », *Applied Economics*, à paraître, avec D. Flacher et L. Moulin, 2016.
11. « De la mise en concurrence à la mise en marché de l’enseignement supérieur », *Formation Emploi* 132(4), p. 91-103, avec L. Moulin, 2015.
10. * « Le rôle de la quantification dans la marchandisation de l’université. Étude de cas d’une université anglaise », *Politiques et Management Public* 31(4), p. 405-420, avec E. Boulet, 2014.
9. « Engagement décennal ou endettement étudiant ? Les bi-admis ENS Cachan/HEC face au choix de leur école et de leur carrière », *Revue française de pédagogie* 184, p. 69-80, avec M. Le Breton, 2013.
8. * « Tuition fees, self-esteem and social heterogeneity », *Education Economics* 21(2), p. 191-210, avec D. Flacher, 2013.
7. * « Faut-il (vraiment) augmenter les frais d’inscription à l’université ? », *Revue Française d’Economie*, 27(3), p. 145-183, avec D. Flacher et L. Moulin, 2012.
6. * « Regenerative block empirical likelihood for Markov chains », *Journal of nonparametric statistics* 23(3), p. 781-802, 2011.
5. « The Empirical Likelihood method applied to covariance matrix estimation », *Signal Processing* 90(2), p. 566-578, avec F. Pascal et P. Larzabal, 2010.
4. « Using empirical likelihood to combine data: Application to food risk assessment », *Biometrics* 65(1), p. 257-266, avec A. Crépet et J. Tressou, 2009.
3. « Exponential bounds for multivariate self-normalized sums », *Electronic Communication in Probability* 13, p. 628-640, avec P. Bertail et E. Gautherat, 2008.
2. « The IDEAL : A non parametric method estimating penetrance function and correcting for ascertainment », *Genetic Epidemiology* 33(1), p. 38-44, avec F. Alarcon et C. Bonaïti-Pellié, 2008.
1. « Divergence empirique et vraisemblance empirique généralisée », *Annales d’Economie et de Statistique* 85, avec P. Bertail et D. Ravaille, 2007.

Publications soumises dans des revues à comité de lecture

1. « Régime par répartition dans l'enseignement supérieur : fondements théoriques et estimations empiriques », en révision pour la *Revue de la régulation*, avec D. Flacher et L. Moulin, 2015.

Chapitres d'ouvrages collectifs ou actes de congrès à comité de lecture

9. « Empirical Phi-discrepancies and quasi-empirical likelihood: exponential bounds », *ESAIM: Proceedings and Surveys* 51, p. 212-231, avec P. Bertail, E. Gautherat, 2015.
8. « Frais d'inscription et parcours des étudiants dans l'enseignement supérieur », *Réussite scolaire, réussite professionnelle, l'apport des données longitudinales, RELIEF - CEREQ* 48, p. 139-151, avec S. Chauvel, P. Clément, D. Flacher, S. Issehnane, L. Moulin et U. Palheta, 2014.
7. « Empirical divergence minimizers for Hadamard differentiable functionals », avec P. Bertail et E. Gautherat, in Akritas, M., Lahiri, S. and Politis, D. (dir.) *Topics in Nonparametric Statistics. Proceedings of the first Conference of the International Society for NonParametric Statistics*, Springer, p. 21-32, 2014.
6. « Contributory education scheme: Theoretical basis and application », *XX Meeting of the Economics of Education Association*, avec D. Flacher et L. Moulin, 2011.
5. « Modeling tuition fees in presence of social heterogeneity », *Investigaciones de Economía de la Educación - XIX Meeting of the Economics of Education Association*, avec D. Flacher, 2010.
4. « On the use of Empirical Likelihood for non-gaussian clutter covariance matrix estimation », *IEEE Radar Conference proceedings*, avec F. Pascal, 2008.
3. « Simulating spot electricity prices with regenerative blocks », *IASTED ASM proceedings*, avec M. Cornec, 2008.
2. « An Empirical Likelihood method for data aided channel identification in unknown noise field », *EUSIPCO proceedings*, avec F. Pascal, J.-P. Bardot, R. Suyama et P. Larzabal, 2008.
1. « Ideal body weight and social norms: evidence from French data using generalized empirical likelihood », *15th European workshop on econometrics and health economics*, avec F. Etilé, 2006.

Recensions

- Recension pour *Contretemps.eu* de *La tyrannie de la valeur. Débats pour le renouvellement de la théorie critique* de Eric Martin et Maxime Ouellet (dir.), Ecosociété, Montréal, Québec, 2014, 277 p.
- Recension pour *Contretemps.eu* de *Crack Capitalism, 33 thèses contre le capital* de Holloway John, traduction de José Chatroussat, Padoue, Libertalia, 2012 [2010], 464 p.

- Recension pour *Contretemps.eu* de *Argentina después de la convertibilidad (2002-2011)* de Grigera Juan (dir.), Imago Mundi, Buenos Aires, mars 2013, 304 p.

Principales communications

- « Commodity Fetishism at the University », avec Elsa Boulet, *Historical Materialism Conference*, London, Royaume-Uni, Novembre 2013.
- « Financing higher education: a contributory scheme », avec David Flacher et Léonard Moulin, *IV Workshop on Economics of Education*, Barcelone, Catalogne, Septembre 2013.
- « Fetichismo de la mercancía y reformas de la universidad », avec Pierre Jean, *IV ENCUESTRO LATINOAMERICANO: La Universidad Como Objeto de Investigación*, San Luis, Argentine, août 2013.
- « Fetichismo de la mercancía y reformas de la universidad », avec Pierre Jean, *VI Jornadas de Economía Crítica*, Mendoza, Argentine, août 2013.
- « Engagement décennal ou endettement étudiant ? Les bi-admis ENS Cachan/HEC face au choix de leur école et de leur carrière », avec Morgane Le Breton, *Centenaire de l'ENS Cachan*, Cachan, 2012.
- « Marchandisation de l'enseignement supérieur », avec David Flacher et Léonard Moulin, *Political Economy and the Outlook for Capitalism*, conférence co-organisée par l'AHE, l'IIPPE et l'AFEP, Paris, 2012.
- « Le fétichisme à l'œuvre dans la transformation néolibérale de l'enseignement supérieur », avec Pierre Jean, *Penser l'émancipation*, Lausanne, Suisse, 2012.
- « Frais d'inscription ou allocation d'autonomie ? De l'éducation par capitalisation au fondement théorique d'une éducation par répartition », avec David Flacher et Léonard Moulin, XVIIème Congrès de l'Association Mondiale des Sciences de l'Éducation (AMSE), Reims, 2012.
- « Le benchmarking et les enjeux politiques de la quantification », avec Isabelle Bruno, *séminaire Pensées critiques contemporaines*, organisé par Séverine Chauvel, EHESS, 2012.
- « Vraisemblance empirique pour les séries temporelles périodiques », *Annual congress of the French Statistics Society*, avec J. Leskow, 2011.
- « Capacity utilization and the motion of capital », *IIPPE*, avec P. Légé, Istanbul, Turquie, 2011.
- « Regenerative block empirical likelihood for Markov chains », *ERCIM Workshop*, Neuchâtel, Suisse, 2008.
- « Quasi-empirical likelihood », *Institute of Mathematical Statistics Congress*, Rio, Brésil, 2006. Communication lauréate du Laha Award.

Interventions dans la presse

- « Trop chère université », *Libération*, avec le collectif ACIDES, le 17 juin 2014.

- « Etudiants : vos frais d'inscription vont augmenter ! », *Médiapart*, avec David Flacher, Sabina Issehnane et Léonard Moulin, le 28 janvier 2014.
- « Se prostituer pour payer ses frais de scolarité ? », *Libération*, avec Elsa Boulet, David Flacher et Léonard Moulin, le 9 janvier 2013.
- « Frais de scolarité dans l'enseignement supérieur. Arguments et résistance internationale », *Contretemps.eu*, avec David Flacher et Léonard Moulin, le 5 juin 2012.
- « Education par capitalisation ou éducation par répartition, Terra nova n'a pas choisi », *Le Monde*, avec David Flacher, le 6 septembre 2011.

Enseignement

Encadrements

- Léonard Moulin, thèse de doctorat : « Frais d'inscription dans l'enseignement supérieur : enjeux, limites et perspectives » co-dirigée par D. Flacher, soutenue le 27 Juin 2014 à l'Université Paris 13. Jury : P. Aghion (Harvard University, rapporteur), J-F. Giret (Université de Bourgogne, rapporteur), L. Lesnard (Sciences Po Paris, examinateur) et H. Zajdela (Université Paris 13, présidente).
- Elsa Boulet, Mémoire de Master : « La marchandisation de l'université à l'œuvre. Le cas de l'université de Ghimwall, en Angleterre », co-dirigé par Ph. Steiner, 2013 à l'Université Paris IV.
- Cécile Ballini, Julia Cuvilliez, Aurélie Dard et Clara Wolf, Projet d'économie théorique, « Frais de scolarité et polarisation de l'enseignement supérieur », 2011, ENSAE.
- 4 projets de statistiques appliquées, 2010-2015, ENSAE.
- Nombreux mémoires d'initiation à la recherche, 2009-2015, département Economie-Gestion, ENS Cachan.

Principales charges de cours

- 2014-** CM (30h) d'Économetrics du M2 EPOG de l'Université Paris 13
- 2012-** CM (10h) d'Économie de l'éducation en L3 du département de Sciences sociales de l'ENS Cachan
- 2009-** CM (26h) de Théorie de la mesure en M1 des départements Économie gestion et Sciences sociales de l'ENS Cachan
- 2008-** CM (36h) de Statistiques en L3 des départements Économie gestion et Sciences sociales de l'ENS Cachan
- 2008-2015** CM (36h) de Séries temporelles en M1 du département d'Économie gestion de l'ENS Cachan
- 2008-2011** CM (36h) d'Économétrie linéaire et non linéaire en M2 *Prospective, Évaluation et Développement Durable* à l'Université de Reims
- 2005-2007** CM (24h) d'Économétrie du magistère *Études Économiques et Stratégies d'Entreprise* à l'Université Paris-Dauphine
- 2008-2010** TD (24h) de Statistiques en L3 du département Économie gestion de l'ENS Cachan
- 2007-2008** TD (24h) de Statistiques avancées en M1 à l'Université Paris-Dauphine
- 2007-2008** TD (24h) de Méthodes de Monte-Carlo en L3 à l'Université Paris-Dauphine

2005-2007 TD (24h) Algèbre linéaire en L2 de Physique à l'Université Paris 7

2005-2007 TD (24h) Statistiques en L3 MASS à l'Université Paris 7

2004-2005 TD (12h) Statistiques et théorie des tests en M1 à l'ENSAE

2003-2005 TD (24h) d'Analyses fonctionnelle et convexe en L3 à l'ENSAE

Chapitre I

Parcours scientifique

Mon parcours scientifique s'organise en deux périodes principales : une formation de mathématicien aboutissant à un doctorat en statistiques, suivie d'une bifurcation vers économie. Après avoir rapidement présenté la première partie de mon parcours, je m'attarderai sur cette bifurcation des mathématiques vers l'économie.

A Une formation de statisticien

Ma formation à la recherche a commencé lors de mon intégration au département de mathématiques de l'ENS Cachan en septembre 2001. J'en rapidement formulé l'objectif de m'orienter vers l'économie, ce qui m'a amené à choisir une spécialisation en statistiques et à choisir en 2002-2003 le master «Modèles aléatoires en économie et en finance» à l'Université Paris 7. Cette connotation économique de ma formation de mathématicien s'est renforcée par une inscription parallèle en auditeur libre à l'ENSAE, où j'ai rencontré mon directeur de mémoire de master puis de thèse, Patrice Bertail, chercheur au CREST et à l'Université Paris X Nanterre. En plus du laboratoire de statistiques du CREST, j'ai réalisé une partie de ma thèse dans un laboratoire pluridisciplinaire de l'INRA, le CORELA (depuis devenu ALISS). J'ai ainsi côtoyé au quotidien des statisticiens mais aussi des économistes, des sociologues, des historien·nes et des démographes.

Si ma thèse était une étape vers l'économie, je l'ai mené dans une logique de statisticien, en suivant les développements de mon sujet de thèse, la vraisemblance empirique, sans préjuger des domaines d'applications.

1 Travaux théoriques

La vraisemblance empirique développée par OWEN, 1990 est une méthode de statistique semi-paramétrique. Elle se définit par opposition à la démarche paramétrique qui consiste à supposer connue la distribution des observations à un ou plusieurs paramètres près, paramètres qu'il s'agit dès lors d'estimer à partir de la connaissance de la famille de lois choisie (par exemple la famille des lois gaussiennes). Une démarche non paramétrique

consisterait au contraire à chercher cette famille de lois. Les méthodes semi-paramétriques sont intermédiaires au sens où elles ne visent qu'à estimer un ou plusieurs paramètres (une espérance, une variance, une proportion) mais sans pour autant réduire la modélisation à un problème paramétrique. Elles sont particulièrement bien adaptées aux jeux de données de faible taille pour lesquels il n'est pas envisageable d'estimer un objet de dimension infinie comme une distribution, et pour les données issues des sciences sociales pour lesquelles il n'y a pas de base théorique au choix d'une famille de loi plutôt qu'une autre (à la différence de certaines situations en sciences de la nature où le phénomène physique à l'œuvre entraîne une distribution spécifique, par exemple un bruit électronique gaussien).

La vraisemblance empirique consiste à attribuer un poids à chaque observation à partir desquels on construit un estimateur du ou des paramètres d'intérêt (une moyenne pondérée pour l'espérance, par exemple). On analyse ensuite la sensibilité de l'estimateur obtenu à la modification des poids. Le grand attrait de cette méthode est sa capacité à reproduire l'essentiel des outils statistiques usuels, issus de la vraisemblance paramétrique, mais de façon plus empirique, d'où ce nom de vraisemblance empirique. On obtient ainsi en plus des estimateurs, les intervalles de confiance, les tests, etc.

Extensions de la vraisemblance empirique Mes travaux statistiques visent d'une part à généraliser l'approche de la vraisemblance empirique et d'autre part à élargir les situations dans lesquelles elle peut s'appliquer. Afin de généraliser la vraisemblance empirique, il faut analyser ce qui assure sa validité. Le théorème sur lequel elle se fonde, démontré par OWEN, 1990 établie qu'une simple transformation de la vraisemblance empirique converge asymptotiquement avec le nombre de données vers une variable aléatoire distribuée selon la loi du χ^2 . NEWBY & SMITH (2004) proposent une première généralisation de la vraisemblance empirique à la famille des divergences de Cressie-Read. Deux articles (BERTAIL, Hugo HARARI-KERMADEC & RAVAILLE, 2007a ; BERTAIL, GAUTHERAT & Hugo HARARI-KERMADEC, 2014a), nous permettent de montrer qu'un théorème équivalent peut être obtenu pour une gamme de divergences beaucoup plus vaste, les φ -divergences. Il est dès lors possible de choisir la divergence la mieux adaptée à l'application, mais aussi d'obtenir des propriétés spécifiques à chaque divergence. Nous avons ainsi démontré que la vraisemblance empirique n'est pas la seule dont on peut corriger le terme de premier ordre afin d'accélérer la convergence vers la distribution asymptotique (corrigeable au sens de Bartlett). Nous avons également proposé une stratégie de validation croisée pour adapter la divergence à chaque jeu de donnée et améliorer la confiance effective (la couverture) des régions de confiance.

La divergence euclidienne mérite une étude spécifique, dans la mesure où elle permet d'obtenir une expression analytique de la statistique pivotale, réduisant drastiquement le temps de calcul. Elle présente l'inconvénient de peu s'adapter à la distribution des données à cause de la forme autonormalisée de cette expression analytique. Cette propriété, peu satisfaisante pour certaines applications, nous a permis de construire des régions de

confiance non asymptotiques, ce que nous considérons comme un apport majeur à la littérature (BERTAIL, GAUTHERAT & Hugo HARARI-KERMADEC, 2008a ; BERTAIL, GAUTHERAT & Hugo HARARI-KERMADEC, 2015). Pour ce faire, nous avons établi des bornes explicites à distance finie pour les déviations des sommes autonormalisées.

Si certains de ces résultats participent plus de la littérature en probabilité qu'en statistiques, nous avons toujours eu le souci d'en assurer l'applicabilité. La mise en pratique de nos résultats a constitué une partie importante de mes travaux, qu'il s'agisse de simulation ou d'application sur données réelles. Les aller-retours entre théorie et programmation ont guidé l'intuition mathématique et permis de discriminer les situations dans lesquelles une application serait pertinente.

2 De nombreuses applications

La vraisemblance empirique est de plus en plus utilisée dans des applications pratiques, pour ses propriétés énoncées ci-dessus et pour sa très bonne adaptabilité à de nombreuses situations. Les résultats précédents ouvrant un choix parmi les divergences empiriques, nous avons désormais à faire face à deux questions :

- Pour quelles divergences les propriétés désirables de la vraisemblance empirique sont-elles conservées ?
- Parmi celles-ci, laquelle choisir dans un cas pratique?

J'ai cherché à apporter à ces questions des réponses adaptées à l'occasion de différentes collaborations avec des collègues d'autres disciplines. Ainsi, la taille de l'échantillon et le temps de calcul disponible peuvent orienter notre choix vers des divergences simples, en particulier le χ^2 , afin d'aboutir à des procédures rapides de type GMM. C'est par exemple le cas dans mes travaux appliqués en Traitement du signal (F. PASCAL & H. HARARI-KERMADEC, 2008 ; F. PASCAL, BARDOT et al., 2008 ; F. PASCAL, H. HARARI-KERMADEC & LARZABAL, 2010) avec l'équipe du SATIE à l'ENS Cachan et en Épidémiologie ALARCON, BONAÏTI-PELLIÉ & H. HARARI-KERMADEC, 2008 avec un médecin épidémiologiste et une bio-statisticienne de l'INSERM.

Lorsque la structure du modèle est très riche, par exemple en cas d'échantillons multiples, des méthodes plus souples comme la vraisemblance empirique sont mieux adaptées. Les méthodes de divergences empiriques permettent en effet d'incorporer de l'information en contraignant l'estimation par des équations de moment supplémentaires. Ce type de démarche correspond au calage sur marge couramment utilisé pour les sondages, mais avec une flexibilité plus grande. En effet, contrairement à un calage sur marge qui donne un jeu de pondérations pour l'échantillon, et que l'on peut faire suivre d'une estimation par vraisemblance paramétrique, l'estimation par divergences empiriques se fait en une seule étape et adapte les pondérations à chaque valeur candidate du paramètre d'intérêt. Au-delà du redressement d'un échantillon, la vraisemblance empirique permet d'estimer un modèle faisant conjointement appel à plusieurs jeux de données. La diversité des sources est un

problème récurrent en gestion du risque. Dans le cadre de la première partie de ma thèse à l'INRA, j'ai été amené à travailler sur l'évaluation d'un risque alimentaire, à l'aide de données de consommation provenant de différentes enquêtes (panels de budget des ménages, enquêtes de consommations alimentaires individuelles, rappels de 24h, questionnaires de fréquence) et utilisant des méthodologies différentes (méthode des quotas ou stratification). Ces données devaient être croisées avec des mesures de contamination provenant de différents laboratoires. L'article CRÉPET, Hugo HARARI-KERMADEC & TRESSOU (2009), écrit avec deux bio-statisticiennes de l'INRA, présente l'étude du risque de consommation de Méthylmercure, présent dans les produits de la mer. Nous y menons l'estimation d'un indice de risque en combinant les différentes sources de données disponibles et en ajoutant des contraintes, et nous discutons du choix de la divergence la plus appropriée.

3 Des applications économiques

J'ai appliqué une méthode de vraisemblance empirique adaptée à la présence de variables instrumentales pour une collaboration avec un collègue économiste de l'INRA pour estimer un modèle liant normes sociales et obésité (ETILÉ & Hugo HARARI-KERMADEC, 2006). Ce type d'équation pose d'évidents problèmes d'endogénéité, pour lesquels il est difficile de trouver de bons instruments. La vraisemblance empirique permet alors d'utiliser de façon bien plus complète l'équation de moment conditionnelle, et des instruments faibles suffisent à obtenir des résultats satisfaisants. On obtient ainsi des significativités bien plus importantes des variables explicatives de l'équation principale.

Les méthodes semi-paramétriques peuvent également être utilisées pour traiter des séries temporelles, au prix d'un traitement spécifique de la dépendance temporelle des données. Le caractère non-paramétrique s'est révélé particulièrement bienvenu pour traiter les séries de prix de l'électricité. Celles-ci possèdent en effet des caractéristiques particulièrement difficiles à modéliser (pic de prix, cluster de volatilité, saisonnalités), difficiles à reproduire paramétriquement. Avec M. Cornec (CREST et R&D d'EDF), nous avons montré (CORNEC & H. HARARI-KERMADEC, 2008) que l'on peut obtenir des simulations de prix de l'électricité bien plus satisfaisantes avec la vraisemblance empirique qu'avec les modèles paramétriques couramment utilisés. Cette application encourageante m'a conduit à en présenter les fondements dans un article plus théorique (Hugo HARARI-KERMADEC, 2011). Enfin, suite à l'invitation de J. Leskow de l'école de commerce de Nowy Sacz (Pologne) en 2009, nous avons débuté une collaboration sur l'étude des séries temporelles périodiques. Les séries économiques ou financières présentent en effet très régulièrement des comportements saisonniers, souvent traités par l'application d'un filtre en amont de l'estimation économétrique proprement dite. L'étude statistique d'une série périodique n'est pas immédiate dans la mesure où il s'agit d'une forme de non-stationnarité. Elle amène alors à d'importantes complications dans les preuves de convergence des méthodes usuelles. La principale difficulté provient de la difficulté à écrire la matrice de variance-covariance

des estimateurs. La vraisemblance empirique répond particulièrement bien à cette difficulté grâce à une propriété d'auto-normalisation. La matrice de variance-covariance des estimateurs est en quelque sorte prise en compte "en interne" de la procédure d'estimation et on obtient simplement des tests ou des régions de confiance.

B Bifurcation vers l'économie

Une fois ma thèse soutenue, j'ai été recruté en 2008 sur un poste de maître de conférences en économie à l'ENS Cachan. Cette affectation correspondait à la fois à mes compétences, puisqu'il s'agissait d'y enseigner les statistiques et d'autres cours de mathématiques pour les sciences sociales, et à mon projet d'une réorientation vers l'économie.

1 Devenir chercheur en économie

Appliquer la vraisemblance empirique en économie ? Une transition naturelle vers l'économie aurait pu consister en une série d'applications de méthodes de vraisemblance empirique sur des données économiques. J'ai commencé à explorer cette démarche à l'occasion d'une collaboration avec André de Palma, initiée immédiatement après mon recrutement. Mon arrivée au département d'économie-gestion de l'ENS Cachan et à l'équipe locale du Centre d'Économie de la Sorbonne a en effet coïncidé avec celle d'André de Palma, porteur d'un important projet de recherche en économie des transports, Sustain-City, avec une partie statistique. J'ai alors été associé au projet et me suis familiarisé aux modèles de choix discret et les modèles d'économie urbaine. Nos premiers travaux ont porté sur l'axiomatique probabiliste qui sous-tend ces modèles. Les données de choix discret ne donnent en effet que peu d'information, entraînant d'importantes difficultés d'identification, qui conduisent à faire des hypothèses très fortes sur les distributions telle que l'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA en anglais) associé au modèle logit. Cette démarche est en quelque sorte opposée à celle de la vraisemblance empirique, qui vise à lever au maximum les hypothèses sur les distributions. Suivant les travaux de YELLOTT (1977), nous avons établi que l'hypothèse IIA est équivalente à une hypothèse de composition des choix dans le cadre développé par THURSTONE (1927).

Cette collaboration avec un économiste reconnu, très satisfaisante d'un point de vue technique, s'en néanmoins révélée frustrante. Les questions qui me semblaient plus proprement économique occupaient une place secondaire. Si certaines hypothèses probabilistes pouvaient être levées, elles me semblaient moins déterminantes et problématiques que les hypothèses de modélisation du comportement des agents ou de la structure des villes. Par exemple, dans l'étude des choix de localisation des ménages, pourquoi chercher à déterminer si les résidus du modèle de la variable latente au choix suivent une distribution gaussienne ou logit alors que l'on suppose que l'information est complète et les individus rationnels ? Les méthodes statistiques s'inscrivent en aval de ces secondes hypothèses,

économiques, et permettent de ne discuter que des premières, probabilistes. Cette stratégie de réorientation vers l'économie posait donc problème parce qu'elle me renvoyait en fin de compte à une littérature et des méthodes très similaires à celles rencontrées dans mon expérience précédente et ne me semblait pas satisfaisante pour traiter du cœur du problème économique considéré.

Chercher des occasions d'appliquer la vraisemblance empirique en économie conduisait, finalement assez logiquement, à rester statisticien. Pour développer un programme de recherche en économie, il fallait au contraire partir d'un objet économique, et mobiliser les statistiques lorsque ce serait utile à l'avancée de son étude. C'est l'enseignement supérieur qui s'est présenté comme objet pertinent dans cette perspective.

Choisir un objet de recherche économique : l'enseignement supérieur J'ai choisi d'étudier le secteur de l'enseignement supérieur et de la recherche, en pleine transformation à partir des années 2000 en Europe dans le cadre du processus de Bologne (Ministres européens de l'éducation, 1999). La série de réformes ininterrompues et le développement d'un marché international de l'enseignement supérieur font de l'Université un objet économique privilégié pour étudier le capitalisme contemporain : « L'ESR devient donc dès lors un terrain de choix pour étudier les dynamiques inégalitaires et pathogènes du capitalisme financiarisé » (LEBARON, 2015). Sa transformation néolibérale est d'autant plus forte qu'elle rattrape en quelque sorte la vague précédente de mutations du travail : « le monde universitaire [...] n'avait pas été affecté par l'organisation taylorienne du travail [avant de devenir] l'un des terrains d'élection de la gouvernance par les nombres » (SUPIOT, 2015, p. 247) propre à ce que Supiot appelle l'ultralibéralisme.

La littérature économique sur le sujet est fortement active. En France, Robert Gary-Bobo et Alain Trannoy font partie des principaux auteurs sur le sujet et ont notamment publié un article dans la *Revue française d'économie* sur la hausse souhaitable des frais d'inscription (R. J. GARY-BOBO & TRANNOY, 2005b). L'argumentation des auteurs s'appuie sur un résultat théorique publié dans un autre article (R. J. GARY-BOBO & TRANNOY, 2008) qui modélise la sélection des étudiant-es en présence d'asymétrie d'information. L'article démontre que les frais d'inscription peuvent-être utilisés pour amener les étudiant-es à révéler leur information privée et donc à s'auto-sélectionner, ce qui conduirait à une situation plus optimale qu'une sélection sur la base d'examens. Ce résultat théorique est central dans l'argumentation des auteurs et plus généralement de la littérature dans la mesure où il permet de faire jouer les mécanismes marchands, les frais jouant le rôle de prix. Le principal écueil résiduel usuellement identifié est alors celui de l'accès au crédit.

Critique interne : les «théorèmes» d'économie de l'éducation sont-ils robustes ?

Pour discuter les travaux de Gary-Bobo et Trannoy, ma formation s'est avérée utile pour assurer une compréhension «de l'intérieur»des outils de formalisation mobilisés par les auteurs. Mais une approche unilatérale ne mobilisant que les mathématiques porte le risque

d'une critique naïve de leur usage en économie, et de limiter la critique à la recherche d'erreurs, d'usages impropres, de retard dans le choix des méthodes ; les perspectives qui se dégageraient d'une telle critique se borneraient à des corrections et des mises à jour. Pour aller plus loin, il fallait plutôt adopter un regard d'économiste et reformuler le questionnement : non plus «les mathématiques sont-elles correctement utilisées ?» mais plutôt «comment et pourquoi sont-elles utilisées ?».

À la suite de premiers échanges avec un collègue du CEPN, David Flacher, c'est en amont de la démonstration mathématique qu'a porté notre attention, vers la formulation des hypothèses permettant à Gary-Bobo et Trannoy de justifier une augmentation des frais d'inscription. Ensuite, si les hypothèses retenues pour le modèle s'avèrent discutables, leur modification entraîne-t-elle une remise en cause du principal résultat ? Plutôt que de discuter l'une ou l'autre des hypothèses standards de rationalité des étudiant·es et de leur famille dans le choix d'entreprendre ou non des études supérieures, de remettre en cause l'information complète sur le système universitaire et sur ses débouchés (par ailleurs également discutables), nous avons préféré lever une hypothèse spécifique de l'article en question. Nous concentrons ainsi notre travail sur la modélisation du signal privé des étudiant·es à propos de leur « talent » (voir section 1 pour une présentation plus complète). Dans la modélisation originale, les étudiant·es sont supposés disposer d'une information imparfaite sur leur talent : leur information est égale à leur talent plus un bruit gaussien. Pour rompre avec ma perspective de statisticien, plutôt que de remettre en cause cette hypothèse de gaussianité, j'ai plutôt proposé d'introduire une hétérogénéité dans la population, sous la forme d'un biais systématique pour une partie des individus. Nous supposons alors que les étudiant·es d'origine populaire voient leur signal privé négativement biaisé (on peut symétriquement supposer que les étudiant·es d'origine aisée se survalorisent ou considérer d'autres types de groupes, c'est la présence d'une hétérogénéité déterministe dans le signal qui est centrale). Il s'agit en fait d'une extension du modèle puisque l'original correspond à une valeur nulle pour le biais dans notre modèle. Tout en restant interne, au sens où nous conservons le formalisme d'origine, la discussion est davantage économique que si nous nous étions intéressés à l'hypothèse de gaussianité : elle porte sur les caractéristiques pertinentes pour appréhender la question de l'accès à l'enseignement supérieur. Nous défendons qu'il est impératif de considérer, en plus de la relation entre les établissements et les étudiant·es, les inégalités entre étudiant·es. Refusé par le *Journal of the European Economic Association* ayant publié l'article auquel nous répondions (au motif que le comité de rédaction ne souhaite pas publier de réponses à ses articles), ce travail a été publié par *Education Economics* (FLACHER & Hugo HARARI-KERMADEC, 2013).

L'intégration de l'hétérogénéité de la population étudiante dans le modèle conduit à inverser les conclusions : les examens ou concours d'entrée ne peuvent être remplacés par une auto-sélection en présence de frais d'inscription. Seules ces mesures externes du talent permettent de compenser le biais de perception chez les étudiant·es défavorisé·es. Face à ce «théorème» inverse, on peut soit conclure qu'il ne faut pas augmenter les frais d'inscription

tant qu'il restera une hétérogénéité sociale dans la population étudiante, soit s'interroger sur la portée de ce type de résultat : rien n'interdit *a priori* de raffiner à nouveau le modèle dans une direction différente et d'inverser à nouveau la conclusion.

Critique de second niveau : formaliser pour être plus précis ? Un argument récurrent de la formalisation en économie est la précision et la rigueur que l'usage des mathématiques assurerait. Ainsi, selon Dani Rodrik, professeur d'économie à l'Université d'Harvard, «First, maths ensures that the elements of a model –the assumptions, behavioral mechanisms, and main results– are stated clearly and are transparent. Once a model is stated in mathematical form, what it says or does is obvious to all who can read it» (RODRIK, 2015, p. 31-32). L'usage des mathématiques nous a en effet permis de reprendre le modèle de Gary-Bobo et Trannoy et de le discuter en concentrant la discussion sur les hypothèses, les conclusions en découlant directement. Néanmoins, la question de la clarté et la transparence n'est pas aussi simple que la citation de Rodrik le laisse entendre.

La variable au cœur du modèle en discussion, le « talent », n'a pas de définition économique claire, bien qu'il revienne régulièrement dans la littérature sur l'éducation. Son intégration dans un modèle n'empêche pas l'ambiguïté de s'exprimer. La variable intervient à deux niveaux dans le modèle considéré : d'une part à travers l'information privée que les étudiant·es ont de leur talent (sur laquelle porte la première critique) et l'information publique sur ce talent révélée par un examen ou un test, et d'autre part dans l'expression du revenu des diplômé·es une fois les études terminées. C'est même l'unique composante individuelle du revenu dans ce modèle. La capacité à réussir un examen ou un concours et la capacité à obtenir un bon revenu sont identifiées en une même variable nommée « talent ». L'expression mathématique tend ici à obscurcir la présentation puisqu'on fait jouer deux rôles distincts à la même variable, avec un glissement du terrain académique au terrain économique facilité par la complexité de chacun des phénomènes en question à l'échelle individuelle (pour quelles raisons un individu réussit-il mieux qu'un autre académiquement ? économiquement ?). Le terme « talent » recouvre ces difficultés (il ne s'agit pas dans l'article d'expliquer l'une ou l'autre des réussites) et, c'est là que réside la seconde critique, les confond. Or justement la réforme proposée par les auteurs, la hausse des frais d'inscription, se situe précisément à l'articulation de l'académique et de l'économique. Si l'on suppose déconnectées, ou simplement médiées, les performances académiques et économiques, alors les frais ne peuvent plus être mis en équivalence avec les examens d'entrée. Le remplacement de ceux-ci par ceux-là apparaît alors comme une transformation des critères d'accès : on sélectionne les étudiant·es qui s'estiment capables de rentabiliser l'investissement, quelques soient leurs capacités académiques. Dans ce cas, c'est bien un même « talent » qui intervient à deux endroits dans le modèle, la capacité à tirer profit du diplôme.

Le terme approprié pour parler de la capacité à tirer profit du diplôme n'est pas « talent » mais « capital humain », non pas celui dont dispose l'étudiant·e à l'entrée mais plus

celui qu'elle ou il aura développé si les études sont entreprises. Exprimé en ces termes, il est alors plutôt clair que les frais d'inscription permettent de sélectionner efficacement les étudiant·es (en supposant bien entendu valides toutes les autres hypothèses du modèle : rationalité, information complète, etc.) surtout si l'on omet toute externalité pour ne retenir que les rendements individuels du capital humain. Le cadre théorique rabat alors tous les aspects de l'enseignement supérieur sur sa seule valorisation économique et c'est donc sur une base économique qu'il convient de rationner l'accès à l'enseignement supérieur. De plus, le formalisme mathématique impose de ne considérer que les aspects quantitatifs du phénomène : le « talent » intervient comme un nombre, supposé de distribution gaussienne, plutôt que sous la forme de modalités hiérarchisées (« peu talentueux·ses », « très talentueux·ses ») ou, on l'a vu, sous une forme qualitative non hiérarchisée (académiquement capable *vs* économiquement capable, capacités que l'on pourrait décliner selon les disciplines et les contextes). De plus, cette forme quantitative est exprimée en monnaie, puisque le « talent » intervient dans le modèle comme un surplus de revenu (si bien que l'échelle implicite des examens d'entrée est la monnaie), ce qui accroît le réductionnisme. Cette seconde critique, moins interne que la première, vaut autant pour le modèle original que pour la forme que nous proposons dans FLACHER & Hugo HARARI-KERMADEC (2013). Il me manquait à l'époque toute la littérature sur la quantification et la monétisation pour appréhender ce qui se joue dans cette réduction du problème de l'orientation académique à un problème d'investissement en capital humain. Je la mobilise aujourd'hui pour analyser les différents niveaux de quantification de l'Université et leurs effets dans le chapitre III. Entre temps, cette première expérience de recherche en économie m'a conduit à poursuivre mes travaux sur les frais d'inscription à l'aide d'autres pratiques scientifiques que la modélisation (littérature économique en langage naturel, analyse empirique à partir de base de données, enquête par entretiens, ...) que je développe dans la partie II. Cette orientation m'a conduit à changer de laboratoire et à rejoindre l'équipe de l'ENS Cachan du laboratoire Institutions et Dynamiques Historiques de l'Économie (IDHE, devenu IDHES en 2014, la Société s'ajoutant à l'Économie). L'environnement pluridisciplinaire (l'équipe réunit des sociologues, des économistes et des historien·nes) et les options scientifiques du laboratoire (économie des conventions, sociologie du travail scientifique, quantitativisme réflexif) sont pour beaucoup dans la suite de ma trajectoire, tout comme mon expérience d'enseignement des statistiques pour les sciences sociales.

2 Enseigner à des étudiant·es en économie

Mon service de maître de conférences à l'ENS Cachan m'a amené à enseigner les statistiques à des étudiant·es d'économie, de sociologie et de gestion. Il est assez vite apparu que la nature des objets en sciences sociales ne permet pas un simple transfert des méthodes de sciences de la nature et que l'enseignement des statistiques mérite un certain nombre de précautions. C'est à cette occasion que j'ai découvert les travaux d'Alain

DESROSIÈRES (1993) et plus généralement la sociologie et l'histoire de la quantification (MACKENZIE, MUNIESA & SIU, 2007).

J'ai également été interpellé par la controverse à propos de l'enseignement en économie initié par les étudiant-es de *Pour un enseignement pluraliste dans le Supérieur en économie* (PEPS) dont plusieurs étaient élèves ou anciens élèves de l'ENS Cachan. Leur manifeste souligne, entre autres : «Précisons également que nous ne remettons pas en cause l'apport des mathématiques, de la modélisation et des méthodes quantitatives dans l'économie. Mais nous critiquons leur hégémonie et l'absence de réflexivité sur ces outils. L'obsession du quantitatif comme seul fondement scientifique pour l'économie a pour conséquence une fermeture des horizons intellectuels proposés aux étudiants dans leur cursus. Les mathématiques sont trop souvent utilisées comme une fin en soi et trop d'enseignements consistent en une compilation d'exercices qui privilégient l'aspect calculatoire au détriment du sens.» (SUPÉRIEUR, 2011)

J'ai donc été amené à revoir mon enseignement mais aussi ma propre conception des statistiques. La métaphore fréquentiste des données comme réalisations issues d'une distribution est peu adaptée. Les salaires, les âges, les genres ne sont pas aléatoires, c'est l'appartenance d'un individu à l'échantillon qui l'est, ce qui conduit à développer l'attention portée à l'échantillonnage et aux techniques de sondages. Dans ce cadre, la situation des paramètres, à commencer par l'espérance, posent question puisqu'ils ne décrivent pas une «cause commune» aux observations comme pourrait l'être une source lumineuse ou une cible à l'origine d'un écho radar en sciences de la nature. Si le concept «d'homme moyen» de Quetelet est daté et rappelle aujourd'hui le passé eugéniste des sciences sociales quantitatives (GOULD, 2009), la régression linéaire en est l'héritière directe. La variable expliquée apparaît comme produite à partir des caractéristiques de l'individu et d'une «cause commune», le modèle, auquel vient s'ajouter une erreur aléatoire. MICHEL, 2010 décrit à partir de la correspondance de Quetelet comment la variance est impactée par ce changement de champs scientifique, passant de mesure de l'échelle de l'erreur à mesure de la variabilité dans la population.

D'autre part, les objets des sciences sociales sont des sujets, ce qui amène au moins deux remarques : les individus peuvent réagir à la mesure (en la refusant, la truant ou en s'y conformant) et une certaine forme de pouvoir (politique, économique ou autre) est nécessaire pour la mettre en œuvre. Ces deux aspects se combinent avec les pratiques de benchmarking (BRUNO, 2010) : la réaction des individus au sein d'une organisation est l'un des objectifs de la mise en place d'indicateurs et d'autres formes d'évaluations quantitatives sur l'activité au sein de cette organisation. C'est donc tout naturellement que cette perspective a rencontré mes travaux de recherche sur l'enseignement supérieur. La prise d'importance de l'évaluation quantitative de la recherche et des nouvelles méthodes de management, la prolifération de classements et leur importance dans les politiques des établissements appellent une approche par la sociologie de la quantification. C'est cette mise en nombre managériale de l'Université, et son lien avec une autre mise en nombre,

celle des frais d'inscription, qui est actuellement au centre de mes recherches comme en rend compte le chapitre III de ce manuscrit.

3 Adopter une perspective critique

Mon positionnement vis-à-vis des statistiques et des mathématiques en économie, tant pour la recherche que pour l'enseignement, s'est nourri des travaux menés dans deux séminaires auxquels je participe régulièrement : le Séminaire Quantitativisme Réflexif et le séminaire Pensées Critiques Contemporaines. Le premier, organisé à l'IDHES Cachan par Anton Perdoncin, Thibaut de Saint Pol et Christian Bessy s'interroge sur «les pratiques de quantification mises en œuvre par les sciences sociales, en particulier sur les opérations de qualification, les différentes méthodes de traitement, et l'interprétation des résultats. Quelles sont les limites de validité des énoncés adossés à des données quantitatives ? Comment et pourquoi articuler données “qualitatives” et “quantitatives” ? Comment passer de sources “qualitatives” à des données quantifiables ?» Ce séminaire permet de rendre visible la grande variété des méthodologies quantitatives. J'y ai découvert l'analyse de séquences au cours d'une présentation d'Anton Perdoncin et Andrey Indukaev, une méthode qui permet de traiter algorithmiquement de données qualitatives fortement structurées (en séquence d'états). Elle s'est avérée très utile pour analyser les trajectoires étudiantes et l'impact de la hausse des frais d'inscription sur celles-ci (MOULIN, FLACHER & Hugo HARARI-KERMADEC, 2015). Les séances du séminaire ont permis de constituer une culture réflexive de la quantification. Elle rejoint les préoccupations de nombreux autres universitaires réunis pour une journée d'étude le 5 juin 2015 à la Maison des sciences économiques.

Je fais par ailleurs partie de l'équipe d'organisation du séminaire Pensées Critiques Contemporaines organisé depuis 2012 à l'EHESS et j'en tiens le carnet hypothèses pcc.hypotheses.org. L'ambition du séminaire est d'y faire circuler les travaux des auteurs qui s'inscrivent dans une démarche critique, au sens d'une prise de distance avec les normes de leur discipline et/ou de la société dans son ensemble. Cette posture prend de l'ampleur depuis les années 2000, après avoir beaucoup reflué dans les années 1980-1990, et se caractérise par une proximité avec les mouvements sociaux, que les auteurs critiques peuvent inspirer quand ils n'y participent pas directement. La quarantaine de séances organisées depuis 2012 a permis d'interroger les conventions de toutes les disciplines des sciences sociales et d'analyser de très nombreux aspects des relations de domination (économique, raciale, sexuelle, politique, géographique, énergétique, technique, culturelle).

La crise financière et économique de 2008, de même que les réformes de l'enseignement supérieur et la recherche amènent de nombreux universitaires à prendre position comme intellectuel·les mais aussi comme salarié·es. La conjonction de ces deux phénomènes est particulièrement forte en économie puisque la crise interroge la discipline alors que l'austérité et les réformes tendent plutôt à en réduire les possibilités de renouvellement. L'équipe

du séminaire a consacré une journée d'étude à cette rencontre entre crise et critique, le 12 décembre 2014 à l'Université Paris 7. Avec une partie des organisateurs du séminaire, je participe de l'équipe de rédaction de contretemps.eu, revue critique.

4 Une approche critique des dynamiques de l'enseignement supérieur

Fort des différentes collaborations et expériences présentées ci-dessus, j'ai participé à mettre en place un collectif de recherche sur l'enseignement supérieur, autour duquel se sont structurés l'essentiel de mes activités scientifiques et d'encadrement. Le collectif Approches Critiques et Interdisciplinaires de Dynamiques de l'Enseignement Supérieur (ACIDES) est aujourd'hui composé de 4 économistes (Sabina Issehnane, David Flacher, Léonard Moulin et moi-même), 3 sociologues (Séverine Chauvel, Pierre Clément et Ugo Palheta) et une géographe (Leïla Frouillou). Cette composition interdisciplinaire permet d'adopter une perspective réflexive sur les méthodologies employées et de faire appel à une littérature enrichie. Suite au premier article sur les frais d'inscription co-écrit avec David Flacher dont j'ai présenté les limites (pages 22-24), nous avons mené une campagne d'entretiens semi-directifs réalisés par Pierre Clément auprès d'étudiant-es de Licence 3 afin de donner une base empirique à l'étude des choix académiques en présence de frais d'inscription (l'Université Paris Dauphine est la première à avoir relevé significativement ces frais, en master en 2010/2011). Elle a révélé l'importance des prescripteurs, en particulier les parents et enseignants, dans les choix, et le caractère plus secondaire des frais, mais également des classements d'établissement (CHAUVEL & CLÉMENT, 2014). Une seconde enquête par entretiens semi-directifs a été menée par Morgane Le Breton auprès d'étudiant-es ayant le choix entre deux très grandes écoles (HEC et l'ENS Cachan) dont l'une pratique des frais très élevés quand l'autre offre un revenu à ses élèves. L'aspect financier apparaît ici aussi subordonné, cette fois-ci vis-à-vis des vocations professionnelles (elles-même reliées à l'origine sociale des étudiant-es). Enfin, Elsa Boulet a quand à elle mené une observation participante dans une université anglaise dans le cadre d'un master de sociologie sous la direction conjointe de Philippe Steiner et moi-même. Une publication décrit les différents mécanismes de quantification qui participent à façonner un enseignement supérieur marchand (BOULET & Hugo HARARI-KERMADEC, 2014).

Quelles méthodes statistiques utiliser ? Ces différentes enquêtes ont été complétées par une analyse plus quantitative à partir de la base exhaustive des inscriptions à l'université (SISE). La volonté d'éviter un usage trop naïf des statistiques m'a conduit à orienter nos travaux empiriques vers l'analyse de séquence, qui concentre l'attention sur la définition des modalités (ou plus précisément des états). Le codage reste dès lors au cœur de l'analyse. Ce choix nous a permis de traiter de la question des effets des frais d'inscription à travers l'analyse des trajectoires des étudiant-es, enrichissant l'analyse de l'effet discriminant. Les étudiant-es ne sont pas réduit-es à un ensemble de variables socio-

démographiques, ils et elles sont engagé-es dans un cursus universitaire (déjà relativement long au moment de choisir un master à Dauphine) lorsque la diversification des frais vient informer leur choix d'orientation. C'est le codage des situations académiques (Bac – Licence – M1 – M2 ; Université Paris Dauphine – autres universités) qui permet de rendre visibles les mécanismes de discrimination : ce sont les parcours d'ascension depuis une université moins réputée (souvent de province) vers un M2 de Dauphine qui sont découragés, des parcours où l'on trouve davantage d'étudiant-es issu-es de catégories défavorisées.

Ces différents travaux quantitatifs et qualitatifs nous ont permis de fonder empiriquement et théoriquement une analyse critique des arguments actuellement avancés en faveur de l'instauration de frais d'inscription significatifs à l'université. Nous montrons que les frais ne garantissent ni l'équité, ni un fonctionnement efficient du système d'enseignement supérieur, ni un accroissement des ressources des établissements. Enfin, nous élaborons les fondements théoriques et un chiffrage d'une allocation universelle d'autonomie pour les étudiant-es dans le contexte français, inspirée du financement par répartition des retraites (FLACHER, Hugo HARARI-KERMADEC & MOULIN, 2013b ; FLACHER, Hugo HARARI-KERMADEC & MOULIN, 2015).

Lier enseignement et recherche En plus de s'être révélé un programme de recherche fructueux, ce projet scientifique est pédagogiquement opérant. En effet, ma position initiale d'enseignant à l'école normale supérieure de Cachan était relativement limitée puisqu'elle ne permettait pas de former à la recherche par la recherche en statistiques. Dans cette nouvelle configuration au contraire, je suis amené à encadrer plusieurs élèves chaque année pour des mémoires d'initiation à la recherche ou des mémoires de master. Deux d'entre eux ont conduit à une publication (ceux d'Elsa Boulet et Morgane Le Breton mentionnées plus haut). Celui de Léonard Moulin s'est prolongé par une thèse intitulée *Frais d'inscription dans l'enseignement supérieur : enjeux, limites et perspectives*, sous ma direction et celle de David Flacher, et pour laquelle Léonard Moulin a obtenu les prix de l'Observatoire de la Vie Étudiante et de l'Association d'Économie Sociale.

J'assure l'organisation du séminaire bimensuel depuis 4 ans et tiens le carnet hypothèse acides.hypotheses.org du collectif. Nous avons obtenu, en 2012, d'un financement de 34 000 euros dans le cadre d'un BQR de l'université Paris 13, à la suite duquel un projet a été déposé à l'ANR. Enfin, suite à mon séjour scientifique l'Université de Buenos Aires, Argentine au premier semestre 2013, une collaboration s'est mise en place avec l'équipe de Pablo Levin et a reçu en 2015 le soutien de la mission Argentine de la COMUE SPC. Ce soutien permet à Cecilia Rikap, ancienne doctorante de Pablo Levin, de séjourner ce semestre à Paris et nous amène à élargir notre objet d'étude en ajoutant la recherche à l'enseignement supérieur. A cette étape, le collectif ACIDES a produit de nombreuses communications, une dizaine de publications, organisé une journée d'étude internationale et publié un ouvrage collectif, CHAUVEL, CLÉMENT et al., 2015. Les principaux résultats auxquels j'ai directement contribué sont présentés dans la partie II.

Chapitre II

Résumés des travaux

A Travaux statistiques théoriques

Dans cette section, je présente la méthode de la vraisemblance empirique, introduite par OWEN (1990)¹ et mes principaux travaux théoriques qui s’y rapportent. Il s’agit d’une méthode semi-paramétrique au sens où elle permet de construire tous les outils statistiques (estimation, intervalle de confiance, test) sans reposer sur des hypothèses probabilistes fortes (typiquement un choix de famille de lois pour la distribution des données).

Afin de simplifier l’exposition, je traite dans la section 1 le cas dans lequel le paramètre d’intérêt est l’espérance, avant de généraliser dans la section à l’ensemble des paramètres définis par un équation de moments, ce qui inclue par exemple les coefficients d’un modèle linéaire. Je présente ensuite une première application en traitement du signal (section 2), avant de généraliser la vraisemblance empirique à d’autres divergences (section 3) pour lesquels on peut établir des bornes non-asymptotiques (section 4).

1 Définition de la vraisemblance empirique

Le cas de l’espérance

Soit une suite de vecteurs aléatoires X, X_1, \dots, X_n de \mathbb{R}^p , indépendants et identiquement distribués de loi de probabilité \mathbb{P}_0 . On pose $\Pr = \mathbb{P}_0^{\otimes n}$. On cherche à construire des régions de confiance pour l’espérance μ_0 de X .

L’idée d’OWEN (1988), dont je reprends ici la présentation originale, est de construire une vraisemblance en se donnant comme modèle l’ensemble des multinomiales ne chargeant que l’échantillon. On affecte ainsi un poids $q_i > 0$ à chacune des observations, la somme des poids étant fixée à 1. On définit ainsi une mesure de probabilité $\mathbb{Q} = \sum_{i=1}^n q_i \delta_{X_i}$. La

1. Voir également le livre d’OWEN (2001) consacré à cette méthode.

vraisemblance $L(\mathbb{Q})$ du modèle multinomial s'écrit alors

$$L(\mathbb{Q}) = \prod_{i=1}^n q_i.$$

Remarquons que sous la contrainte $\sum_{i=1}^n q_i = 1$, L est maximale en $\mathbb{P}_n = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \delta_{X_i}$, la probabilité empirique. On peut alors définir le rapport de vraisemblance

$$\mathcal{R}(\mathbb{Q}) = \frac{L(\mathbb{Q})}{L(\mathbb{P}_n)} = \prod_{i=1}^n nq_i.$$

Puisque plusieurs multinomiales peuvent avoir la même espérance, pour définir le rapport de vraisemblance en une valeur μ du paramètre, OWEN (1990) propose de déterminer la multinomiale maximisant le rapport de vraisemblance sous la contrainte $\sum_{i=1}^n q_i X_i = \mu$. Ce problème peut alors s'écrire

$$R(\mu) = \sup_{q_1, \dots, q_n} \left\{ \prod_{i=1}^n nq_i \mid \sum_{i=1}^n q_i = 1, \sum_{i=1}^n q_i X_i = \mu, \forall i \in [1, n], q_i > 0 \right\}.$$

On peut utiliser la méthode du multiplicateur de Lagrange pour résoudre notre problème. Pour ce faire, on considère le log du produit des nq_i , ce qui linéarise l'optimisation et permet d'omettre la contrainte de positivité des q_i . Posons

$$\mathcal{L}_\mu = \sum_{i=1}^n \log(nq_i) - n\lambda \sum_{i=1}^n q_i (X_i - \mu) - n\gamma \left(\sum_{i=1}^n q_i - 1 \right).$$

Annulons la dérivée de \mathcal{L}_μ par rapport à q_i :

$$q_i^{-1} - n\lambda(X_i - \mu) - n\gamma = 0. \quad (\text{II.1})$$

En multipliant (II.1) par q_i et en sommant sur i , on obtient : $\sum_{i=1}^n (1 - n\lambda q_i (X_i - \mu) - n\gamma q_i) = 0$. En utilisant les contraintes, on a $n = n\gamma$ et donc $\gamma = 1$. On obtient alors l'expression de q_i grâce à (II.1) :

$$q_i = \frac{1}{n(1 + \lambda(X_i - \mu))},$$

où λ est donné par la contrainte $\mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[X - \mu_0] = 0$, c'est-à-dire :

$$\sum_{i=1}^n \frac{X_i - \mu}{n(1 + \lambda(X_i - \mu))} = 0.$$

Le rapport de vraisemblance empirique permet de construire des régions de confiance asymptotiques pour μ_0 . Pour ce faire, on définit une région de confiance $C_{\eta, n}$ par inversion

du test de rapport de vraisemblance :

$$C_{\eta,n} = \left\{ \mu \mid -2 \log (R(\mu)) \leq \eta \right\}.$$

où η est un paramètre permettant de régler le niveau de confiance que l'on veut atteindre. On note $\beta_n(\mu)$ la statistique pivotale :

$$\beta_n(\mu) = -2 \log (R(\mu)).$$

Théorème de convergence

Le théorème suivant, dû à OWEN (1988), fonde la méthode du maximum de vraisemblance empirique :

Théorème II.1 (Convergence pour l'espérance)

Si X_1, \dots, X_n sont des vecteurs aléatoires de \mathbb{R}^p , indépendants et identiquement distribués, d'espérance μ_0 et de variance Σ de rang q , alors, $\forall 0 < \eta < 1$, $C_{\eta,n}$ est convexe et

$$\Pr(\mu_0 \in C_{\eta,n}) = \Pr(\beta_n(\mu_0) \leq \eta) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} F_{\chi_q^2}(\eta),$$

où $F_{\chi_q^2}(\cdot)$ est la fonction de répartition d'une distribution du χ_q^2 .

OWEN (1990) propose d'illustrer ce résultat en construisant des régions de confiance pour l'espérance par la méthode de vraisemblance empirique. On dispose d'un échantillon de onze données $X_1, \dots, X_{11} \in \mathbb{R}^2$, concernant une population de canards dont on observe le comportement et le plumage. On construit des régions de confiance par la méthode de vraisemblance classique, en supposant les données gaussiennes, et par la méthode de vraisemblance empirique. On obtient alors les Figures II.1-(a) et II.1-(b).

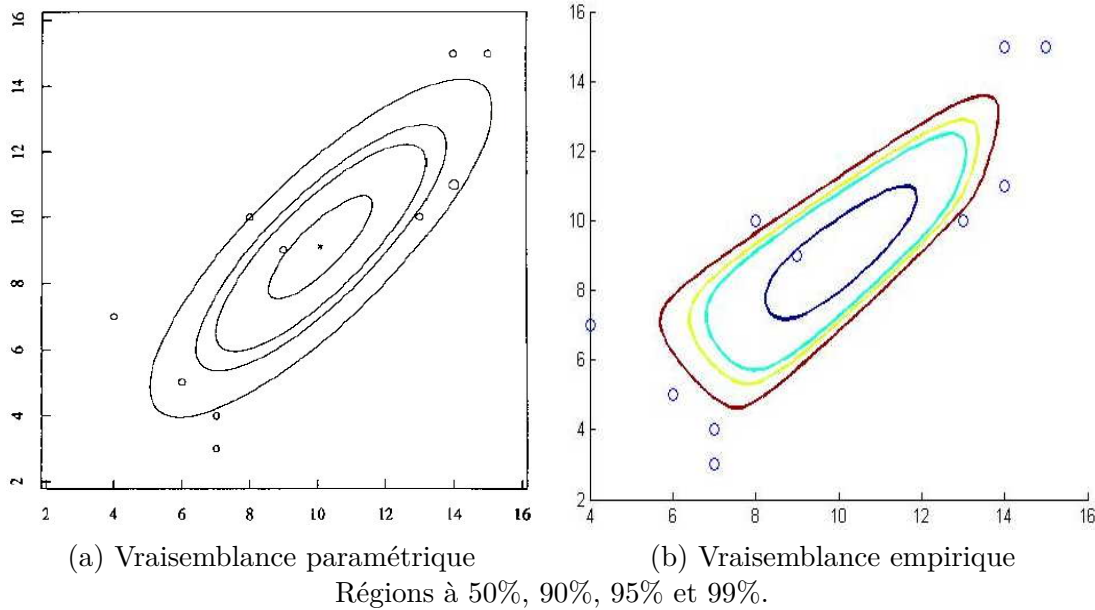


FIGURE II.1 – Régions de confiance pour l’espérance de l’échantillon, extrait de OWEN (1990)

L’hypothèse gaussienne resurgit sur la forme (elliptique) des régions de confiance paramétriques, sans qu’il soit possible de justifier cette hypothèse. Cet exemple illustre une propriété intéressante de la vraisemblance empirique : la forme des régions de confiance s’adapte à la géométrie des données. On observe également que les régions sont plus petites que pour la vraisemblance paramétrique. Cette différence de taille est générale et l’on peut facilement démontrer que la région de confiance à 100% pour la vraisemblance empirique est l’enveloppe convexe des points, alors qu’avec la méthode paramétrique on obtiendrait \mathbb{R}^2 . Cependant, on verra dans la section ?? que les régions de confiance d’Owen se révèlent trop petites au regard du taux de couverture et que le niveau de confiance est surestimé pour les petites valeurs de n .

Équation de moments

Afin de généraliser la méthode de vraisemblance empirique à l’estimation d’un paramètre θ_0 de \mathbb{R}^p , on utilise communément une équation de moments (ou équation d’estimation). On suppose alors que θ_0 peut être défini par :

$$\mathbb{E}_{\mathbb{P}_0}[m(X, \theta_0)] = 0$$

où m est une fonction régulière de $\mathcal{X} \times \mathbb{R}^p \rightarrow \mathbb{R}^r$. On estime alors naturellement θ_0 grâce au pendant empirique de l’équation de moments : $\mathbb{E}_{\mathbb{P}_n}[m(X, \bar{\theta})] = 0$. Cette équation n’a pas toujours de solution $\bar{\theta}$. Ceci est en particulier possible en cas de sur-identification, c’est-à-dire lorsque $p < r$. Ce cas, développé par la suite, permet de prendre en compte des contraintes portant sur l’échantillon, et d’ajouter ainsi de l’information aux données,

issue d'autres échantillons ou de considérations théoriques. S'il existe des solutions, on estime θ_0 par la valeur θ du paramètre la plus vraisemblable, c'est-à-dire celle qui vérifie l'équation de moments pour la mesure \mathbb{Q} la plus proche possible de \mathbb{P}_n , au sens de la distance de Kullback. On mesure ainsi la vraisemblance d'un θ quelconque en adaptant β_n :

$$\beta_n(\theta) = 2n \inf_{\mathbb{Q} \in \mathcal{M}} \left\{ K(\mathbb{Q}, \mathbb{P}_n) \mid \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[m(X, \theta)] = 0 \right\},$$

et

$$\beta_n(\hat{\theta}) = \inf_{\theta \in \mathbb{R}^p} \{ \beta_n(\theta) \} = 2n \inf_{(\theta, \mathbb{Q}) \in \mathbb{R}^p \times \mathcal{M}} \left\{ K(\mathbb{Q}, \mathbb{P}_n) \mid \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[m(X, \theta)] = 0 \right\}.$$

On a alors pour rapport de vraisemblance

$$\beta_n(\theta) - \beta_n(\hat{\theta}) = -2n \log \left(\frac{\sup_{\mathbb{Q} \in \mathcal{M}} \left\{ \prod_{i=1}^n q_i \mid \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[m(X, \theta)] = 0 \right\}}{\sup_{(\theta, \mathbb{Q}) \in \mathbb{R}^p \times \mathcal{M}} \left\{ \prod_{i=1}^n q_i \mid \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[m(X, \theta)] = 0 \right\}} \right)$$

et l'on peut construire la région de confiance

$$C_{\eta, n} = \left\{ \theta \mid \beta_n(\theta) - \beta_n(\hat{\theta}) \leq \eta \right\}.$$

Comme dans le cas de l'espérance, on obtient un théorème de convergence, dû à QIN & LAWLESS (1994) :

Théorème II.2 (Convergence pour les équations de moments)

Soient X, X_1, \dots, X_n une suite de vecteurs aléatoires, indépendants et identiquement distribués à valeurs dans \mathcal{X} . Soit θ_0 appartenant à \mathbb{R}^p tel que $\mathbb{E}_{\mathbb{P}_0}[m(X, \theta_0)] = 0$, que $\mathbb{E}_{\mathbb{P}_0}[m(X, \theta_0)m(X, \theta_0)']$ soit définie positive et que le rang de $\mathbb{E}[\partial m(X, \theta_0)/\partial \theta]$ soit p . Supposons qu'il existe un voisinage V de θ_0 sur lequel $m(x, \cdot)$ est C^2 . Supposons de plus que $\|m(\cdot, \theta)\|^3$, $\|\partial m(\cdot, \theta)/\partial \theta\|$ et $\|\partial^2 m(\cdot, \theta)/\partial \theta \partial \theta'\|$ sont majorés sur V par une fonction intégrable. Alors, pour tout $\eta > 0$,

$$\Pr(\theta_0 \in C_{\eta, n}) = \Pr(\beta_n(\theta_0) - \beta_n(\hat{\theta}) \leq \eta) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} F_{\chi_p^2}(\eta).$$

Corollaire II.1

Soit $\theta'_0 = (\theta_{1,0}, \theta_{2,0})' \in \mathbb{R}^{q_1} \times \mathbb{R}^{q_2}$, et $\hat{\theta}_2 = \arg \inf_{\theta_2 \in \mathbb{R}^{q_2}} \beta_n(\theta_{1,0}, \theta_2)$. Sous les hypothèses du Théorème II.2,

$$\beta_n(\theta_{1,0}, \hat{\theta}_2) - \beta_n(\hat{\theta}) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \chi_{q_1}^2.$$

On peut donc construire une région de confiance de la même façon que précédemment pour une partie seulement du paramètre. Cette version de la vraisemblance empirique permet de rechercher un paramètre d'intérêt θ_1 en présence d'un paramètre de nuisance θ_2 .

Pour illustrer ce théorème, on reprend l'exemple utilisé par OWEN (1990). En plus des onze données bivariées X_1, \dots, X_{11} , on dispose de l'âge A_i des canards observés et de l'espérance A_0 de l'âge au sein de l'espèce (estimé par des experts ou issu d'une enquête plus large). On peut alors redresser l'échantillon pour le contraindre à être représentatif en ce qui concerne l'âge. L'équation de moments s'écrit

$$\mathbb{E}_{\mathbb{P}_0}[(X - \mu_0, A - A_0)'] = (0, 0)'$$

On dispose donc de 3 contraintes pour estimer un paramètre bivarié μ_0 . Si l'espérance A_0 est supérieure à la moyenne des âges A_i des canards observés, les pondérations données par la vraisemblance empirique, c'est-à-dire les q_i , chargerons d'avantages les canards âgés. Les zones de confiance sont modifiées en conséquence, voir la Figure II.2(b), et leur surface est réduite puisque l'on dispose de plus d'information.

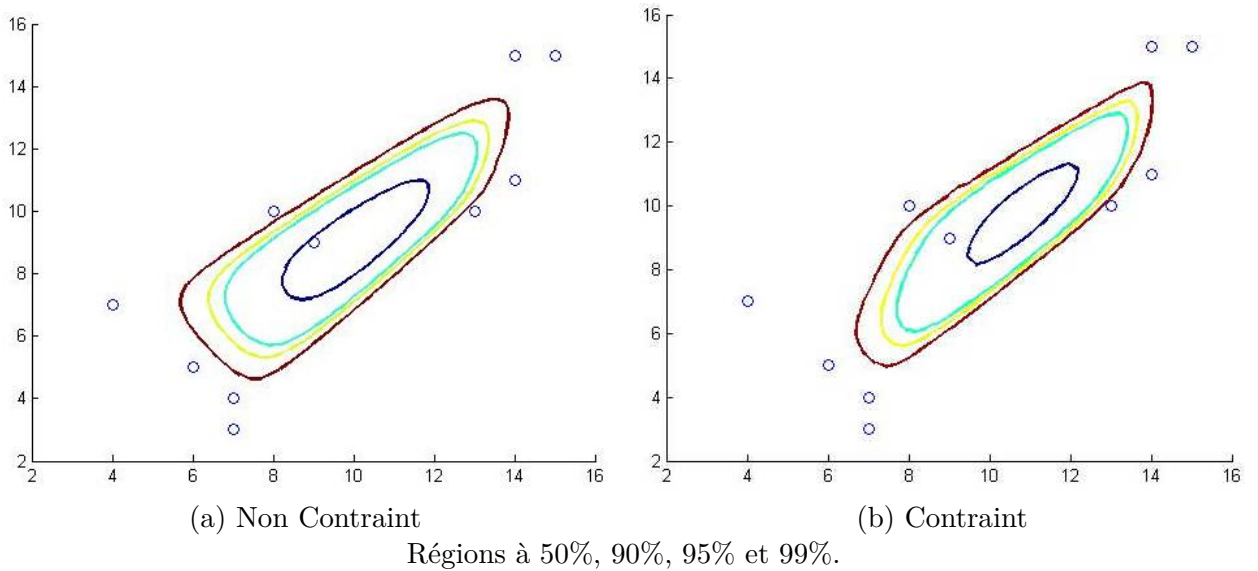


FIGURE II.2 – Régions de confiance pour la moyenne de l'échantillon

Contrairement au cas de l'espérance pour lequel $\hat{\theta} = \bar{X}$, la normalité asymptotique de l'estimateur $\hat{\theta}$ n'est plus aussi triviale.

Théorème II.3 (Normalité asymptotique (Qin & Lawless, 1994))

Sous les hypothèses du Théorème II.2, en posant

$$D = \mathbb{E} \left[\frac{\partial m(\cdot, \theta_0)}{\partial \theta} \right] \text{ et } M = \mathbb{E}[m(\cdot, \theta_0)m(\cdot, \theta_0)']^{-1},$$

on a la normalité asymptotique de $\hat{\theta}$:

$$\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta_0) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, V) \text{ avec } V = (D'MD)^{-1}.$$

Soit $\widehat{\lambda}$ le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte $m(X, \widehat{\theta}) = 0$, il est également asymptotiquement gaussien :

$$\sqrt{n}\widehat{\lambda} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, U) \text{ avec } U = M (I_p - DV D' M).$$

De plus, $\widehat{\theta}$ et $\widehat{\lambda}$ ne sont pas corrélés asymptotiquement.

2 Application au traitement du signal

La vraisemblance empirique dans cette version simple peut utilement être appliquée dans de nombreux domaines. Une partie de mes travaux a consisté à divulguer cette méthode et étendre la communauté de ces utilisateurs en France. Je présente dans ce paragraphe une application au traitement du signal. Elle a donné lieu à une publication (F. PASCAL, H. HARARI-KERMADEC & LARZABAL, 2010) dans la revue *Signal processing* et à deux chapitres d'ouvrage collectif (F. PASCAL & H. HARARI-KERMADEC, 2008 ; F. PASCAL, BARDOT et al., 2008).

Estimation de la matrice de variance-covariance d'un signal

À l'aide d'un radar, on observe un signal multidimensionnel dont les composantes sont corrélées. Les méthodes d'estimation traditionnelles dans la discipline supposent le signal gaussien (par exemple VAN TREES, 2002 ; ou KRAUT, SCHARF & MC WHORTER, 2001). Pourtant, cette hypothèse est remise en cause, notamment par les mesures entreprises par BILLINGSLEY (1993). D'autres familles de distributions ont été proposées, sans pour autant parvenir à décrire de façon satisfaisante les données dans leur diversité. Nous proposons donc d'employer la vraisemblance empirique pour mener à bien l'estimation de la matrice de variance-covariance sans faire d'hypothèse sur la distribution des données.

Par ailleurs, le contexte d'application nous fournit différentes propriétés vérifiées par les données qui peuvent être incorporées à l'estimation sous la forme de contraintes. Le problème peut se présenter sous la forme suivante. Soit \mathbf{x} un vecteur complexe de dimension p , centré et de matrice de variance-covariance $E[\mathbf{x}\mathbf{x}^H] = \tau^2 \mathbf{M}$. On observe un échantillon i.i.d. de K vecteurs $\mathbf{x}_1 \dots \mathbf{x}_K$. Pour assurer l'identification du modèle, on fixe $\text{Tr}(\mathbf{M}) = p$, et on note $\mathbf{N} = \tau^2 \mathbf{M}$. La matrice \mathbf{N} est Hermitienne, si bien qu'il suffit d'estimer sa partie triangulaire supérieure.

Nous introduirons différents jeux de contraintes indicés par i , et l'équation de moment correspondante prend la forme

$$E[\mathbf{m}_i(\mathbf{x}, \mathbf{N})] = \mathbf{0}.$$

Suivant le jeu i de contraintes considéré, le nombre d_i de paramètres inconnus dans \mathbf{N} peut varier. Nous regroupons ces paramètres dans le vecteur θ . La dimension de m_i est notée n_i .

Le premier cas considéré est celui de l'estimation sans contrainte :

$$E[\mathbf{m}_1(\mathbf{x}, \mathbf{N})] = E \left[(x_i x_j^H - N_{ij})_{i \leq j} \right] = \mathbf{0},$$

où x_i est la i -ième coordonnée du vecteur \mathbf{x} et x^H est la conjuguée convexe de x . Dans la mesure où \mathbf{N} appartient à $\mathbb{C}^{p \times p}$, la dimension de θ est $d_1 = p^2$: p pour les éléments réels N_{jj} de la diagonale et $2p(p-1)/2$ pour les éléments complexes de la partie triangulaire strictement supérieure. La dimension n_1 de m_1 est également p^2 et l'application de la vraisemblance empirique dans la version de OWEN (1990) conduit à l'estimateur naïf de la moyenne des $\mathbf{x}_k \mathbf{x}_k^H$ noté EL1 dans les simulations ci-dessous. Il correspond à l'estimateur du maximum de vraisemblance sous hypothèse gaussienne. Nous présentons deux estimateurs améliorés incorporant les différentes contraintes émergeant dans les applications.

Remarque II.1

La première contrainte qu'il conviendrait d'incorporer est le caractère centré des observations : $E[\mathbf{x}] = \mathbf{0}$. On obtiendrait alors l'équation de moment

$$\mathbf{m}_2(\mathbf{x}, \mathbf{N}) = \begin{pmatrix} (x_i x_j^H - N_{ij})_{i \leq j} \\ \mathbf{x} \end{pmatrix} = \mathbf{0}, \text{ avec } d_2 = p^2 \text{ et } n_2 = n_1 + 2p = p(p+2).$$

Pourtant, il apparait que l'utilisation de l'absence d'espérance dans la forme de l'estimateur de la matrice de variance-covariance (on ne recentre pas les observations en retirant la moyenne) suffit à utiliser pleinement cette contrainte. L'estimateur EL2 issu de l'équation m_2 présente donc des performances moindres. On peut expliquer ce comportement par l'absence de corrélation asymptotique entre l'estimateur de l'espérance et de la variance, si bien qu'au lieu d'apporter de l'information sur \mathbf{N} , la seconde composante de m_2 ne fait qu'augmenter le bruit. On écarte donc cette contrainte.

Dans un grand nombre d'applications, on peut montrer que \mathbf{M} est une matrice réelle de Toeplitz, de sorte que

$$\exists (a_1, \dots, a_{p-1}) \in \mathbb{R}^{p-1}, \text{ pour } i \neq j, M_{ij} = a_{|i-j|}, \text{ i.e.}$$

$$\exists (a_1, \dots, a_{p-1}) \in \mathbb{R}^{p-1}, \mathbf{M} = \mathbf{I} + \sum_{i=2}^p (a_{i-1} \mathbf{J}_i + a_{i-1}^H \mathbf{J}_i^\top),$$

où \mathbf{I} est la matrice identité de dimension $p \times p$ et \mathbf{J}_i la matrice de dimension $p \times p$ dont les éléments valent 1 sur la i -ième diagonale supérieure et 0 ailleurs. L'équation de moment s'écrit alors

$$\mathbf{m}_3(\mathbf{x}, \mathbf{N}) = \begin{pmatrix} (x_i x_{i+j} - \tau^2 a_j)_{1 \leq i \leq p, 1 \leq j \leq p-i} \\ (x_i^2 - \tau^2)_{1 \leq i \leq p} \end{pmatrix}, \text{ avec } d_3 = p \text{ et } n_3 = \frac{p(p+1)}{2}.$$

On utilise cette fois le théorème de QIN & LAWLESS (1994) et on obtient un estimateur EL3.

Enfin, dans certaines applications, la corrélation entre les composantes des observations diminuent de façon géométrique avec la distance, si bien que la matrice \mathbf{N} prend la forme suivante

$$N_{ij} = \tau^2 \rho^{|i-j|},$$

pour $1 \leq i, j \leq m$ et avec $\rho \in]0; 1[$. L'équation de moment s'écrit :

$$\mathbf{m}_4(\mathbf{x}, \mathbf{N}) = \left((x_i x_{i+j} - \tau^2 \rho^j)_{1 \leq i \leq p, 0 \leq j \leq p-i} \right), \text{ avec } d_4 = 2 \text{ et } n_4 = \frac{p(p+1)}{2}.$$

Nous montrons dans le paragraphe suivant que les performances de l'estimateur EL4 correspondant à la contrainte m_4 sont meilleures que celles de EL3, elles-mêmes fortement préférables à l'estimateur standard EL1 et aux méthodes proposées dans la littérature.

Simulations

Nous comparons ici les performances de nos estimateurs à celles des estimateurs disponibles dans la littérature à l'aide de l'erreur quadratique moyenne (MSE pour Mean Square Error) :

$$MSE(\widehat{\mathbf{M}}, \mathbf{M}) = E \left[\frac{\|\widehat{\mathbf{M}} - \mathbf{M}\|}{\|\mathbf{M}\|} \right],$$

où $\|\cdot\|$ est la norme de Frobenius.

On estime la MSE associée aux différents estimateurs à l'aide de simulation Monte Carlo. Les données simulées sont de dimension $p = 3$ et présentent une matrice de variance-covariance de la forme utilisée pour définir EL4. Le paramètre τ est fixé à 1 et le coefficient de corrélation ρ est choisi entre 0.1 et 0.9, de façon à avoir des données peu corrélées. En plus de l'estimateur du maximum de vraisemblance gaussienne égal à EL1, nous comparons nos résultats à l'estimateur de BURG, LUENBERGER & WENGER (1982) adapté au cas Toeplitz, définit par

$$\widehat{\mathbf{N}}_{B3} = \max_{\widehat{\mathbf{N}} \in \mathcal{M}_3} \left(-\ln[\det(\widehat{\mathbf{N}})] - \text{Tr}(\widehat{\mathbf{N}}^{-1} \widehat{\mathbf{N}}_{SCM}) \right),$$

où \mathcal{M}_3 est l'ensemble des matrices de Toeplitz : $\mathcal{M}_3 = \{\mathbf{A} \in \mathbb{C}^{p \times p} | \text{pour } i \neq j, A_{ij} = a_{|i-j|}\}$ et une version modifiée de cet estimateur prenant en compte la structure spécifique de la matrice \mathbf{M} :

$$\widehat{\mathbf{N}}_{B4} = \max_{\widehat{\mathbf{N}} \in \mathcal{M}_4} \left(-\ln[\det(\widehat{\mathbf{N}})] - \text{Tr}(\widehat{\mathbf{N}}^{-1} \widehat{\mathbf{N}}_{SCM}) \right),$$

où $\mathcal{M}_4 = \{\mathbf{A} \in \mathbb{C}^{p \times p} | \text{pour } i \neq j \text{ et } 0 < \rho < 1, A_{ij} = \rho^{|i-j|}\}$. Enfin, nous considérons l'es-

timateur du point fixe introduit par Frédéric PASCAL et al. (2008) défini par

$$\widehat{\mathbf{M}}_{FP} = \frac{m}{K} \sum_{k=1}^K \frac{\mathbf{x}_k \mathbf{x}_k^H}{\mathbf{x}_k^H \widehat{\mathbf{M}}_{FP}^{-1} \mathbf{x}_k}.$$

Ce dernier estimateur possède l'avantage d'éviter l'estimation de τ . Pour les autres, on utilise le fait que $\text{Tr}(\mathbf{N}) = \tau^2 p$ pour poser $\widehat{\mathbf{M}} = \frac{p}{\text{Tr}(\widehat{\mathbf{N}})} \widehat{\mathbf{N}}$.

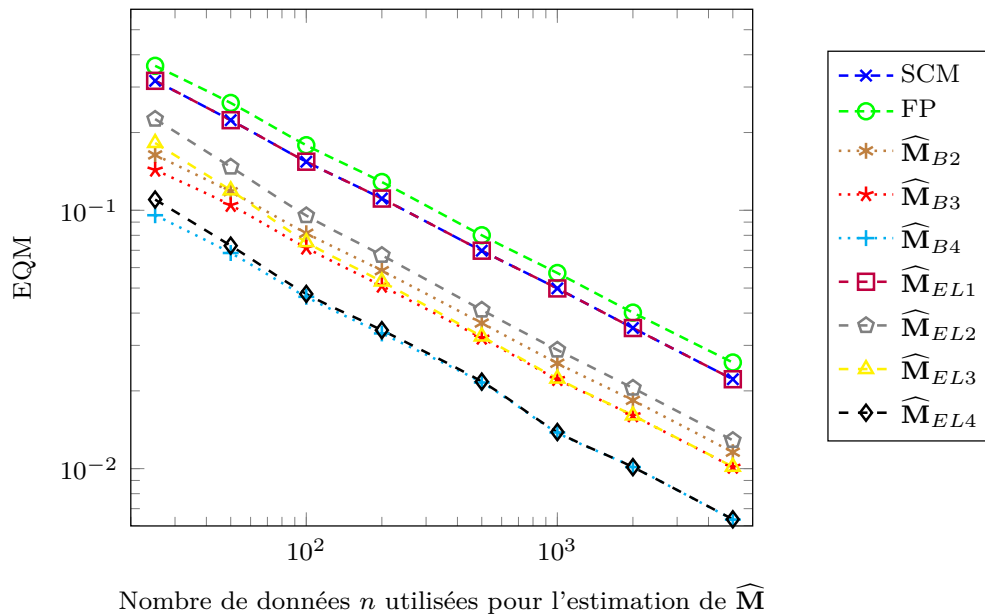


FIGURE II.3 – Erreur quadratique moyenne pour différents estimateurs $\widehat{\mathbf{M}}$ de \mathbf{M} en fonction du nombre de données, pour un coefficient de corrélation $\rho = 0.1$, avec des données complexes gaussiennes de dimension $N = 3$.

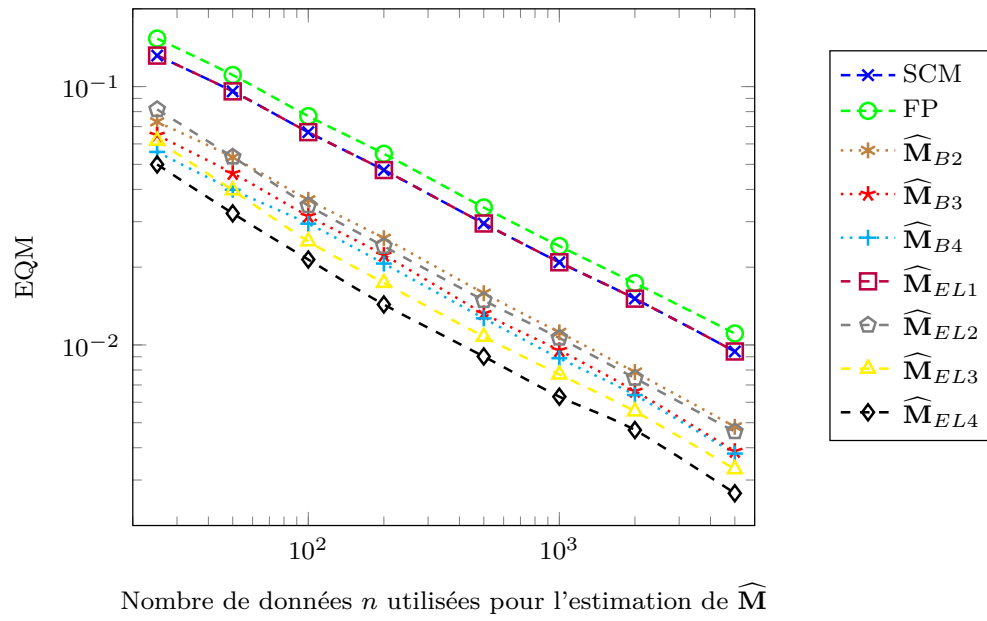


FIGURE II.4 – Erreur quadratique moyenne pour différents estimateurs $\widehat{\mathbf{M}}$ de \mathbf{M} en fonction du nombre de données, pour un coefficient de corrélation $\rho = 0.8$, avec des données complexes gaussiennes de dimension $N = 3$.

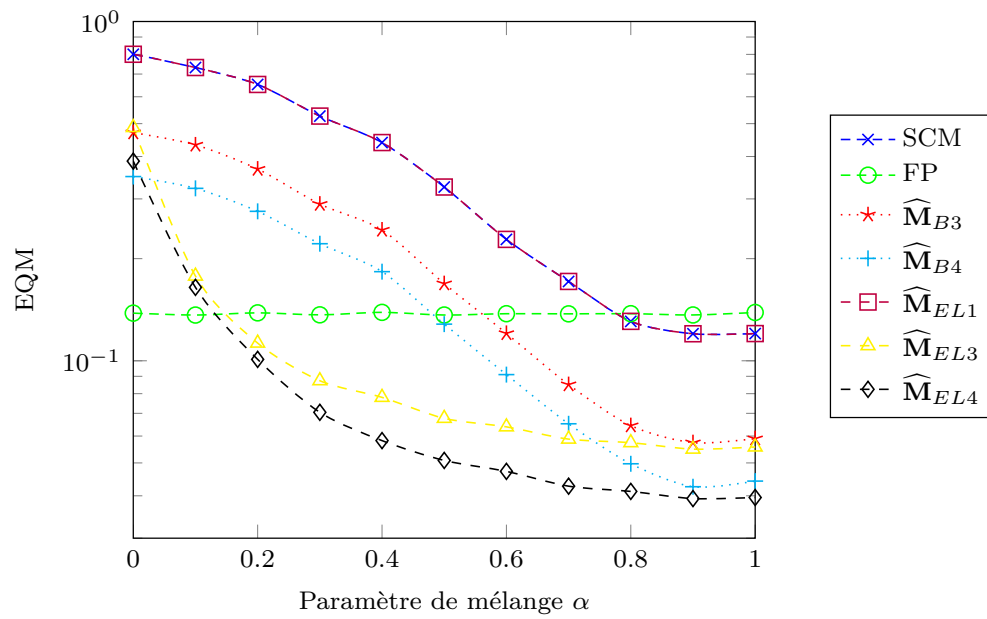


FIGURE II.5 – Erreur quadratique moyenne pour différents estimateurs $\widehat{\mathbf{M}}$ de \mathbf{M} en fonction du paramètre de mélange α pour un coefficient de corrélation $\rho = 0.5$, $n = 500$ données de dimension $N = 3$ et pour le mélange d'une gaussienne et d'une K-distribution de paramètre $\nu = 0.01$.

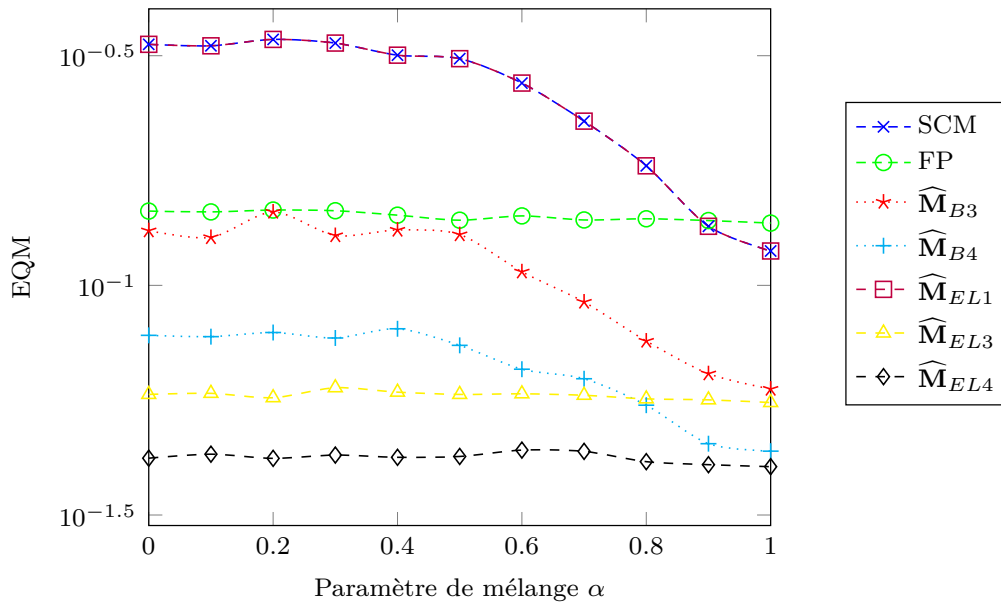


FIGURE II.6 – Erreur quadratique moyenne pour différents estimateurs \widehat{M} de M en fonction du paramètre de mélange α pour un coefficient de corrélation $\rho = 0.5$, $n = 500$ données de dimension $N = 3$ et pour le mélange d’une gaussienne et d’une Student-t de paramètre $\nu = 2.1$.

Dans le cas gaussien, les simulations montrent que la vraisemblance empirique se comporte aussi bien que la méthode de BURG, LUENBERGER & WENGER (1982) construite à partir de l’hypothèse gaussienne. Lorsque la corrélation est forte, les performances de la vraisemblance empirique ne subissent pas les mêmes difficultés que celles de la méthode de Burg. Lorsque les données ne sont pas gaussiennes, la vraisemblance empirique se comporte bien mieux que les méthodes alternatives, grâce à son caractère semi-paramétrique.

3 Généralisation de la vraisemblance empirique

Généraliser la vraisemblance empirique pour en dépasser les limites La vraisemblance empirique possède de nombreuses qualités mais quelques limitations. En particulier, elle ne fournit qu’une confiance asymptotique et le taux de couverture réelle à distance finie (la «confiance empirique») peut être très en dessous de la confiance demandée. En remarquant que les régions de confiance sont nécessairement incluses dans l’enveloppe convexe de l’échantillon, TSAO (2004) établit d’ailleurs une borne supérieure du taux de couverture à distance finie.

La démarche naturelle pour améliorer la couverture de la vraisemblance empirique est de lui appliquer une correction de Bartlett, ce que permet le résultat de DiCiccio, Hall & J. Romano (1991). Malheureusement, cette correction est elle-même asymptotique, si bien que le gain à distance finie s’avère insatisfaisant dans la pratique.

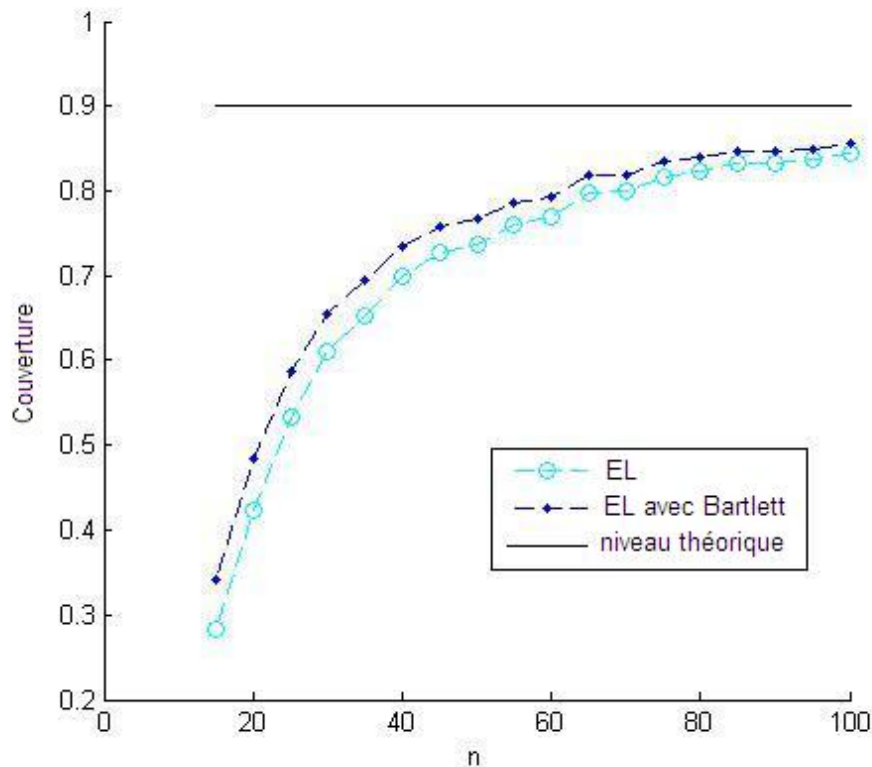


FIGURE II.7 – Taux de couverture à distance finie

Une piste pour améliorer la couverture à distance finie est de modifier légèrement la statistique pivotale de la vraisemblance empirique. Avec Patrice Bertail, Emmanuelle Gautherat et Denis Ravaille, nous avons proposé une généralisation de la vraisemblance empirique qui permet de choisir dans une vaste gamme de méthodes similaires, les divergences empiriques. Une première version de ces travaux a été publiée dans un article (BERTAIL, Hugo HARARI-KERMADEC & RAVAILLE, 2007b) et une version plus complète a fait l'objet d'un panel lors de la première conférence de la société internationale pour les Statistiques non paramétriques, donnant lieu à un chapitre de l'ouvrage rendant compte de la conférence (BERTAIL, GAUTHERAT & Hugo HARARI-KERMADEC, 2014b).

Cette section est consacrée à la présentation des divergences empiriques. On interprète la vraisemblance empirique comme le résultat de la minimisation de la divergence de Kullback avant d'introduire la dualité convexe et les φ^* -divergences qui permettent de construire les divergences empiriques. Viennent ensuite les premières exploitations de cette généralisation, dont l'étude est toujours en cours et peut faire l'objet de recherches tant théoriques qu'appliquées. Côté théorique, l'étude des propriétés des différentes divergences est très prometteuse, comme en témoigne nos premiers travaux dans cette direction (BERTAIL, GAUTHERAT & Hugo HARARI-KERMADEC, 2008b), que nous présentons dans la section 4. Quand aux applications, un certain nombre ont déjà été publiés et sont

présentées dans la section suivantes [B](#).

Vraisemblance empirique et divergence de Kullback

Dans l'optique de généraliser la méthode de vraisemblance empirique, il est utile d'introduire une seconde écriture de β_n faisant intervenir la divergence de Kullback. Soit \mathbb{M} l'ensemble des mesures de probabilités sur (Ω, \mathcal{A}) . Pour \mathbb{P}, \mathbb{P}' appartenant à \mathbb{M} , on note :

$$K(\mathbb{P}, \mathbb{P}') = \begin{cases} - \int \log \left(\frac{d\mathbb{P}}{d\mathbb{P}'} \right) d\mathbb{P}' & \text{si } \mathbb{P} \ll \mathbb{P}', \\ +\infty & \text{sinon.} \end{cases}$$

La statistique pivotale β_n intervenant dans le Théorème [II.1](#) peut s'écrire :

$$\begin{aligned} \beta_n(\mu) &= -2 \log \left(\sup_{q_1, \dots, q_n} \left\{ \prod_{i=1}^n nq_i \left| \sum_{i=1}^n q_i X_i = \mu, \sum_{i=1}^n q_i = 1, \forall i \in [1, n], q_i > 0 \right. \right\} \right) \\ &= -2n \sup_{q_1, \dots, q_n} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log(nq_i) \left| \sum_{i=1}^n q_i X_i = \mu, \sum_{i=1}^n q_i = 1 \right. \right\} \\ &= -2n \sup_{\mathbb{Q} \in \mathbb{M}} \left\{ \int \log \left(\frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{P}_n} \right) d\mathbb{P}_n \left| \mathbb{Q} \ll \mathbb{P}, \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[X - \mu] = 0 \right. \right\} \\ &= 2n \inf_{\mathbb{Q} \in \mathbb{M}} \left\{ K(\mathbb{Q}, \mathbb{P}_n) \left| \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[X - \mu] = 0 \right. \right\}. \end{aligned}$$

Cette écriture de la vraisemblance empirique peut se comparer à la définition du maximum de vraisemblance paramétrique comme un minimum de contraste basé sur la divergence de Kullback. En effet, dans le cadre paramétrique, lorsque l'on se donne un ensemble de mesures \mathbb{P}_θ équivalentes à une mesure dominante ν , on peut définir

$$\gamma(\theta_1, \theta_2) = K(\mathbb{P}_{\theta_1}, \mathbb{P}_{\theta_2}).$$

Définissons $U_n(\theta) = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{d\mathbb{P}_\theta}{d\nu}$. En posant $\mathbb{P}_0 = \mathbb{P}_{\theta_0}$, on a d'après la loi des grands nombres :

$$U_n(\theta_1) - U_n(\theta_0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{d\mathbb{P}_0}{d\nu} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{d\mathbb{P}_{\theta_1}}{d\nu} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} \mathbb{E}_{\mathbb{P}_0} \log \frac{d\mathbb{P}_0}{d\nu} - \mathbb{E}_{\mathbb{P}_0} \log \frac{d\mathbb{P}_{\theta_1}}{d\nu}$$

On remarque alors que

$$\mathbb{E}_{\mathbb{P}_0} \log \frac{d\mathbb{P}_0}{d\nu} - \mathbb{E}_{\mathbb{P}_0} \log \frac{d\mathbb{P}_{\theta_1}}{d\nu} = \mathbb{E}_{\mathbb{P}_0} \log \frac{d\mathbb{P}_0}{d\mathbb{P}_{\theta_1}} = K(\mathbb{P}_{\theta_1}, \mathbb{P}_0) = \gamma(\theta_1, \theta_0).$$

$U_n(\theta_1) - U_n(\theta_0)$ converge donc vers $\gamma(\theta_1, \theta_0)$ presque sûrement. L'estimateur du minimum

de contraste est alors donné par

$$\arg \inf_{\theta_1} \{U_n(\theta_1) - U_n(\theta_0)\} = \arg \inf_{\theta_1} U_n(\theta_1).$$

On peut alors interpréter la vraisemblance empirique comme une méthode de contraste pour le modèle des multinomiales dominées par \mathbb{P}_n (qui dépend cette fois-ci de n), en définissant :

$$U_n(\mu) = - \inf_{\mathbb{Q} \ll \mathbb{P}_n} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{P}_n} \Big| \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[X - \mu] = 0 \right\} = \inf_{\mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[X - \mu] = 0} K(\mathbb{Q}, \mathbb{P}_n)$$

qui n'est autre que $\beta_n(\mu)/2n$.

Divergences et dualité convexe

Afin de généraliser la méthode de vraisemblance empirique, on rappelle quelques notions sur les φ -divergences introduites par CSISZÁR (1967). On pourra se référer à ROCKAFELLAR (1968), ROCKAFELLAR (1970) et ROCKAFELLAR (1971) et LIESE & VAJDA (1987) pour plus de précisions et un historique de ces métriques. BRONIATOWSKI & KÉZIOU (2004) utilisent également ces notions dans un cadre paramétrique.

On considère un espace probabilisé $(\mathcal{X}, \mathcal{A}, \mathcal{M})$ où \mathcal{M} est un espace de mesures signées et pour simplifier, \mathcal{X} un espace de dimension finie muni de la tribu des boréliens. Soit f une fonction mesurable définie de \mathcal{X} dans \mathbb{R}^p et R une mesure appartenant à \mathcal{M} , on note $Rf = \int f(x)R(dx)$.

On utilise dans toute la suite la notation φ pour des fonctions convexes. On note

$$d(\varphi) = \{x \in \mathbb{R} \mid \varphi(x) < \infty\}$$

le domaine de φ et respectivement $\inf d(\varphi)$ et $\sup d(\varphi)$ les points terminaux de ce domaine. Pour toute fonction φ convexe, on introduit sa conjuguée convexe φ^* ou transformée de Fenchel-Legendre

$$\forall x \in \mathbb{R}, \varphi^*(x) = \sup_{y \in \mathbb{R}} \{xy - \varphi(y)\}.$$

Nous ferons les hypothèses suivantes sur la fonction φ :

Hypothèses II.1

- (i) φ est strictement convexe et $d(\varphi) = \{x \in \mathbb{R}, \varphi(x) < \infty\}$ contient un voisinage de 0,
- (ii) φ est deux fois différentiable sur un voisinage de 0,
- (iii) $\varphi(0) = 0$ et $\varphi^{(1)}(0) = 0$,
- (iv) $\varphi^{(2)}(0) > 0$, ce qui implique que φ admet un unique minimum en 0,
- (v) La dérivée seconde de φ est minorée par $c > 0$ sur $d(\varphi) \cap \mathbb{R}^+ (\neq \emptyset)$.

Les hypothèses sur la valeur de φ en 0 correspondent essentiellement à une renormalisation (RAO & REN, 1991). L'hypothèse (v) est moins générale et nous servira pour établir notre principal résultat, le Théorème II.5. Elle est vérifiée en particulier lorsque $\varphi^{(1)}$ est elle-même convexe (entraînant $\varphi^{(2)}(x)$ croissante donc $\varphi^{(2)}(x) \geq \varphi^{(2)}(0) > 0$ pour x dans \mathbb{R}^+), ce qui est le cas pour toutes les divergences couramment rencontrées. Elle n'est pas nécessaire pour la définition suivante.

La φ -divergence associée à φ , appliquée à \mathbb{Q} et \mathbb{P} , où \mathbb{Q} et \mathbb{P} sont des mesures respectivement signée et positive, est définie par :

$$I_{\varphi^*}(\mathbb{Q}, \mathbb{P}) = \begin{cases} \int_{\Omega} \varphi^* \left(\frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{P}} - 1 \right) d\mathbb{P} & \text{si } \mathbb{Q} \ll \mathbb{P} \\ +\infty & \text{sinon.} \end{cases}$$

Ces pseudo-métriques introduites par ROCKAFELLAR (1968) et ROCKAFELLAR (1970) sont en fait des cas particuliers de « distances » convexes (LIESE & VAJDA, 1987). En particulier, l'intérêt des φ -divergences réside dans le théorème suivant (BORWEIN & LEWIS, 1991, réécrit sous une forme simplifiée) :

Théorème II.4 (Minimisation et Conjugaison)

Soit φ une fonction convexe partout finie et différentiable telle que $\varphi^* \geq 0$ et $\varphi^*(0) = 0$. Soit \mathbb{P} une mesure de probabilité discrète. Alors il vient

$$\inf_{\mathbb{Q} \in \mathcal{M}, (\mathbb{Q}-\mathbb{P})m=b_0} \left\{ I_{\varphi^*}(\mathbb{Q}, \mathbb{P}) \right\} = \sup_{\lambda \in \mathbb{R}^p} \left\{ \lambda' b_0 - \int_{\Omega} \varphi(\lambda' m) d\mathbb{P} \right\}.$$

Si de plus, on a les contraintes de qualifications suivantes : il existe $R \in \mathcal{M}$ tel que $Rm = b_0$ et

$$\inf d(\varphi^*) < \inf_{\Omega} \frac{dR}{d\mathbb{P}} \leq \sup_{\Omega} \frac{dR}{d\mathbb{P}} < \sup d(\varphi^*),$$

alors il existe \mathbb{Q}^{\diamond} et λ^{\diamond} réalisant respectivement l'inf et le sup et tels que

$$\mathbb{Q}^{\diamond} = \left(1 + \varphi^{(1)}(\lambda^{\diamond} ' m) \right) \mathbb{P}.$$

Ce théorème nous servira d'équivalent à la méthode de Lagrange utilisée pour l'optimisation dans le cas de la vraisemblance empirique. Il permet de passer d'une optimisation portant sur la mesure \mathbb{Q} à une optimisation bien plus simple, portant sur le vecteur λ , qui joue le rôle du multiplicateur de Lagrange.

Extension de la méthode de vraisemblance empirique aux φ -divergences.

Grâce au théorème II.4, on peut montrer que les résultats obtenus par OWEN (1990) et dans une bonne partie de la littérature économétrique sur la vraisemblance empirique sont essentiellement liés aux propriétés de convexité de la fonctionnelle I_{φ^*} . On suppose ici que l'on cherche à estimer un paramètre θ_0 défini par d'une équation de moments de

la forme :

$$\mathbb{E}_{\mathbb{P}_0}[m(X, \theta_0)] = 0$$

où m est une fonction régulière de $\mathcal{X} \times \mathbb{R}^p$ dans \mathbb{R}^r avec $r \geq p$.

Nous proposons désormais de généraliser la vraisemblance empirique, vue comme une méthode de contraste basée sur la divergence de Kullback. On définit alors, pour toute fonction φ vérifiant les hypothèses II.1, la statistique pivotale $\beta_n^\varphi(\theta)$ comme le minimum de la φ -divergence empirique associée à une fonction φ , sous la contrainte de l'équation d'estimation :

$$\beta_n^\varphi(\theta) = 2n \inf_{\mathbb{Q} \in \mathcal{M}_n} \left\{ I_{\varphi^*}(\mathbb{Q}, \mathbb{P}_n) \mid \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[m(X, \theta)] = 0 \right\},$$

où \mathcal{M}_n est l'ensemble des mesures signées dominées par \mathbb{P}_n . La région de confiance C_{η, n, φ^*} correspondante s'écrit

$$C_{\eta, n, \varphi^*} = \left\{ \theta \mid \beta_n^\varphi(\theta) \leq \eta \right\} = \left\{ \theta \mid \exists \mathbb{Q} \in \mathcal{M}_n, \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[m(X, \theta)] = 0, 2n I_{\varphi^*}(\mathbb{Q}, \mathbb{P}_n) \leq \eta \right\}.$$

Pour \mathbb{Q} dans \mathcal{M}_n , on peut réécrire les contraintes de minimisation sous la forme

$$\mathbb{E}_{(\mathbb{Q} - \mathbb{P}_n)}[m(X, \theta)] = -\bar{m}_n(\theta), \text{ où } \bar{m}_n(\theta) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}_n}[m(X, \theta)].$$

Le Théorème II.4 permet d'écrire

$$\begin{aligned} \beta_n^\varphi(\theta) &= 2n \inf_{\mathbb{Q} \in \mathcal{M}_n} \left\{ I_{\varphi^*}(\mathbb{Q}, \mathbb{P}_n) \mid \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[m(X, \theta)] = 0 \right\} \\ &= 2n \inf_{\mathbb{Q} \in \mathcal{M}_n} \left\{ I_{\varphi^*}(\mathbb{Q}, \mathbb{P}_n) \mid \mathbb{E}_{(\mathbb{Q} - \mathbb{P}_n)}[m(X, \theta)] = -\bar{m}_n(\theta) \right\} \\ &= 2n \sup_{\lambda \in \mathbb{R}^p} \left\{ -\lambda' \bar{m}_n(\theta) - \int_{\Omega} \varphi(\lambda' m(X, \theta)) d\mathbb{P}_n \right\}. \end{aligned}$$

On en déduit l'expression duale de $\beta_n^\varphi(\theta)$ qui permet de généraliser les propriétés usuelles de la vraisemblance empirique :

$$\beta_n^\varphi(\theta) = 2 \sup_{\lambda \in \mathbb{R}^p} \left\{ - \sum_{i=1}^n \lambda' m(X_i, \theta) - \sum_{i=1}^n \varphi(\lambda' m(X_i, \theta)) \right\}. \quad (\text{Dual})$$

L'écriture duale conduit au théorème suivant :

Théorème II.5

Soient X_1, \dots, X_n des vecteurs aléatoires de \mathbb{R}^p , i.i.d. de loi \mathbb{P}_0 absolument continue par rapport à la mesure de Lebesgue sur \mathbb{R}^p . Soit θ_0 tel que $\mathbb{E}_{\mathbb{P}_0}[m(X, \theta_0)] = 0$ et que $\mathbb{E}_{\mathbb{P}_0}[m(X, \theta_0)m(X, \theta_0)']$ soit de rang q . Si φ vérifie les hypothèses II.1 alors, quelque soit

$\eta > 0$, C_{η,n,φ^*} est convexe et

$$\Pr(\theta \in C_{\eta,n,\varphi^*}) = \Pr(\beta_n^\varphi(\theta) \leq \eta) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} F_{\chi_q^2} \left(\frac{\eta}{\varphi^{(2)}(0)} \right).$$

Choix de la divergence

On s'intéresse ici à l'étude d'une famille particulière de fonctions, les Quasi-Kullback, qui permettent de construire des φ -divergences aux propriétés intéressantes. La famille des Quasi-Kullback est constituée des barycentres des divergences de Kullback et du χ^2 :

$$\forall \varepsilon \in [0; 1], \forall x \in]-\infty; 1[, \quad K_\varepsilon(x) = \varepsilon \frac{x^2}{2} + (1 - \varepsilon)(-x - \log(1 - x)).$$

On obtient alors la statistique pivotale $\beta_n^{K_\varepsilon^*}(\theta)$, plus simplement notée $\beta_n^\varepsilon(\theta)$:

$$\begin{aligned} \beta_n^\varepsilon(\theta) &= \sup_{\lambda \in \mathbb{R}^q} \left\{ -n\lambda' \bar{m}_n(\theta) - \sum_{i=1}^n K_\varepsilon(\lambda' m(X_i, \theta)) \right\} \\ &= \sup_{\lambda \in \mathbb{R}^q} \left\{ -n\varepsilon \left[\lambda' \bar{m}_n(\theta) + \frac{\lambda' S_n^2(\theta) \lambda}{2} \right] + (1 - \varepsilon) \sum_{i=1}^n \log \left(1 - \lambda' m(X_i, \theta) \right) \right\}, \end{aligned}$$

où $S_n^2(\theta) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}_n} [m(X, \theta)m(X, \theta)']$.

La famille des Quasi-Kullback vérifie nos hypothèses II.1 et l'on obtient la convergence en loi de $\beta_n^\varepsilon(\theta_0)$ vers un χ^2 grâce au Théorème II.5. On peut expliciter K_ε^* , qui est finie quelque soit $x \in \mathbb{R}$ pour $\varepsilon > 0$:

$$\begin{aligned} K_\varepsilon^*(x) &= -\frac{1}{2} + \frac{(2\varepsilon - x - 1)\sqrt{1 + x(x + 2 - 4\varepsilon)} + (x + 1)^2}{4\varepsilon} \\ &\quad - (\varepsilon - 1) \log \frac{2\varepsilon - x - 1 + \sqrt{1 + x(x + 2 - 4\varepsilon)}}{2\varepsilon} \end{aligned}$$

de dérivée seconde $K_\varepsilon^{*(2)}(x) = \frac{1}{2\varepsilon} + \frac{2\varepsilon - x - 1}{2\varepsilon\sqrt{1 + 2x(1 - 2\varepsilon) + x^2}}$.

L'idée est de concilier les avantages de la divergence de Kullback (l'aspect adaptatif des régions de confiance et la correction de Bartlett) et de la divergence du χ^2 (la robustesse et la simplicité algorithmique). Pour motiver l'étude de cette famille, nous donnons ici certaines propriétés intéressantes des Quasi-Kullback, démontrées dans Hugo HARARI-KERMADEC (2006, chapitres 3 et 4).

- Conformément aux attentes, la forme des régions s'adapte d'autant plus aux données que ε est proche de 0, la valeur correspondant à la divergence de Kullback (Figure II.9).
- On obtient la correction de Bartlett, pour ε petit.
- Dès que $\varepsilon > 0$, les régions de confiance peuvent dépasser de l'enveloppe convexe des données, ce qui augmente fortement la robustesse de la méthode.

- On obtient de plus un contrôle à distance fini du niveau de la région de confiance, grâce à une inégalité exponentielle explicite (sous-section 4).
- Enfin, contrairement à la divergence de Kullback, la conjuguée convexe de K_ε est définie sur \mathbb{R} et est relativement lisse, ce qui simplifie l'implémentation du problème d'optimisation.

Les différentes propriétés ci-dessus influencent de façon contradictoire le choix de ε , qu'il faut donc adapter à chaque problème précis.

Régions de confiance asymptotique et Quasi-Kullback

Les propriétés remarquables des Quasi-Kullback décrites ci-dessus appellent une étude plus complète, en particulier du point de vue du comportement non-asymptotique, peu traité dans la littérature sur la vraisemblance empirique. On peut se demander comment le choix de ε influence le comportement à distance finie des régions de confiance, en particulier du point de vue du taux de couverture. Ce questionnement devient particulièrement critique pour des données multidimensionnelles dont la loi est éloignée de la gaussienne. Pour motiver et illustrer cette affirmation, on simule des données de mélange d'échelle, c'est-à-dire le produit d'une uniforme sur $[0; 1]$ et d'une gaussienne standard sur \mathbb{R}^6 .

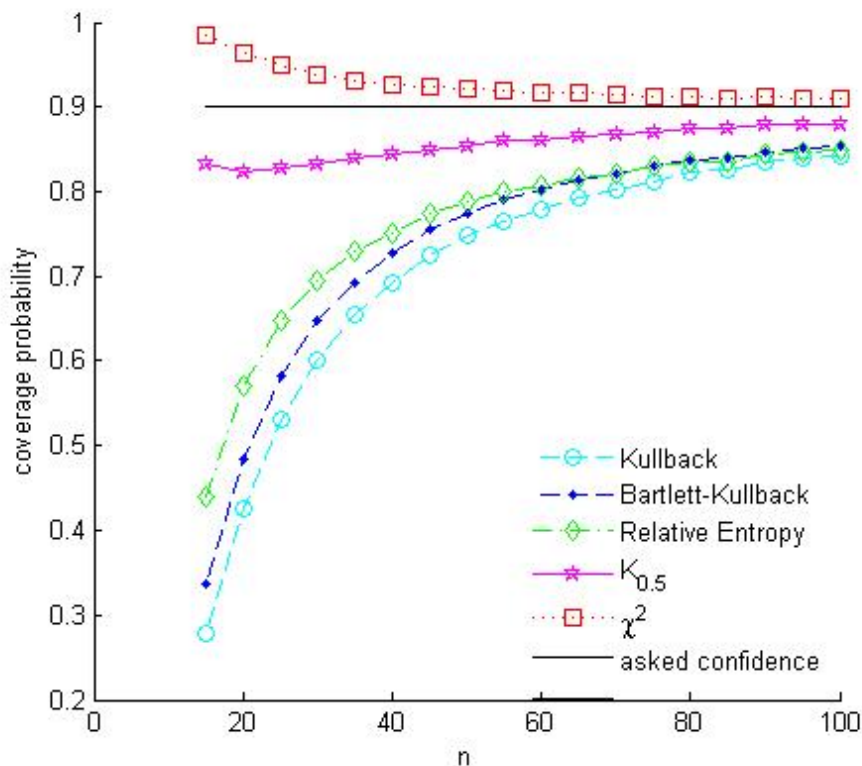


FIGURE II.8 – Taux de couverture pour différentes divergences

La Figure II.8 présente les taux de couverture obtenus pour des régions de confiance à 90% par simulation de Monte-Carlo (100 000 répétitions), avec des divergences communément utilisées et une Quasi-Kullback (pour $\varepsilon = 0.5$). Asymptotiquement, toutes ces divergences sont équivalentes d'après le Théorème II.5. Pourtant, ces simulations montrent clairement que les comportements à distance finie sont très différents. La vraisemblance empirique, qui correspond à la divergence de Kullback, est loin du taux asymptotique lorsque l'échantillon est petit, même lorsqu'elle a été corrigée au sens de Bartlett. C'est le coût de l'adaptation de la forme des régions de confiance aux données, également payé par l'entropie relative. La divergence du χ^2 s'avère à l'inverse trop conservatrice, et procure des taux de couverture supérieurs au niveau de confiance visé. On observe que l'utilisation de la Quasi-Kullback permet de se placer «entre» la divergence de Kullback et le χ^2 . La Figure II.9 illustre ce comportement intermédiaire pour les régions de confiance, en reprenant l'échantillon d'Owen.

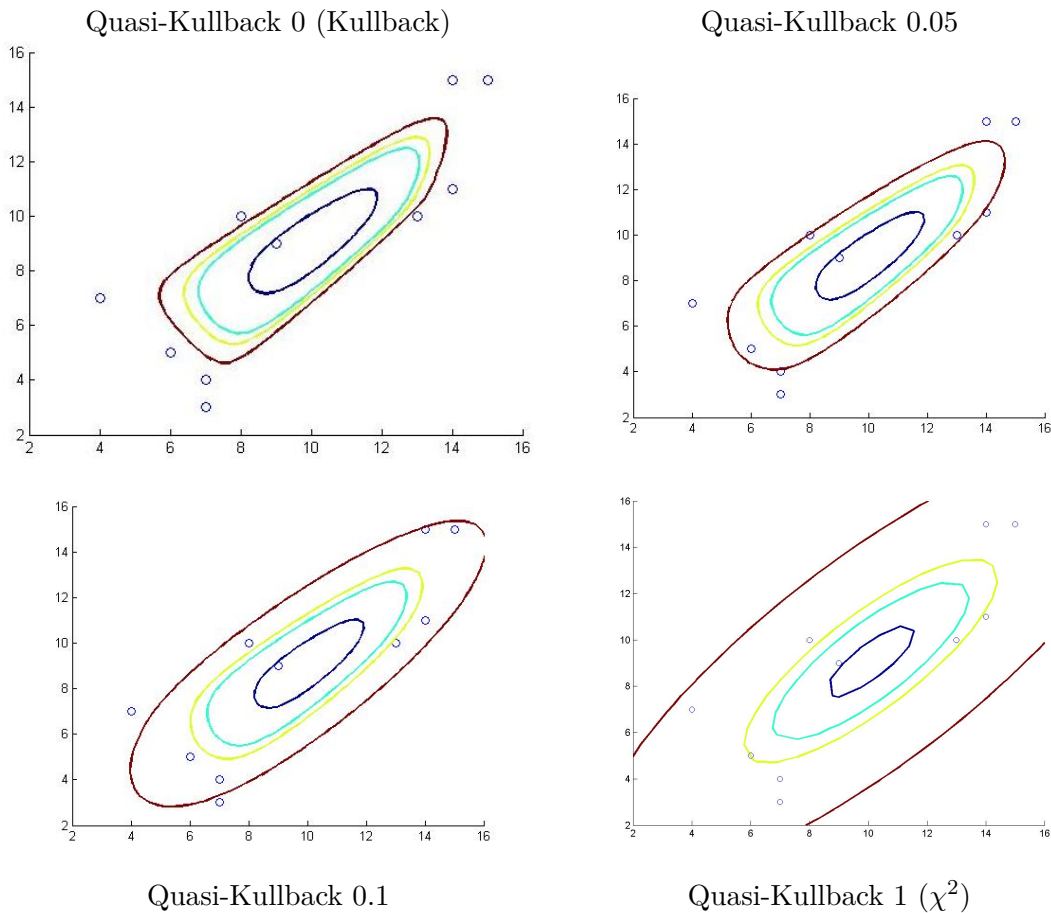


FIGURE II.9 – Régions de confiance pour les onze canards d'Owen, en fonction de ε

Par ailleurs, la fonction K_ε^* étant définie sur \mathbb{R} , les pondérations q_i peuvent prendre des valeurs négatives ou nulles sans faire exploser la divergence. On s'affranchie alors de

la limitation à l'enveloppe convexe des données, dont les effets ont été soulignés par TSAO (2004), tout en conservant la possibilité de pratiquer une correction de Bartlett.

Quasi-Kullback adaptative

Les simulations ci-dessus montrent que le choix de ε permet d'améliorer le taux de couverture des régions de confiance. En particulier, pour n petit, il semble peu raisonnable de choisir ε trop petit. À l'inverse, la théorie asymptotique, à travers la correction de Bartlett, nous incite à choisir des ε petits et diminuant avec n . L'idéal serait de choisir ε en fonction de n , de la dimension et du comportement des données.

J'ai proposé dans ma thèse Hugo HARARI-KERMADEC (2006), chapitre 3, une méthode de validation croisée pour calibrer ε . Bien sûr, cette méthode demande un temps de calcul important, mais il s'agit de la mettre en pratique dans des cas où n est relativement petit, lorsque les résultats asymptotiques sont trop approximatifs. Pour n grand, on est théoriquement incité à utiliser la divergence de Kullback avec correction de Bartlett, mais toutes les régions de confiance sont asymptotiquement équivalentes, et le temps de calcul est bien plus faible dans le cas de la divergence du χ^2 .

4 Bornes non asymptotiques

Dans la section précédente, on s'est intéressé à l'influence du choix de ε sur les taux de couverture obtenus pour des régions de confiance **asymptotiques**. On a vu qu'en choisissant ε de façon adaptative, on peut corriger la différence entre le niveau asymptotique et le niveau à distance finie. Une autre approche, plus théorique, est de chercher à contrôler directement un niveau à distance finie. On cherche alors à obtenir des bornes pour l'erreur de première espèce. Évidemment, plus la borne est générale, plus elle est grossière. Dans BERTAIL, GAUTHERAT & Hugo HARARI-KERMADEC (2008b), nous démontrons le théorème suivant qui permet d'obtenir de bornes à distance finie :

Théorème II.6

Si X_1, \dots, X_n sont des vecteurs aléatoires de \mathcal{X} , i.i.d. de loi \mathbb{P}_0 . Soit m de $\mathcal{X} \times \mathbb{R}^p$ dans \mathbb{R}^q telle que $\mathbb{E}[m(X_1, \theta_0)] = 0$. Si de plus $\mathbb{E}[m(X_1, \theta_0)m'(X_1, \theta_0)]$ est de rang q , alors quelque soit $n > q$ fixé, c'est-à-dire **non asymptotiquement**,

$$\begin{aligned} \Pr(\theta_0 \notin C_{\eta, n, K_\varepsilon^*}) &= \Pr(\beta_n^\varepsilon(\theta_0) \geq \eta) \\ &\leq \Pr\left(\frac{n}{2}\bar{m}'_n(\theta_0)S_n^{-2}(\theta_0)\bar{m}_n(\theta_0) \geq \eta\varepsilon\right) \end{aligned}$$

où $\bar{m}_n(\theta_0)$ et $S_n^2(\theta_0)$ sont les moyennes empiriques des $m(X_i, \theta_0)$ et des $m(X_i, \theta_0)m'(X_i, \theta_0)$.

Sommes autonormalisées

Des bornes exponentielles ont été établies pour ce type de statistiques, dans le cas unidimensionnel. On peut les établir à partir de bornes de Berry-Esséen non-uniformes ou à partir de bornes de Cramer (SHAO, 1997 ; JING & WANG, 1999 ; CHISTYAKOV & GÖTZE, 2003 ; JING, SHAO & WANG, 2003). Néanmoins, à notre connaissance, on ne dispose de bornes exponentielles dont les constantes sont explicites que dans le cas d'une distribution symétrique, c'est-à-dire telle que Z et $-Z$ aient même loi. Nous rappelons ces résultats dont l'étude remonte aux résultats de Hoeffding (1963) et Efron (1969) avant d'être complétée par Pinelis (1994).

Théorème II.7 (Hoeffding)

Soit Z_1, \dots, Z_n un échantillon i.i.d. de vecteurs de \mathbb{R}^q de loi centrée et symétrique. Posons $\bar{Z}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i$ et $S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i Z_i'$. Alors, sans aucune hypothèse de moments,

$$\Pr(n\bar{Z}_n S_n^{-2} \bar{Z}_n \geq u) \leq 2q \exp(-u/2q).$$

Cette borne à l'avantage d'être explicite, de formulation exponentielle et simple, ce qui permet de la réutiliser pour obtenir des bornes dans des cas plus généraux, comme c'est le cas au paragraphe suivant. On peut obtenir une meilleure borne, grâce à un résultat de Pinelis (1994) :

Théorème II.8 (Pinelis)

Sous les hypothèses du Théorème II.7,

$$\Pr(n\bar{Z}_n S_n^{-2} \bar{Z}_n \geq u) \leq \frac{2e^3}{9} \bar{F}_{\chi_q^2}(u),$$

où $\bar{F}_{\chi_q^2} = 1 - F_{\chi_q^2}$ est la fonction de survie d'un χ_q^2 .

En dehors du cas symétrique, on sait depuis Bahadur & Savage (1956), qu'il est impossible d'obtenir des bornes exponentielles indépendantes de moments γ_k d'ordre élevé, avec $\gamma_k = \mathbb{E}[|S^{-1}Z_1|^k]$ et $S = \mathbb{E}[Z_1 Z_1']^{1/2}$ (voir également J. P. Romano & Wolf, 2000). Jing & Wang (1999) donnent par exemple une borne dans le cas unidimensionnel non symétrique. Supposons $\gamma_{10/3} < \infty$, alors il existe $A \in \mathbb{R}$ et $a \in]0, 1[$ tels que

$$\Pr(n\bar{Z}_n^2 S_n^{-2} \geq u) \leq \bar{F}_{\chi_1^2}(u) + A\gamma_{10/3} n^{-1/2} e^{-au}. \quad (\text{II.2})$$

Malheureusement, les constantes A et a ne sont pas explicites et la borne ne peut donc pas être utilisée en pratique. Pour établir des bornes explicites, nous utilisons une méthode de symétrisation due à Panchenko (2003), ainsi que des éléments de preuves de Bercu, Gassiat & Rio (2002).

Théorème II.9

Soit $(Z_i)_{i=1, \dots, n}$ un échantillon i.i.d. de \mathbb{R}^q de loi \mathbb{P} . Supposons S^2 inversible et $\gamma_4 < \infty$. On a alors les inégalités suivantes, **pour $n > q$ fini** et pour tout $a > 1$:

$$\begin{aligned} \Pr(n\bar{Z}_n S_n^{-2} \bar{Z}_n \geq u) &\leq \left\{ 2qe^{1-\frac{u}{2q(1+a)}} + C(q) n^{3\tilde{q}} \gamma_4^{-\tilde{q}} e^{-\frac{n}{\gamma_4(q+1)}(1-\frac{1}{a})^2} \right\} \\ &\leq \left\{ 2qe^{1-\frac{u}{2q(1+a)}} + C(q) n^{3\tilde{q}} e^{-\frac{n}{\gamma_4(q+1)}(1-\frac{1}{a})^2} \right\} \end{aligned}$$

où $\tilde{q} = \frac{q-1}{q+1}$ et $C(q) = \frac{(2e\pi)^{2\tilde{q}}(q+1)}{2^{2/(q+1)}(q-1)^{3\tilde{q}}} \leq \frac{(2e\pi)^2(q+1)}{(q-1)^{3\tilde{q}}} \leq 18$. De plus, si $nq \leq u$,

$$\Pr(n\bar{Z}_n S_n^{-2} \bar{Z}_n \geq u) = 0,$$

L'idée est de se ramener au cas symétrique grâce au lemme de symétrisation de PANCHENKO (2003). Dans le cas multidimensionnel, ceci nécessite de contrôler la plus petite valeur propre de S_n^2 . C'est ce contrôle qui introduit la seconde exponentielle dans la borne et le moment γ_4 .

On peut également généraliser la borne obtenue au Théorème II.8 au cas non symétrique, en utilisant les mêmes méthodes de symétrisation. On obtient alors le théorème suivant :

Théorème II.10

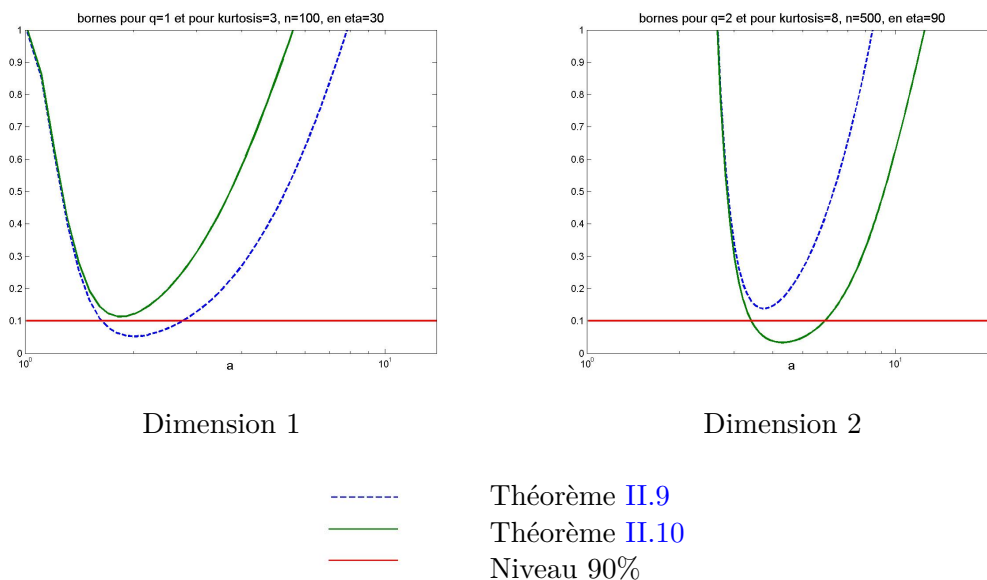
Sous les hypothèses du Théorème II.9, **pour $n > q$ fini**, pour tout $a > 1$ et pour u tel que $2q(1+a) \leq u \leq nq$,

$$\begin{aligned} \Pr(n\bar{Z}_n S_n^{-2} \bar{Z}_n \geq u) &\leq \frac{2e^3}{9\Gamma(\frac{q}{2}+1)} \left(\frac{u-q(1+a)}{2(1+a)} \right)^{\frac{q}{2}} e^{-\frac{u-q(1+a)}{2(1+a)}} + C(q) \left(\frac{n^3}{\gamma_4} \right)^{\tilde{q}} e^{-\frac{n(1-\frac{1}{a})^2}{\gamma_4(q+1)}} \\ &\leq \frac{2e^3}{9\Gamma(\frac{q}{2}+1)} \left(\frac{u-q(1+a)}{2(1+a)} \right)^{\frac{q}{2}} e^{-\frac{u-q(1+a)}{2(1+a)}} + C(q) n^{3\tilde{q}} e^{-\frac{n(1-\frac{1}{a})^2}{\gamma_4(q+1)}} \end{aligned}$$

De plus, si $nq \leq u$,

$$\Pr(n\bar{Z}_n S_n^{-2} \bar{Z}_n \geq u) = 0,$$

On a alors le choix entre 2 bornes. Pour utiliser ces bornes, on va prendre l'inf en a , à u fixé, la borne la plus fine étant celle dont l'inf est le plus petit. La Figure II.10 montre que pour $q = 1$, c'est la borne du Théorème II.9 qui est la plus précise, en plus d'être la plus simple. Par contre, pour $q \geq 2$, c'est le Théorème II.10 qu'il convient d'utiliser.

FIGURE II.10 – Comportement des bornes non asymptotiques en fonction de a

Bornes exponentielles explicites pour les Quasi-Kullback

On utilise ces bornes, intéressantes par elles-mêmes dans le cadre des sommes autonormalisées, pour minorer le taux de couverture des régions de confiance construites à l'aide des Quasi-Kullback, grâce au Théorème II.6. Dans le cas symétrique, la borne obtenue par PINELIS (1994) est la meilleure, pour pratiquement tout niveau u et quelque soit la dimension q . On applique donc le Théorème II.8, plutôt que le Théorème II.7, pour majorer notre erreur de première espèce. Dans le cas général, on utilise la borne du Théorème II.9 pour $q = 1$ et celle du Théorème II.10 pour $q \geq 2$.

HJORT, MCKEAGUE & VAN KEILEGOM (2004) étudient la convergence de la méthode de vraisemblance empirique lorsque q croît avec n . Ils montrent en particulier que le Théorème de Wilks (la loi limite en χ_q^2) reste valide tant que $q = O(n^{\frac{1}{3}})$. Nos bornes montrent que l'on peut aller jusqu'à l'ordre $q = O\left(\frac{n}{\log(n)}\right)$. On peut enfin remarquer que nos bornes ne sont pas valides pour $\varepsilon = 0$, c'est-à-dire dans le cas de la vraisemblance empirique. Ceci entrerait en contradiction avec les résultats de TSAO (2004), cités plus haut, qui donne une borne minorant le niveau d'erreur.

B Travaux statistiques appliqués

La vraisemblance empirique s'applique à l'origine à des données indépendantes et identiquement distribuées. On peut néanmoins étendre les cadres de validité au prix d'un travail d'adaptation de la méthode et des preuves. Cette section regroupe plusieurs extensions motivées par des applications à trois situations ayant trait à la santé. Le paragraphe 1 propose une adaptation de la vraisemblance empirique pour la combinaison de jeux de don-

nées afin d'estimer un risque de contamination alimentaire. Une application à l'estimation des quantiles de la distribution de l'âge de manifestation d'une maladie à prédisposition génétique, à partir de données de patients présentant des liens familiaux, est présentée dans le paragraphe 2. Enfin, l'économie de la santé est abordée dans le paragraphe 3, dans laquelle la vraisemblance empirique est appliquée à une équation de moment conditionnelle pour estimer le rôle de la norme sociale dans ce que l'OMS décrit comme une épidémie d'obésité.

1 Risque alimentaire

L'article CRÉPET, Hugo HARARI-KERMADEC & TRESSOU (2009) traite d'un problème important en statistiques appliquées : la diversité des sources de données. Nous cherchons à évaluer un risque alimentaire pour la population française à partir des jeux de données de consommation, de types variés (enquête de budget des ménages, carnet de consommation individuelle, rappel de 24 heures, questionnaire de fréquence) et basés sur différentes méthodologies statistiques (stratification, tirage aléatoire, méthode des quotas). À ces jeux de données de consommation viennent s'ajouter les données de contamination, qui donnent des taux de présence de contaminant dans les aliments. Il est donc essentiel de mettre au point des méthodes permettant d'utiliser l'information contenue dans ces différents jeux de données tout en prenant en compte les différences de constitution.

On s'intéresse ici à l'estimation d'un indice de risque et à la construction d'un intervalle de confiance pour celui-ci. L'indice de risque θ_d mesure la probabilité que l'exposition à un contaminant, le méthylmercure, dépasse la dose tolérable quotidienne d . Nous établissons dans la suite un théorème qui permet de combiner, à l'aide de la vraisemblance empirique, plusieurs jeux de données de consommation et de contamination.

L'intérêt de l'utilisation de la vraisemblance empirique et qu'elle permet de recalculer des pondérations pour les données et donc de s'affranchir des effets des méthodes employées et de objectifs de chaque enquête.

Nous présentons ici notre méthode dans le cas d'un contaminant présent dans P produits. Pour $k = 1, \dots, P$, on note $(q_l^{[k]})_{l=1, \dots, L_k}$ l'échantillon des données de contamination pour le produit k , supposé i.i.d. de distribution $\mathcal{Q}^{[k]}$. La probabilité empirique de la contamination du produit k est donc

$$\mathcal{Q}_{L_k}^{[k]} = \frac{1}{L_k} \sum_{l=1}^{L_k} \delta_{q_l^{[k]}}.$$

On dispose de deux échantillons multidimensionnels pour les consommations, identifiés par $r = 1, 2$. Ainsi, $(c_i^{(r)})_{i=1, \dots, n_r}$ est l'échantillon P -dimensionnel des consommations de l'enquête r , i.i.d. de distribution $\mathcal{C}^{(r)}$. La probabilité empirique de la consommation pour

l'enquête r est donc

$$C_{n_r}^{(r)} = \frac{1}{n_r} \sum_{i=1}^{n_r} \delta_{c_i^{(r)}}.$$

Pour l'enquête r , la probabilité que l'exposition d'un individu dépasse la dose tolérable d est donc $\theta_d^{(r)} = \Pr(D^{(r)} > d)$, où $D^{(r)} = (q^{[1]}, \dots, q^{[P]}) \cdot c^{(r)}$.

Vraisemblance empirique

On se donne les multinomiales $\tilde{C}_{n_r}^{(r)} = \sum_{i=1}^{n_r} p_i^{(r)} \delta_{c_i^{(r)}}$, pour $r = 1, 2$, correspondant aux 2 enquêtes de consommation et $\tilde{Q}_{L_k}^{[k]} = \sum_{l=1}^{L_k} w_l^{[k]} \delta_{q_l^{[k]}}$, pour $k = 1, \dots, P$, correspondant aux P échantillons de contamination. Elles vérifient $\sum_{i=1}^{n_r} p_i^{(r)} = 1$ et $\sum_{l=1}^{L_k} w_l^{[k]} = 1$. On définit les lois jointes $\tilde{D}_r = \prod_{k=1}^P \tilde{Q}_{L_k}^{[k]} \otimes \tilde{C}_{n_r}^{(r)}$.

Le paramètre d'intérêt, l'indice de risque, est défini pour chacune des enquêtes de consommation sous la forme d'une contrainte

$$\mathbb{E}_{\tilde{D}_r} \left\{ \mathbb{1}_{\sum_{k=1}^P q^{[k]} c_k^{(r)} > d} - \theta_d \right\} = 0, \quad (\text{II.3})$$

pour $r = 1, 2$. Ces contraintes font intervenir des produits $p_i^{(r)} w_l^{[k]}$. On simplifie ces contraintes à l'aide de résultats sur les U-statistiques généralisées, en les linéarisant par décomposition de Hoeffding (BERTAIL & TRESSOU, 2006). On pose alors pour $c = (c_1, \dots, c_P)'$ fixé,

$$U_0(c) = \frac{1}{\prod_{k=1}^P L_k} \sum_{\substack{1 \leq l_k \leq L_k \\ 1 \leq k \leq P}} \mathbb{1}_{\sum_{k=1}^P q_{l_k}^{[k]} c_k > d} - \theta_d, \quad (\text{II.4})$$

et, pour $m = 1 \dots P$ et $r = 1, 2$, à q_m fixé,

$$U_m^{(r)}(q_m) = \frac{1}{n_r \times \prod_{k \neq m} L_k} \sum_{i=1}^{n_r} \sum_{\substack{1 \leq l_k \leq L_k \\ k \neq m}} \mathbb{1}_{q_m c_{i,m}^{(r)} + \sum_{k \neq m} q_{l_k}^{[k]} c_{i,k}^{(r)} > d} - \theta_d. \quad (\text{II.5})$$

On obtient alors une forme approchée des contraintes (II.3) ne faisant plus intervenir les produits $p_i^{(r)} w_l^{[k]}$:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^{n_1} p_i^{(1)} U_0(c_i^{(1)}) + \sum_{k=1}^P \left[\sum_{l_k=1}^{L_k} w_{l_k}^{[k]} U_k^{(1)}(q_{l_k}^{[k]}) \right] &= 0, \\ \sum_{j=1}^{n_2} p_j^{(2)} U_0(c_j^{(2)}) + \sum_{k=1}^P \left[\sum_{l_k=1}^{L_k} w_{l_k}^{[k]} U_k^{(2)}(q_{l_k}^{[k]}) \right] &= 0. \end{aligned} \quad (\text{II.6})$$

Une fois les contraintes linéarisées, on peut établir la convergence asymptotique du rapport de vraisemblance empirique.

Théorème II.11

Soit P échantillons de contamination indépendants $(q_{l_k}^{[k]})_{l_k=1}^{L_k}$ i.i.d., où k varie de 1 à P et deux échantillons de consommations, indépendants et P -dimensionnels, $(c_i^{(1)})_{i=1}^{n_1}$ i.i.d. et $(c_j^{(2)})_{j=1}^{n_2}$ i.i.d. d'indice de risque commun $\theta_d^{(1)} = \theta_d^{(2)} = \theta_{d,0} \in [0; 1]$. Supposons que, pour $r = 1, 2$, la variance de $U_0(c_i^{(r)})$ est finie et que pour $k = 1, \dots, P$, la matrice de variance-covariance de $(U_k^{(1)}(q_{l_k}^{[k]}), U_k^{(2)}(q_{l_k}^{[k]}))'$ est finie et inversible. Si de plus n_1, n_2 et $(L_k)_{1 \leq k \leq P}$ tendent vers l'infini et que leurs rapports restent bornés alors le programme de vraisemblance empirique s'écrit sous sa forme duale :

$$l_{n_1, n_2, L_1, \dots, L_P}(\theta_d) = \sup_{\substack{\lambda_1, \lambda_2, \gamma_1, \dots, \gamma_{P+2} \in \mathbb{R} \\ n_1 + n_2 + \sum_{k=1}^P L_k = \sum_{\kappa=1}^{P+2} \gamma_\kappa}} \left\{ \begin{aligned} & \sum_{i=1}^{n_1} \log \{ \gamma_1 + \lambda_1 U_0(c_i^{(1)}) \} + \sum_{j=1}^{n_2} \log \{ \gamma_2 + \lambda_2 U_0(c_j^{(2)}) \} \\ & + \sum_{k=1}^P \sum_{l_k=1}^{L_k} \log \{ \gamma_{2+k} + \lambda_1 U_k^{(1)}(q_{l_k}^{[k]}) + \lambda_2 U_k^{(2)}(q_{l_k}^{[k]}) \} \end{aligned} \right\}. \quad (\text{II.7})$$

L'estimateur associé est $\hat{\theta}_d = \arg \sup_{\theta_d} l_{n_1, n_2, L_1, \dots, L_P}(\theta_d)$. De plus, si l'on pose

$$r_{n_1, n_2, L_1, \dots, L_P}(\theta_d) = 2l_{n_1, n_2, L_1, \dots, L_P}(\hat{\theta}_d) - 2l_{n_1, n_2, L_1, \dots, L_P}(\theta_d),$$

alors

$$r_{n_1, n_2, L_1, \dots, L_P}(\theta_{d,0}) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \chi_1^2.$$

Ce théorème permet de construire un intervalle de confiance asymptotique de niveau α pour $\theta_{d,0}$:

$$\left\{ \theta_d \mid r_{n_1, n_2, L}(\theta_d) \leq F_{\chi_1^2}(1 - \alpha) \right\}.$$

Vraisemblance euclidienne

On l'a vu plus haut, chercher des alternatives à la divergence de Kullback et à la vraisemblance empirique peut permettre de s'affranchir de certaines de leurs limites. Comme il s'agit ici de plusieurs grands jeux de données, le temps de calcul est un aspect important et l'on se tourne tout naturellement vers la divergence du χ^2 . On remplace alors le programme de la vraisemblance empirique

$$\sup_{\{p_i^{(1)}, p_j^{(2)}, w_{l_k}^{[k]}, k=1, \dots, P\}} \left(\sum_{i=1}^{n_1} \log p_i^{(1)} + \sum_{j=1}^{n_2} \log p_j^{(2)} + \sum_{k=1}^P \sum_{l_k=1}^{L_k} \log w_{l_k}^{[k]} \right)$$

par l'équivalent pour la divergence du χ^2 :

$$\mathbf{l}_{n_1, n_2, L_1, \dots, L_P}(\theta_d) = \min_{\{p_i^{(1)}, p_j^{(2)}, w_{l_k}^{[k]}, k=1, \dots, P\}} \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^{n_1} (n_1 p_i^{(1)} - 1)^2 + \sum_{j=1}^{n_2} (n_2 p_j^{(2)} - 1)^2 + \sum_{k=1}^P \sum_{l_k=1}^{L_k} (L_k w_{l_k}^{[k]} - 1)^2 \right], \quad (\text{II.8})$$

sous les contraintes (II.6) et les contraintes sur la somme de chaque jeux de poids.

Nous établissons le théorème suivant :

Théorème II.12

Sous les hypothèses du Théorème II.11, la statistique pivotale

$$\mathbf{r}_{n_1, n_2, L_1, \dots, L_P}(\theta_{d,0}) = 2\mathbf{l}_{n_1, n_2, L_1, \dots, L_P}(\theta_{d,0}) - 2 \inf_{\theta} \mathbf{l}_{n_1, n_2, L_1, \dots, L_P}(\theta)$$

est asymptotiquement χ_1^2 :

$$\mathbf{r}_{n_1, n_2, L_1, \dots, L_P}(\theta_{d,0}) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \chi_1^2.$$

Estimation de l'indice de risque pour le méthylmercure

On s'intéresse au risque d'exposition au méthylmercure dont la dose tolérable quotidienne est fixée à $1,6 \mu\text{g}$. On dispose de 2 enquêtes de consommation. L'enquête INCA sur $n_1 = 3003$ individus pendant une semaine. Le panel est composé de 1985 adultes de plus de 15 ans et de 1018 enfants de 3 à 14 ans. Les enfants étant sur-représentés (34% au lieu de 15% pour le recensement) nous ajoutons au modèle une contrainte :

$$\mathbb{E}_{\tilde{\mathcal{C}}_{n_1}^{(1)}} \left[\mathbb{1}_{3 \leq Z_i^{(1)} \leq 14} \right] = 0.15,$$

où $Z_i^{(1)}$ est l'âge de l'individu i de l'enquête $r = 1$ (INCA).

La seconde enquête sur la consommation, SECODIP, est composée de 3211 ménages enquêtés sur un an. En divisant les ménages pour obtenir des consommations individuelles, on obtient $n_2 = 9588$ consommations individuelles. Le contaminant étudié, le méthylmercure, est présent dans 2 produits : le poisson et les fruits de mer. On dispose de $L_1 = 1541$ observation pour le niveau de contamination pour le poisson et de $L_2 = 1291$ observations pour les fruits de mer. Même linéarisées, les contraintes restent très lourdes : $U_1^{(2)}(q^{[2]})$ est une somme de $n_2 \times L_1 = 9588 \times 1541$ termes. On est donc obligé d'avoir recours à des U-statistiques incomplètes. On obtient finalement comme intervalle de confiance pour l'indice de risque d'exposition au méthylmercure [5, 20%; 5, 64%] et comme estimateur $\hat{\theta}_d = 5,43\%$. Ce résultat appelle une prise en compte de ce risque.

2 Épidémiologie génétique

Dans l'article ALARCON, BONAÏTI-PELLIÉ & H. HARARI-KERMADEC (2008), nous proposons une méthode non paramétrique (IDEAL) d'estimation de la fonction de pénétrance d'une maladie. La pénétrance est le risque morbide associée à une mutation génétique en fonction de l'âge, un risque dont l'estimation permet non seulement une politique de santé publique adaptée mais également de mieux comprendre la maladie. C'est donc une fonction de répartition que nous souhaitons estimer ; plutôt que d'intervalle ou de région de confiance, nous parlerons donc de bande de confiance autour de l'estimateur de la fonction de répartition.

La dimension du paramètre estimé (en théorie infinie, en pratique inférieure aux n sauts de la fonction de répartition empirique) est un problème important, en particulier en terme de temps de calcul. Pour cette raison, mais aussi afin d'assurer une bonne couverture aux bandes de confiance, nous choisissons la divergence Euclidienne plutôt que la divergence de Kullback (vraisemblance empirique). La constitution de l'échantillon est une seconde spécificité du champs d'application : dès qu'un malade se présente, du fait de la prédisposition génétique à la maladie, sa famille est intégrée à l'échantillon. Ce premier membre de la famille est appelé *proposant*.

Nous commencerons, dans ce paragraphe, par présenter l'équation de moment correspondant à l'estimation d'une fonction de répartition, puis construisons son estimateur par divergence Euclidienne. Nous présentons ensuite les modifications apportées afin de tenir compte de la sélection. Enfin, nous décrivons les bandes de confiance pour la fonction de pénétrance et illustrons la méthode sur données simulées, en la comparant aux estimateurs de la littérature.

Soit une suite de vecteurs aléatoires $X_1, \dots, X_n \in \mathbb{R}^p$, indépendants et identiquement distribués (*i.i.d*) et qui suivent une loi P_0 . L'équation de moment correspondant à l'estimation d'une fonction de répartition F s'écrit : $\forall t > 0$,

$$\mathbb{E}[m(X, F)] = \mathbb{E}[\mathbb{1}_{A \leq t} - F(t)] = 0,$$

où $X = (Y, G, P, Pb)$ résume l'information pour un individu avec : Y l'âge de l'individu, G le génotype, P le phénotype et $Pb = 1$ si l'individu est un proposant et $Pb = 0$ sinon. Les individus non porteurs de la mutation ne nous intéressent pas, on les écarte donc de l'échantillon ($\forall i, G_i = 1$). L'âge A de début de maladie est inconnu mais on a $A \leq t$ si l'individu est atteint ($P = 1$) et que $A \leq Y$. Les individus présentant la mutation mais non atteints au moment de l'enquête apportent une information partielle : $A > Y$, qui est équivalente à $A = +\infty$. De plus, les individus dont l'âge Y au moment de l'enquête est inférieur à t n'apportent pas d'information sur $F(t)$, on les inclue donc au fur et à mesure

dans l'échantillon en modifiant la probabilité de référence :

$$\mathbb{W}_t(x) = \begin{cases} \frac{1}{n} & \text{si } \exists i, x = X_i, G_i = 1 \text{ et } Y_i \geq t, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Le programme de divergence Euclidienne (*EAL*) s'écrit alors :

$$\begin{aligned} EAL(\theta, t) &= 2n \inf_{\mathbb{Q}} \{ \chi^2(Q, W_t) | \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[\mathbb{1}_{A \leq t} - \theta] = 0 \}, \\ &= 2n \inf_{\mathbb{Q}} \left\{ \int \left(\frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{W}_t} - 1 \right)^2 d\mathbb{W}_t \middle| \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[\mathbb{1}_{A \leq t} - \theta] = 0 \right\}. \end{aligned}$$

Données familiales

La construction particulière de l'échantillon, à partir d'un malade, biaise l'estimateur de minimum de divergence Euclidienne. Les familles étant sélectionnées à partir d'un malade, les individus atteints sont sur-représentés dans l'échantillon. Nous proposons donc ici de corriger pour le biais de sélection en pondérant les proposants avec un poids plus faible que les autres individus : si une famille possède k proposants, chacun sera pondéré par $1 - \frac{1}{k}$ (CROW, 1965). La correction de la mesure de référence est la suivante :

$$W_t(x) = \begin{cases} \frac{1}{n} & \text{si } \exists i, x = X_i, Pb_i = 0 \text{ et } Y_i \geq t, \\ \frac{1}{n} \left(1 - \frac{1}{k} \right) & \text{si } \exists i, x = X_i, Pb_i = 1 \text{ et } Y_i \geq t, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases} \quad (\text{II.9})$$

Dans le cas où il n'y a qu'un proposant, celui-ci est de fait écarté, d'où le nom de la méthode proposée : IDEAL pour «Index Discarding Euclidean Likelihood». La démonstration de la correction du biais de sélection est donnée dans ALARCON, BONAÏTI-PELLIÉ & H. HARARI-KERMADEC (2008).

On présente ici deux simulations afin de comparer notre méthode avec une méthode paramétrique (construite pour les lois de Weibull) proposée dans la littérature, la PEL (voir ALARCON, BOURGAIN et al., 2009 ; ALARCON, 2009). Les données ont été simulées sous une loi uniforme puis sous une loi de Cauchy.

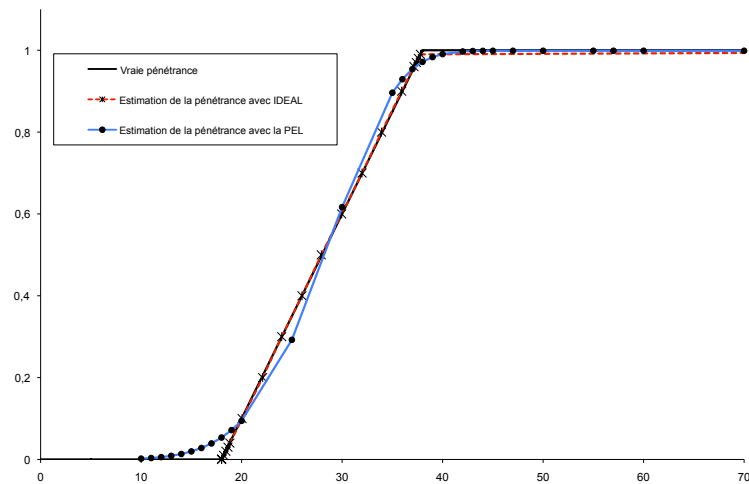


FIGURE II.11 – Comparaison d'IDEAL et de la PEL : estimation de la fonction de répartition d'une loi uniforme.

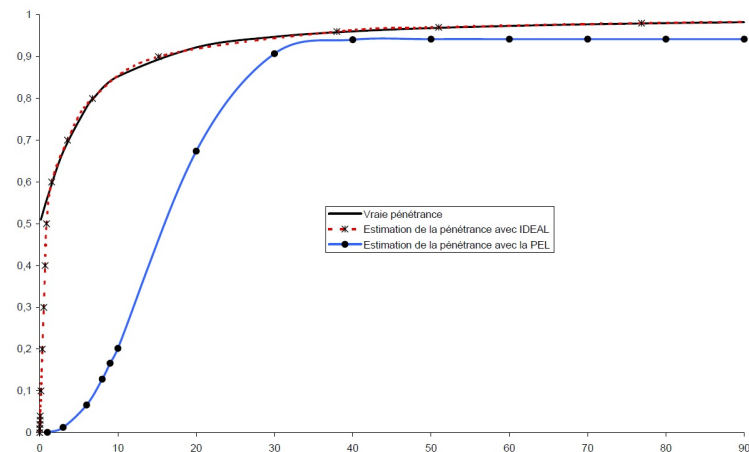


FIGURE II.12 – Comparaison d'IDEAL et de la PEL : estimation de la fonction de répartition d'une loi de Cauchy.

Dans ces deux simulations, l'estimateur IDEAL s'ajuste sans difficulté à la vraie distribution. La PEL par contre présente des difficultés lorsque F s'éloigne de la famille des lois de Weibull.

Bandes de confiance

Dans le cas de l'estimation d'une fonction, les régions de confiance prennent la forme de bandes de confiance (voir OWEN, 2001, chap. 7). On obtient alors pour un niveau de

confiance donné, deux fonctions de répartitions J et H telles que, avec une probabilité tendant vers la confiance demandée, on ait pour tout t : $J(t) \leq F(t) \leq H(t)$. La bande de confiance est «simultanée» au sens où, à un niveau de confiance donnée, elle contient $F(t)$ pour tout t . $\mathbb{P}(\forall t > 0, J(t) \leq F(t) \leq H(t)) \rightarrow 1 - \alpha$.

Les fonctions J et H sont définies par :

$$J(t) = \min\{\theta | \text{IDEAL}(\theta, t) \leq c_n\},$$

$$H(t) = \max\{\theta | \text{IDEAL}(\theta, t) \leq c_n\},$$

où les valeurs critiques c_n sont répertoriées (voir OWEN, 2001, p. 159).

Nous présentons à nouveaux nos deux simulations, avec une taille d'échantillon limitée ($n = 200$ familles). On présente également quelques intervalles de confiance obtenus avec la PEL.

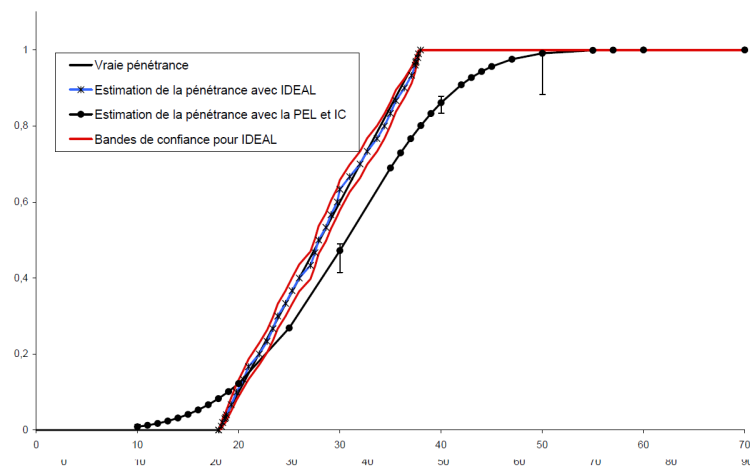


FIGURE II.13 – Comparaison d'*IDEAL* et de la PEL : bandes et intervalles de confiance pour une loi uniforme.

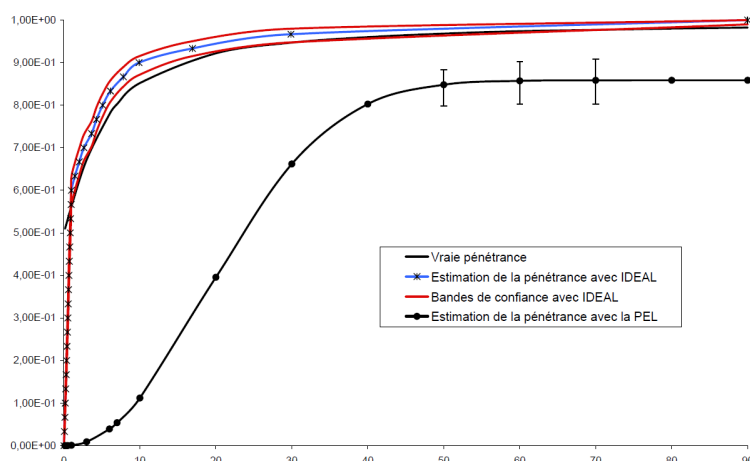


FIGURE II.14 – Comparaison d’*IDEAL* et de la *PEL* : bandes et intervalles de confiance pour une loi de Cauchy.

Les résultats d’*IDEAL* sont meilleurs que ceux de la *PEL* sur plusieurs plans : l’adaptation à la distribution des données, la précision de l’estimation (la bande de confiance est localement plus étroite que l’intervalle de confiance) et enfin le caractère «simultané» de la confiance obtenue.

3 Économie de la santé

Le chapitre 6 de Hugo HARARI-KERMADEC (2006) est consacré à une application dans le cadre de l’économie de la santé. Afin d’analyser les déterminants de l’obésité, nous proposons un modèle pour l’Indice de Masse Corporelle (IMC) idéal, c’est-à-dire calculé à partir du poids que les enquêtés souhaiteraient avoir, et nous cherchons à estimer en particulier le rôle de la norme sociale. On dispose des données de l’*Enquête sur les Conditions de Vie des Ménages*. Cette enquête porte sur près de 10 000 personnes réparties en 5 000 ménages. Le questionnaire de l’année utilisée (2001) recueille des informations sur le poids et la taille des individus, ainsi qu’une mesure du poids idéal. Les données nécessaires à notre étude sont renseignées pour près de 4 000 individus. Pour chaque individu, on obtient alors l’IMC réel et l’IMC idéal en divisant le poids réel et le poids idéal par la taille au carré.

Pour étudier en détail le rôle de la norme sociale, nous regroupons les individus en groupes sociaux et nous proposons un modèle explicatif pour l’IMC idéal W^* :

$$W^* = \alpha DW^* + \beta W + \delta H + \eta$$

où DW^* est la moyenne des IMC idéaux des autres individus du groupe, W est l’IMC réel et H regroupe les variables socio-démographiques ne servant pas à définir le groupe

(revenu, lieu de résidence, état civil, ...). Le résidu η est supposé d'espérance nulle conditionnellement aux instruments, c'est-à-dire conditionnellement aux variables contenues dans H et à l'éducation Ed :

$$\mathbb{E} \left[W^* - \alpha DW^* + \beta W + \delta H \mid H, Ed \right] = 0 \quad (\text{II.10})$$

On est donc amené à utiliser la méthode de vraisemblance empirique valable dans le cadre d'une équation d'estimation conditionnelle introduite par KITAMURA, TRIPATHI & AHN (2004). Cette méthode est en fait mal adaptée à des jeux de données de taille importante, puisqu'elle fait intervenir n optimisations.

Un changement de divergence peut permettre de résoudre ce problème de temps de calcul. En effet, la méthode de KITAMURA, TRIPATHI & AHN (2004), reste valable pour d'autres divergences. On pose :

$$\beta_{i,n}(\theta) = 2n \inf_{\mathbb{Q}_i \ll \mathbb{W}_i} \left\{ I_{\varphi^*}(\mathbb{Q}_i, \mathbb{W}_i) \mid \mathbb{E}_{\mathbb{Q}_i}[m(X, \theta)] = 0 \right\},$$

et

$$\beta_n(\theta) = \sum_{i=1}^n \beta_{i,n}(\theta).$$

La convergence de $\beta_n(\theta_0)$ vers un χ^2 reste encore à démontrer dans ce cas général, mais a été démontrée par SMITH (2005) pour les divergences I_{φ^*} de la famille des Cressie-Read. BONNAL & RENAULT, 2004 ont étudié plus spécifiquement le cas de la divergence du χ^2 , correspondant à la fonction $\varphi_2(x) = \varphi_2^*(x) = \frac{x^2}{2}$. L'avantage de cette divergence est que le multiplicateur de Lagrange λ_i est donné sous forme explicite. La valeur de $\beta_{i,n}(\theta)$ est par conséquent calculable sans procédure d'optimisation, coûteuse en temps de calcul, en tout point θ . On a en effet pour chaque programme d'optimisation, $\lambda_i = S_{i,w}^{-2}(\theta)g_{i,w}(\theta)$ avec

$$g_{i,w}(\theta) = \mathbb{E}_{\mathbb{W}_i} m(z_j, \theta) = \sum_{j=1}^n w_{ij} m(z_j, \theta),$$

$$S_{i,w}^2(\theta) = \mathbb{E}_{\mathbb{W}_i} m(z_j, \theta) m(z_j, \theta)' = \sum_{j=1}^n w_{ij} m(z_j, \theta) m(z_j, \theta)'$$

et donc, l'optimum est atteint en $\mathbb{Q}_i^\diamond = \sum_{j=1}^n q_{ij} \delta_{X_j}$ avec

$$q_{ij}^\diamond = w_{ij} \left(1 + g'_{i,w}(\theta) S_{i,w}^{-2}(\theta) m(X_j, \theta) \right)$$

et

$$\beta_{i,n}(\theta) = 2n I_{\varphi_2^*}(\mathbb{Q}_i^\diamond, \mathbb{W}_i) = n g'_{i,w}(\theta) S_{i,w}^{-2}(\theta) g_{i,w}(\theta).$$

En utilisant cette divergence pour estimer les paramètres de notre modèle (II.10),

on trouve alors que l'effet de la norme sociale est bien supérieur à celui de l'IMC réel : $\alpha = 0.90$ alors que $\beta = 0.19$. Ces deux coefficients sont significatifs à 99%. Le chapitre 6 de Hugo HARARI-KERMADEC (2006) présente les motivations économétriques du modèle étudié et discute ces résultats, en particulier en les comparant à ce qui serait obtenu avec les méthodes usuelles (moindres carrés, méthode des moments généralisée).

4 Séries temporelles

Cette section présente une extension des méthodes de type vraisemblance empirique aux données présentant une dépendance temporelle. La première application concerne la modélisation des prix de l'électricité dont les séries présentent des caractéristiques très marquées et difficiles à reproduire à l'aide de modèles paramétriques, ce qui motive une approche empirique. Je présente ensuite une méthode pour adapter la vraisemblance empirique aux séries temporelles dont le comportement n'est pas homogène au cours du temps, ce que je propose d'appréhender à partir de chaînes de Markov. La non-stationnarité, qui apparaît alors comme cas limite, est traitée dans la section suivante sur les séries périodiques ou presque-périodiques.

Prix de l'électricité

Afin de motiver ces travaux, commençons par présenter l'apport pratique qu'ils peuvent apporter en Finance, pour le pricing d'options par exemple. Les séries de prix de l'électricité possèdent en effet des caractéristiques particulièrement difficiles à modéliser (pics de prix, clusters de volatilité, saisonnalités), qui justifient l'utilisation de méthodes empiriques. Avec M. Cornec, nous avons montré que l'on peut obtenir des simulations de prix de l'électricité bien plus satisfaisantes à l'aide des résultats inspirés du Bootstrap qu'avec les modèles paramétriques couramment utilisés (CORNEC & H. HARARI-KERMADEC, 2008).

Les séries qui nous intéressent donnent le prix du kilowatt-heure avec livraison au lendemain. Un prix distinct est fixé pour chacune des 24 heures de la journée, les 24 prix étant fixés simultanément, si bien qu'il ne s'agit pas de 24 observations consécutives d'une unique série horaire mais plutôt d'une série quotidienne de dimension 24. De ce vecteur de dimension 24, nous conservons la moyenne des prix des heures ouvrables (prix peak, entre 8h et 20h) et la moyenne des prix des heures non ouvrables (prix off-peak, entre 0h et 8h et entre 20h et 24h). Ces deux composantes portent 80% de la variance du vecteur de dimension 24. Elles présentent toutes les caractéristiques spécifiques aux prix de l'électricité que nous listons ci-dessous (voir la figure II.15 et BURGER et al., 2004) :

Saisonnalités et périodicités La demande d'électricité est saisonnière à l'échelle de l'année et de la semaine, des saisonnalités que l'on retrouve au niveau des prix.

Pics de prix Les prix présentent des valeurs extrêmes, difficiles à modéliser par les processus de diffusion à distribution normale ou log-normale usuellement employés.

Retours à la moyenne Les pics de prix sont de très brève durée, avec un retour en quelques jours au prix moyen. Ils s'expliquent en général par un changement non anticipé de conditions météorologiques ou pas un accident matériel d'ampleur.

Volatilité conditionnelle au niveau La volatilité est fortement dépendante du niveau des prix.

Non stationnarité de long terme Les évolutions des tendances de demande et d'offre, ainsi que des coûts de l'énergie sont difficilement prévisibles sur le long terme, entraînant des variations sur le niveau pluriannuel des prix.

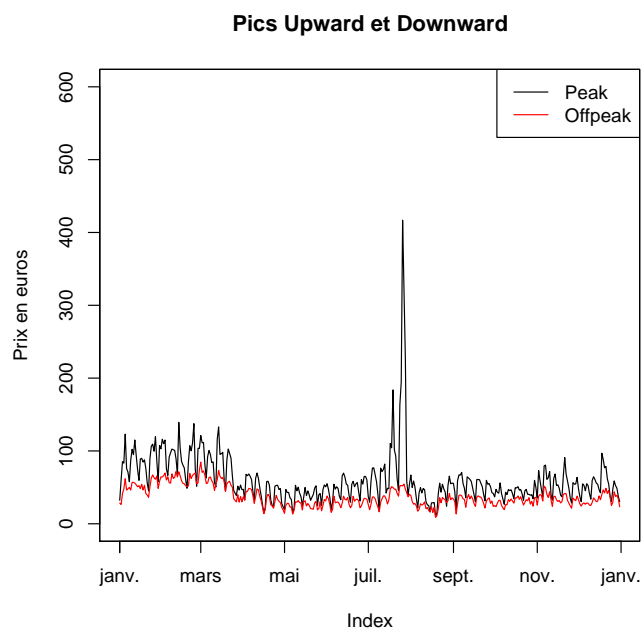


FIGURE II.15 – Prix peak et off-peak en 2006.

Simulations de séries de prix

Les modèles de mathématiques financières standards ne sont pas appropriés à la modélisation des prix de l'électricité. Une littérature spécifique s'est donc développée et propose différents modèles paramétriques pour simuler les prix de l'électricité, par exemple à des fins de pricing d'options ou d'évaluation de la rentabilité d'un investissement. DENG (2000) propose un modèle de retour à la moyenne avec une composante de saut et une volatilité stochastique. ESCRIBANO, PEÑA & VILLAPLANA (2002) et LUCIA & SCHWARTZ (2002) ajoutent une modélisation de clusters de volatilité à l'aide de GARCH et une prise en compte de la saisonnalité. D'autres auteurs (DE JONG & HUISMAN, 2002 ; BIERBRAUER, TRUECK & WERON, 2005) proposent des modèles à changements de régime. Enfin, BYSTROM (2002) propose un processus AR-GARCH avec une volatilité saisonnière

et des résidus suivants une loi de valeurs extrêmes. Ces modèles sont néanmoins peu satisfaisants dans la mesure où ils peinent à reproduire les caractéristiques listées ci-dessus.

Nous proposons une méthode plus empirique, basée un tirage au sein de l'historique des prix quotidiens (moyennes peak et off-peak). L'enjeu principal est alors de conserver la structure de dépendance des données pour maintenir les caractéristiques des séries de prix réels. Une première étape de pré-traitement des séries historiques permet d'en retirer la saisonnalité, l'effet de la température θ_t et la composante de long terme, effet de la conjoncture économique Z_t :

$$P_t = \exp(Z_t + f(t, \theta_t) + \sigma(t, \theta_t)\varepsilon_t).$$

La fonction f prend en charge la dépendance non linéaire entre la température et le prix, ainsi que des effets calendaires (jours fériés, etc.) et saisonniers. Cette première étape traite des variations déterministes des prix et produit une série bidimensionnelle ε_t , donnant la composante stochastique. Dans une seconde étape, nous découpons la série ε_t en blocs pseudo-indépendant, qui serviront de base à la reconstitution de séries simulées de prix.

La série ε_t est supposée Markovienne d'ordre 1, si bien qu'on peut lui appliquer la méthode du split de NUMMELIN (1978) pour obtenir des blocs pseudo-indépendants sous de très faibles hypothèses. Nous ne présentons pas cette méthode en détails ici. Il nous suffit d'indiquer qu'elle repose sur le choix d'un petit ensemble S : selon l'algorithme de Nummelin, lorsque $\varepsilon_t \in S$ et avec une certaine probabilité, la série est indépendante de son passé (elle se régénère). On peut alors couper la série en un tel t . On numérote ces instants de régénération $\hat{\tau}(k)$.

L'estimation de la probabilité de régénération ne pose pas de problème majeur et l'attention doit être portée sur le choix du petit ensemble S . Ce choix est bien plus simple que celui de la fenêtre dans les estimateurs à noyau : S doit être centré sur la région la plus régulièrement visitée par ε et son diamètre peut être fixé empiriquement de façon à obtenir un nombre maximal d'instant de coupure $\hat{\tau}(k)$. L'algorithme complet de simulation est le suivant :

1. Estimer les composantes déterministes (voir CORNEC & H. HARARI-KERMADEC, 2008, pour plus de détails), en particulier les fonction f et σ , et obtenir la série de résidus ε_t .
2. Choisir le petit ensemble S et les instants de coupure $\hat{\tau}(k)$ suivant la méthode de NUMMELIN (1978). On note $l_n + 1$ le nombre de coupure.
3. Définir les l_n blocs

$$\begin{aligned} B_1 &= (\varepsilon_{\hat{\tau}(1)+1}, \dots, \varepsilon_{\hat{\tau}(2)}), \\ &\dots \\ B_{l_n} &= (\varepsilon_{\hat{\tau}(l_n)+1}, \dots, \varepsilon_{\hat{\tau}(l_n+1)}). \end{aligned}$$

4. Simuler une série de résidus de la longueur L désirée, en tirant avec remise de façon équiprobable parmi les blocs. Une fois que la somme des longueurs des blocs dépasse L , couper le dernier bloc pour obtenir une série de résidus simulés de longueur exactement L .

5. Choisir un scénario de conjoncture économique \widehat{Z}_t et de températures $\widehat{\theta}_t$.

6. Simuler la série des prix :

$$\widehat{P}_t = \exp(\widehat{Z}_t + f(t, \widehat{\theta}_t) + \sigma(t, \widehat{\theta}_t)\widehat{\varepsilon}_t).$$

La figure II.16 donne un exemple de simulation pour l'année 2006 à partir des températures de 2005. On reconnaît les caractéristiques des séries de prix de l'électricité listées plus haut. Les estimateurs des densités des prix réels et simulés sont d'ailleurs fortement similaires (figure II.17).

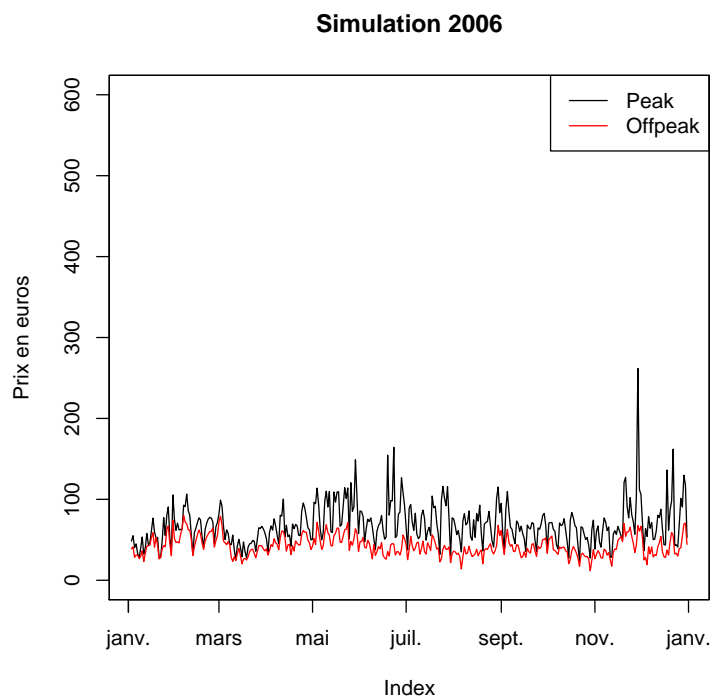
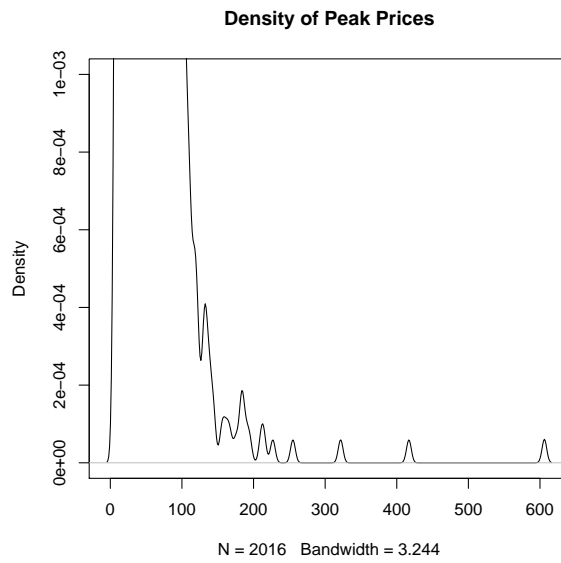
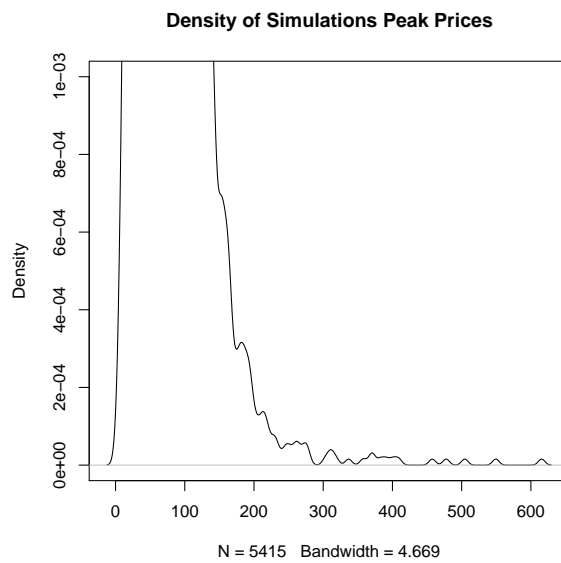


FIGURE II.16 – Une simulation pour l'année 2006 avec les températures de 2005.



(a) Données réelles



(b) Données simulées

FIGURE II.17 – Estimations des densités des séries réelle et simulée.

Vraisemblance empirique pour les chaînes de Markov

Dans Hugo HARARI-KERMADEC (2011), je propose une extension de la méthode de vraisemblance empirique à un cadre dépendant correspondant aux prix de l'électricité. KITAMURA (1997) a proposé une méthode inspirée du Bootstrap pour appliquer la vraisemblance empirique à des données faiblement dépendantes. La méthode présentée ici

s'inspire d'un autre article sur le Bootstrap, BERTAIL & CLÉMENÇON (2004), qui améliore la vitesse de convergence de l'estimateur obtenu et qui s'applique à des données dont la dépendance est décrite par une chaîne de Markov. L'idée est d'utiliser la structure markovienne des données pour découper l'échantillon en blocs indépendants, auxquels nous pourrions appliquer la méthode de vraisemblance empirique.

Le résultat de BERTAIL & CLÉMENÇON (2004) est valable pour les chaînes de Markov possédant un atome ou pour les chaînes que l'on peut artificiellement étendre pour les rendre atomiques. Nous rappelons ici quelques notions relatives aux chaînes de Markov.

Une chaîne sur un espace E (\mathbb{R}^d ou \mathbb{Z}^d pour simplifier) est ψ -irréductible lorsque, quelque soit l'état initial x , si $\psi(A) > 0$ alors la chaîne visite A avec probabilité 1. On se donne une chaîne de Markov $X = (X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ apériodique, ψ -irréductible, de probabilité de transition Π , et de distribution initiale ν . Pour tout ensemble $B \in \mathcal{E}$ et pour tout $n \in \mathbb{N}$, on a donc

$$X_0 \sim \nu \text{ et } \mathbb{P}(X_{n+1} \in B \mid X_0, \dots, X_n) = \Pi(X_n, B) \text{ presque sûrement.}$$

Posons \mathbb{P}_ν et \mathbb{P}_x (pour x dans E) les lois de X lorsque $X_0 \sim \nu$ et $X_0 = x$ respectivement. $\mathbb{E}_\nu[\cdot]$ est l'espérance sous \mathbb{P}_ν et $\mathbb{E}_x[\cdot]$ celle sous \mathbb{P}_x . Enfin, pour tout ensemble $B \in \mathcal{E}$, on définit l'espérance $\mathbb{E}_B[\cdot] = \mathbb{E}[\cdot \mid X_0 \in B]$.

On suppose également qu'il existe une mesure de probabilité μ sur E invariante pour X , c'est-à-dire telle que $\mu\Pi = \mu$, où $\mu\Pi(dy) = \int_{x \in E} \mu(dx)\Pi(x, dy)$ (μ est alors unique).

Enfin, nous considérons une fonction mesurable $m : E \times \mathbb{R}^p \rightarrow \mathbb{R}^p$ et un paramètre d'intérêt satisfaisant l'équation de moment $\mathbb{E}_\mu[m(X, \theta_0)] = 0$.

Vraisemblance empirique et chaîne de Markov

Pour un atome A de la chaîne X , on définit $\tau_A = \tau_A(1) = \inf\{k \geq 1, X_k \in A\}$ le temps d'atteinte de A et $\tau_A(j) = \inf\{k > \tau_A(j-1), X_k \in A\}$ les temps de retour successifs en A .

Pour estimer θ_0 , plutôt que d'utiliser directement $m(X_i, \theta_0)$ comme dans le cas i.i.d., nous construisons des blocs de données

$$B_i = (X_{\tau_A(i)+1}, \dots, X_{\tau_A(i+1)}).$$

Ces blocs permettent d'observer la structure de la chaîne avec sa mémoire. Nous appliquons la méthode de vraisemblance empirique aux blocs plutôt qu'à la chaîne elle-même.

Posons

$$M(B_i, \theta) = \sum_{k=\tau_A(i)+1}^{\tau_A(i+1)} m(X_k, \theta).$$

Certaines hypothèses sur la mémoire de la chaîne sont nécessaires. Soit $\kappa > 0$ et ν une

mesure sur E , on définit les hypothèses suivantes sur le temps de retour au petit ensemble :

$$\begin{aligned} \mathbf{H0}(\kappa) &: \mathbb{E}_A[\tau_A^\kappa] < \infty, \\ \mathbf{H0}(\kappa, \nu) &: \mathbb{E}_\nu[\tau_A^\kappa] < \infty, \end{aligned}$$

Soit également les conditions d'intégrabilité par « bloc » :

$$\begin{aligned} \mathbf{H1}(\kappa, m) &: \mathbb{E}_A \left[\left(\sum_{i=1}^{\tau_A} \|m(X_i, \theta_0)\| \right)^\kappa \right] < \infty, \\ \mathbf{H1}(\kappa, \nu, m) &: \mathbb{E}_\nu \left[\left(\sum_{i=1}^{\tau_A} \|m(X_i, \theta_0)\| \right)^\kappa \right] < \infty. \end{aligned}$$

Nous proposons alors un algorithme pour appliquer la méthode de φ -divergence empirique aux blocs.

1. Compter le nombre de visites à l'atome $l_n + 1 = \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{X_i \in A}$.
2. Diviser la chaîne $X^{(n)} = (X_1, \dots, X_n)$ en $l_n + 2$ blocs correspondant au parcours de la chaîne entre deux visites à l'atome A ,

$$\begin{aligned} B_0 &= (X_1, \dots, X_{\tau_A(1)}), B_1 = (X_{\tau_A(1)+1}, \dots, X_{\tau_A(2)}), \dots, \\ B_{l_n} &= (X_{\tau_A(l_n)+1}, \dots, X_{\tau_A(l_n+1)}), B_{l_n+1}^{(n)} = (X_{\tau_A(l_n+1)+1}, \dots, X_n), \end{aligned}$$

avec la convention $B_{l_n+1}^{(n)} = \emptyset$ lorsque $\tau_A(l_n + 1) = n$.

3. On ne prend en compte ni le premier bloc B_0 ni le dernier $B_{l_n+1}^{(n)}$ (éventuellement vide si $\tau_A(l_n + 1) = n$).
4. La log-vraisemblance $\beta_n(\theta)$ s'écrit :

$$\beta_n(\theta) = 2 \sup_{(q_j)_j} \left\{ \log \left[\prod_{j=1}^{l_n} l_n q_j \right] \middle| \sum_{j=1}^{l_n} q_j \cdot M(B_j, \theta) = 0, \sum_{j=1}^{l_n} q_j = 1 \right\}.$$

On l'évalue plus facilement en utilisant la forme duale

$$\beta_n(\theta) = 2 \sup_{\lambda \in \mathbb{R}^p} \left\{ \sum_{j=1}^{l_n} \log [1 + \lambda' M(B_j, \theta)] \right\}.$$

5. La région de confiance

$$C_{\eta, n} = \{\theta \mid \beta_n(\theta) \leq \eta\}.$$

est alors de niveau α si l'on prend $\eta = \chi_p^2(1 - \alpha)$.

Le théorème suivant assure la validité de l'algorithme :

Théorème II.13

Sous les hypothèses $\mathbf{H0}(1, \nu)$, $\mathbf{H0}(2)$ et $\mathbf{H1}(2, m)$, si $\mathbb{E}_A[M(B, \theta_0)M(B, \theta_0)']$ est inversible

alors

$$\beta_n(\theta_0) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \chi_p^2$$

et donc

$$\mathbb{P}_\nu(\theta_0 \in C_{\eta,n}) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 1 - \alpha.$$

Cette méthode s'étend aux chaînes de Markov non atomiques, un cadre plus satisfaisant, grâce à une méthode de construction d'un atome par extension de la chaîne introduite par NUMMELIN (1978), rapidement présentée dans la section précédente sur les prix de l'électricité (et plus complètement exposée dans Hugo HARARI-KERMADEC, 2011). Par ailleurs, les résultats s'adaptent au cadre des divergences empiriques, sans difficulté supplémentaire.

Vraisemblance empirique pour séries périodiques et presque périodiques

Suite à l'invitation de J. Leskow de l'école de commerce de Nowy Sacz (Pologne) en 2009, nous avons débuté une collaboration sur l'étude des séries temporelles périodiques.

Les séries économiques ou financières présentent en effet très régulièrement des comportements saisonniers, souvent traités par l'application d'un filtre en amont de l'estimation économétrique proprement dite. L'étude statistique d'une série périodique n'est pas immédiate dans la mesure où il s'agit d'une forme de non-stationnarité. Elle amène alors à d'importantes complications dans les preuves de convergence des méthodes usuelles. La principale difficulté provient de la matrice de variance-covariance des estimateurs.

Nous proposons d'utiliser la vraisemblance empirique qui possède, en plus de son adaptabilité aux différentes familles paramétriques, une très appréciable propriété d'auto-normalisation. La matrice de variance-covariance des estimateurs est en quelque sorte prise en compte « en interne » de la procédure d'estimation et on obtient simplement des tests ou des régions de confiance.

Les modèles périodiques correspondent à des modèles classiques dont les paramètres varient de façon périodique. Le plus simple de ces modèles est sans doute le P-AR(1) : $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ est une série telle que

$$X_{jP+\nu} - \phi(\nu)X_{jP+\nu-1} = \sigma_\nu \varepsilon_{jP+\nu}, \nu = 1, \dots, P, \quad (\text{II.11})$$

où P est la période et les résidus ε_t sont supposés indépendants et identiquement distribués (i.i.d.) de variance 1. On remarquera ici qu'aucune famille paramétrique de lois n'est spécifiée pour les résidus. Dans une première communication, nous proposons un algorithme permettant d'utiliser la vraisemblance empirique pour des données dépendantes suivant un P-AR(1) et démontrons la convergence des estimateurs et de niveau de confiance des tests correspondants. On peut espérer étendre ces résultats aux modèles P-ARMA et même aux modèles presque-périodiques.

5 Modèles de choix discrets

Dans le cadre du projet européen Sustainability modélisant les déplacements et les localisations en Ile de France qu'il anime, André de Palma (CES, ENS Cachan) m'a proposé une collaboration sur les modèles de choix discrets. Nos premiers travaux portent sur l'axiomatique probabiliste qui sous-tend ces modèles. Les données de choix discret ne donnent que peu d'information, entraînant d'importantes difficultés d'identification, qui conduisent à faire des hypothèses très fortes sur les lois de probabilités telle que l'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA en anglais) associée au modèle logit. Nous poursuivons les travaux de YELLOTT (1977) et montrons que cette hypothèse est équivalente à une hypothèse de composition des choix dans le cadre développé par THURSTONE (1927).

Maxima d'échantillon

Soit un échantillon de variables aléatoires réelles (X_1, \dots, X_n) . On s'intéresse à la propriété

$$\mathbb{P}\left(X_i = \max_{j \in \llbracket 1; n-1 \rrbracket} \{X_j\}\right) = \mathbb{P}\left(X_i = \max_{j \in \llbracket 1; n-1 \rrbracket} \{X_j\} \mid X_n = \max_{j \in \llbracket 1; n \rrbracket} \{X_j\}\right)$$

Dans le cas i.i.d., cette propriété ne dépend que du caractère discret ou diffus de la loi des X_i .

Proposition II.1 (Variables i.i.d.)

Soit (X_1, \dots, X_n) un échantillon i.i.d. de variables aléatoire réelles. Si leur distribution commune est continue, alors

$$\mathbb{P}\left(X_i = \max_{j \in \llbracket 1; n-1 \rrbracket} \{X_j\}\right) = \mathbb{P}\left(X_i = \max_{j \in \llbracket 1; n-1 \rrbracket} \{X_j\} \mid X_n = \max_{j \in \llbracket 1; n \rrbracket} \{X_j\}\right).$$

Cette propriété n'est pas vérifiée dans le cas discret, comme le prouve le cas de 3 variables de loi $\frac{\delta_1 + \delta_2 + \delta_3}{3}$, où δ_x est la loi de Dirac au point $x \in \mathbb{R}$.

Résultat principal

Un vecteur aléatoire (X_1, \dots, X_n) suit un modèle $\mathcal{T}_F(m_1, \dots, m_n)$, où (m_1, \dots, m_n) est le vecteur des paramètres réels de position, s'il existe un vecteur aléatoire réel centré i.i.d. $(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$ tel que pour tout i , $X_i = m_i + \varepsilon_i$.

Le cadre qui nous intéresse plus particulièrement est celui des modèles de choix de THURSTONE (1927). À partir de $(X_i, \dots, X_n) \sim \mathcal{T}_F(m_1, \dots, m_n)$, on construit un système complet de probabilité de choix $\{p_S/C_n\}$ définit pour tout $S \subset C_n = \llbracket 1; n \rrbracket$:

$$p_S(i) := \mathbb{P}\left(X_i = \max_{j \in S} \{X_j\}\right) = \mathbb{P}\left(m_i + \varepsilon_i = \max_{j \in S} \{m_j + \varepsilon_j\}\right) \text{ avec } \varepsilon_i \sim F.$$

Nous introduisons la propriété suivante :

Définition II.1 (Composition)

La famille des modèles \mathcal{T}_F vérifie la propriété de composition si et seulement si pour tout vecteur de paramètres de position (m_1, \dots, m_n) , les maxima du vecteur (X_1, \dots, X_n) sont tels que :

$$p_{C_{n-1}}(i) := \mathbb{P} \left(X_i = \max_{j \in [1; n-1]} \{X_j\} \right) = \mathbb{P} \left(X_i = \max_{j \in [1; n-1]} \{X_j\} \mid X_n = \max_{j \in [1; n]} \{X_j\} \right)$$

(Composition)

On peut alors établir le théorème suivant :

Théorème II.14 (Composition et double exponentielle)

Un système complet de probabilité de choix $\{p_S/C_n\}$ vérifie la propriété de composition :

$$p_{C_{n-1}}(i) = \mathbb{P} \left(X_i = \max_{j \in [1; n-1]} \{X_j\} \mid X_n = \max_{j \in [1; n]} \{X_j\} \right) \quad (\text{Composition})$$

si et seulement si F est une distribution double exponentielle (loi de Gumbel dont le paramètre de localisation est égal à la constante d'Euler).

Cette équivalence s'étend à l'indépendance des alternatives non pertinentes et à l'axiome du choix de LUCE (1959) :

Corollaire II.2 (Composition et double exponentielle)

La propriété de composition est équivalente à l'indépendance des alternatives non pertinentes :

$$\frac{p_{C_n}(i)}{p_{C_n}(i')} = \frac{p_{\{i, i'\}}(i)}{p_{\{i, i'\}}(i')}, \quad \forall i \neq i', \quad (\text{II.12})$$

que l'on peut écrire sous une forme apparemment plus forte :

$$\frac{p_{C_n}(i)}{p_{C_n}(i')} = \frac{p_{C_n \setminus k}(i)}{p_{C_n \setminus k}(i')}, \quad \forall i \neq i' \neq k. \quad (\text{II.13})$$

Toutes ces propriétés sont équivalentes à l'axiome du choix de Luce :

$$p_S(i) = \frac{p_{C_n}(i)}{\sum_{j \in S} p_{C_n}(j)} \quad (\text{II.14})$$

et sont vérifiées si et seulement si la loi F est une double exponentielle.

On l'a vu, le domaine d'application de la vraisemblance empirique est très vaste. En économie, cette approche et d'autres méthodes statistiques pourraient légitimement oc-

cuper une carrière d'enseignant-chercheur. Néanmoins, l'application sur des données économiques soulève des questions d'un autre ordre : l'hypothèse de normalités des résidus est-elle la principale fragilité des modèles économétriques ? Les raisons développées dans le chapitre I m'ont conduit à répondre négativement à cette question et à développer des axes de recherche en économie en rupture avec mes travaux statistiques.

C Economie de l'éducation

Depuis le début des années 2000, la question des frais d'inscription se pose avec force au cœur de l'actualité politique dans plusieurs pays (Chili, Québec, Angleterre, États-Unis) et fait l'objet de nombreuses publications dans la littérature économique. C'est essentiellement à partir du cadre théorique mis en place par BECKER (1964) que cette question est abordée. En France, ce sont sans doute les économistes Robert Gary-Bobo et Alain Trannoy qui sont les principaux défenseurs de la hausse des frais dans la littérature scientifique (R. J. GARY-BOBO & TRANNOY, 2005b; R. J. GARY-BOBO & TRANNOY, 2005a; R. J. GARY-BOBO & TRANNOY, 2006; R. J. GARY-BOBO & TRANNOY, 2008; TRANNOY, 2006). Ils interviennent régulièrement à partir de leurs travaux dans le débat public² pour promouvoir des réformes de l'enseignement supérieur prenant cette direction.

On peut dès lors présenter mes premiers travaux en économie de l'éducation comme une série de critiques à l'économie de l'éducation telle qu'elle est pratiquée par R. J. GARY-BOBO & TRANNOY (2005b). Nous reprenons leur modélisation afin d'en proposer une critique est interne : dans l'article FLACHER & Hugo HARARI-KERMADEC (2013, sous-section 1), nous montrons que la prise en compte de l'hétérogénéité de la population susceptible d'entreprendre des études supérieures suffit à inverser les résultats sur l'efficacité des frais d'inscription. La critique interne se poursuit par une réponse à l'article R. J. GARY-BOBO & TRANNOY (2005b) dans la même revue (FLACHER, Hugo HARARI-KERMADEC & MOULIN, 2012, sous-section 2). Nous reprenons les arguments en faveur des frais et y répondons en trois temps : loin de produire un effet redistributif, les frais participent à polariser l'enseignement supérieur ; l'effet incitatif attendu n'a pas de base dans la littérature empirique ; l'effet contributif escompté des frais ne permet pas de dégager un financement qui fait aujourd'hui défaut à l'enseignement supérieur français.

Deux études empiriques viennent compléter cette discussion dans le contexte français. L'Université Paris-Dauphine, de part sa position favorisée dans l'ouest parisien, est le terrain d'expérimentation le plus favorable à la hausse des frais d'inscription à l'Université. Nous étudions les effets de la hausse intervenue en 2010 dans les masters 2 d'économie-gestion. La hausse renforce les ségrégations sociales et géographiques déjà observées dans

2. Par exemple lors de la Conférence-Débat « Quel enseignement supérieur pour la France en 2020 ? » du 6 octobre 2015 organisée par les think-tank Terra Nova et l'Institut Montaigne avec le secrétaire d'État à l'Enseignement Supérieur et à la Recherche ou lors de la « Nocturne des étudiants en économie » intitulée « Réinventer l'éducation pour la société de demain » le 23 mars 2016 en présence de la ministre de l'Éducation Nationale.

cet établissement, et ne produit aucun effet sur les performances des étudiant·es (confirmant l'absence d'effet incitatif). Ces résultats, issus de la thèse de MOULIN (2014), viennent d'être publiés (MOULIN, FLACHER & Hugo HARARI-KERMADEC, 2016, sous-section 3). Enfin, dans une enquête (LE BRETON & Hugo HARARI-KERMADEC, 2013, sous-section 4) par entretiens auprès de bi-admis à l'ENS Cachan et à HEC, nous testons les hypothèses les plus générales du modèle du capital humain : les étudiant·es fondent-ils-elles leur décision d'orientation sur une d'optimisation économique ? Il apparaît que les motivations diffèrent suivant la socialisation et qu'elles reposent sur des aspirations sociales que le revenu ne saurait résumer.

Plus récemment, j'ai entrepris de développer une démarche plus positive en proposant un mode de financement de l'enseignement supérieur alternatif à la logique des frais d'inscription, incluant une allocation universelle d'autonomie (FLACHER, Hugo HARARI-KERMADEC & MOULIN, 2015, sous-section 5).

L'ouvrage CHAUVEL, CLÉMENT et al. (2015) regroupe l'essentiel de ces travaux dans un format adapté à une divulgation au-delà du monde académique. Écrit par l'ensemble des membres du groupe de recherche ACIDES, il contient également une généalogie du projet de libéralisation des frais d'inscription en France et l'analyse des réformes et vagues de contestation de plusieurs pays (Angleterre, Chili, Australie, Québec).

La libéralisation des frais d'inscription s'inscrit dans un mouvement plus général de transformation néolibérale de l'Université. Les frais sont les instruments les plus directement économiques d'un mouvement de quantification plus large du travail universitaire, un mouvement que nous avons étudié avec Elsa Boulet à propos d'une université anglaise (BOULET & Hugo HARARI-KERMADEC, 2014, sous-section 6).

1 Introduire l'hétérogénéité dans le modèle suffit à montrer l'inefficacité des frais

Dans un article récemment publié par la revue *Education economics*, FLACHER & Hugo HARARI-KERMADEC (2013), nous proposons un modèle de comportement des étudiant·es face à une éducation supérieure payante dont la rétribution est dépendante de leur «talent». Nous prolongeons des travaux de R. J. GARY-BOBO & TRANNOY (2008) qui supposent que chaque étudiant·e observe son propre «talent» de façon imparfaite mais sans biais, un talent évalué par ailleurs par les universités à travers des examens. L'information de l'étudiant étant a priori plus précise et surtout gratuite, les auteurs proposent de la révéler par l'intermédiaire de frais de scolarité afin d'économiser le coût des examens tout en finançant les établissements. L'enjeu de cette modélisation étant de fonder des recommandations sur les modes de sélection et de financement de l'enseignement supérieur, nous proposons d'interroger une hypothèse centrale du modèle, l'homogénéité de la population. Nous introduisons donc une hétérogénéité parmi les étudiant·es : une partie de la population, on peut penser aux enfants des classes populaires, sous-estime son «talent» au sens

où elle en perçoit un signal biaisé négativement. Nous montrons que cette modification des hypothèses du modèle conduit à recommander le maintien des examens.

Le concept de talent, problématique à plus d'un titre, rend compte dans la littérature économique orthodoxe de l'éducation des différences entre diplômé·es. En pratique, il s'agit essentiellement de différence de salaires, si bien qu'on peut parler de capacité à valoriser le diplôme sur le marché du travail plutôt que de talent. Dans cette optique, le biais de perception du talent chez les classes populaires peut être réinterprété comme un handicap social dans la valorisation des études.

Un modèle pour une population étudiante hétérogène

Nous reprenons les notations de R. J. GARY-BOBO & TRANNOY (2008). Les actif·ves sont de deux types : diplômé·e ou non. Les second·es touchent un salaire de travailleur·se non qualifié·e w_0 . Les étudiant·es paient des frais de scolarité p durant la première période, et ne touchent pas de salaire. Ils·elles deviennent en seconde période des travailleur·ses qualifié·es.

Les travailleur·ses qualifié·es touchent tous une même prime de qualification $K(q)$ uniquement dépendante du nombre de diplômé·es q . Le talent $\tilde{\theta}$ impacte également le salaire, et est distribué de façon aléatoire dans la population. Soit r la préférence pour le présent, l'utilité inter-temporelle pour un individu à horizon infini est donnée par :

- pour un·e travailleur·se non qualifié·e : $u_0 = w_0 + \frac{\ln(w_0)}{r}$
- pour un·e travailleur·se qualifié·e : $u_1 = -p + \frac{\ln(w_0) + \tilde{\theta} + K(q)}{r}$

Soit $\theta = \frac{\tilde{\theta}}{r}$ et $\Delta(q) = \frac{K(q)}{r}$. La différence entre les utilités s'écrit :

$$u_1 - u_0 = \Delta(q) + \theta - p - w_0$$

et θ est supposé suivre une loi normale centrée de variance σ_θ^2 .

L'information sur θ est supposée imparfaite et asymétrique. On suppose que l'université souhaite sélectionner les étudiant·es suivant θ et donc qu'elle procède à son estimation grâce à des tests :

$$z = \theta + \nu, \text{ avec } \nu \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\nu).$$

Elle fixe une barre d'admission z_0 . Si $z < z_0$ l'individu n'est pas admis. Si au contraire $z \geq z_0$, l'individu peut devenir étudiant·e, un choix informé par deux données : sa propre estimation s de θ et l'information $z \geq z_0$. Ceci conduit à l'estimateur $\hat{\theta} = \mathbb{E}[\theta | s, z \geq z_0]$, que l'on peut décomposer sous la forme

$$\hat{\theta} = us + v \mathbb{1}_{z \geq z_0}.$$

La décision dépend de l'utilité espérée :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[u_1|s, z \geq z_0] &= \mathbb{E}[\theta|s, z \geq z_0] - p + \frac{\ln(w_0)}{r} + \Delta(q) \geq u_0 \\ \Leftrightarrow \hat{\theta} &\geq p + w_0 - \Delta(q)\end{aligned}$$

On note ce seuil de rentabilité des études supérieures $\theta_0 = p + w_0 - \Delta(q)$.

Enfin, nous supposons la population hétérogène. Dans le groupe A «privilegié», de population N_A , le signal s est sans biais :

$$s_A = \theta + \varepsilon, \text{ avec } \varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon).$$

Dans le groupe B «subalterne», de population N_B , le signal est biaisé négativement :

$$s_B = \theta - \delta + \varepsilon, \text{ avec } \varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon) \text{ et } \delta > 0.$$

Le biais porté par s_B se transmet à l'estimation de θ , qui est désormais distincte suivant le groupe ($\hat{\theta}_A$ et $\hat{\theta}_B$). Pour deux individus de même «talent» et de même résultats aux tests mais de groupes différents, on a

$$\hat{\theta}_A - \hat{\theta}_B = u\delta > 0$$

Résultats

Les valeurs de p et z sont fixées suivant les objectifs de l'université. On suppose que celle-ci vise à maximiser le surplus social W , c'est-à-dire la somme des utilités moins le coût de l'éducation. Nous introduisons les notations simplifiées suivantes : $P_A(\theta_0, z_0) = \mathbb{P}(\hat{\theta}_A \geq \theta_0, z \geq z_0)$ et $\nu_A(\theta_0, z_0) = \mathbb{E}[\theta|\hat{\theta}_A \geq \theta_0, z \geq z_0]$, ainsi que leurs équivalents pour le groupe B . On a

$$W = q[\Delta(q) - w_0] + N_A P_A(\theta_0, z_0) \nu_A(\theta_0, z_0) + N_B P_B(\theta_0, z_0) \nu_B(\theta_0, z_0) - C(q) + N u_0$$

avec $q = N_A P_A(\theta_0, z_0) + N_B P_B(\theta_0, z_0)$ travailleur·ses qualifié·es et $N - q$ travailleur·ses non qualifié·es. L'optimisation de ce programme fixe un niveau optimal p^* de frais de scolarité qui s'avère réduit par rapport aux frais optimaux p_{hom}^* pour une population supposée homogène :

Proposition II.2

L'hétérogénéité de la population se traduisant par la sous-estimation des capacités de certains individus, les frais de scolarité doivent être réduits à nombre d'étudiants constants,

$$p^* = \underbrace{C'(q^*) - q^* \Delta'(q^*)}_{p_{hom}^*} - \frac{u\delta N_B \partial P_B}{N_A \partial P_A + N_B \partial P_B}.$$

Rien ne préjuge du signe de p^* (y compris dans le cas homogène d'ailleurs), qui peut se révéler négatif, ce qui conduirait à des bourses en lieu et place de frais de scolarité.

Au-delà du caractère arbitraire de la modélisation (structure du salaire w et du programme W de l'université, identité entre le talent scolaire θ et la prime individuelle) et hypothèses peu réalistes quand aux comportements des agents, nous montrons dans ici qu'une modeste généralisation suffit à inverser les recommandations. Si l'article originel engageait à remplacer les tests d'admission par des frais de scolarité, l'introduction d'une hétérogénéité dans la population invite au contraire à réduire les frais et à renforcer les tests : seuls ceux-ci peuvent compenser les biais dans l'estimation des capacités individuelles.

2 Les frais d'inscription: une solution efficace ?

Après avoir contester l'efficience des frais comme mode de sélection en reprenant la modélisation de la littérature, nous nous sommes attelés à répondre à l'ensemble des arguments avancés en faveur de la hausse des frais par une littérature abondante en France : R. GARY-BOBO & TRANNOY (2005), GREGOIR (2008), COURTIOUX (2009) et COURTIOUX (2010). On retrouve également la hausse des frais d'inscription au cœur d'un numéro spécial de la *Revue d'économie politique* coordonné par D'AUTUME, MERRER & PISANI-FERRY (2006). On peut regrouper ces arguments selon trois effets attendus des frais d'inscription :

- l'effet redistributif** qui permettrait d'améliorer l'équité du système universitaire,
- l'effet incitatif** qui, en contribuant à sélectionner, à orienter ou à motiver les acteurs du système éducatif, conduirait à l'efficience du système d'enseignement supérieur,
- l'effet contributif** , qui pourrait permettre aux établissements de disposer de moyens financiers supplémentaires issus des contributions des étudiant-es.

Effet redistributif

Le faible coût de l'université en France serait anti-redistributif du fait de l'accès limité des classes populaires à l'enseignement supérieur. Ce sont donc les classes les plus aisées qui profiteraient de ces frais réduits. Introduire des frais d'inscription plus significatifs produiraient donc un effet redistributif. La littérature ne s'attarde pas ici sur la possibilité de profiter d'un enseignement subventionné mais plutôt sur l'accès aux rendements privés de l'éducation supérieure, d'autant plus importants que les frais sont réduits (COURTIOUX, 2010). En considérant fixe la participation des différentes catégories sociales au supérieur, augmenter les frais réduirait ces rendements privés et donc les écarts de revenus auxquels ils participent. Ce raisonnement s'accorde très bien avec la promotion de prêts à remboursement conditionnel au revenu (PARC) défendu par l'auteur. Ces prêts permettraient de lever la contrainte d'endettement pour les étudiants de catégorie populaire (que ce soient pour payer les frais d'inscription si l'exonération des boursier-ères venait à disparaître ou

pour prendre en charge le coût de la vie étudiante) et de réduire les rendements privés à mesure qu'ils se réalisent, en ne ponctionnant le revenu des diplômé-es que lorsque celui-ci dépasse un certain seuil.

La principale faiblesse de cette approche est qu'elle repose sur une conception étroite de l'équité : d'une part parce qu'elle se réduit à une approche monétaire et d'autre part parce qu'elle n'envisage pas les barrières non financières réduisant l'accès à l'enseignement supérieur. Nous proposons au contraire de considérer un principe d'équité reposant d'une part sur une compensation – qui assure l'accès à un minimum de ressources pour tou-t-es et vise une égalité des chances **effective**, contre les déterminismes sociaux – et de progressivité des contributions. Sur ce point, les estimations par micro-simulation de ALLÈGRE, MÉLONIO & TIMBEAU (2012) montrent que le financement privé par les PARC ne s'avère pas plus redistributif que le financement public puisque la fiscalité comporte une part de progressivité. C'est donc davantage l'amélioration de l'accès (et de la réussite) des classes populaires qui permettrait d'avancer vers l'équité du système d'enseignement supérieur. Si l'enseignement en amont est évidemment déterminant dans cette perspective, une amélioration des conditions d'études des moins fortuné-es, par l'augmentation des bourses et une politique de logement étudiant, sont des pistes prioritaires. Nous les développons dans FLACHER, Hugo HARARI-KERMADEC & MOULIN (2015) et CHAUVEL, CLÉMENT et al. (2015). Enfin, les contributions privées renforceraient la polarisation du système d'enseignement supérieur en concentrant les moyens dans les établissements les plus attractifs, où l'on trouve la population étudiante la plus favorisée. Il y a ici une contradiction profonde entre la recherche de l'équité et les mécanismes de mise en concurrence dont on attendrait des effets incitatifs.

Effet incitatif

Les frais d'inscription augmenteraient le niveau des étudiant-es, suivant deux mécanismes. Il n'est pas nécessaire de revenir ici sur le premier, l'auto-sélection par les frais d'inscription, ni sur ces limites développées à la section précédente. Le second type d'arguments en faveur des frais d'inscription est que le simple fait de payer inciterait à l'effort, alors qu'à l'inverse des études gratuites ou presque n'auraient pas de valeur aux yeux des étudiant-es (JOHNSTONE, 2004). Les classes préparatoires, pourtant gratuites, passent néanmoins pour faire partie des formations les plus exigeantes du système français, à l'inverse des écoles de commerce à l'autre extrême du spectre des frais. Les études empiriques peinent à mettre en évidence un effet du coût sur l'effort ou les résultats (HEINECK, KIFMANN & LORENZ, 2006 ; GARIBALDI et al., 2012). Dans le cas français, nous avons sans doute mené la seule étude empirique à partir de l'expérience naturelle conduite à l'Université Paris-Dauphine, sans identifier d'effet (section 3). L'effet induit sur les enseignant-es par l'exigence d'étudiant-es devenu-es client-es n'est pas plus étayé. Ajoutons que les frais d'inscription et l'endettement associé pourraient modifier la nature des relations à l'em-

ploi, en réduisant encore l'ambition que s'autorisent les étudiant-es des classes populaires (CAMERON & HECKMAN, 2001). Plus généralement, les emplois publics pourraient être délaissés du fait de leur rémunération inférieure (FIELD, 2009; LE BRETON & Hugo HARARI-KERMADEC, 2013, voir la section 4). Enfin, le poids de la dette étudiante produit un effet disciplinant (CHAUVEL, CLÉMENT et al., 2015; LAZZARATO, 2011) puisqu'il contraint à réaliser les rendements privés attendus de l'investissement éducatif, ce qui donne un caractère auto-réalisateur à la théorie du capital humain.

Effet contributif

Enfin, les frais d'inscription apporteraient des nouveaux revenus aux établissements. Nous convenons avec l'ensemble des auteur-es que les universités françaises souffrent d'un sous-financement, tant vis-à-vis du reste de l'enseignement supérieur français que de leurs équivalents étrangers. On peut évaluer ce sous-financement à au moins 5 000 euros par étudiant-e et par an, en comparant le financement du cycle licence à celui des classes préparatoires. Dans la littérature, l'augmentation du financement public est rapidement écartée, alors que la France est loin du niveau de financement public atteint par les pays scandinaves. Nous étudions un financement par l'impôt sur le revenu dans FLACHER, Hugo HARARI-KERMADEC & MOULIN (2015, section 5). De façon surprenante, la hausse des frais d'inscription peut s'avérer coûteuse pour les finances publiques, à travers les mécanismes de garantie des prêts étudiants, comme c'est le cas pour l'État fédéral américain ou l'Angleterre. Ensuite, l'arrivée de nouveaux financements privés tend à être annulée par la forte réduction du financement public des établissements, comme ce fut le cas en Angleterre lors de la réforme de 2010. Enfin, la concurrence quasi-marchande des établissements dans ce contexte entraîne de nouvelles dépenses (marketing, équipements attractifs, recrutements de chercheur-ses ou de managers à des salaires élevés) qui amputent les moyens disponibles pour l'enseignement (VINOKUR, 2009). Selon un rapport du Sénat états-uniens de 2012 cité par COLLINI (2013), la principale université à but lucratif (l'Université de Phoenix qui a compté jusqu'à 600 000 étudiant-es) dépenserait deux fois plus en marketing que pour l'enseignement à proprement parler.

3 Frais d'inscription à l'université Paris-Dauphine

En 2004, l'université Paris-Dauphine est la première du statut de grand établissement, qui lui permet de légaliser la sélection des étudiant-es qu'elle pratique depuis de nombreuses années, et de créer des « Diplômes de Grand Établissement » (DGE) échappant à la tarification nationale. C'est ainsi qu'une partie de masters 2 d'économie-gestion passent de diplômes nationaux à DGE pour l'année universitaire 2010/2011, avec des frais d'inscription s'échelonnant de 0 et 4 000 euros par an selon les revenus des parents. Nous étudions l'effet de cette expérimentation sur les trajectoires universitaires des étudiant-es des masters d'économie-gestion de l'université Paris-Dauphine. La prise en compte de la totalité

de la trajectoire nous semble plus intéressante qu'une simple analyse de la composition sociale des promotions, et ce d'autant plus que la réforme impacte la fin du cursus, à un moment où les principaux effets sociaux se sont déjà exprimés. La population étudiante de l'université Paris-Dauphine est en effet caractérisée par une origine sociale très favorisée, cohérente avec sa localisation dans l'ouest parisien. La poursuite d'étude supérieure jusqu'au M2 renforce cette distorsion sociale.

Quatre types de parcours universitaires

Nous reconstituons les parcours universitaires sous la forme de séquences afin de dégager des parcours-type, et surtout d'évaluer l'impact de la hausse des frais sur les parcours en comparant ceux qui s'achèvent en 2009/2010 (avant la réforme) et ceux qui sont impactés (présence en master 2 en 2010/2011). La représentation des parcours sous forme de séquences repose avant tout sur le choix des états : il faut simplifier l'information sur l'inscription issue de la base SISE afin de ne retenir qu'un nombre réduit de situation possible, les états. Nous en retenons huit : l'obtention du bac, l'inscription dans l'une des trois années de licence, en master 1 et en master 2, en distinguant à chaque fois l'inscription à Dauphine de celle dans les autres universités ; un état « donnée manquante » s'ajoute.

Nous avons identifié quatre types de trajectoires étudiantes :

- (1) **L1-M2 à Dauphine** Ce type regroupe les trajectoires des étudiant-es ayant fait l'intégralité (ou l'essentiel) de leur scolarité à l'Université Paris 9 Dauphine ; il regroupe plus du tiers des trajectoires et les étudiant-es de classes sociales très favorisées y sont surreprésenté-es (68% contre 59% en moyenne en M2 de Paris-Dauphine, ce qui est déjà particulièrement élevé).
- (2) **Autre université puis M2 à Dauphine** Un second type de trajectoires commence par un cycle Licence complet et un M1 dans une université française autre que l'Université Paris-Dauphine, suivis par un M2 dans cette dernière. Ce groupe et le suivant comporte environ un sixième des trajectoires. C'est le groupe comportant le plus d'étudiant-es venant de l'extérieur de l'Ile de France (34% contre 19% en moyenne) et comporte le moins d'étudiant-es de classes très favorisées (50%).
- (3) **Autre université puis L3-M2 à Dauphine** Certain-es étudiant-es rejoignent Dauphine pour leur dernière année de licence (souvent dans le cadre d'un magistère) ou (plus rarement) pour leur première année de master. C'est le groupe où l'on trouve le plus de boursier-ères (22% contre 14% dans l'échantillon).
- (4) **Hors champs puis M2 à Dauphine** Près d'un tiers les étudiants qui arrivent en M2 à l'Université Paris 9 Dauphine après plusieurs années passées hors du système universitaire français (ces étudiants peuvent avoir étudiés en grandes écoles ou dans des universités étrangères ou ils peuvent reprendre leurs études après avoir occupé un emploi). Ce groupe d'étudiant-es est plus âgé et comporte plus d'étranger-ères (49% contre 25% en moyenne).

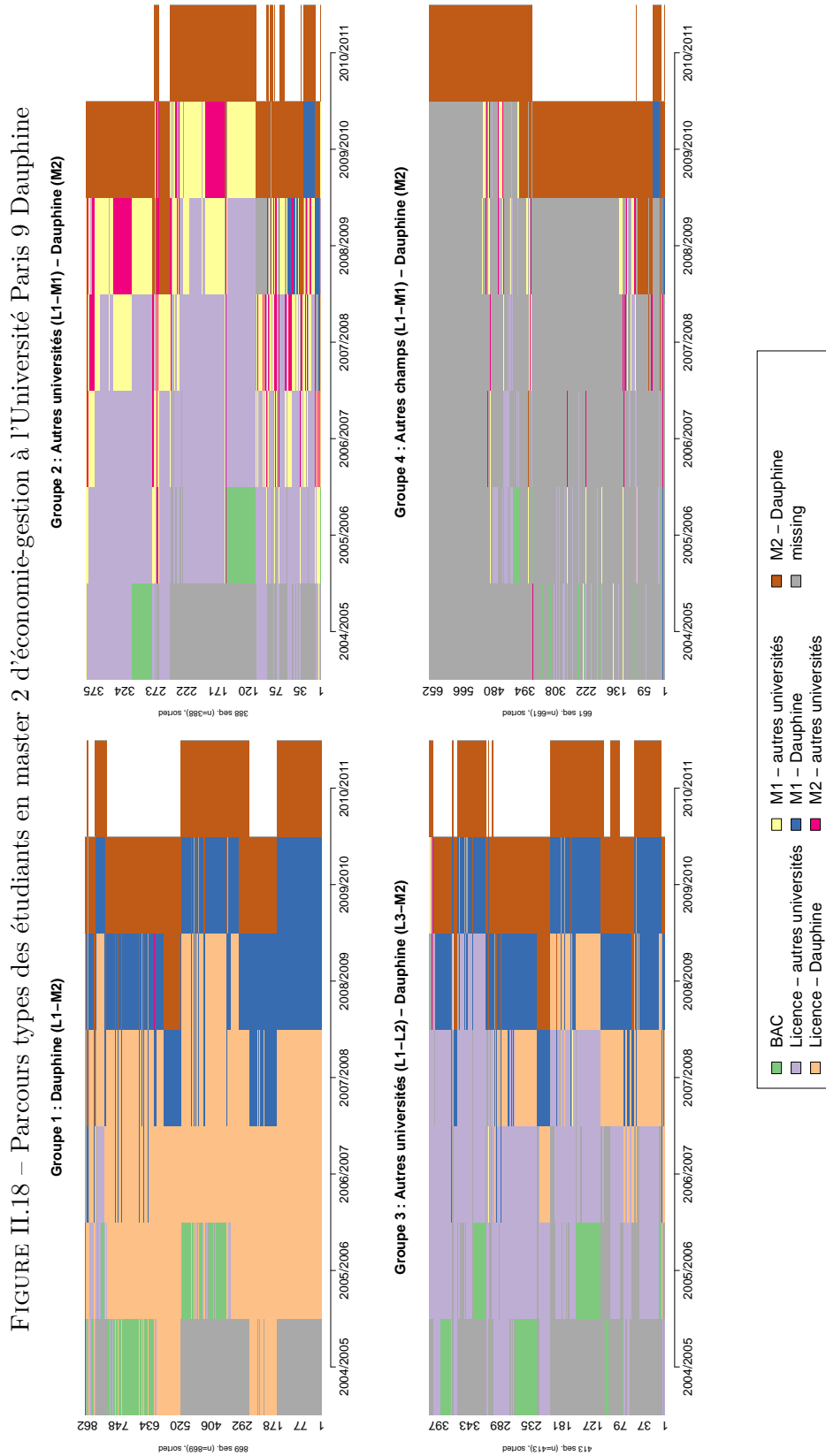
La figure II.18 représente les quatre « tapis » correspondant aux quatre groupes : chaque ligne (fil) d'un tapis correspond à un·e étudiant·e et représente son parcours à l'aide d'un code couleur. Les fils du bas de la sous-figure en haut à gauche (groupe 1) numérotés de 1 à 77 correspondent à 77 parcours identiques (du moins selon les états que nous avons retenu) chacun constitué d'une donnée manquante (gris) suivie de six années à Dauphine, dont trois années de licence (beige), deux années de master 1 (bleu) et une année en master 2 (marron). Toutes les trajectoires terminent nécessairement par une année en master 2 à Dauphine, en 2009-2010 ou 2010-2011 puisque c'est suivant cette condition que nous avons constitué l'extraction.

Les frais renforcent la ségrégation

Une régression logistique multinomiale non ordonnée des types de parcours permet ensuite de déterminer comment les trajectoires individuelles peuvent être reliées aux caractéristiques socio-économiques des étudiants et dans quelle mesure l'introduction de frais d'inscription renforce certains types de parcours (et donc de profils socio-économiques) au détriment d'autres. L'usage de l'analyse de séquences, et *a fortiori* son articulation avec un modèle logit, étant peu courante, il peut être utile de préciser comment lire les résultats présentés dans le tableau II.2. La première colonne donne ainsi les effets marginaux des variables sur la probabilité qu'une trajectoire du groupe 1 (scolarité complète à Dauphine) soit observée ; les PCS inférieures ont ainsi toutes un effet négatif sur la probabilité d'effectuer ce type de trajectoire par rapport à la catégorie « très favorisée », et la significativité comme l'importance de l'effet négatif augmente à mesure que l'on descend dans la hiérarchie des PCS.

On peut observer que **la hausse des frais d'inscription renforce le groupe 4 des étudiant·es sortant de grande école ou ayant suivi une formation à l'étranger, au détriment des groupes 2 et 3 contenant davantage d'étudiant·s d'origine populaire et/ou boursier·ères**. L'effet de l'année est symétrique à l'effet des frais puisqu'il modélise la distinction entre l'ensemble des masters de 2009-2010 et les masters restés au tarif national en 2010-2011. Ainsi, on n'observe pas une augmentation importante des trajectoires du groupe 4 en 2010-2011, mais plutôt une concentration sur les masters DGE, qui ne pouvaient être observée en 2009-2010 avant la réforme.

Les autres effets estimés sont attendus et correspondent à l'analyse descriptive des groupes du tableau II.1 : les étudiant·es issu·es des classes populaires inscrit·es en master 2 à Dauphine ont significativement plus de chance de provenir d'une trajectoire du groupe 2 (arrivée en M2). Ce groupe est également celui des étudiant·es « montant » à Paris depuis l'extérieur de l'Île de France. Les étudiants ont moins de chance d'avoir suivi un parcours complet à Dauphine, et plus d'y arriver en L3 (sans doute après une classe préparatoire). Les étudiant·es étranger·ères ont plus de chance d'avoir suivi une trajectoire du groupe 4.



Champ de l'étude : 2 331 parcours d'étudiants inscrits en master 2 d'économie-gestion à l'Université Paris 9 Dauphine en 2009/2010 et 2010/2011.

TABLE II.1 – Caractéristiques socio-économiques des étudiants en master 2 d'économie-gestion à l'Université Paris 9 Dauphine par parcours type

Caractéristiques socio-économiques	Groupe 1 (n=869)	Groupe 2 (n=388)	Groupe 3 (n=413)	Groupe 4 (n=661)	Ensemble (n=2 331)
PCS					
Très favorisée	67,6	50,3	56,9	54,6	59,1
Favorisée	9,7	11,9	11,4	10,0	10,4
Moyenne	13,5	18,8	16,5	16,6	15,8
Défavorisée	9,3	19,1	15,3	18,8	14,7
Bourse sur critères sociaux					
Non boursier	86,2	79,4	77,5	94,3	85,8
Boursier	13,8	20,6	22,5	5,8	14,2
Sexe					
Féminin	58,1	51,6	48,7	53,7	54,1
Masculin	41,9	48,5	51,3	46,3	45,9
Nationalité					
Française	87,1	83,5	80,9	51,0	75,2
Étrangère	12,9	16,5	19,1	49,0	24,8
Origine géographique					
Paris	45,9	34,8	35,1	42,7	41,2
Seine et Marne	2,9	3,9	1,2	0,9	2,2
Yvelines	9,8	3,4	6,3	2,1	5,9
Essonne	3,6	2,8	4,1	2,7	3,3
Hauts de Seine	16,0	7,2	17,2	15,9	14,7
Seine Saint Denis	3,5	4,1	2,7	2,9	3,3
Val de Marne	5,8	8,3	6,5	6,5	6,5
Val d'Oise	3,7	4,4	2,7	1,7	3,1
Hors Île de France	9,0	31,2	24,2	24,7	19,8
Âge					
≤ 22	36,0	21,7	32,9	13,5	26,7
[23; 24]	54,0	52,3	55,2	40,4	50,0
≥ 25	10,0	26,0	11,9	46,1	23,3

Champ de l'étude : 2 331 parcours d'étudiants inscrits en master 2 d'économie-gestion à l'Université Paris 9 Dauphine en 2009/2010 et 2010/2011.

Source : Calculs réalisés à partir des bases de données « SISE universités inscriptions », « SISE universités résultats » et « AGLAE » – MESR-DGESIP-DGRI-SIES / système d'information SISE et système d'information AGLAE (extraction au 15 mars).

TABLE II.2 – Estimation du modèle logit multinomial, probabilité pour un étudiant d'être issu de l'un des parcours types (effets marginaux)

Variables socio-économiques	Groupe 1 : Dauphine (L1-M2)	Groupe 2 : autres universités (L1-M1) – Dauphine (M2)	Groupe 3 : autres universités (L1-L2) – Dauphine (L3-M2)	Groupe 4 : autres champs (L1-M1) – Dauphine (M2)
PCS				
Très favorisée (<i>réf.</i>)	-	-	-	-
Favorisée	-0,064 [†] (0,036)	0,056 [†] (0,029)	0,016 (0,029)	-0,008 (0,036)
Moyenne	-0,090** (0,031)	0,055* (0,024)	0,000 (0,025)	0,035 (0,030)
Défavorisée	-0,155*** (0,036)	0,084*** (0,026)	0,015 (0,027)	0,056 [†] (0,032)
Bourse				
Non boursier (<i>réf.</i>)	-	-	-	-
Boursier	0,023 (0,034)	0,052* (0,025)	0,096*** (0,024)	-0,172*** (0,038)
Sexe				
Féminin (<i>réf.</i>)	-	-	-	-
Masculin	-0,057** (0,022)	0,003 (0,018)	0,045** (0,017)	0,009 (0,021)
Nationalité				
Française (<i>réf.</i>)	-	-	-	-
Étrangère	-0,192*** (0,024)	-0,082*** (0,024)	-0,000 (0,023)	0,275*** (0,023)
Origine géographique				
Paris (<i>réf.</i>)	-	-	-	-
Île de France	-0,025 (0,023)	-0,004 (0,021)	0,025 (0,020)	0,003 (0,024)
Hors Île de France	-0,349*** (0,033)	0,129*** (0,023)	0,053* (0,024)	0,167*** (0,028)
Âge	-0,081*** (0,008)	0,025*** (0,005)	-0,027*** (0,006)	0,082*** (0,006)
Type de master				
Tarif national (<i>réf.</i>)	-	-	-	-
Frais d'inscription	0,039 (0,030)	-0,066*** (0,025)	-0,056* (0,024)	0,083** (0,031)
Année				
2009-2010 (<i>réf.</i>)	-	-	-	-
2010-2011	0,002 (0,028)	0,0247 (0,022)	0,048* (0,022)	-0,074** (0,028)

Seuil de significativité : *** : $p \leq 0,001$, ** : $p \leq 0,01$, * : $p \leq 0,05$, [†] : $p \leq 0,1$.

Champ de l'étude : 2331 parcours d'étudiants inscrits en master 2 d'économie-gestion à l'Université Paris 9 Dauphine en 2009/2010 et 2010/2011.

Notes : Le groupe de référence utilisé dans la stratégie d'estimation est le groupe 1.

Dans l'estimation du modèle nous avons regroupé les départements d'Île de France afin de mesurer les effets liés à l'éloignement géographique avec l'Université Paris 9 Dauphine.

Lecture : L'effet marginal estimé indique l'influence de la modalité active sur la probabilité qu'un étudiant soit issu de l'un des parcours types par rapport aux étudiants définis par la modalité de référence.

Source : Calculs réalisés à partir des bases de données « SISE universités inscriptions », « SISE universités résultats » et « AGLAE » – MESR-DGESIP-DGRI-SIES / système d'information SISE et système d'information AGLAE (extraction au 15 mars).

Les frais n'ont pas d'effet incitatif

Nous évaluons l'effet des frais d'inscription sur la réussite des étudiants en utilisant la méthode des doubles différences à partir d'un modèle non linéaire. Cette méthode requiert l'existence de deux groupes : le premier, appelé groupe de traitement, correspond aux master 2 payants d'économie-gestion à Paris-Dauphine ; le second groupe, appelé groupe de contrôle, comporte les étudiant-es des masters qui restent au tarif national. L'estimateur des doubles différences compare alors l'évolution du taux de réussite dans le groupe traité avant et après la mise en œuvre du traitement avec celle du groupe de contrôle. L'utilisation d'un groupe de contrôle permet de neutraliser l'évolution du taux de réussite non imputable à la hausse des frais. Remarquons qu'il est impossible dans ce cadre de distinguer un éventuel effet dû à l'effort des étudiant-es ou des enseignant-es (ou leur complaisance) d'un effet de modification des candidatures (les étudiant-es évitant les frais ou au contraire étant attiré-es par un effet signal) ou de sélection par les responsables des masters. C'est un effet global qui est évalué.

Quelle que soit la spécification retenue, nous n'observons pas de différence significative entre les évolutions des taux de réussite de nos deux groupes. Ce résultat indique que l'introduction de frais d'inscription à Dauphine n'a pas eu d'effet sur la réussite au diplôme des étudiant-es. Ces résultats contredisent les prédictions des travaux théoriques sur l'efficience économique des frais d'inscription rappelés à la section 2.

On retrouve par contre une différence significative entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle, qui n'est pas dû à l'introduction des frais (à l'impact nul estimé par double différence) mais à la « simple différence » permanente dans le temps entre les masters qui restent au tarif national et ceux dont les frais augmentent. Ainsi, la probabilité de réussite est significativement plus élevée dans les masters destinés à délivrer un DGE (de 21,9 % dans le modèle complet), sans doute plus sélectifs d'un point de vue académique, que dans les masters restant au tarif national, tant avant qu'après la hausse des frais.

4 Les choix scolaires ne reposent pas (encore) sur un calcul économique

Dans une dynamique de relèvement des frais d'inscription, les Écoles normales supérieures, avec leurs élèves fonctionnaires rémunéré-es, apparaissent singulières. Dans cet article, nous utilisons la structure du système de formations des élites françaises pour (con-)tester la théorie du capital humain, et en particulier son hypothèse la plus fondamentale : les étudiant-es opéreraient leurs choix scolaires en confrontant le coût des études au supplément de revenu qu'on peut en attendre. En effet, les débouchés des classes préparatoires économiques et commerciales permettent à un très petit nombre d'étudiant-es de pouvoir choisir entre deux établissements, l'École normale supérieure de Cachan (ENSC) et l'École des hautes études commerciales de Paris (HEC), aux coûts et perspectives salariales opposés. En effet, si l'ENSC pratique les frais d'inscription nationaux et paye ses élèves 1 300 euros net mensuel durant les 48 mois de la scolarité, HEC demande des frais

TABLE II.3 – Estimation en doubles différences, probabilité pour un étudiant de réussir au diplôme, modèle Probit (effets marginaux)

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Groupe de traitement	0,238*** (0,020)	0,236*** (0,020)	0,222*** (0,020)	0,221*** (0,020)	0,220*** (0,020)	0,220*** (0,020)	0,218*** (0,020)	0,219*** (0,020)
Indicateur du temps	0,017 (0,018)	0,013 (0,018)	0,008 (0,018)	0,008 (0,018)	0,008 (0,018)	0,010 (0,018)	0,009 (0,018)	0,012 (0,018)
Effet d'interaction	0,029 (0,031)	0,031 (0,031)	0,036 (0,030)	0,018 (0,030)	0,018 (0,030)	0,018 (0,030)	0,018 (0,030)	0,018 (0,030)
PCS (Très favorisée réf.)								
Favorisée	-	0,001 (0,025)	-0,016 (0,025)	-0,017 (0,025)	-0,015 (0,025)	-0,016 (0,025)	-0,018 (0,025)	-0,011 (0,025)
Moyenne	-	-0,014 (0,021)	-0,037† (0,021)	-0,037† (0,021)	-0,035† (0,021)	-0,040† (0,021)	-0,044* (0,021)	-0,042* (0,021)
Défavorisée	-	-0,056** (0,020)	-0,085*** (0,020)	-0,086*** (0,020)	-0,076*** (0,021)	-0,076*** (0,021)	-0,081*** (0,021)	-0,068*** (0,021)
Boursier (Non boursier réf.)								
Boursier échelon 0	-	-	0,163** (0,059)	0,163** (0,059)	0,148* (0,059)	0,136* (0,059)	0,137* (0,059)	0,127* (0,058)
Boursier échelon 1	-	-	0,111† (0,057)	0,112† (0,058)	0,095† (0,057)	0,086 (0,057)	0,085 (0,058)	0,075 (0,057)
Boursier échelon 2	-	-	0,185* (0,084)	0,187* (0,084)	0,174* (0,084)	0,172* (0,085)	0,170* (0,086)	0,157† (0,085)
Boursier échelon 3	-	-	0,190** (0,080)	0,191* (0,080)	0,178* (0,079)	0,169* (0,077)	0,166* (0,078)	0,156* (0,077)
Boursier échelon 4	-	-	0,208† (0,123)	0,211† (0,124)	0,196 (0,122)	0,203 (0,125)	0,197 (0,123)	0,180 (0,122)
Boursier échelon 5	-	-	0,241*** (0,063)	0,240*** (0,063)	0,225*** (0,062)	0,217*** (0,062)	0,217*** (0,062)	0,207*** (0,062)
Boursier échelon 6	-	-	0,193*** (0,060)	0,194*** (0,060)	0,185** (0,060)	0,186** (0,060)	0,193** (0,061)	0,181** (0,061)
Sexe (Féminin réf.)								
Masculin	-	-	-	-0,019 (0,014)	-0,023 (0,014)	-0,023 (0,014)	-0,020 (0,014)	-0,017 (0,014)
Nationalité (Française réf.)								
Étrangère	-	-	-	-	-0,043** (0,016)	-0,042** (0,016)	-0,062** (0,024)	-0,061** (0,024)
Origine géographique (Paris réf.)								
Seine et Marne	-	-	-	-	-	-0,035 (0,045)	-0,039 (0,045)	-0,047 (0,045)
Yvelines	-	-	-	-	-	0,034 (0,034)	0,031 (0,034)	0,022 (0,034)
Essonne	-	-	-	-	-	0,039 (0,044)	0,039 (0,044)	0,036 (0,044)
Hauts de Seine	-	-	-	-	-	-0,007 (0,021)	-0,010 (0,021)	-0,011 (0,021)
Seine Saint Denis	-	-	-	-	-	-0,010 (0,039)	-0,011 (0,039)	-0,015 (0,039)
Val de Marne	-	-	-	-	-	0,025 (0,030)	0,027 (0,030)	0,025 (0,030)
Val d'Oise	-	-	-	-	-	0,018 (0,044)	0,010 (0,044)	0,004 (0,044)
Hors Île de France	-	-	-	-	-	0,055** (0,020)	0,051* (0,021)	0,047* (0,021)
Série du baccalauréat (Scientifique réf.)								
Littéraire	-	-	-	-	-	-	0,044 (0,044)	0,051 (0,044)
Économique	-	-	-	-	-	-	0,031† (0,018)	0,031† (0,018)
Technologique STT	-	-	-	-	-	-	0,042 (0,078)	0,078 (0,078)
Autres technologiques	-	-	-	-	-	-	-0,205 (0,145)	-0,165 (0,145)
Professionnel	-	-	-	-	-	-	-0,079 (0,139)	-0,043 (0,139)
Dispensé	-	-	-	-	-	-	0,042 (0,028)	0,055* (0,028)
Âge	-	-	-	-	-	-	-	-0,009*** (0,003)

Seuil de significativité : *** : $p \leq 0,001$, ** : $p \leq 0,01$, * : $p \leq 0,05$, † : $p \leq 0,1$.

Lecture : Les écarts types (entre parenthèses) sont calculés à l'aide de la méthode du Delta.

Champ de l'étude : 2477 étudiants inscrits en master 2 d'économie-gestion à l'Université Paris 9 Dauphine en 2009/2010 et 2010/2011.

Source : Calculs réalisés à partir des bases de données « SISE universités inscriptions », « SISE universités résultats » et « AGLAE » – MESR-DGESIP-DGRI-SIES / système d'information SISE et système d'information AGLAE (extraction au 15 mars).

élevés depuis de nombreuses années, qui s'élèvent jusqu'à 11 900 euros en 2011. L'alternative peut dès lors se lire en termes économiques clairs, que les étudiant·es sont aptes à manipuler de part leur formation. Enfin, la situation exceptionnelle de ces étudiant·es permet de plus d'écarter une éventuelle contrainte de crédit³ : si leurs parents n'ont pas les moyens de prendre en charge leur scolarité dans la perspective du choix d'HEC, les banques se pressent pour fournir un crédit étudiant couvrant la totalité des besoins.

Nous menons au printemps 2012 une série d'entretiens semi-directifs auprès d'élèves admis·es à ces deux établissements. La population source des bi-admis est assez limitée, d'une part parce que l'ENSC recrute peu d'élèves issu·es des prépas commerciales (au plus une dizaine chaque année, ce qui correspond à une trentaine d'admis·es en liste principale ou complémentaire), et d'autre part parce que les épreuves de deux concours ne se recoupent pas complètement. L'accès aux bi-admis·es ayant choisi l'ENSC n'a pas posé de problème du fait de l'affiliation des auteur·es. Pour les bi-admis ayant choisi HEC, nous avons recherché les désistements au sein des listes d'admis·es à l'ENSC. L'échantillon ainsi constitué est composé de deux normaliennes et deux normaliens (admis·es aux concours 2007, 2010 et 2011) ainsi que d'une étudiante et deux étudiants à HEC (admis·es aux concours 2008, 2009 et 2011), chacun ayant été simultanément admis aux deux écoles lors du concours. Comme attendu, tous disposent d'un fort capital scolaire et culturel, et un seul étudiant (normalien) est boursier. Dès la description la plus sommaire, des distinctions apparaissent entre les deux populations : les trois « provinciaux » ont choisi l'ENSC.

Économiquement, les étudiants bi-admis ont le choix entre, d'une part, payer des frais de scolarité élevés pendant trois ans à HEC pour ensuite mener une carrière fortement rémunératrice de cadre dirigeant ou d'entrepreneur et, d'autre part, recevoir un salaire de fonctionnaire stagiaire pendant quatre ans à la condition de travailler par la suite six années supplémentaires pour l'État en échange d'un revenu relativement limité. L'existence même d'étudiants choisissant l'ENSC met en difficulté le modèle, tandis que le cas des étudiants d'HEC est a priori plus favorable à ce cadre théorique.

Les élèves préférant HEC s'appuient en effet sur la théorie du capital humain pour justifier leur choix, conforme à ses prédictions. Pourtant, il apparaît qu'en pratique ces élèves n'ont pas eu à arbitrer dans la mesure où leurs parents prennent en charge leurs frais. La rémunération qu'aurait entraîné le choix de l'ENSC n'est pas intervenu dans la prise de décision. On observe même un phénomène contradictoire avec le calcul économique : la hausse des frais à HEC est accueilli positivement, permettant une forme de consommation ostentatoire, un renforcement de la distinction. La recherche de la reproduction de la position sociale favorisée des parents semble déterminante.

Si des raisonnements économiques apparaissent également dans les entretiens des élèves de l'ENSC, avec des références directes à la théorie du capital humain du fait de la for-

3. La contrainte de crédit est peut-être le seul frein à la hausse des frais que les partisans de l'approche beckerienne veulent bien reconnaître. Elle les amène alors à proposer des formes d'intervention publique pour lever la contrainte (prêts publics ou garantis par l'État).

mation des enquêté-es, ils n'emportent pas la décision. Ainsi, lorsqu'on demande à une normalienne si elle a choisi l'ENSC pour le salaire, elle répond : « Ha non ! [...] En termes futurs, j'aurais plus gagné en étant allée à HEC que là, en étant à l'ENS. Mais bon, je le sais. Et ça ne me dérange pas tellement. »

Les élèves ayant choisi l'ENSC justifient leur choix par une identification aux valeurs et aux conditions de travail associées à la fonction publique, en opposition à celles qui prévalent dans le secteur du commerce, ou par un arbitrage entre enrichissement monétaire et enrichissement intellectuel en faveur du second. Les carrières des parents sont déterminantes, qu'il s'agisse de les reproduire en devenant fonctionnaire ou au contraire d'échapper aux aléas d'une carrière dans le privé.

Cette décision sur une base qualitative, de vocation, n'empêche pas le recours au raisonnement et au calcul. Ainsi, l'un des normaliens explique : « J'avais une petite réserve d'argent qui faisait que je pouvais le faire [choisir HEC]... Si je travaillais l'été et que mes parents finançaient les dépenses quotidiennes, je pouvais payer un peu moins de la moitié des frais de scolarité, mais je n'avais pas envie de débiter ma vie active endetté jusqu'au cou. [...] Cela signifie qu'au moment où tu fais ton choix de carrière, tu es sous contrainte. Certes, l'emprunt est indolore mais il va falloir que je choisisse tel type de poste. Si je veux bosser dans l'administration, t'es moins bien payé. Je rembourse comment ? Je n'avais pas trop envie de me retrouver pris au piège. »

On observe finalement une forme de calcul à rebours du modèle de Becker : les élèves qui auraient réellement dû faire un investissement en choisissant HEC et donc contracter en contrepartie un emprunt, s'y refusent par rejet de l'obligation d'embrasser ensuite une carrière fortement rémunératrice afin de rentabiliser l'investissement, et rembourser l'emprunt.

5 Un système de financement par répartition ?

Après ces critiques des arguments en faveur de la hausse des frais d'inscription et la théorie du capital humain qui les structure, ce que nous appelons une éducation par capitalisation, nous proposons un mode de financement alternatif de l'enseignement supérieur, répondant au besoin – réel – de moyens supplémentaires et permettant d'en améliorer l'équité, telle que nous l'avons défini dans la section 2. Il s'agit donc d'une part de favoriser l'accès et d'assurer les conditions de réussite des étudiant-es issu-es des classes populaires. Il faut d'autre part définir des modalités de contributions réellement progressives. Nous proposons un système d'enseignement supérieur par répartition, articulant le financement public par un impôt progressif et une allocation universelle d'autonomie à destination des étudiants financée par des cotisations.

La référence aux modalités de financement des retraites vise à insérer la discussion économique, qui pourrait se restreindre à une perspective technique et mécanique en termes d'efficacité et de répartition, dans une optique plus large et attentive au rôle émancipateur

de l'éducation. S'il est utile d'isoler la question du financement, il importe de mentionner d'autres changements nécessaires. Le système éducatif français, même gratuit ou presque, est en effet actuellement ségrégué et hiérarchisé, dans les modes de production et de transmission des savoirs ; et l'éducation doit être pensée en lien avec les politiques fiscale, de logement et d'emploi.

Une éducation par répartition doit être conçue comme un contrat social entre générations, permettant d'offrir à la jeunesse de bonnes conditions d'études en contrepartie d'un engagement de chaque citoyen à participer, selon ses moyens, au financement du système. Comme pour les retraites par répartition, il s'agit de l'affectation des richesses produites à un instant donné, et non d'une logique de capitalisation et de remboursement. Ce système devrait, selon nous, reposer sur deux piliers fondamentaux : une allocation universelle d'autonomie (AUA) pour tous les étudiants et un financement accru et pérenne des universités, notamment pour le cycle de licence. Ces nouvelles dépenses permettraient de corriger le sous-financement de l'enseignement supérieur en France vis-à-vis des pays comparables. Avec 1,4% de son PIB (dont 1,2% du PIB de dépenses publiques), la France est légèrement en-dessous de la moyenne des pays membres de l'OCDE (1,5%) et très loin derrière les Etats-Unis qui consacrent bien davantage de moyens à l'enseignement supérieur (2,5% de leur PIB), y compris lorsque l'on regarde les seules dépenses publiques (1,5% du PIB)

Une allocation universelle d'autonomie

L'allocation que nous proposons s'inscrit dans l'une des branches de la sécurité sociale (la famille) et son montant n'est modulé qu'en fonction de la situation de l'étudiant·e vis-à-vis du logement. Elle est donc versée à tou·tes les étudiant·es quelques soient les ressources de leurs parents. Afin de ne pas fixer une allocation sous le seuil de pauvreté, nous retenons donc un montant d'allocation mensuelle à 1 000 euros (sur 12 mois) pour les étudiant·es qui ne sont pas logé·es chez leurs parents et de 600 euros par mois (sur 12 mois également) pour les autres. La part logement de 400 euros doit s'entendre comme une moyenne, qui devrait être modulé suivant le lieu de résidence.

Le coût brut de l'AUA, pour 2,4 millions d'étudiant·es (dont un tiers hébergé·es par leurs parents selon l'OVE), s'établirait alors d'environ 24 milliards d'euros par an à effectif d'étudiants constant, auxquels peuvent être retirées les économies réalisables sur d'autres aides : tout d'abord les 2,8 milliards d'euros d'aides directes actuellement accordées par l'Etat (1,5 milliards d'euros correspondant aux bourses et prêts, 1,1 milliards d'euros des allocations de logement social (ALS), 200 millions d'euros des aides personnalisées au logement (APL) ; 300 millions d'aides indirectes correspondant au logement et à l'exonération des droits d'inscription sous leur forme actuelle ; 1,6 milliards d'euros d'aides fiscales (qui, du reste, ont un caractère anti-redistributif). La mise en place de l'allocation universelle d'autonomie amènerait à supprimer ces mécanismes d'aide (soit une économie de 5 milliards d'euros environ) au profit d'une allocation identique pour tous les étudiants, quel

que soit le revenu de leurs parents. Il en résulterait, pour la mise en œuvre de l'AUA, un coût net de 19 milliards d'euros.

Un financement accru en licence

Des moyens supplémentaires sont nécessaires pour permettre aux universités d'assurer une réelle prise en charge et un suivi approfondi des étudiant·es, en particulier au niveau des licences qui accueillent une proportion notable et croissante d'étudiant·es d'origine populaire (bien davantage que les classes préparatoires pourtant beaucoup mieux dotées par l'Etat). Afin d'aligner la dépense annuelle moyenne par étudiant·e à l'université (9 000 euros) et en classe préparatoires aux grandes écoles (14 000 euros), il faut donc dégager 5 000 euros supplémentaires par étudiant·e inscrit·e en licence, soit 5 milliards pour cette population d'environ un million d'étudiant·es.

Si le financement de la mesure repose uniquement sur l'impôt sur le revenu, les 5 milliards d'euros peuvent être obtenus par un accroissement homothétique des prélèvements réalisés sur chacune des tranches de revenus. Cette solution entraînerait une hausse des taux marginaux d'imposition de 7%. La première tranche d'imposition resterait ainsi inchangée (à 0 %), la seconde passerait de 5,5 % à 5,9 % la troisième de 14% à 15%, la quatrième de 30% à 32,1% et la dernière de 41% à 43,9%. La progressivité des contributions apparaît clairement : la grande majorité des ménages ne seraient (pratiquement) pas touchés. Une solution plus progressive est également envisageable, en particulier en ajoutant des tranches afin de prolonger la progressivité au sein des plus hauts revenus.

L'équité par la répartition

La conditionnalité de l'allocation universelle d'autonomie a des conditions d'assiduité et de réussite, assorties de mesures permettant de rétablir une égalité de fait, garantissant l'équité et l'efficacité du système d'enseignement supérieur tout en assurant un financement pérenne et peu sensible aux conjonctures. En finançant mieux les filières dans lesquelles les étudiants issus de milieux modestes sont surreprésentés et en offrant un accès, identique pour tous les étudiants, à un minimum de ressources, il contribue à l'égalité des chances et réduit les risques de voir des étudiants issus de milieux modestes renoncer à leurs études, y compris prestigieuses.

Nous conduisons dans FLACHER, Hugo HARARI-KERMADEC & MOULIN (2015) une série de simulations du coût net pour les ménages sur un cycle de trente ans, intégrant les éventuelles études supérieures des enfants. Les familles aux revenus les plus modestes (familles ouvrières et médianes) voient leurs revenus nets augmenter avec la mise en place d'une éducation par répartition. Il en va de même, le plus souvent, pour les cadres moyens (i.e. ceux qui se situent dans la moyenne de la distribution des revenus des cadres). En revanche, les ménages de cadres supérieurs (correspondent au 9ème décile de la distribution des revenus) et les ménages sans enfant (ou sans enfant intégrant l'enseignement supérieur)

supportent une partie du coût de ce dispositif, en complément du financement effectivement supporté par les entreprises soumises aux cotisations patronales.

6 Le rôle de la quantification dans la marchandisation

Cet article, co-écrit avec Elsa Boulet à partir de son travail de mémoire de master (BOULET, 2013), marque une inflexion par rapport aux articles précédents qui se concentraient sur les effets quantitatifs des frais d'inscription. Il initie mon travail sur les transformations qualitatives de l'Université, que je développe dans le chapitre suivant. Nous y développons déjà que la quantification joue un rôle central dans les transformations de l'organisation des établissements anglais, du travail académique et du rapport des étudiant·es aux études. Dans le processus de marchandisation⁴ du secteur universitaire, à l'œuvre en Europe depuis le début des années 1980, la quantification joue en effet un rôle central, en établissant des équivalences et des hiérarchies (classements) : elle permet de traiter des universités, des formations ou encore des chercheurs·euses comme des éléments interchangeables dont la valeur n'est pas intrinsèque mais est déterminée par le rapport de l'offre et de la demande. En nous appuyant sur l'étude de cas d'une université anglaise, nous voulons montrer ici comment marchandisation et quantification vont de pair. Nous montrerons comment les chiffres sont mobilisés par l'État et par la direction de l'université étudiée pour transformer l'enseignement et la recherche en éléments interchangeables, réductibles à un seul ou un très petit nombre de critères pertinents ; et pour donner corps à cette réduction en orientant les pratiques des universitaires. Le caractère performatif de la quantification est ainsi utilisé comme un outil de transformation de la réalité sociale, avec pour finalité la mise en marché du secteur universitaire.

Méthodologie : une monographie pour comprendre la marchandisation en actes

Notre argumentation part de l'étude de cas d'une université anglaise, renommée ici université de Ghimwall. C'est un établissement renommé et sélectif, et qui attire de nombreux·ses étudiant·es étranger·ères, venant majoritairement de familles aisées. Le travail d'enquête s'est étendu de septembre 2012 à juin 2013, à l'occasion de l'application du nouveau régime de financement de l'enseignement supérieur : triplement du plafond des frais de scolarité (de £ 3 000 à £ 9 000 par an en licence) et quasi-suppression des subventions publiques à l'enseignement. L'année universitaire 2012-2013 était aussi l'année de clôture du REF (Research Excellence Framework), l'évaluation nationale de la recherche. Il lie plusieurs méthodes à nos yeux complémentaires : l'observation ethnographique depuis le point de vue étudiant (dans laquelle la familiarité avec le système universitaire français a pu être une ressource par l'étonnement qu'ont suscité certains aspects de l'université anglaise observée) ; une étude de documents (du HEFCE, du REF, et de l'université de Ghimwall principalement) ; et des entretiens semi-directifs. Les entretiens ont été réalisés

4. Je propose une définition de la marchandisation au chapitre 3, page 100.

avec des enseignant-chercheur-es (12 entretiens) de deux départements aux caractéristiques contrastées, et avec les dirigeants des principaux services de l'université – les Senior Officers (10 entretiens).

Quantifier, évaluer

Cette grande mutation (BRUNO, CLÉMENT & LAVAL, 2010) de l'enseignement supérieur et de la recherche européenne repose sur la production de statistiques permettant de comparer les performances des États européens, identifiant ainsi de « bonnes pratiques » mais également de « mauvais élèves ». Cette production de statistiques, à première vue purement descriptive, doit être comprise comme une opération de quantification avec sa phase active de mise en nombres, de normalisation. Les activités d'enseignement et de recherche des différents pays sont mis en comparaison au cours du processus. Il s'agit là de commensuration au sens où l'emploie W. N. ESPELAND & STEVENS (1998) : la « transformation de qualités différentes en une métrique commune ». La commensuration est une opération de réduction et de comparaison : réduction à un critère pertinent, et comparaison par rapport à ce critère. Par exemple, suivant le critère du nombre de citations, un article de philosophie et un article de biologie deviennent comparables, et il est fait abstraction des toutes les autres caractéristiques des articles, en particulier disciplinaires.

Quantifier la qualité de la recherche et la productivité des chercheur·ses

La quantification de la « qualité » de la recherche produite et de son utilité économique ou sociale immédiate (« l'impact ») correspond à une conception de la recherche comme une activité productive, génératrice de profit (économique ou symbolique). Cette conception est explicitement celle mis en avant par le REF sur son site (<http://www.ref.ac.uk/about/>, page consultée le 12 décembre 2014). Une partie importante des subventions publiques de la recherche sont conditionnées par les scores de qualité attribués par le REF, avec une logique de distinction qui concentre les fonds dans les départements les mieux notés. L'évaluation de la recherche effectue donc deux opérations : le passage d'une diversité de caractéristiques (diversité des disciplines, diversité des approches au sein d'une même discipline) à une métrique commune (un score de qualité), qui permet la comparaison et le classement ; et dans un second temps la constitution sur la base de ce score d'une valorisation en termes d'équivalent général : une somme d'argent versée au département par le HEFCE (subventions), en d'autres termes la valeur de la recherche. L'enjeu est d'inciter les départements à se distinguer et à être productifs (produire des articles, des citations, produire de « l'impact »).

Augmenter les frais et manager les enseignant-es

Le fonctionnement de l'enseignement est plus directement marchand. Il y a en effet, depuis la rentrée 2012 et l'augmentation du plafond des frais de scolarité, un achat d'un

service d'éducation aux universités par les étudiant·es : ceux-celles-ci versent des frais de scolarité, en échange d'une formation universitaire ; avec la fin des subventions publiques pour l'enseignement en 2015, les frais de scolarité constituent ainsi la totalité des revenus perçus à ce titre. On assiste alors à un basculement du modèle économique de l'enseignement supérieur. « - Est-ce que vous vous voyez comme un travailleur du secteur public ? - ... Oui, jusqu'à... octobre [2012]. Maintenant je ne sais plus. - Pourquoi ? - Hum... Le revenu que l'université reçoit des étudiant·es à qui j'enseigne, est entièrement composé des frais payés par les étudiant·es. Donc mon salaire vient de mon travail d'enseigner aux étudiant·es, vient des frais, il n'y a plus de contribution de l'État au budget de l'enseignement, donc je pense que je suis dans le secteur privé. Mais... mais peut-être que c'est une question de sémantique, je ne sais pas. » (enseignant-chercheur) Dans le discours de l'universitaire ci-dessus, la réforme des frais d'inscription marque véritablement un tournant dans sa conception de son travail et de l'université, qui passe d'institution de service public à entreprise privée : la réforme des frais d'inscription établit une équivalence entre les frais et le travail d'enseignement, les frais deviennent le prix de l'éducation et symétriquement l'éducation devient une marchandise. En effet, d'une part, le travail au sein de l'université est quantitativement organisé autour des frais à partir d'une répartition des moyens entre les départements en proportion du volume d'enseignement fourni exprimé en CATS (équivalent des crédits ECTS : si une étudiante du département A choisie de suivre un cours validant un sixième de ses CATS au département B, un sixième de ses frais est transféré du département A vers le département B). D'autre part, les frais sont eux-mêmes fixés à partir du marché grâce à un ensemble de dispositifs de mesure et de calcul (informations statistiques sur l'emploi des diplômés, prix moyen des universités concurrentes, anticipation de la demande d'éducation). À chaque étape, l'enseignement est mis en forme par une étape de quantification afin de pouvoir lui appliquer des modalités de gestion marchande.

Une université anglaise marchandisée

La nouvelle gestion de l'enseignement supérieur et de la recherche en Angleterre met en œuvre un processus de quantification des activités du secteur. Quantification de l'enseignement d'une part : les cours sont standardisés et définis par un ensemble de critères qualitatifs et quantitatifs (nombre d'heures, nombre de CATS), ces derniers pesant plus que les premiers dans la mesure où ils donnent lieu à des comparaisons systématiques et à des classements. La standardisation du service éducatif est indissociable de sa mise en marché : celle-ci a franchi une étape majeure avec le relèvement du plafond des frais de scolarité et la suppression des subventions publiques, un plafond des frais contesté certains les présidents d'université qui estiment perdre (de l'argent) au jeu. Quantification de la recherche d'autre part, avec le conditionnement des subventions publiques, donc de la survie financière du département, par la « qualité » des articles publiés, une qualité paradoxalement mesurée par la réputation des revues et le nombre de citations, ainsi que

par l'utilité immédiate de la recherche. La standardisation des pratiques, qui permet de les rendre comparable, permet du même coup l'instauration d'un marché de l'enseignement et d'un quasi-marché de la recherche, et la transformation de l'activité académique en travail producteur de bénéfices. Réciproquement, la marchandisation du secteur donne corps à la forme spécifique de quantification qui se déploie, celle de la logique de la valeur.

Conclusion

Si les frais de scolarité n'ont pas les qualités que les disciplines de Becker leur accordent, leur promotion s'inscrit dans une politique générale de transformation néolibérale de l'Université (et d'autres secteurs publics) dans laquelle différentes formes de quantification jouent un rôle important. Si cette transformation se présente rarement comme une privatisation pure et simple, le concept plus large de marchandisation (ou celui d'économisation) est critiqué comme trop unilatéral. CHAMBARD & LE COZANET (2016) mettent en avant un risque de réduction qui opposerait un passé fantasmé d'autonomie complète de l'Université à un futur tout aussi complètement subordonné à l'économie. La mise en garde est valable, mais ne doit pas pour autant nous conduire à minorer l'important des transformations en cours ni à les envisager comme une simple modernisation. Je défends l'usage du concept de marchandisation, parce qu'il permet de traiter ensemble des éléments de mise en marché, de transformation du travail académique et de ses « produits », tant sur le plan matériel qu'idéologique. Il s'est avéré pertinent dans notre étude d'une université anglaise (BOULET & Hugo HARARI-KERMADEC, 2014, section 6). Pour construire une approche capable d'être critique sans être unilatérale, il faut appréhender ces transformations dans leur épaisseur et leurs relations, ce que permet un concept large comme celui de marchandisation. Il faut également s'inscrire dans une analyse systémique qui identifie des relations sociales de domination. Dans le chapitre suivant, j'avance quelques réflexions dans cette direction en me restreignant aux transformations qui s'appuient sur une forme de quantification.

Chapitre III

Quantification et marchandisation de l'Université

« Ce n'est pas la monnaie qui rend les marchandises commensurables : au contraire. C'est parce que les marchandises en tant que valeurs sont du travail matérialisé, et par suite commensurables entre elles, qu'elles peuvent mesurer toutes ensemble leurs valeurs dans une marchandise spéciale, et transformer cette dernière en monnaie, c'est-à-dire en faire leur mesure commune. Mais la mesure des valeurs par la monnaie est la forme que doit nécessairement revêtir leur mesure immanente, la durée de travail. » MARX (1875), chapitre 3 : « La monnaie ou la circulation des marchandises ».

Introduction

Ce texte ne prétend pas être une forme moderne de thèse d'État comme peuvent l'être les HDR d'histoire, ni un projet de recherche ayant vocation à être soumis à un appel à projet. Il s'agit plus modestement d'un état des lieux de mes lectures et de mes réflexions à l'heure où je cherche à structurer un positionnement de recherche propre.

L'enseignement supérieur est l'objet d'une recherche soutenue en économie depuis au moins FRIEDMAN (1962). Dans la littérature s'inscrivant dans cette filiation, la principale perspective envisagée est celle de la recherche de l'efficience avec un intérêt particulier pour les mécanismes marchands ou quasi-marchands : frais d'inscription et mécanismes d'accompagnement (bourses et prêts), mise en concurrence (des établissements, des étudiant·es, des enseignant·es) et libéralisation du marché du travail des universitaires. Une partie de la littérature, parfois moins orthodoxe, s'intéresse également à l'équité en termes de contribution, d'accès à l'enseignement supérieur, de choix de filière ou de réussite, suivant la profession et le niveau d'études des parents, le genre ou la race (au sens de la discrimination positive aux États-Unis, par exemple). La période néolibérale, qui commence à la fin des années 1970 et qui ne semble pas avoir pris fin avec la crise de 2008, reconfigure

le rôle économique de l'État, avec l'appui et la participation d'une importante partie des économistes (ORLÉAN, 2013a). Les politiques publiques d'enseignement supérieur et de recherche ne sont pas épargnées. Comme dans d'autres domaines, le Chili de Pinochet et des Chicago Boys est pionnier dans ces réformes universitaires et introduit les frais d'inscription dans les universités publiques dès 1981 (Ley General de Universidades). Le lien entre recherche économique et réforme universitaire est encore plus direct dans le cas de l'Australie où le système de prêts étudiants à remboursement conditionnel au revenu met en œuvre les recommandations d'un économiste de l'éducation, CHAPMAN (1997). En retour, chaque réforme est l'occasion de nouvelles publications discutant de son efficacité (DEARDEN, FITZSIMONS & WYNESS, 2010) ou de ses effets en termes d'équité (FRENETTE, 2007).

Plus rares sont les publications économiques portant sur les transformations des modalités et du contenu des enseignements, du sens et du rôle social de l'enseignement supérieur. C'est donc au-delà de la littérature économique que l'on trouve différent·es auteur·es qui se sont intéressé·es aux transformations néolibérales de l'Université. Des sociologues ont ainsi travaillé sur la prégnance des discours et des logiques économiques dans l'enseignement supérieur et la recherche (GARCIA, 2009; BRUNO, 2013; MUSSELIN, 2009). Les auteurs de *La nouvelle école capitaliste* (LAVAL et al., 2012, p. 147) ont étudié la reconfiguration des liens entre éducation et capitalisme : l'éducation participe de l'économie marchande d'une façon à la fois plus directe et plus explicite avec la « forme valeur de la connaissance et la multiplication des entreprises privées spécialisées dans la production de “capital humain” ». Pour HARVEY (2010, p. 7), l'extension du domaine de valorisation du capital à des secteurs préalablement publics participe d'une forme d'accumulation par dépossession, à côté d'une extension géographique du marché. Différents auteurs (CHAMBARD & LE COZANET, 2016; BEZES & MUSSELIN, 2015) mettent en garde contre les risques d'une analyse en terme d'économicisation (utilisé par GARCIA, 2009, par exemple) ou de marchandisation (BRUNO, 2013; LAVAL et al., 2012) : l'usage de ces concepts risquerait de simplifier l'analyse et de renvoyer par contraste l'image d'une Université idéale, hors du temps et exempte de toute interférence du monde politique ou économique. Ils ont néanmoins l'avantage d'inscrire dans une lecture systémique un ensemble d'évolutions (massification, internationalisation, labélisation...) et de réformes (de la tarification, des statuts, des modes de gestion et de gouvernance...) de natures variées.

On pourrait discuter de la même façon du terme Université : avec une majuscule et sans détermination, il convoque en effet cet idéal de libre association d'enseignant·es, de chercheur·ses et d'étudiant·es voué·es au déploiement autonome de la raison. Dans le contexte français, il exclut (et convoque en creux) souvent les grandes écoles (ENS, Polytechnique, HEC, etc.) et leurs classes préparatoires, d'une part, et les instituts de recherche (CNRS, INRA, INSERM, INRA, etc.), d'autre part. C'est pourtant le mot « Université » qui constitue l'enjeu actuel des transformations de l'enseignement supérieur et de la recherche, dans la réorganisation du paysage international symbolisé par le

classement de Shanghai des « universités mondiales ». Au niveau national, c'est également le terme revendiqué par les COMUE telles que « Université Paris-Saclay », « Sorbonne Universités » ou « Université Sorbonne Paris Cité » (qui contiennent chacune plusieurs universités au sens du code de l'éducation). L'imaginaire convoqué est un élément décisif de ces processus, de même que la référence à l'histoire¹. J'utiliserai donc Université pour englober l'ensemble des établissements d'enseignement supérieur et de recherche, avec leurs salarié-es et leurs étudiant-es mais également pour désigner une conception de l'enseignement supérieur et de la recherche qui est un enjeu des pratiques discursives des acteur-rices et des politiques publiques. De quelle manière les profondes transformations qui touchent actuellement les établissements affectent le rapport des différents intervenants (étudiant-es, enseignant-es-chercheur-ses, personnel-les non enseignant-es) à l'Université ? Comment s'articulent l'autonomie conférée aux directions d'établissement, l'internationalisation de l'enseignement supérieur et la mise en place du nouveau management public ? Quels sont les effets de la gestion par l'évaluation quantitative et de la recherche de la performance ? La hausse des frais d'inscription est-elle la conséquence prévisible de ces transformations ou le préalable à leur matérialisation ?

Pour répondre à ces questions, je me propose de faire appel à deux approches des transformations de l'Université dans la période néolibérale : une approche en terme de quantification, qui s'intéresse avant tout aux dispositifs techniques de mise en nombre et à leurs effets, et une approche marxiste, qui concentre l'attention sur la valeur. La citation du *Capital* en exergue articule ces deux aspects : selon Marx, ce n'est pas l'expression quantitative sous la forme d'un prix qui fait la marchandise, mais bien l'inverse. Un bien ou un service (comme l'éducation) doit donc être préalablement produit dans le cadre d'une relation sociale particulière, celle qui met en œuvre du travail abstrait – le salariat – pour pouvoir se vendre sur un marché à un certain prix, c'est-à-dire s'échanger contre une certaine quantité de monnaie. La vente exprime alors la communauté de nature sociale de l'éducation et des autres marchandises. C'est cette définition de marchandisation que je propose de retenir : le processus de transformation qui affecte le travail à l'Université pour l'abstraire, l'identifier au travail social de l'ensemble des secteurs marchands de l'économie capitaliste, un travail qui vise la production pour la vente (et la réalisation d'une plus-value). En ce sens, la marchandisation concerne davantage les modalités de la production que le marché, davantage le travail que l'échange. Cette démarche complète certains travaux conventionnalistes qui se concentrent au contraire sur le marché. Il s'agit d'ailleurs souvent d'autres marchés que ceux de la production marchande capitaliste, tels que les marchés d'actions (ORLÉAN, 2013b) ou le marché de l'art (BESSY & CHATEAURAYNAUD, 2014). Étudier une telle marchandisation, c'est donc analyser par quels procédés le travail est transformé et redéfini pour faire émerger à côté de ses aspects concrets (de production

1. On peut également mentionner les controverses autour de l'usage du nom Sorbonne, revendiqué par deux COMUE et trois universités : l'université Paris-Sorbonne, l'université Paris 1 Panthéon Sorbonne et l'université Sorbonne nouvelle Paris 3.

de valeur d'usage : la production et la transmission de connaissance dans le cas de l'Université) un caractère général, abstrait, purement quantitatif. Ce travail est alors porteur d'une valeur économique, avant même qu'elle ne se traduise sous la forme d'une valeur d'échange sur un marché (VATIN, CALLON & DESROSIÈRES, 2013, chap. 15, *Ce que mesurer veut dire : disputes autour de la quantification et de la valuation en sociologie*, Pauline Barraud de Lagerie, Alexandra Bidet & Etienne Nouguez, p. 305-326).

BRUNO (2010) a analysé le rôle des dispositifs dans les transformations de l'enseignement supérieur et de la recherche à l'échelle européenne, en inscrivant ses travaux dans la lignée de ceux de DESROSIÈRES (1993) sur la quantification. Ce concept de quantification permet l'analyse de la mise en nombre comme une modalité de l'exercice du pouvoir d'une grande portée pour conduire les conduites mais aussi, dans sa phase active de convention, pour redéfinir l'objet de la mesure, ici l'enseignement supérieur. La quantification porte en effet l'attention sur les présupposés de la mesure, usuellement invisibilisés. Ainsi, suivant l'attitude réaliste des sciences de la nature, les objets disposent de propriétés immédiatement mesurables, préexistantes à la mesure et non affectées par celle-ci : taille, poids, température, etc. Pour les objets des sciences sociales (comme par exemple le chômage, SALAIS, BAVEREZ & REYNAUD, 1986), Desrosières montre, à partir d'exemples issus de la statistique publique mais également de la comptabilité ou de la recherche, que ces propriétés doivent souvent être définies pour pouvoir être mesurées, ou plutôt que leur définition et leur mesure sont deux aspects d'une même opération. C'est l'attitude conventionnaliste : l'établissement de conventions de mesure est nécessaire² à la mesure, qui ne va pas d'elle-même. La mesure est alors autant le reflet de ces conventions que de la réalité. Dans un second temps, une fois les conventions stabilisées et socialement admises, elles font partie de la réalité sociale. La quantification est alors une simple mesure au sens des sciences de la nature, du moins jusqu'à ce qu'une controverse ne rende à nouveau visible les conventions. La thèse que je développe ici est qu'une série d'opérations de quantification accompagnent et participent de la transformation progressive de l'Université en secteur de production de services marchands.

Dans un ouvrage commun, *La grande mutation*, BRUNO, CLÉMENT & LAVAL (2010), Isabelle Bruno et une partie des auteurs de *La nouvelle école capitaliste* font appel à l'analyse des nouvelles méthodes de management mises en œuvre à l'échelle européenne et progressivement introduites dans les services publics d'enseignement pour décrire les transformations de l'ensemble du système d'enseignement et sa subordination au marché. Dans une approche similaire, mon projet de recherche consiste à développer l'analyse concrète de différentes formes de quantification de l'espace universitaire et de ses activités comme modalités d'une abstraction du travail universitaire – une marchandisation. C'est

2. On peut également soutenir qu'en retour la quantification est nécessaire aux conventions, ou plutôt que conventions et quantifications nécessitent le même niveau de stabilisation de « l'état des personnes et des objets » produisant des « des espaces de calcul homogènes reposant sur des jeux de repères communs » (BESSY & CHATEAURAYNAUD, 2014).

donc l'émergence de la logique de la valeur au sein du monde universitaire qui m'intéresse. Pour éviter les risques d'idéalisation d'un monde universitaire hors de la société, je m'appuierai sur le concept de valeur non marchande développé par HARRIBEY (2013) : selon cet auteur, le travail dans la sphère non marchande, et donc à l'Université, produit de la valeur au sens économique, de la valeur monétaire, mais qui se distingue de la valeur marchande parce qu'elle est validée politiquement plutôt que par le marché et parce qu'elle ne contient pas de plus-value. On peut alors adopter une perspective économique sur le travail à l'Université préalable à sa marchandisation, à partir des deux faces valeur d'usage/valeur (monétaire mais non d'échange). La marchandisation apparaît alors comme une transformation dans le mode de validation de la valeur économique de l'activité universitaire et non comme une apparition de la valeur. On perçoit enfin que la marchandisation est intimement liée à l'accumulation (la plus-value), en plus de recouvrir l'abstraction du travail et le recours au marché.

Dans une première partie de ce chapitre, trois formes de quantification mises en œuvre dans l'enseignement supérieur seront analysées. Après avoir présenté plusieurs classements d'établissements étudiés dans la littérature, je m'intéresserai à la généralisation des évaluations quantitatives caractéristiques du nouveau management public. L'originalité de ce travail est d'inclure les frais d'inscription comme une troisième forme de quantification : je me propose d'explorer l'hypothèse que ces frais participent de la mise en nombre. Dans une deuxième partie, les nombreux effets de la quantification sur l'enseignement supérieur sont étudiés : elle confère une autorité à celui qui l'emploie ; les mesures et les indicateurs décontextualisent leur objet, ce qui produit un effet d'abstraction ; enfin, lorsque qu'elle s'exprime en unité monétaire, la quantification participe d'une inscription de l'Université dans l'économie marchande. Les frais d'inscription jouent ce rôle de monétisation, avec des effets discursifs typiques de la quantification, et y ajoutent une forme de matérialisation par l'échange monétaire. La troisième partie discute plus spécifiquement de la marchandisation de l'enseignement supérieur qui s'appuie sur la quantification pour offrir aux clients (étudiant·es) des services homogènes et comparables et faciliter ainsi la prise de décision suivant une logique économique. La création d'un marché de l'enseignement supérieur cumule en effet les difficultés : celles propres à tous les secteurs de service, d'une part, où la description du produit proposé est délicate, et celles des biens culturels, d'autre part, qu'il faut consommer pour connaître mais qui n'ont pas vocation à être consommés de manière répétée. Après avoir observé les dynamiques de la valeur d'usage et de la valeur d'échange de l'enseignement supérieur, j'analyse comment l'effet d'abstraction de la quantification participe à produire une valeur économique située du côté de la production (par opposition à l'échange et à l'usage qui apparaissent au niveau du marché). Enfin, à partir du courant de la critique de la valeur, j'interrogerai les liens entre capitalisme, science et quantification. Dans une partie conclusive, je m'interrogerai sur la possibilité d'entreprendre une quantification de l'enseignement supérieur dans une optique de *Statactivisme* (BRUNO, PRÉVIEUX & DIDIER, 2014) afin de suivre son évolution, tant à l'échelle nationale qu'au

sein d'une même COMUE ou d'un établissement.

A Différentes formes de quantification de l'Université

1 Les classements : une quantification externe

L'enseignement semble être propice aux classements : on en produit à tous les niveaux (primaire, secondaire ou supérieur) et à toutes les échelles (par discipline ou global, au niveau national comme international) et ce depuis la généralisation de l'enseignement primaire au XIXe siècle (MATASCI, 2014). Les « classements médiatiques » (BOUCHARD, 2012) des établissements publiés dans la presse sont une opération de quantification ordinale : on attribue à chaque établissement un entier positif (ou une plage d'entier à partir d'un certain rang, par exemple 100-200) ce qui définit un ordre entre les établissements. Il s'agit en première analyse d'une forme descriptive de quantification, *a priori* peu susceptible de conventionnaliste : il n'y a aucune catégorie à créer, ni pour faciliter l'intervention publique, ni à des fins d'intelligibilité, dans une optique sociologique. Pourtant, la portée de la publication de ces classements soulève des controverses propices à remettre en cause le réalisme de la métrologie employée (DESROSIÈRES, 2008b, tome II, p. 35). Les classements médiatiques prennent en effet une importance particulière dans au moins deux situations, qui se combinent aujourd'hui : une volonté réformatrice du secteur, que ces classements peuvent participer à légitimer, d'une part ; et d'autre part, le développement d'un marché de l'enseignement supérieur, qui a besoin de repères pour proposer une offre lisible. Cette section s'attarde plus particulièrement sur 3 classements de ce type : le palmarès du *Monde de l'éducation*, le USN's law schools ranking et enfin le Classement de Shanghai.

Le palmarès des universités du *Monde de l'éducation*

Le *Monde de l'éducation* publie chaque année, de 1976 à 1988, un palmarès des universités, étudiée par BOUCHARD (2012). La première année, le classement croise deux types d'informations : les résultats des étudiant-es aux concours du secondaire (AGREG et CAPES) et des appréciations d'enseignant-es-chercheur-ses. L'usage des résultats aux concours est abandonné dès la seconde année parce que ces résultats renvoyaient davantage aux académies qu'aux universités, et ne peuvent être remplacés par d'autres données quantitatives du fait de l'absence de données fiables de ce type, tant au niveau des établissements que du ministère, au grand regret du *Monde de l'éducation*. Cette exigence de la production de données quantitatives dans les établissements d'enseignement supérieur, formulée avec force dans l'éditorial du *Monde de l'éducation* de 1986, exclut néanmoins la qualité des formations de cette entreprise de quantification cardinale « Pour l'appréciation de la qualité des formations, il n'est d'autres méthodes que le système des jurys d'enseignant-es et de chercheur-ses, auxquels se tient le *Monde de l'éducation* [...] Mais cette évaluation n'est réellement pertinente que si elle s'accompagne d'une autre, menée à partir

de critères quantifiables » (éditorial du *Monde de l'éducation*, 1986, cité par BOUCHARD, 2012).

Les créateurs du palmarès des universités apparaissent pris dans une tension, entre d'une part leur volonté de réformer l'Université malgré « l'hypocrisie régnante de la bonne conscience, du conformisme universitaire », en s'émancipant « des discours que les acteurs de l'ES [l'enseignement supérieur] tiennent sur eux-mêmes, en leur opposant un “oeil extérieur”, “rigoureux”, “objectif” » (p. 28, BOUCHARD, 2012) ; et, d'autre part, l'impossibilité pratique de s'appuyer sur une autre source d'information que les universitaires. Cette position contradictoire tient par la mise en œuvre d'une méthodologie statistique, celle des sondages d'opinion, qui met à distance la parole des universitaires. Celle-ci est en effet contrainte par la forme des questionnaires, qui demande aux sondés de classer cinq établissements, ces classements individuels étant ensuite agrégés pour aboutir au palmarès. Celui-ci n'est dès lors plus le classement d'un universitaire, ni même le résultat d'une délibération entre universitaires, mais le résultat d'une opération mise en œuvre par la rédaction du *Monde de l'éducation*, qui produit à la fois une rétrogradation et une objectivation des jugements des universitaires. Le journal est alors le seul producteur du classement final. La parole brute des universitaires revient néanmoins dans les colonnes du journal, sous la forme de citations accompagnant l'analyse du classement mais toujours dans le cadre de la narration du journaliste.

Si les créateurs du palmarès des universités souhaitent rompre avec le conformisme universitaire, c'est pour faire avancer un programme de réformes. Il s'agit déjà de suivre l'exemple des États-Unis et de mettre en lumière les hiérarchies entre établissements face au mythe trompeur d'une homogénéité de l'éducation sur tout le territoire, du primaire à l'Université, et qui voudrait qu'une licence d'histoire est une licence d'histoire, qu'elle ait été délivrée à Rouen ou à la Sorbonne. La forme même du classement, inspirée des pratiques états-uniennes, est opérante pour cette entreprise de différenciation/hiérarchisation : non seulement les établissements sont ordonnés orthogonalement au plan plat de la carte nationale, mais la nature ordinale du classement renforce artificiellement des différences qui auraient pu s'avérer infimes sur un axe continu ou même discret et cardinal (GINGRAS, 2013). Ainsi, l'écart entre les deux premières universités (A et B) du classement apparaît identique, que les classements individuels des répondants à l'enquête du *Monde de l'éducation* soient extrêmement partagés (par exemple $n+1$ premières places et n deuxièmes places pour A, n premières place et $n+1$ deuxièmes places pour B) ou que A que les classements soient unanimes et identiques au classement final ($2n+1$ premières places pour A, $2n+1$ deuxièmes places pour B). Cette dernière configuration polarisée à l'extrême est celle qui est la mieux représentée par le classement final, c'est celle que l'on retient naturellement à la lecture du palmarès.

La révélation d'une hiérarchie et la promotion d'une différenciation participent d'un appel à la concurrence entre universités. Cet objectif n'a finalement que peu avancé quarante ans après la publication du premier palmarès des universités. C'est dans le contexte

de la parution d'un autre classement, celui de Shanghai, que les universités françaises commencent aujourd'hui à entrer significativement en concurrence. Les contradictions entre les objectifs des promoteurs du palmarès du *Monde de l'éducation* et ses conditions de production analysées précédemment et surtout le contexte institutionnel et politique ont prolongé la durée de vie de l'homogénéité formelle du système universitaire. Elle se traduit encore aujourd'hui par une tarification nationale et une reconnaissance identique des diplômes en termes de qualification sur le marché du travail. C'est avant tout ensemble que les universités ont vu leur prestige s'effondrer, plutôt que sur le modèle des vases communicants ou d'une concurrence supposée vertueuse entraînant tous les établissements (survivants) vers un fonctionnement optimal. En l'absence de données quantitatives disponibles, le classement médiatique produit par le *Monde de l'éducation* est avant tout une reconfiguration du jugement par les pairs, dotée d'une publicité élargie. Pour produire des effets plus importants et déplacer la source d'autorité des universitaires vers les politiques et les gestionnaires, voire vers les étudiant-es et leur famille, d'autres formes de quantification sont nécessaires : une quantification permettant de formuler des jugements légitimes de l'extérieur de la corporation des universitaires. C'est le rôle du Comité national d'évaluation à partir de 1985 d'initier cette évolution des modalités de l'action publique, qui passe par le développement de fonctions ou services statistiques dans les établissements (BOUCHARD, 2012 ; COME, 2015). On perçoit ici l'intrication entre les formes de quantification, la source de légitimité et le type de gouvernementalité à l'échelle de l'établissement comme à l'échelle nationale, un ensemble qui constitue un dispositif de savoir/pouvoir.

USN Best Law schools

Le classement des écoles de droit (Law schools) du journal U.S. News and World Report (USN) a été étudié par W. ESPELAND & SAUDER (2007) à l'aide de plusieurs grandes séries d'entretiens auprès des différents intervenants dans la production du classement comme dans son usage. Ce classement dispose de moyens bien supérieurs à ceux du palmarès du *Monde de l'éducation* et peut compter sur des données quantitatives, de différentes natures. Il répond pourtant à un objectif moins ambitieux : « USN's goal in creating rankings was not to transform law schools or "hold them accountable". Rather, they wished to provide accessible information to educational consumers » (W. ESPELAND & SAUDER, 2007, p. 8). Il y a ici adéquation entre un objectif limité à la production d'information et l'attitude réaliste qui correspond à la pratique des classements médiatiques : le classement de l'USN est conçu comme une quantification ordinaire descriptive des Law schools à destination des étudiant-es et de leur famille pour les aider dans leur choix d'établissement.

Le classement de l'USN classe l'ensemble des 190 établissements habilités dans la discipline depuis 1987. Après différentes évolutions, le classement se présente désormais en 3 parties : les 100 premières Law schools sont classées de la première à la 100e, les restantes (101 – 190) étant réparties entre deux catégories (intermédiaire et inférieure). Les

établissements sont classés suivant un score construit à partir de quatre critères – réputation, sélectivité, placement et moyens de l'établissement – à l'aide d'un jeu de pondération (respectivement 40%, 25%, 20% et 15%). La réputation est évaluée à l'aide d'une enquête par questionnaire envoyée à l'ensemble des Deans des établissements et à un panel de professionnels du droit leur demandant de classer l'ensemble des établissements. Les autres critères se basent sur les données fournies par les établissements. Celui de sélectivité prend en compte le nombre de candidats mais également leur niveau tel que le définissent et mesurent les tests nationaux. Le classement USN est un succès au sens où il fait référence dans la filière droit. Surtout, il est effectivement suivi par une portion significative de la population étudiante : « Even small differences in rank affect the number and quality of applications a school receives [...] Nearly every admissions director interviewed reported that students' decisions correlate with rankings: if a school's rank declines, they lose students to schools to which they had not lost them in the past and vice versa » (W. ESPELAND & SAUDER, 2007, p. 12). Le classement USN remplit donc sa fonction d'information et d'aide au choix d'établissement. L'effet de discrétisation analysé à propos du palmarès du *Monde de l'éducation* est ici renforcé par des effets de seuil : un score légèrement inférieur à celui du 100e établissement fait basculer l'établissement dans la tranche des *Laws schools* intermédiaires ; une différence minimale à la limite entre les deux catégories apparaît alors comme une perte d'une cinquantaine de place. Paradoxalement, une quantification ordinaire moins fine renforce la force du classement.

Classement de « Shanghai »

Le classement dit de Shanghai, en réalité Academic Ranking of World Universities, est différent des deux précédents puisqu'il ne s'agit pas à l'origine d'un classement médiatique. Il vise à comparer les universités chinoises avec leurs équivalents étrangers. Sa construction diffère également : il ne fait pas appel à des experts pour établir la réputation des établissements, mais à quelques données disponibles en ligne comme le nombre de prix Nobel et de médaillés Fields issus de l'établissement, le nombre de chercheur·ses les plus cité·es dans leur discipline, le nombre de publications dans deux revues (*Nature* et *Science*), etc. Sans chercher à transformer l'enseignement supérieur ni à informer les étudiant·es, le classement de Shanghai a pourtant pris une importance à l'échelle mondiale et en particulier en France, où il est très présent dans les médias et dans les discours des ministres en charge de l'enseignement supérieur. L'énigme du classement de Shanghai, c'est de comprendre ce qui le fait « tenir » suivant la terminologie de Desrosières : malgré des faiblesses méthodologiques largement décriées (BILLAUT, BOUYSSOU & VINCKE, 2010 ; GINGRAS, 2013, p. 103), il reste une référence pour réformer le système universitaire. Les controverses autour du classement ne conduisent pas à sa transformation, ni même à son abandon comme référence. La tension est plutôt reportée vers ceux qui doivent s'y conformer, et les établissements universitaires sont invités à se transformer.

On retrouve ici une version dégradée de la double conscience du statisticien décrite par Desrosières : si le statisticien (au sens de la statistique publique) sait que ses données sont le fruit de conventions et de choix, il est régulièrement amené à en faire usage comme si elles décrivaient une réalité préexistante et non affectée par la mesure. Les attitudes conventionnalistes et réalistes peuvent donc coexister. Dans le cas du classement de Shanghai, les conventions et les choix restent au fil des années extrêmement visibles et déformants, et pourtant l'effet du classement sur la réalité est non seulement présent mais revendiqué. Ainsi, Valérie Pécresse, alors ministre de l'enseignement supérieur et de la recherche, déclarait devant le Sénat le 11 juillet 2007 : « le classement de Shanghai [est] certes critiquable mais [...] lorsqu'ils choisissent leur future université, les étudiants américains, australiens, chinois, indiens regardent ce classement. C'est la mondialisation. On ne peut s'en abstraire et nous devons donc gagner des places, ce qui n'est pas contraire à l'exigence d'excellence de l'université française. » Geneviève Fioraso, héritière du poste après l'alternance, tient un discours du même ordre : « les critères qui sont utilisés pour le classement de Shanghai sont des critères absolument partiels [...] malgré toutes ces réserves [...], la France ne s'en sort pas si mal [et] grignote des places » (France info, le 15 août 2015) ; ce qui fait sourire le spécialiste de l'évaluation des sciences GINGRAS (2013, p. 103), « étant donné la volatilité des positions et le caractère arbitraire des indicateurs et des pondérations retenues ». Dans le cadre de leur communication, les directions des établissements ne s'embarrassent pas de ces réserves, comme l'observe BOUCHARD (2013, p. 210) à propos des universités parisiennes : « l'instrumentation du classement s'allie au management de l'image des universités et à la mise en scène favorable de soi qui suppose la neutralisation des débats sur l'instrument qui la sert ».

C'est sans doute qu'il faut davantage considérer ce classement comme élément discursif que comme mesure. C'est ce que se proposent BARATS & LEBLANC (2013), en se limitant à l'espace médiatique français. C'est à l'origine une agence de presse spécialisée, l'AEF, qui fait état de ce classement, avec un important retard de 7 mois imputable à la nouveauté du classement et au fait qu'il était conçu pour un public exclusivement chinois. Pourtant, l'AEF transmet cette information à l'actualité refroidie parce que sa forme en fait un bon produit presse, facilement lisible étant donné sa similitude avec les classements médiatiques. La médiatisation en France reste limitée jusqu'à ce que l'enseignement supérieur ne passe sur le devant de l'actualité avec les réformes et les mobilisations des chercheur·ses, des enseignant·es et des étudiant·es en 2004 puis en 2006-2007. Le classement de Shanghai est alors utilisé par les deux parties en présence, comme indicateur du retard pris par l'enseignement supérieur et la recherche française du côté du gouvernement réformateur et comme cible des critiques d'universitaires mobilisés mais aussi de responsables d'instituts de recherche ou d'établissements d'enseignement supérieur. On l'a vu, les critiques ont porté au point qu'il est difficile de mentionner ce classement sans précaution oratoire, ce qui ne l'empêche pas de faire référence : il s'est imposé comme un marronnier, revenant chaque été, suivant un traitement médiatique routinier incluant des réactions des chefs

d'établissement et des ministres de tutelles.

Il reste en revanche très peu connu des étudiant-es français-es et de leur famille. Il ne fonctionne donc pas comme déterminant des choix des étudiant-es. Ce qui explique par exemple que le magazine *L'Étudiant* ne s'y intéresse pas, au contraire des classements des grandes écoles à l'échelle nationale. À ma connaissance, ces classements restent à étudier dans leur ensemble, en particulier quant à l'influence réelle qu'ils peuvent avoir sur les choix des étudiant-es.

Un autre type de classement concurrence les classements médiatiques sur le secteur des grandes écoles françaises : celui qui découle de fait des concours organisés en banque d'épreuve. Les étudiant-es étant candidat-es à plusieurs écoles simultanément, une procédure partiellement commune d'épreuves (en particulier écrites) et d'attribution des places débouche sur un ordre implicite et informel, où le rang du dernier intégré joue un rôle important. Plus la liste complémentaire (des candidats qui pourraient être appelés à intégrer l'école en cas de désistement d'un candidat de la liste principale) d'une école est courte, mieux cette école est positionnée dans la hiérarchie implicite : pratiquement tous les candidats reçus acceptent cette affectation, ce qui signifie qu'ils ont classé l'école en tête de leur liste de vœux. L'école apparaît donc comme à la fois très sélective et très demandée. Inversement, une école qui doit publier une liste complémentaire très longue est une école qui voit partir les meilleurs candidats vers d'autres établissements. Plus les concours sont organisés en commun, plus cette comparaison est immédiate. D'une part, parce que l'information est regroupée et donc la comparaison des rangs des derniers intégrés est facilitée. D'autre part, parce qu'un concours commun entraîne une population de candidats commune et des résultats similaires : dans le cas extrême d'épreuves et de coefficients identiques, les classements publiés par les écoles ne diffèrent que par leur longueur ; dans le cas plus répandu d'épreuves partiellement communes et de coefficients différents, les classements sont fortement corrélés puisque le résultat d'un candidat à une épreuve impacte son classement dans les différentes écoles de la banque. À l'inverse, si deux écoles organisent des concours de façon totalement autonome, un-e candidat-e peut choisir de s'inscrire à un concours et non à l'autre (les concours peuvent même être incompatibles en cas d'épreuves simultanées, ce qui est en général évité par une coordination informelle des concours), ou très bien réussir l'un et échouer à l'autre du fait de l'aléa propre à ce mode d'évaluation. Les classements des candidat-es reçu-es aux deux écoles sont alors relativement distincts, rendant la comparaison difficile.

Réception Le lectorat de ces différents classements est, on l'a vu, très différent : si celui de USN est suivi depuis une trentaine d'années par les étudiant-es, la situation est différente à propos du classement de Shanghai au cours des années 2000 et du palmarès du *Monde de l'éducation* à la fin des années 1970 et au début des années 1980. C'est qu'il n'y a rien de naturel à ce que les étudiant-es considèrent leur trajectoire scolaire comme un choix qui se présente à eux, ni que cet hypothétique choix devrait se faire

sur la base des classements. C'est aux organes de presse que revient l'initiative : « Les classements médiatiques n'apparaissent pas en fait en réponse à un besoin préexistant ou à une demande d'information formulée par les étudiant-es et les parents » (BOUCHARD, 2012, p. 28). Le succès n'est donc pas garanti, et dans le cas du palmarès du *Monde de l'éducation*, les ventes ne sont pas au niveau espéré.

Dans un contexte plus récent, j'ai participé au sein du groupe de recherche ACIDES à l'élaboration d'une enquête par entretiens semi-directifs auprès des étudiant-es de L3 économie-gestion de l'Université Paris-Dauphine réalisée par Pierre Clément en 2012-2013. Ces entretiens ont été analysés dans un article de CHAUVEL & CLÉMENT (2014) : « ces classements permettent surtout de justifier *a posteriori* le choix de Dauphine. [...] Les parcours des étudiant-es semblent davantage déterminés par des dimensions d'organisation (telles que les modalités d'inscription) et celles liées à la socialisation familiale et scolaire que par ces outils socio-cognitifs que constituent les classements et palmarès. » Les classements ne constituent pas les principaux déterminants du choix d'inscription en économie-gestion à Dauphine, une filière qui avait pourtant été identifiée à l'origine de l'enquête comme potentiellement favorable à ce type de raisonnement, à cause de la familiarité des étudiant-es avec les raisonnements économiques et les bons classements de Dauphine (aux alentours de la 300e place au classement de Shanghai). Dans le cadre moins favorable des autres universités franciliennes, FROUILLOU (2014) observe également que c'est la socialisation familiale et scolaire qui est déterminante. Pourquoi les étudiant-es en droit aux États-Unis suivent-ils le classement de l'USN ? Une enquête spécifique serait nécessaire pour répondre avec certitude à cette question, mais on peut avancer l'hypothèse que l'avancement de la mise en marché de l'enseignement supérieur joue un rôle. Cet avancement est particulièrement important aux États-Unis et dans le secteur lucratif du droit. L'importance du coût des études participe à une vision de l'orientation dans l'enseignement supérieur comme un choix économique, requérant un raisonnement utilitariste et une information la plus complète et objective possible.

Dans une enquête menée auprès des étudiant-es de l'école des hautes études commerciales (HEC) par Morgane Le Breton et que nous avons analysé ensemble (LE BRETON & Hugo HARARI-KERMADEC, 2013), on retrouve ce type de raisonnement. Une étudiante déclare ainsi qu'elle a choisi HEC plutôt que l'ENS Cachan où elle était également admise en se mettant à la place d'un potentiel employeur analysant son cv : « la plus-value d'HEC a fait la différence au niveau de la réputation. [...] J'ai bien vu que les recruteurs se basent sur un nom de diplôme ». Dans ce même article, nous reproduisons un classement produit par *L'Étudiant* qui ordonne les écoles de commerce suivant leur rentabilité, définie comme le rapport entre le salaire moyen à la sortie de l'école et les frais d'inscription de la dernière année. On peut donc formuler l'hypothèse qu'une enquête sur l'influence des classements médiatiques chez les étudiant-es français-es ferait apparaître un rôle accru pour les écoles de commerce par rapport aux autres établissements. Les frais des écoles d'ingénieur étant en plein développement, on peut imaginer que l'attitude des étudiant-es au moment de

l'orientation est en cours d'évolution dans une direction similaire.

À l'inverse, la quasi-gratuité du système universitaire français n'est pas favorable à ce type d'attitude. Ce sont donc les équipes de direction des établissements et les politiques qui mobilisent les classements. La situation était identique aux États-Unis jusqu'à la fin des années 1980 : « until the late 1980s these evaluations were almost exclusively prepared for and used by academics and administrators » (WEBSTER, 1992 ; W. ESPELAND & SAUDER, 2007, p. 9). Il y a ici un paradoxe : ce sont ceux qui disposent déjà de l'information la plus complète qui s'intéressent aux palmarès. Ce sont d'ailleurs eux qui produisent l'information à la base des classements, pour les données quantitatives fournies par les services statistiques des établissements ou du Ministère comme pour les évaluations plus subjectives de réputation recueillies dans le cas du palmarès du *Monde de l'éducation* comme dans le cas de l'USN auprès d'universitaires seniors.

Comme on l'a vu à propos du classement de Shanghai, c'est la force discursive de ces classements qui est recherchée, plus que l'information, d'ailleurs assez limitée dans ce cas. Selon Yves Gingras, « les classements servent aussi de façon stratégique ceux qui, désireux de réformer le système universitaire de leur pays, s'en servent de façon opportuniste pour justifier des politiques déjà décidées. [...] Les nombreux débats entourant la question de la validité des différents classements des universités et des divers indicateurs de l'impact de la recherche [...] montrent amplement que ces usages sont surdéterminés par des raisons politiques et stratégiques. » (GINGRAS, 2013, p. 105). Les réformateurs donnent en retour un pouvoir accru aux classements, par la publicité qu'ils leur offrent (même lorsqu'ils formulent des réserves, BARATS & LEBLANC, 2013) mais aussi parce que les réformes vont dans le sens d'une mise en concurrence et en marché de l'enseignement supérieur, ce qui est favorable, on l'a vu, à étendre l'impact des classements sur les étudiant-es. C'est dans ce contexte que les chefs d'établissement s'intéressent aux classements, qui les impactent à de multiples niveaux : par transmission de l'importance qu'y accorde la tutelle mais aussi, une fois les réformes engagées, par la nécessité de placer leur établissement sur ce marché : « On peut comprendre le comportement des dirigeants face aux classements si l'on note qu'ils servent essentiellement au marketing des universités. L'OCDE fait la promotion, depuis au moins les années 1990, d'un marché mondial de l'éducation supérieure, et l'émergence des classements mondiaux au début des années 2000 s'inscrit dans ce courant néolibéral qui fait des universités un marché comme un autre. Or qui dit marché dit compétition et marketing » (GINGRAS, 2013, p. 98).

Sans même attendre que ces réformes se traduisent économiquement, les pouvoirs renforcés et la capacité d'initiative qu'elles confèrent aux présidents d'établissement trouvent dans les classements une occasion de s'exprimer. On peut chercher à y battre ses concurrents en attendant de pouvoir mener une vraie concurrence économique. On peut supposer que lorsque le personnel de direction est directement issu du secteur marchand, ce mode de fonctionnement est naturel. Mais lorsqu'il est issu du monde universitaire comme c'est encore largement le cas dans les établissements français, les ressorts de la compétition aca-

démique peuvent également être mobilisés, d'autant plus facilement que l'étape de marchandisation n'est pas encore franchie : viser pour son établissement une bonne place dans un classement peut très bien se penser comme façon de mener une politique scientifique et pédagogique ambitieuse, sans pour autant céder aux sirènes du marché. On expliquera à l'étape suivante que pour avoir les moyens de cette ambition, il faut bien trouver des financements. Pour améliorer le rang de leur établissement, les directions doivent mettre en œuvre un contrôle et une action sur les activités impactant les critères retenus dans la constitution du classement. Ici aussi, on trouve une très forte cohérence avec les réformes récentes et en cours de l'enseignement supérieur en France comme à l'échelle européenne : le développement du nouveau management public s'exerce justement sous la forme d'une multiplication d'indicateurs. Ces indicateurs et la pratique de l'évaluation quantitative sont l'objet de la section suivante.

2 Le Nouveau Management Public : une quantification interne

La pratique de l'évaluation quantitative n'a pas attendu le nouveau management public pour atteindre l'Université. Sur le volet recherche bien plus que côté enseignement, on peut reconstruire une histoire sur le temps long des pratiques d'évaluation. L'historien des sciences Yves Gingras fait remonter l'évaluation des articles par les pairs au moins jusqu'au XVIIe siècle (*Évaluer la recherche à différentes échelles : de l'individu à l'université*, Intervention dans le séminaire Menger, 21 mars 2014, Collège de France). C'est dans le cadre de la gestion des abonnements des bibliothèques que se développe au XXe siècle une méthodologie systématique et quantitative d'évaluation de la recherche, ou plutôt des revues scientifiques. Une véritable science de l'évaluation quantitative de la science, une scientométrie, se structure dans les années 1960-1970, sous l'impulsion de l'OCDE : « L'OCDE lance [...] une série d'étude sur les politiques scientifiques nationales. En 1962, cet organisme fait paraître la première édition du Manuel de Frascati, qui propose des pratiques de mesure standard de la recherche et développement. » (GINGRAS, 2013, p. 22). Il s'agit surtout de données macroéconomiques sur les effectifs de chercheur·ses et d'ingénieur·es ou sur les volumes de dépenses. Cet effort pour produire des standards reconnus, des indicateurs de recherche qui tiennent, vise à permettre des comparaisons internationales, suivant la mission de l'OCDE. Une première massification de l'évaluation des revues est le fruit de la collecte, du traitement et de la publication des citations des articles par une société privée, le SCI (Science Citation Index, désormais propriété de l'agence de presse Thomson Reuters). Cette société produit des classements de revues basés sur des indices de citations. Ces indices sont repris au début des années 1970 par la National Science Foundation en complément des indicateurs précédents, plus directement économiques. Tout est alors en place pour évaluer l'efficacité de l'utilisation des moyens de la recherche, établir des références (benchmark) et pour descendre de l'échelle nationale à l'évaluation des groupes de recherche, avant d'aller vers les évaluations des performances individuelles. En effet,

« les outils bibliométriques commencent à être employés pour l'évaluation des groupes de recherche. Les courants du knowledge management et du benchmarking, méthodes de gestion [...] transférées des entreprises vers le secteur public au cours des années 1980, et vers les universités depuis les années 1990, ont vus dans les données bibliométriques des outils de gestion des carrières scientifiques qui permettraient d'aller au-delà de l'évaluation par les pairs, de plus en plus considérée comme trop subjective et devant être complétée, sinon remplacée, par des données jugées plus objectives. » (GINGRAS, 2013, p. 25).

En Europe, *la gouvernance par les nombres* (SUPIOT, 2015) trouve un terrain d'application particulièrement favorable. En effet, cette technologie de gouvernement qui se présente comme non contraignante, comme une simple évaluation avec identification de bonnes pratiques, permet de contourner la tension entre les souverainetés nationales et l'échelon européen. Isabelle Bruno a étudié en détail cette Méthode Ouverte de Coordination. « La MOC est une méthode de convergence par comparaison statistique et diffusion des “meilleures pratiques” [...] Les représentants des gouvernements et les membres de la Commission mettent au point des “lignes directrices”, des objectifs communs, des priorités, des indicateurs quantitatifs, des méthodes de comparaison, des échéances, pour accélérer la coordination des politiques. Cette méthode n'a rien de technique. Elle permet de définir des priorités politiques, de fixer des étapes, de se doter de “niveaux de référence” (benchmarks), de sélectionner les “bonnes pratiques”, de développer des procédures d'évaluation, tout en laissant le soin à chaque pays d'examiner les modalités et les rythmes de mise en œuvre politique. [...] Les nouveaux domaines investis par l'Union, sous la bannière de la MOC, ne font ainsi plus l'objet d'une intégration par le droit, mais d'une européanisation par le chiffre » (BRUNO, CLÉMENT & LAVAL, 2010, p. 70). Cette pratique de gouvernance par l'évaluation quantitative permet de faire fonctionner l'ambivalence entre les métrologies réaliste et conventionnaliste pour présenter des décisions politiques comme de banales mises en œuvre techniques. Il faudrait mettre en conformité les mesures de l'enseignement supérieur et de la recherche entre les différents pays comme il faut choisir un écartement entre rail commun pour pouvoir faire circuler un train à travers les frontières.

On peut faire une analogie entre cette apparente autonomie laissée aux États dans un cadre structurant européen et l'autonomie des universités définie par la loi relative aux libertés et responsabilités des universités (LRU). Dans les deux cas, l'échelon inférieur doit répondre des résultats aux évaluations qui ont été construites à l'échelon central. « A tous les niveaux et dans tous les aspects, l'activité universitaire sera soumise à l'évaluation selon le principe de l'accountability. Cette “responsabilité comptable” suppose de soumettre les universités à une régulation concurrentielle dont les maîtres mots sont l’“assurance qualité” – dont les procédures ont été rodées dans la sphère industrielle par le Total Quality Management – ainsi que la généralisation des classements internationaux des établissements et des formations » (BRUNO, CLÉMENT & LAVAL, 2010, p. 91). On retrouve ici nos classements qui passent d'un rôle discursif à un rôle de gestion. Ce déplacement vers la contrainte apparaît comme limité dans la mesure où cette gestion quantitative se présente

comme souple, laissant l'initiative aux évalués par opposition au management fordiste ou à un secteur public très hiérarchique. Le contrôle n'en est pas moins réel, et l'exigence de résultats quantitativement visibles peut s'avérer d'une grande violence (GAULEJAC, 2012). En France, la mise en œuvre de ces transformations rebat les cartes à la tête des établissements. Le rôle des managers et des personnel·les non enseignant·es-chercheur·ses assumant certaines fonctions techniques (comptabilité, ressources humaines, communication) est renforcé, alors que le travail des universitaires dans les directions se professionnalise et s'éloigne des activités traditionnelles de leur corps (BOITIER & RIVIÈRE, 2013).

Evaluation de la recherche

Ces transformations sont bien plus avancées au Royaume-Uni. A partir d'une enquête de terrain entreprise par Elsa Boulet, nous avons analysé (BOULET & Hugo HARARI-KERMADEC, 2014) la transformation en cours dans le système universitaire anglais. Dès le deuxième mandat de Margaret Thatcher, en 1988, le Education Reform Act (ERA, « loi de réforme de l'éducation ») introduit une nouvelle gestion des établissements et prépare la mise en concurrence. De plus grandes responsabilités sont attribuées aux établissements alors que c'est au niveau central que sont définis les critères d'évaluation, selon un modèle qui sera repris en France par la LRU deux décennies plus tard. Cette répartition des rôles met l'injonction à la performance au cœur de la politique nationale pour l'enseignement supérieur et la recherche. Pour ce qui est de la recherche, une évaluation nationale de la recherche universitaire, le Research Assessment Exercise (RAE), est introduite dès 1986. Elle deviendra en 2009 le REF, Research Excellence Framework. Au-delà de l'introduction du terme « excellence » très à la mode chez les managers de la recherche et qui traduit « le glissement [...] de la notion d'idéal exprimé par la moyenne [...] à celle d'optimum émanant de l'extrémité de la distribution » (DESROSIÈRES, 1993) typique de la quantification à l'aire néolibérale, le passage du RAE au REF marque un approfondissement du caractère mécanique du management par l'évaluation quantitative en introduisant l'utilisation d'indicateurs de citations. Il se donne explicitement pour mission l'évaluation quantitative de la performance du système universitaire et la production de benchmarks : « l'évaluation permet la reddition de comptes [accountability] pour l'investissement public dans la recherche et produit des preuves des bénéfices de cet investissement. Les résultats de l'évaluation fournissent une information de benchmarking et établissent un étalon de réputation ». Une performance qu'il faut comprendre au sens productiviste, la recherche britannique étant celle qui « produit le plus de publications et de citations par £ de financement public » (site internet et plaquette du REF, 2013, traduits par BOULET, 2013).

Concrètement, le REF organise la répartition des subventions publiques au titre de la qualité de la recherche publique sur la base de scores attribués aux départements universitaires (en charge à la fois de l'enseignement et de la recherche). Dans un premier temps, le département est identifié aux productions scientifiques de ses chercheur·ses. Ces

productions sont classées suivant 5 qualités de « inférieurs aux standards » à « de pointe mondiale ». A chaque qualité correspond une pondération qui permet de calculer dans un second temps une moyenne pondérée donnant la qualité globale de la production du département, rapportée au volume total de publications. Cette normalisation mathématique qui produit une évaluation de l'intensité de la qualité (en vue de produire des classements et non de répartir les subventions) invite à une définition stratégique des chercheur·ses : lorsqu'on anticipe qu'un·e universitaire sera mal évalué·e, on ne soumet pas ses publications au REF – avec éventuellement une augmentation de son service d'enseignement pour compenser l'insuffisance en recherche – afin d'éviter une diminution de la moyenne du département et donc de son classement. Inversement, des universitaires prometteur·ses sont recruté·es à prix d'or dans les mois qui précèdent l'évaluation du REF. Au fil des vagues d'évaluations, les faibles pondérations des publications classées comme de qualités inférieures ont été encore réduites et celles des qualités supérieures ont été augmentées, si bien que de moins en moins d'universitaires ont des publications qui méritent qu'on les présente à l'évaluation. Dans le même temps, la répartition des subventions se concentre davantage vers les départements les plus reconnus. Par cette modification en apparence technique et une attribution se voulant objective des moyens publics, des départements (en particulier d'humanités) ont été amenés à disparaître.

Le score de qualité de la recherche contribue au score REF final pour 65%. Intervient également, pour 20%, une évaluation de l'impact de la recherche en dehors du monde académique (économie, société, culture). Enfin, l'environnement de recherche est intégré au score final à hauteur de 15%. Ce score est ensuite multiplié par la proportion de chercheur·ses du département ayant été inclus dans l'évaluation, puis par la « part de marché » du département dans sa discipline au niveau national et par un coefficient de coût, seul élément prenant en compte le secteur disciplinaire du département.

Malgré l'apparente rigueur et la froide objectivité de la méthode du REF, les chercheur·ses mais également les managers des départements se plaignent du flou autour des définitions des catégories de qualité mais aussi de l'impact ou de l'environnement de recherche. Au plus près de l'évaluation, c'est donc paradoxalement un sentiment d'arbitraire qui est exprimé, peut-être renforcé par la difficulté à établir du dialogue au sein d'une procédure mécanique. L'introduction récente des indicateurs de citations comme critère objectif pour juger de la qualité des publications répond peut-être à cette critique. Elle traduit aussi la réalité de cette catégorisation : les jurys en charge de l'évaluation de la qualité doivent traiter de tels volumes de publications qu'il est peu vraisemblable qu'ils en entreprennent la lecture. Il est bien plus rapide de se contenter d'attribuer aux articles la qualité de la revue dans laquelle ils sont publiés. Comme dans le cas des classements, la mise en œuvre de la quantification n'a pas attendu la stabilisation d'une méthode fiable d'évaluation.

Evaluations et classements peuvent d'ailleurs s'imbriquer : les classements médiatiques peuvent entrer dans les critères de l'évaluation des établissements, au moins indirectement

en participant de la sélectivité d'un établissement ; inversement, les évaluations nationales comme celle du REF au Royaume-Uni se traduisent sous forme de classement, qui doublent la répartition du capital économique d'une répartition du capital réputationnel.

Évaluation de l'enseignement

Il est peut-être intéressant de distinguer deux versions du management quantitatif : une externe, comme dans le cas de la MOC ou du REF, qui évalue des pays ou des établissements présentés comme autonomes, et une interne, qui au contraire renforce la hiérarchie et le contrôle par le biais des démarches qualités et l'informatisation de la plupart des procédures des services de supports des établissements. Une chose est sûre, les différentes activités de l'enseignement supérieur et de la recherche ne reçoivent pas un sort similaire : si l'évaluation de la recherche est très poussée en termes de résultat, l'enseignement n'est au contraire soumis qu'à une obligation de moyens, du moins dans un premier temps. La nomenclature nationale des diplômes et l'organisation quantitative à partir des ECTS structurent sans évaluer. En Angleterre, c'est une agence (la Quality Assurance Agency, QAA) – autonome suivant le format du management externe – qui assure cette structuration, jusqu'au nombre d'heures de cours magistraux et de travaux dirigés par enseignement. Ce désintérêt relatif du management est sans doute mis à profit pour maintenir un espace d'autonomie réelle par certain-es enseignant-es, ceci reste à étudier. Il renforce en tout cas l'idée répandue que l'enseignement est une mission subalterne par rapport à la recherche, bien plus déterminante pour l'avancement de carrière. Les réformes du statut des enseignant-es-chercheur-ses ont ouvert la voie à une augmentation de la charge d'enseignement comme mesure punitive en cas d'activité de recherche insatisfaisante (pouvant aller jusqu'au licenciement là où le contrat n'est pas garanti, comme au Royaume-Uni). Pourtant, l'évaluation de l'enseignement pourrait finir par se développer, à travers une généralisation de la mesure de la satisfaction des étudiant-es. Encore une fois, la forme précise de cette procédure quantitative est déterminante : si un questionnaire défini par un enseignant ou une équipe enseignante à propos d'une formation peut permettre de modifier des pratiques pédagogiques à partir des difficultés exprimées par les étudiant-es, le recueil de la satisfaction suivant une échelle unidimensionnelle et homogène dans des disciplines différentes ne peut servir qu'à établir des classements et à produire une mise en concurrence. Ces enquêtes de satisfaction des étudiant-es systématiques en Angleterre et actuellement en développement à l'échelle des COMUE en France reprennent un fonctionnement dual déjà observé à propos de la LRU et du ERA britannique : centralisation de la définition et du traitement de l'évaluation d'une part, décentralisation des responsabilités d'autre part.

Ce transfert de l'évaluation des formations aux étudiant-es est un premier pas vers une gestion plus directement marchande qui met la satisfaction des client-es/étudiant-es au centre, à la place du savoir. Avant même d'avoir recours au marché pour la répartition

des moyens, on assiste à un déplacement dans l'appréhension des politiques publiques, ce que Florence Jany-Catrice appelle une dissolution, et même une double dissolution : « la prééminence de la “performance” est le symptôme d'une double dissolution : dissolution d'abord de l'évaluation des politiques dans la mesure des performances des services publics. Dissolution ensuite, de la performance collective, et avec elle, du progrès social, dans la somme des performances individuelles » (JANY-CATRICE & MÉDA, 2013, p. 18). Dans le cas de l'enseignement supérieur et de la recherche britannique, le déplacement vers la performance apparaît très explicitement lorsque le REF met en avant le bon rapport entre le nombre de publications et citations et le coût du système de recherche du Royaume-Uni (voir ci-dessus page 114). Côté enseignement, on retrouve ce fonctionnement sous la forme d'une exigence de rentabilité minimale des départements (BOULET, 2013). Dans l'enseignement supérieur français, le développement de la quantification n'est pas encore assez avancé pour produire des statistiques de rentabilité des dépenses de recherche et surtout d'enseignement.

La seconde dissolution, de la responsabilité collective d'un service public en somme d'exigence de performance individuelle des établissements et des agents correspond bien à l'évaluation de la recherche par une somme pondérée de nombres de publications plutôt qu'à partir de l'analyse qualitative des avancées scientifiques. Cette dissolution se reflète dans l'atomisation du public en un ensemble d'usagers, voire de clients : « en filant l'homologie du client à celui de l'utilisateur, en réduisant “le public” à une somme d'utilisateurs, des dimensions essentielles des services publics [...] sont évacuées » (JANY-CATRICE, 2012a, p. 22). La théorie du capital humain soutient cette nouvelle vision des étudiant·es, du savoir et des enseignant·es comme des clients-investisseurs, des compétences et des fournisseurs (BRENNAN & SHAH, 2011, p. 78).

Capital humain

La théorie du capital humain est issue des travaux de MINCER (1958), SCHULTZ (1961) et surtout de BECKER (1962) qui obtiendra un prix de la banque de Suède en mémoire d'Alfred Nobel à ce titre. Becker définit le capital humain comme l'ensemble des ressources incorporées par les individus susceptibles de conduire à une augmentation du revenu futur : « Activities that influence future real income through the imbedding of resources in people. This is called investing in human capital » (BECKER, 1962, p. 9). Ceci inclut les compétences acquises, mais aussi les compétences « soft » : savoir-faire et savoirs-être. Cette compétence « est une donnée à exploiter, dès le départ informée par les usages économiques que l'économie peut en faire. D'où la réinterprétation de la recherche qui la crée et de l'éducation qui la transmet comme des activités proprement économiques [...] l'usage de cette notion participe d'une conception réductrice de la formation essentiellement considérée comme source de gains individuels pour le salarié » (BRUNO, CLÉMENT & LAVAL, 2010, p. 34-35 et 43-44 ; voir également HARRIBEY, 2013, p. 238-239). On progresse

ainsi au sein de la phase active de la quantification, celle qui redéfinit son objet sous la forme d'une variable mesurable : comme moyens d'obtention de capital humain, les études supérieures peuvent se mesurer à l'aune du surplus de revenu auxquelles elles conduisent.

Cette théorie s'articule donc parfaitement avec la promotion de la professionnalisation et de l'employabilité des étudiant·es : c'est depuis le point de vue de l'emploi (lui-même réduit au salaire qu'il permet d'obtenir) que les études sont alors considérées. Cette vision des études n'est bien sûr pas (encore ?) celle de la plupart des étudiant·es. En France, elle ne s'est même pas encore imposée chez l'élite des étudiant·es des classes préparatoires économiques et commerciales, pourtant familiarisée au raisonnement économique et susceptible de réussir la valorisation de ce capital. C'est ce que nous avons observé avec Morgane Le Breton à partir des entretiens qu'elle a menés (LE BRETON & Hugo HARARI-KERMADEC, 2013). Les étudiant·es qui mentionnent un calcul économique dans leur processus de décision d'orientation sont celles et ceux qui ont finalement choisi la filière la moins rentable, soit par intérêt pour le contenu des enseignements en lui-même, soit pour les débouchés professionnels qu'elle ouvrait, plus en accord avec leurs vocations. Pourtant, les recommandations pour l'enseignement supérieur et de la recherche formulées par l'OCDE depuis les années 1990 et l'UE depuis 2000 s'inscrivent dans la théorie du capital humain. C'est ainsi le principal argument mis en avant par le dernier rapport du Cgefi (Contrôle général économique et financier, rapport du 5 juin 2015) recommandant la hausse des frais d'inscription des écoles d'ingénieur : « la hausse des tarifs sur trois ans correspond à un peu plus de deux mois de salaire de première embauche ».

La théorie du capital humain a pour grande qualité de fournir un cadre à partir duquel quantifier l'enseignement supérieur. Dans sa formulation la plus basique, le capital humain obtenu au travers d'une année d'étude est égal au flux actualisé de surcroît de revenus espéré grâce à ce surcroît de qualification. Il doit être comparé avec la somme des coûts direct et indirect de cette année d'étude (frais d'inscription, coût du matériel, etc.) et du coût d'opportunité dans la mesure où la formation est rivale avec une activité salariée. Les hypothèses peu réalistes sont nombreuses dans ce modèle, pourtant utilisé par exemple par l'OCDE et une partie de la littérature pour calculer les rendements individuels de l'enseignement supérieur qui justifieraient une augmentation des frais d'inscription. L'existence de rendements collectifs est admise mais ceux-ci sont réputés non mesurables. Ils permettent de justifier dans ce cadre conceptuel une subvention publique pour inciter les agents à entreprendre des études et donc à produire ces rendements collectifs. La variation des rendements individuels en fonction des caractéristiques socio-démographiques (genre, race, capitaux économiques et sociaux) peut justifier des bourses ou des frais différenciés. Enfin, de coûteux mécanismes de garantie publique visent à lever la difficulté d'accès au crédit, particulièrement élevée pour cet investissement sans collatéral saisissable : impossible pour le créancier de saisir le capital humain du débiteur. En retour, les prêts étudiant·es sont exclus des faillites personnelles aux États-Unis, contrairement aux prêts immobiliers par exemple.

Selon HARRIBEY (2013, p. 414-415), on trouve chez Marx et dans la théorie marxiste traditionnelle une conception de la valeur de la force de travail complexe qui possède certaines similarités avec celle du capital humain : « les inégalités de rémunération des différentes forces de travail des travailleurs s'expliquent par la différence de valeur de ces forces de travail qui tient à leur coût de reproduction différent, lié notamment aux dépenses de formation ». La section 3 (page 151) présente les objections d'Harribey à cette conception. J'en retiens ici que ce que Marx cherche à établir dans *Le Capital*, c'est l'identité qualitative entre toutes les forces de travail, quitte à concéder une différence quantitative. Alors que pour la théorie du capital humain, c'est bien cette différence quantitative qui est déterminante. Il s'agit donc de quantifier les rendements individuels, ce qui réduit l'éducation à sa dimension économique sur le marché de la force de travail, exprimée sous forme d'équivalent monétaire. Les frais d'inscription apparaissent alors comme la mesure juste et naturelle du capital humain dispensé par une formation, comme la promesse d'un rendement futur qui donne son sens à l'inscription.

3 Les frais d'inscription : une quantification monétaire

La hausse des frais d'inscription n'a pas toujours été dans l'air du temps. Avant la théorie du capital humain et l'essor du néolibéralisme à partir de la fin des années 1970, c'est plutôt leur réduction et même la mise en place d'un salaire étudiant qui sont défendues. C'est particulièrement le cas en France au sortir de la seconde guerre mondiale. Dans sa thèse qui retrace l'histoire conjointe des frais et des allocations en France et en Angleterre, CASTA (2012, p. 213-214) cite des extraits des débats parlementaires du 23 mai 1947 qui traduisent les conceptions de l'époque : les frais d'inscription devraient se limiter à des « contributions légères [...] qui auraient pour but non point d'entretenir les universités, et de “payer” des services rendus mais, d'une façon analogue à la communauté spirituelle et morale, de tous ceux, maîtres et élèves, qui représentaient l'activité de l'institution de créer une communauté d'intérêts entre tous ces travailleurs par une participation surtout symbolique à la vie de l'université elle-même ». On remarquera que le rapport marchand est explicitement exclu. Je reviendrai (page 140) sur les transformations des représentations de l'Université, l'essentiel à ce stade est de convenir que « c'est moins le taux de socialisation du financement que sa forme, son sens, les institutions et les représentations qui lui sont associées, qui permettent de distinguer le student finance [financement principal des établissements par les frais] des ensembles de propositions et de politiques qui se sont déployés à partir de l'après-guerre en France et en Angleterre » (CASTA, 2012, p. 32).

Du point de vue de la quantification de l'enseignement supérieur qui nous intéresse ici, les frais d'inscription produisent une évaluation quantitative en terme monétaire, qui peut être un prix dans le cas d'un marché universitaire complètement dérégulé (le Chili et le système universitaire américain à but lucratif en sont des illustrations) ou une valorisation plus conventionnelle dans les quasi-marchés (DILL et al., 2004) mise en œuvre par exemple

en Angleterre. Depuis le triplement du plafond des frais d'inscription accompagné par un ambitieux plan de prêts étudiants en 2012-2013, le financement de l'enseignement supérieur est similaire à celui de la recherche analysé plus haut à partir de l'enquête d'Elsa Boulet : « L'évaluation de la recherche effectuée [...] une valorisation en termes d'équivalent général : une somme d'argent versée au département par le [Higher Education Funding Council for England] (subventions), en d'autres termes la valeur de la recherche » (BOULET & Hugo HARARI-KERMADEC, 2014). On peut rapprocher ces deux cas des « nombreuses initiatives visant à fixer un prix à des composants de l'activité humaine ou à des biens qui n'étaient pas jusqu'alors considérés selon cette aune. Se développent aussi des mesures monétaires des coûts sociaux et environnementaux des actes productifs des hommes, jusqu'à la monétarisation des services rendus par la biodiversité, voire la quantification du "retour social sur investissement" » (JANY-CATRICE, 2012b, p. 9-10).

Pourtant, les avantages économiques de cette forme de régulation restent jusqu'à présent théoriques. Même de ce point de vue, on peut discuter les prétendues vertus des frais d'inscription (FLACHER & Hugo HARARI-KERMADEC, 2013; FLACHER, Hugo HARARI-KERMADEC & MOULIN, 2013a). Ils ne permettent pas de sélectionner efficacement les étudiant·es, tendent à renforcer la polarisation du système d'enseignement supérieur et leur effet sur l'effort des étudiant·es et des enseignant·es s'avère impossible à démontrer. Enfin, ce mode de financement n'est pas plus équitable qu'un financement public par l'impôt (ALLÈGRE, 2016). La promotion des frais est surtout « l'expression de l'extension de la fiction autorégulatrice du marché, [...] l'aboutissement de la Grande transformation » (JANY-CATRICE & MÉDA, 2013, p. 383).

Cette fiction, associée au management par l'évaluation externe, entraîne une adaptation au sein des établissements, cette fois-ci du management interne. Dans l'université étudiée par Elsa Boulet, les départements ne pratiquent pas tous les mêmes frais. Selon un membre de la direction de cette université : « Quand des parcours mènent les gens vers [...] des carrières de premier ordre et des salaires de premier ordre, alors on met des frais plus élevés [...] ils sont proportionnels à, si c'est un bon investissement pour votre carrière » (BOULET, 2013, p. 50). On retrouve ici la logique de la théorie du capital humain, qui permet au dirigeant d'anticiper le comportement des étudiant·es. D'autres éléments, de l'ordre de l'étude de marché, interviennent également : « Le comité des frais de scolarité se réunit chaque année pour revoir le niveau des frais. On a des frais universitaires standards pour, par exemple, les disciplines en sciences, en art, on regarde où nos frais sont positionnés relativement aux institutions concurrentes, c'est un des indicateurs clefs. » Le master de business obtient ainsi les frais les plus élevés, à l'inverse du master de formations des enseignant·es.

Cette hiérarchie affichée à l'extérieur est répercutée en interne puisque les moyens issus des frais d'inscription sont fléchés vers les départements qui reçoivent les étudiant·es. Grâce à la quantification des formations opérée par le QAA (Quality Assurance Agency for Higher Education), les frais peuvent être fractionnés pour un cursus partiel ou répartis

entre départements : un étudiant à mi-temps (trois cours soit 60 CATS³ au lieu de six cours pour 120 CATS) paiera la moitié des frais d'inscription ; et si un étudiant suit un cours de 20 CATS dans un autre département que celui de son inscription, un sixième des frais est transféré du département principal vers le complémentaire. Le quasi-marché est donc reproduit en interne, mais sans la fiction de l'autonomie puisque la direction de l'université voit son pouvoir de contrôle renforcé. Sans anticiper l'analyse des effets des différentes formes de quantification, on peut remarquer que le volume des frais (de même que les subventions pour la recherche) obtenus par un département permet d'en mesurer l'activité de façon beaucoup plus forte qu'à partir d'un classement, à la fois parce que l'usage d'une unité de mesure entraîne une quantification cardinale et non plus seulement ordinale, mais aussi parce que cette unité de mesure, la monnaie, donne à la mesure un sens absolu (c'est-à-dire relatif à toute la société), et non plus seulement relatif aux autres établissements. Le rang d'une université donne sa position relativement à un ensemble d'établissements comparables, alors que son chiffre d'affaires la décrit en elle-même, comme entité économique marchande.

L'enseignement supérieur anglais constitue-t-il alors un vrai marché, puisque les étudiant·es choisissent et payent des frais suivant le mécanisme de l'offre et la demande ? Oui et non. En Angleterre, si le plafond des frais pour les étudiant·es ressortissant·es de l'Union Européenne a été triplé, il fait toujours office de tarif national dans la mesure où la majorité des établissements ont choisi des frais maximaux. Aux États-Unis, la palette des frais est beaucoup plus large (surtout vers le haut) même s'il faut distinguer les prix affichés des prix nets pratiqués. Mais dans les deux pays c'est finalement l'État qui assure indirectement la demande en la solvabilisant, et ce de façon active. La garantie publique apportée aux prêts étudiants ne reste pas théorique et les finances publiques sont fortement mises à contribution pour suppléer aux impayés des ancien·nes étudiant·es. Côté offre, il est pour l'instant peu question de laisser des établissements faire faillite, du moins pour ce qui est des établissements issus du système public.

En revanche, le fonctionnement en quasi-marché ouvre la possibilité que d'autres « clients » se présentent (des entreprises privées pour la recherche, des étudiant·es extra-communautaires pour l'enseignement). À nouveau, JANY-CATRICE (2012b, p. 11) identifie le même phénomène à propos de l'environnement : « ces processus de valorisation monétaire apparaissent comme les prémices de l'identification de gisements d'activités et de leur marchandisation ». La marchandisation peut alors passer des représentations des économistes mainstream et des décideurs néolibéraux à une mise en œuvre plus complète.

Le Chili est précurseur pour ce qui est de la marchandisation de l'éducation dans la mesure où le secteur a été réformé sous Pinochet dès 1981, avec ouverture aux établissements privés, libéralisation des frais d'inscription et mise en place des prêts étudiants. Le princi-

3. Les CATS (Credit Accumulation and Transfer Scheme) sont les équivalents britanniques des ECTS (European Credits Transfer System) permettant de quantifier l'importance d'un enseignement. Une année normale de scolarité vaut 120 CATS qui correspondent à 60 ECTS.

pal argument en faveur du système universitaire chilien est l'impressionnante croissance de la population étudiante : on compte aujourd'hui plus d'un million d'étudiant·es au Chili pour 17 millions d'habitant·es, contre 2,3 millions d'étudiant·es en France pour 66 millions d'habitant·es. Mais l'efficacité productive est plus discutable. La qualité de l'enseignement supérieur est très contestée, en particulier dans les très nombreux établissements nés de l'ouverture à la concurrence. Pas de contestation possible sur le coût en revanche, c'est l'un des plus élevés du monde. Le Chili est quatrième mondial pour le poids de l'enseignement supérieur dans le PIB, deuxième pour la part du financement privé (OCDE, 2012). La dépense publique par étudiant est la plus faible de l'OCDE en parité de pouvoir d'achat. Cette marchandisation si aboutie a fini par entraîner une spectaculaire mobilisation étudiante (et lycéenne dans la mesure où la mise en concurrence concerne tout le système éducatif, dès le primaire) en 2011 (CHAUVEL, CLÉMENT et al., 2015, chap. 3). La « loi de gratuité de l'enseignement supérieur » du 23 décembre 2015 engage une progressive suppression des frais d'inscription d'ici à 2020. La Grande transformation n'est peut-être pas irréversible.

B Les effets de la quantification de l'Université

Tout l'intérêt de la sociologie de la quantification initiée par DESROSIÈRES (1993) est de mettre en lumière l'aspect actif de la quantification, ses effets sur les objets mis en nombre et sur leur environnement. Dans le cas de l'enseignement supérieur, W. ESPELAND & SAUDER (2007) décrivent trois types d'effets du classement USN des Law schools. En servant de référence dans un secteur fortement marchandisé, le classement des Law school participe de la redistribution des ressources ; comme toute quantification réussie, il redéfinit l'activité au sein des établissements ; enfin, l'importance prise par les statistiques appelle des stratégies de trucage des chiffres. Ces trois formes de réactivité des acteur·rices à la mesure sont intéressantes parce qu'elles ne sont pas recherchées par l'USN : au contraire, elles remettent en cause le caractère descriptif du classement et son réalisme puisque les rangs sont déformés par la prise en compte de la mesure, de façon particulièrement problématique dans le cas du trucage. À l'inverse, dans le nouveau management public, les évaluations quantitatives et la production de benchmarks visent précisément à induire des réactions. La réactivité est alors une preuve de succès de la quantification.

Cette partie s'attache à analyser les différents effets de la quantification, qu'ils soient recherchés ou non, avec comme fil conducteur la progression de la marchandisation de l'enseignement supérieur. L'effet d'autorité de la forme chiffrée permet de stabiliser les représentations, de les organiser et de les unifier afin de permettre la constitution d'un marché. L'effet d'abstraction décontextualise progressivement les activités académiques, à partir de dispositifs de commensuration à une échelle de plus en plus large. Enfin, la monétisation prépare la marchandisation effective.

1 Une quantification surplombante

La mise en nombre est, suivant DESROSIÈRES (2008a, p. 12-13), « un acte tout à la fois politique et technique », parce qu'elle suppose un double pouvoir, celui de définir la réalité sociale sous une forme adéquate à la mesure et celui de mettre en œuvre cette mesure. Les statistiques ainsi produites doivent faire la preuve qu'elles « tiennent, au triple sens de leur robustesse propre (résistance à la critique), de leur capacité à se combiner [... et à inciter à] user de ce langage à visée universaliste, plutôt que d'un autre. ». Quantifier l'enseignement supérieur, c'est donc exercer un double pouvoir. C'est en tout cas le cas lorsque c'est la puissance publique qui met en œuvre la quantification, par la loi (LOLF et LRU en France) ou par l'intermédiaire d'agences indépendantes (REF et QAA au Royaume-Uni). La démonstration de robustesse peut échouer : l'AERES a été fortement contestée et même boycottée par une partie des chercheurs (Motion de la Réunion Nationale des Délégués de Laboratoires du 12 mars 2009). Face à sa remise en cause durable, la secrétaire d'Etat en charge de l'enseignement supérieur et de la recherche a préféré remplacer l'AERES par un Haut Conseil de l'Évaluation de la Recherche et de l'Enseignement Supérieur (HCERES, courrier de Geneviève Fioraso à l'attention du président et des personnels et collaborateurs de l'AERES, 24 décembre 2012) : avec la mise à l'épreuve de la quantification, le pouvoir qui la porte se trouve testé. Même s'il s'agit finalement d'une mesure cosmétique – le HCERES ayant un rôle très similaire à l'AERES – la dissolution de l'agence annoncée consécutivement aux assises de l'enseignement supérieur et de la recherche⁴ fin 2012, révèle la force de la controverse soulevée par ses rapports et ses outils de quantification de l'Université.

Pouvoir et quantification s'appuient l'un sur l'autre, le premier pouvant fonder la seconde et la mettre en œuvre et réciproquement la quantification venant légitimer *a posteriori* celui qui la pratique par l'apparence d'objectivité et de scientificité qu'elle confère (dont on comprend qu'elle est plus facilement remise en cause dans l'univers académique que médiatique par exemple). Le premier sens peut s'appliquer au-delà de la statistique d'Etat : le classement de Shanghai doit une partie de son impact, du moins en France, à sa reprise par les responsables politiques et les chefs d'établissements (BARATS & LEBLANC, 2013). Inversement, le palmarès des universités du *Monde de l'éducation* et sa vocation réformatrice n'ont pas trouvé d'appui suffisant pour s'instituer durablement. Dans le cas du classement USN et dans un contexte beaucoup plus marchand, c'est en prenant appui sur le pouvoir économique des étudiant-es (et des alumni) que le classement acquiert le rôle déterminant qu'analysent W. ESPELAND & SAUDER, 2008.

Dans son ouvrage *Trust in numbers*, PORTER (1995, p. 8) analyse le second mouvement de renforcement de l'autorité par la quantification : « Quantification is a way of making decisions without seeming to decide. Objectivity lends authority to officials who

4. Cette dissolution a néanmoins suscité une vive réaction du conseil de direction de l'agence : « L'injustifiable suppression de l'AERES », Prise de position du Conseil de l'AERES, 1er mars 2013.

have very little of their own ». Une partie de ce mécanisme tient à l'apparence d'objectivité de l'expression quantitative. A propos des experts (dans un sens plus large d'experts que celui qui nous intéresse ici), BESSY & CHATEAURAYNAUD (2014, p. 335) remarquent que les sens corporels eux-mêmes sont hiérarchisés selon la facilité avec laquelle on peut les traduire numériquement : « on voit clairement comment la hiérarchie des sens selon une échelle d'objectivation suit le degré d'instrumentation qui permet de faire passer un état du corps dans un espace de mesure standardisé et vice versa ». La perception corporelle subjective fonde d'autant mieux un jugement d'expert qu'elle peut s'objectiver par l'intermédiaire d'un dispositif technique sous la forme d'une expression quantitative. Cette objectivation facilite la communication de l'information, qui confère elle aussi de l'autorité : un savoir riche et contextualisé est concentré et décontextualisé par la mise en nombre, ce qui permet à un tiers de s'en saisir sans le préalable de la familiarisation avec l'objet en question (c'est-à-dire sans en être un expert). Il en résulte une forme de transfert de la légitimité du savoir de l'expert vers le tiers. La simplification en elle-même participe à produire de l'autorité : « simplification often makes information seem more authoritative » (W. ESPELAND & SAUDER, 2007, p. 17) ; une information simple et chiffrée apparaît plus ferme et assurée qu'un développement nuancé. Ainsi afficher l'université A devant l'université B dans un classement affirme une hiérarchie, alors qu'une explication des qualités respectives de chaque établissement ouvre la possibilité de contester chaque argument. La simplification inverse en quelque sorte la charge de la preuve : c'est à celui qui conteste la mesure, le classement ou l'indicateur d'avancer des arguments.

Il me semble que cet effet d'autorité de la simplification de l'expression quantitative explique en partie le paradoxe de la classification des revues relevé par GINGRAS (2013, p. 78) : « On est ainsi face à un paradoxe. L'évaluation d'un chercheur exige la constitution d'un comité de pairs qui connaissent bien le domaine. Ces experts savent déjà, par définition, quelles sont les bonnes revues dans leur domaine et n'ont pas besoin d'une liste préétablie par on ne sait quel groupe d'experts les classant en A, B et C. En revanche, ces classements permettent à des personnes ignorant tout d'un domaine de prétendre quand même porter un jugement autorisé. » Les classifications de revues servent à l'évaluation des chercheur·ses par des experts qui, en tant qu'experts, n'ont pas besoin d'avoir recours à une classification pour connaître la qualité des revues. Alors à quoi servent ces classifications ? Elles permettent de justifier une évaluation, y compris auprès de non-experts, en s'appuyant sur l'autorité de la simplification opérée par la classification, plutôt que sur la seule autorité académique des experts eux-mêmes. La fin de la citation renvoie au transfert de légitimité : une fois la classification des revues établie, on peut s'y référer sans disposer d'autorité académique en propre, ou du moins d'étendre son autorité au-delà de son périmètre légitime (par exemple d'une discipline à une autre, ou d'une spécialité à toute une discipline). On peut alors analyser les controverses autour de ces classifications⁵

5. Comme par exemple dans la section CNU 05 (économie, « Révision de la liste des Revues AERES 2012-2013. Un débat en trompe l'œil, le pluralisme en retrait », réaction de l'Association Française d'Éco-

comme des conflits d'autorité et de légitimité (entre courants au sein d'une discipline, entre tutelle et enseignant-es-chercheur-ses défendant une forme d'autonomie, etc.).

Aux pouvoirs politique, économique et technico-scientifique de la quantification telle qu'elle est pratiquée par la statistique d'Etat, on peut ajouter une autre source d'autorité peut-être davantage présente au niveau des classements médiatiques : la pratique du classement, plus encore du palmarès, renvoie aux compétitions sportives (MARCHETTI et al., 2015). Ici l'autorité est assurée d'une part par l'inscription volontaire des sportifs qui souhaitent concourir suivant des règles établies au préalable et par une métrologie des sciences de la nature : en athlétisme, plus proche parent des jeux antiques à l'origine du palmarès, les concurrents sont départagés suivant des mesures de durée, de hauteur ou de longueur. La quantification perd donc sa part active et est réduite à une mesure. Lorsqu'un média classe des universités, il se place dans la position de l'organisateur de la compétition, comme si les établissements avaient choisi d'y participer et de le faire suivant les critères qu'il a établis. Lorsque le classement accède à une position de référence, ces conditions se réalisent puisque les établissements sont amenés à fournir activement les moyens de leur évaluation et agir de façon à optimiser celle-ci.

Pour simplifier la présentation, je distinguerai deux aspects de la dynamique qui conduit les présupposés de la quantification à se réaliser ou, pour le dire avec les termes de Desrosières, les conventions à devenir des catégories réelles : les caractères auto-réalisateur et performatif de la quantification. Cette dissociation des deux termes du concept de « prophétie auto-réalisatrice » prend le risque de caricaturer la distinction matériel/idéal, infrastructure/superstructure, mais me semble constituer un premier pas utile à la compréhension. Il y a alors auto-réalisation lorsqu'un classement ou une statistique produit les conditions matérielles qui renforcent la position dans le classement ou l'adéquation de la statistique. Dans ce cas, le processus part de l'énoncé chiffré et passe par une étape matérielle, par exemple économique, qui transforme l'objet de la mesure de façon à renforcer l'énoncé chiffré d'origine. Par opposition au fonctionnement auto-réalisateur, un classement ou une évaluation sont performatifs quand ce sont ces énoncés chiffrés en eux-mêmes qui produisent des effets directs sur l'objet quantifié. Dans ce second cas, le processus reste entièrement discursif et ne se matérialise que dans une transformation qualitative de l'objet quantifié.

Auto-réalisation W. ESPELAND & SAUDER (2007) se sont spécifiquement intéressés à la réactivité des universitaires face au classement des Law schools de l'USN, qui conduit entre autres à une forme de prophétie auto-réalisatrice. Les auteurs mettent en garde contre une lecture trop littérale de cette expression, qui conduirait à une critique trop forte du classement. Celui-ci est en partie au moins adéquat à la réalité, descriptif : il ne s'agit pas de la création de toutes pièces d'un événement à partir d'un énoncé discursif

nomie Politique). Selon SUPLOT (2015, p. 247-248), ce n'est pas un hasard si l'économie est au cœur de la controverse de l'évaluation, puisque ce sont des économistes qui en sont les principaux promoteurs.

Type d'effet	auto-réalisateur	performatif
plan privilégié	matériel et économique	symbolique et discursif
effectivité	médiée par un marché ou un quasi-marché	directe et soutenue par une institution
exemples	Classement USN « part de marché » REF	taux de « publiant-es » AERES qualité moyenne REF

TABLE III.1 – Auto-réalisation *vs.* performativité des statistiques

sans fondement. « We do not restrict self-fulfilling prophecies to false beliefs, requiring only that an expectation, once defined as real, amplify or confirm its effects » W. ESPELAND & SAUDER (2007, p. 11). L'espérance (expectation) elle-même est un effet qui doit plus à une ambiguïté sur la réception du classement qu'au classement lui-même : parle-t-il des établissements au présent du jour de la publication, voire au futur comme le laisse penser une publication destinée à aider de futur-es étudiant-es à choisir un établissement, ou au contraire au passé puisqu'il s'appuie sur des informations concernant au mieux l'année écoulée ? On retrouve la double conscience du statisticien, ici dans une version temporelle, qui se résout avec une hypothèse de stabilité. Si le niveau des établissements est stable, alors il est logique d'utiliser le rang établi sur la base de l'année n pour orienter un choix à l'année $n + 1$ (et produisant des effets sur le marché du travail en $n + 5$). C'est surtout cette hypothèse qui constitue la prophétie auto-réalisatrice puisque le classement contribue activement à stabiliser la hiérarchie qu'il est censé décrire : « rankings reproduce and intensify the stratification they are designed to measure » (W. ESPELAND & SAUDER, 2007, p. 14).

Le premier mécanisme d'auto-réalisation est l'impact du classement d'une année sur celui de l'année suivante. Face à la difficulté de classer près de 200 établissements (et leur absence d'information sur la plupart d'entre eux), les universitaires et professionnels du droit interrogés pour évaluer la réputation des Law schools se basent en grande partie sur le classement de l'année précédente. On retrouve un mécanisme proche avec les classements des revues : les revues bien classées reçoivent davantage de proposition d'articles ce qui augmente leur sélectivité et donc leur futur classement. Elles entrent également dans plus de bibliothèques (c'est le rôle originel des classements de revues) et sont plus facilement accessibles, ce qui accroît les citations et donc améliore à nouveau le classement.

Le classement se renforce également par l'intermédiaire du financement. En orientant les étudiant-es, il oriente les frais d'inscription et donc les moyens. Il joue aussi sur les dons des alumni, qui refusent de financer un établissement qui semble mal évoluer : suite à une chute dans le classement, « your monetary support from alumni say “Well, I’m not sure I want to support a school that’s going in the wrong direction”, and your money starts to dry up » (W. ESPELAND & SAUDER, 2008, p. 13). La chute dans le classement entraîne alors une réduction de moyens qui réduit d'autant les possibilités de réaliser un

enseignement de qualité.

Si les classements peuvent à première vue sembler décrire plutôt qu'agir, il est moins surprenant que le benchmarking et les différentes formes de quantification du nouveau management public transforment tout autant qu'ils évaluent. Selon Alain Supiot, il s'agit là d'une caractéristique du capitalisme postérieur au taylorisme et à la chute de l'Union soviétique, où la gouvernance prend le pas sur le gouvernement : on perd l'extériorité d'un objectif à atteindre ou d'une règle à respecter, fussent-ils quantitatifs comme sous le plan soviétique. Au contraire, la norme est intériorisée, et il y a « suppression de l'écart entre l'être et le devoir être » (SUPIOT, 2015, p. 174). La quantification est ici encore centrale dans cette fusion qui se joue autour de la notion d'*indicateur objectif*, l'indicateur étant à la fois objectif (non partial) et l'objectif (le but). « Cette fusion des objectifs et des indicateurs est inévitable dès lors que l'évaluation est purement quantitative, car dans ce cas les nombres ont déjà été chargés d'une valeur qualitative qui s'impose à l'évaluateur et ils ne peuvent être remis en question. » On retrouve ici l'effet d'autorité de la quantification une fois stabilisée, renforcée par sa matérialisation. En effet, lorsque l'évaluation quantitative de la production scientifique sert de base à la répartition des subventions comme c'est le cas au Royaume-Uni, les équipes les mieux évaluées sont ensuite les mieux dotées, ce qui facilite la réalisation d'une activité scientifique qui sera à nouveau bien évaluée. Les subventions s'ordonnent donc suivant les évaluations de la production académique. Mieux, comme le REF distribue les moyens proportionnellement à la « part de marché » occupée par les départements, les volumes – et non seulement les ordres – sont liés. On peut donc s'attendre à une évolution vers un équilibre avec des parts de marchés stabilisées, après une phase d'éviction des moins bien évalués et donc financés. Le couple évaluation/répartition des moyens figé en un quasi-marché reproduit pour les chercheur·ses les effets produits par le couple classement USN/frais d'inscription pour les étudiant·es du marché universitaire états-unien : le recrutement des chercheur·ses au Royaume-Uni se fait désormais sur la base de leur participation au futur score REF du département, comme celui des étudiant·es en droit aux États-Unis se fait sur la base de leur impact sur la prochaine évaluation de la sélectivité de la Law school. « Est-ce qu'ils · elles sont susceptibles d'être inclus dans le REF ? C'est presque la première question qui est posée dès que l'entretien [de recrutement] est fini » (enseignant-chercheur interrogé par BOULET, 2013). Par l'auto-réalisation, les mécanismes de renforcement des classements et des évaluations participent d'une polarisation du secteur, en augmentant l'écart entre les premiers et les autres, au niveau de la réputation mais aussi matériellement, en termes économiques comme académiques (meilleur·es étudiant·es, personnel·les et équipements pour les établissements, meilleurs articles pour les revues par exemple).

Performativité La performativité est un concept utilisé à l'origine par la linguistique pour décrire la capacité d'un énoncé à agir sur la réalité (AUSTIN, 1991). L'exemple standard est celui des fiancés qui deviennent mariés par la déclaration du maire. L'usage du

concept s'est étendu en sciences sociales, dans les études de genre (BUTLER, 2004) par exemple, mais aussi à propos des énoncés chiffrés et économiques (CALLON & MUNIESA, 2013; MACKENZIE, MUNIESA & SIU, 2007). AMBROISE (2015) met en garde contre un usage abusif du concept de performativité. Si le discours économique peut-être performatif, c'est à condition que ses effets soient « d'ordre représentationnel ou symbolique » (AMBROISE, 2015, p. 32). Il défend dès lors un usage de ce concept réservé au langage et non aux dispositifs ou techniques dont il serait naturel qu'ils produisent des effets (quand le rôle premier du langage serait de décrire). Les énoncés chiffrés me semblent se situer précisément à l'interface entre langage et techniques, puisqu'ils sont le langage privilégié des sciences de la nature et de la technologie. Comme les énoncés juridiques auxquels s'applique justement la performativité, les énoncés chiffrés doivent respecter des codes précis pour être opérants dans leur contexte technique ou scientifique. Dans les cas qui nous intéressent (classement, évaluation), les énoncés chiffrés sont de plus des jugements (de valeur relative, de qualité). Ils prennent une forme ritualisée (le marronnier du classement de Shanghai, les vagues d'évaluations et les visites AERES). Enfin, le discours managérial quantitatif (les évaluations de type AERES) a des effets, comme pour le droit, « parce qu'il est soutenu par l'institution qui lui donne une force ou une efficacité immédiate » (AMBROISE, 2015, p. 32).

Le classement de Shanghai, par exemple, pousse les établissements français à réagir lorsque la position qui leur est attribuée ne correspondent pas à l'excellence internationale revendiquée, en particulier à travers les regroupements d'universités et de grandes écoles au sein des COMUEs. Mais contrairement au classement USN des Law Schools, le classement de Shanghai n'est pas (du moins pas encore) appuyé en France par une matérialisation par le marché puisque les frais d'inscription sont encore extrêmement réduits dans les universités⁶. C'est sa reconnaissance et sa prise en compte par les responsables politiques et les chefs d'établissements qui donnent sa légitimité au classement en France et lui confère « une force ou une efficacité immédiate » (AMBROISE, 2015, p. 32). Il fonctionne donc de façon performative et non auto-réalisatrice.

La quantification de l'enseignement supérieur peut avoir de cette façon des effets performatifs de redéfinition : la quantification redéfinit l'activité universitaire en favorisant ce qui apparaît dans la mesure (en y contribuant positivement) et en niant ce qui n'apparaît pas, suivant la formule reprise par LAVAL et al. (2012, p. 167) « ce qui ne se mesure pas n'existe pas ». Par exemple, avant de connaître une perte de légitimité et d'être finalement dissoute, l'AERES a expérimenté une redéfinition des chercheur·es et enseignant·es-chercheur·ses effectivement chercheur·es sous la forme des « publiant·es » : celles et ceux qui avaient produit au moins deux publications considérées « de rang A » (qui correspond ici à un

6. Les grandes écoles qui pratiquent des frais élevés peuvent être davantage impactées par des classements médiatiques, et en particulier par les classements spécifiques comme ceux du *Financial Times* pour les Business Schools et du *Times Higher Education* pour les MBA

périmètre très large) dans les quatre années précédant l'évaluation⁷. La menace d'une perte de la tutelle du CNRS (dite « desumérisation ») pour les laboratoires mal évalués, en particulier à cause d'une trop faible proportion de « publiant-es », a été utilisée pour pousser à l'exclusion de « non-publiant-es »⁸. La désignation comme « publiant-e » ou non est alors un énoncé performatif puisqu'il produit des effets pouvant aller jusqu'à l'exclusion du laboratoire et donc la négation de la qualité de chercheur-e. Ce mécanisme typique de la phase active de la quantification, la définition conventionnelle du périmètre de la catégorie « publiant-es » par l'AERES, s'impose comme norme par le soutien des institutions de tutelle. Il s'agit bien d'un procédé de quantification puisque la catégorisation sert de base à un calcul (du taux de « non-publiants »). La catégorisation repose elle-même sur une opération de décompte (des publications au cours des quatre dernières années). Selon LAVAL et al. (2012, p. 13), cette normalisation prépare l'intégration de l'Université dans l'économie marchande : « la forme valeur de la connaissance est l'effet de la normalisation qui lui est appliquée par les outils managériaux de sa gestion et de son évaluation [... Ce mode de gestion] modifie les conditions effectives des activités éducatives et scientifiques et contribue, par un effet performatif, à la réorganisation du champ de la connaissance sur le modèle du marché. »

Le REF britannique est intéressant en ce qu'il produit des effets des deux types : la distribution des subventions pour recherche constitue un quasi-marché et produit donc des effets auto-réalisateurs alors que ses évaluations quantitatives produisent des effets performatifs lorsqu'elles sont reprises dans la presse et la communication des établissements. D'une part, le REF évalue les publications des chercheur-ses qui lui sont soumises, les classe suivant leur qualité et distribue des subventions pour chaque publication, croissantes avec la qualité de la publication. Comme il n'y a pas de subvention négative, une publication de faible qualité n'a pas d'impact sur les subventions⁹. Les départements devraient donc soumettre autant de chercheur-ses que possible au REF afin d'en faire évaluer les publications. Mais ces évaluations sont utilisées comme intrants pour construire un indicateur de qualité moyenne du département. Cette fois-ci, les départements ont intérêt à ne soumettre que leur meilleur-e chercheur-se afin d'obtenir la meilleure moyenne possible. Les deux effets sont donc en partie contradictoires, ce qui pousse les établissements à adopter des comportements stratégiques. Le second effet est performatif dans la mesure où il est discursif et direct (la communication de la qualité moyenne désigne le département comme excellent ou non) et s'appuie sur la légitimité du REF et des médias qui relaient l'information.

L'effet de redéfinition du classement USN des Law Schools présente également des as-

7. Voir la note *Critères d'identification des chercheurs et enseignants-chercheurs « publiants »* de l'AERES (2008) http://www.aedres.fr/pdf/AERES_CriteresIdentificationPubliants.pdf

8. C'est par exemple ce que relate la motion du CLERSÉ du 16 décembre 2009, <http://ancmsp.com/motion-de-l-assemblee-generale-du>

9. La qualité « publication reconnue nationalement » ne conduit à aucune subvention (BOULET & Hugo HARARI-KERMADEC, 2014).

pects auto-réalisateurs et performatif : le classement tire son autorité sur les établissements de son influence sur les choix des étudiants (médiation par le marché) et sur les dons des alumni (une institution spécifique du système universitaire états-unien) mais il produit des effets directement discursifs de redéfinition des objets classés, les Law Schools. En effet, parce que le classement USN mesure la sélectivité des établissements sur la base des résultats des étudiant·es aux tests nationaux LSAT, une donnée quantitative homogène et disponible, les établissements revoient leur critère de recrutement dans ce sens. D'autres critères, plus qualitatifs et spécifiques à l'établissement, par exemple l'adéquation entre la vocation du candidat et celle de l'établissement évaluée lors d'un entretien, perdent en importance. Les politiques de bourses sont également revues dans le sens du classement : en remplaçant les bourses sur critères sociaux par des bourses sur critères académiques, les établissements peuvent améliorer le score LSAT moyen des étudiant·es admis·es et donc améliorer le rang de l'établissement dans le classement de l'USN. La définition implicite d'une bonne Law school portée par le classement (un établissement avec une moyenne LSAT élevée) se concrétise à mesure que son autorité s'impose. En ce sens, le classement est performatif : il redéfinit discursivement le réel.

On peut noter que dans le cas des classements médiatiques, la quantification est performative à partir d'une métrologie réaliste, et non conventionnaliste, à partir d'un média et non depuis l'État, contrairement aux statistiques de l'action publique plus souvent étudiées par la littérature de la sociologie de la quantification (DESROSIÈRES, 2008a ; DESROSIÈRES, 2008b ; DIDIER, 2011). L'autorité du classement médiatique s'articule avec celles des responsables politiques ou académiques et/ou avec des mécanismes de marché, mais ne repose pas entièrement sur ces sources extérieures : le fait de classer est en soi une relation d'autorité, de surplomb, de celui qui mesure sur celui qui est mesuré, sur le modèle de la relation enseignant·e/élève au moment de la notation. L'attente du résultat (rendu visible par les réactions à chaque publication du classement de Shanghai, par exemple) en est une manifestation. L'effet d'autorité est renforcé par l'anxiété et/ou la précarité des étudiant·es ou des jeunes docteur·es : face à un avenir incertain, la disponibilité d'indicateurs est un repère. Mais dans un secteur universitaire en constante transformation néolibérale depuis la fin des années 1990, l'incertitude et l'anxiété touchent au-delà des acteur·rices les plus précaires.

Il ne faut pas pour autant imaginer des universitaires (ou des politiques) totalement passif·ves, subissant la quantification sans possibilité d'action. D'une part, parce que les chefs d'établissements comme les politiques peuvent en être les promoteurs ou s'y conformer de bonne grâce. On a vu que le classement de Shanghai avait été utilisé comme argument en faveur des réformes de l'enseignement supérieur français à partir de 2008 (BARATS & LEBLANC, 2013 ; GINGRAS, 2013, p. 105). De même, les élu·s de certaines disciplines (section CNRS ou CNU) se sont donné·es des classements de revues pour faciliter et objectiver les modalités de leurs évaluations. Les acteur·rices de l'enseignement supérieur et de la recherche peuvent également refuser ou tout du moins contester certaines

formes de quantification et agir sur elles, l'adéquation entre l'objet et sa mesure résultant alors d'un déplacement des deux. Dans le cas de l'AERES par exemple, si c'est le ministère de tutelle qui a décidé de la création de l'agence, les évaluateurs sont des universitaires. C'est cette implication qui a rendu possible le boycott (ou du moins sa menace) lors de la mobilisation de « sauvons la recherche » et « sauvons l'université ». Même dans la position d'évalués, la nécessité de la participation active des membres des unités au bon déroulement de l'évaluation ouvre des espaces pour la négociation et même le boycott (Equipe INRIA – Lille Nord Europe, le 11 février 2009). Finalement, la décision ministérielle de transformation de l'AERES fin 2012 montre l'importance d'une certaine adhésion pour que l'évaluation remplisse son rôle.

Performativité du capital humain ? L'introduction ou la hausse substantielle des frais d'inscription produit également des effets sur l'enseignement supérieur, en conjuguant des effets discursifs et des effets économiques, comme les autres formes de quantification. Aux États-Unis, en relation avec le classement USN, ils structurent l'espace des Law schools. En France, l'unique expérience d'augmentation dans une université, l'université Paris-Dauphine, est à la fois trop récente (2011-2012) et trop partielle (au départ seuls certains Master 2 étaient concernés) pour avoir transformé les représentations. C'est ce que montre notre enquête déjà mentionnée auprès des étudiant-es de Paris-Dauphine (CHAUVEL & CLÉMENT, 2014). Le cas des écoles de commerce est en revanche plus favorable dans la mesure où la présence de frais importants est plus ancienne. Dans notre article sur les bi-admis à HEC et à l'ENS Cachan (LE BRETON & Hugo HARARI-KERMADEC, 2013), nous observons chez certains étudiant-es reçu-es mais préférant finalement l'ENS Cachan une sorte de rejet des frais pour leurs effets auto-réalisateur. Face à l'importance des frais directs et indirects de la scolarité à HEC et aux faibles ressources familiales mobilisables, ils estiment devoir s'endetter dans une proportion qui orienterait par la suite leur choix de carrière. En effet, ils estiment que le poids des remboursements interdirait de s'orienter vers les métiers peu rémunérateurs (à l'aune d'HEC) qui correspondent à leur vocation. Morgane Le Breton recueille par exemple le témoignage suivant : « Cela signifie qu'au moment où tu fais ton choix de carrière, tu es sous contrainte. Certes, l'emprunt est indolore mais il va falloir que je choisisse tel type de poste. Si je veux bosser dans l'administration, t'es moins bien payé. Je rembourse comment ? Je n'avais pas trop envie de me retrouver pris au piège » (LE BRETON & Hugo HARARI-KERMADEC, 2013, p. 76).

Les frais d'inscription et l'endettement qu'ils entraînent pour les étudiant-es les moins favorisé-es apparaissent donc comme une restriction de liberté. La perspective d'une carrière permettant de rentabiliser l'investissement (et donc l'endettement) consenti n'est pas rejetée comme trop hypothétique ou risquée, mais comme moins attrayante. On peut lire ce rejet comme un refus de suivre la logique du capital humain, une logique qui apparaît comme contraignante : s'y référer pour faire le choix d'école entraîne de la suivre ensuite dans le choix de carrière. L'enquête n'a pas permis d'observer d'étudiant-es ayant repris

à leur compte la logique du capital humain : « À l'extrême opposé des discours des élèves normaliens, le critère financier est ainsi exclu du choix d'école par les étudiant·es ayant choisi HEC » (LE BRETON & Hugo HARARI-KERMADEC, 2013, p. 76) du fait d'une soutien financier familial. Non pas que les élèves d'HEC ne visent pas une carrière fortement rémunératrice ; mais les frais d'inscription ne représentent pas pour eux un investissement économique. Le choix se fait davantage suivant une perspective d'identification avec la population étudiante de l'école et la réputation de l'école, et d'adéquation des perspectives de carrières avec leurs aspirations.

Une enquête ciblée vers les élèves d'écoles de commerce issus de milieux relativement modestes (suffisamment pour avoir recours au prêt mais pas assez pour être exempté de frais d'inscription) pourrait permettre de tester la diffusion de la logique du capital humain. On peut également penser que les choix scolaires et professionnels répondent à plusieurs logiques entremêlées, et que certaines occasions sont plus propices que d'autres à se comporter en accumulateur de capital humain : demandes de prêt, concours d'entrée et soutenances de projet ou de mémoire au cours de la scolarité, puis entretiens d'embauche et évaluations professionnelles. Au quotidien, cette logique peut être mise à distance, d'autres motivations (curiosité intellectuelle pour un cours, épanouissement professionnel) pouvant passer au premier plan tout en restant compatibles avec les exigences du capital humain.

2 L'évaluation comme processus d'abstraction du travail universitaire

La quantification produit également un effet d'abstraction, dans sa phase active de convention. En convenant de ce qui entre dans la catégorie statistique et des modalités de la mesure, le phénomène quantifié est redéfini sous une forme abstraite et objectivée. L'usage des nombres en lui-même porte une « visée universaliste » pour reprendre l'expression de DESROSIÈRES (2008a) déjà citée. C'est principalement sous la forme d'évaluations (des établissements, des formations, des laboratoires et des personnel·les) que ce processus de quantification de l'enseignement supérieur et de la recherche a lieu. En effet, « l'évaluation doit, pour se mettre en place, notamment s'appuyer sur tout un travail préalable de codification, standardisation et taylorisation des tâches (travail notamment initié par le rapport Espéret¹⁰, processus qu'ont déjà connu d'autres professions (ouvrier, employé de banque, infirmière, médecin, etc.) » (FAURE, MILLET & SOULIÉ, 2005, p. 115-116). Lorsque c'est le travail et ses produits qui sont redéfinis ainsi pour devenir mesurables dans une unité générale, la quantification prend pour objet un rapport social, le travail, ce qui rend possible une incorporation des activités universitaires à la production sociale dominante, la production capitaliste, elle-même dans un processus permanent d'abstraction.

C'est par la commensuration, c'est-à-dire la mesure commune d'activités distinctes, leur mise en nombre suivant le même procédé, que la quantification décontextualise ces activités. Elle suppose, souvent implicitement, de les considérer sous une catégorie com-

10. ESPÉRET (2001), suivi du rapport BELLOC (2003)

mune. Il s'agit de l'application d'une nomenclature mais dans une logique de mesure plus que de catégorisation : les catégories sont supposées préexistantes ou allant d'elles-mêmes. Une norme tend à émerger de cette commensuration, d'autant plus forte qu'elle se combine avec l'effet d'autorité analysé à la section précédente. A l'époque néolibérale, la norme n'est plus un standard situé à la moyenne (ou à la médiane) comme pour l'homme moyen de Quételet ; il s'agit plutôt d'un idéal à atteindre dans une logique de performance, un benchmark exigeant, la première position d'un classement. De même que les concours de miss contribuent à produire une norme de féminité, à la fois stéréotypée et hors de portée, les classements des universités dessinent un idéal d'université inatteignable pour l'essentiel des établissements. Ils poussent à une fuite en avant, une croissance et une révolution permanente des établissements en quête d'une excellence hors de portée.

Pour produire un classement, d'universités ou de revues, il faut disposer ou convenir d'une population. Le classement de Shanghai ne porte pas sur une telle population d'universités, définie de façon homogène et préalable. Le classement institue donc une population d'universités à l'échelle internationale, mais uniquement partielle puisqu'il ne classe qu'une faible partie des établissements (on trouve par exemple 33 établissements français sur le site du classement de Shanghai, sur les 142 listés sous le Titre Ier du livre 7 du code de l'éducation). C'est d'ailleurs conforme à son nom officiel : le classement dit de Shanghai est en réalité le classement académique des universités mondiales et annonce sur son site s'intéresser à 1200 universités avant de publier le rang des 500 meilleures¹¹. En France tout du moins, il participe à donner corps à une catégorie d'établissements, les universités de recherche de classe mondiale (« Vers de nouvelles universités de recherche de classe mondiale », cycle de conférences, Mercredi 13 Mai, Paris Sciences et Lettres). Les regroupements d'établissements promus par une série d'initiatives réglementaires et d'incitation budgétaire (pôles régionaux, Idex, Comue, etc.) dans les années 2000 restructurent les établissements suivant une échelle mieux adaptée au classement (SUPIOT, 2015, p. 249) : il s'agit d'obtenir une visibilité internationale (et pourquoi pas des économies grâce à des mutualisations, rapport du 5 juin 2015 du Contrôle général économique et financier). S'il est caricatural de penser le classement de Shanghai comme étant à l'origine de ces regroupements, il aide à penser un paysage universitaire français inséré dans une compétition internationale et à distinguer les établissements qui y participent de ceux qui restent en dehors. C'est autour de cet enjeu de redéfinition et de scission de l'enseignement supérieur français qu'une controverse éclate au sein de la Conférence des Présidents d'Université (CPU), allant jusqu'au dépôt de deux listes concurrentes pour présider la CPU. Les présidents de 21 universités hors course au classement de Shanghai signent ainsi le 29 mai 2015 une tribune collective intitulée « Quel avenir pour l'Enseignement Supérieur et la Recherche français ? » dénonçant cette évolution : « L'obsession des classements internationaux prévaut dans les choix de soutien budgétaire, la notion d'excellence scientifique

11. <http://www.shanghairanking.com/fr/>, consulté le 1 août 2015

et de masse critique, deviennent centrales au détriment des autres missions de l'université dont la réussite pour tous ou la formation tout au long de la vie. » On retrouve dans cette prise de position l'effet d'autorité du classement et son effet performatif de définition d'une bonne université en positif (« excellence scientifique » et « masse critique ») et en négatif (« la réussite pour tous » et la « formation tout au long de la vie » ne sont pas déterminantes). La polarisation du système universitaire français, en accroissement, rend la commensuration problématique et visible. La phase active de quantification reste donc ouverte, dans l'attente d'une configuration plus stable combinant la répartition du pouvoir politique et des moyens, les représentations quantitatives et la réalité des établissements. On peut s'attendre à ce qu'une nomenclature distinguant deux types d'universités (ayant vocation ou non à intégrer le classement de Shanghai ou un équivalent) puisse contribuer à la stabilité de cette configuration.

Dans le périmètre national des États-Unis, en revanche, des instances de régulation définissent des listes d'établissements accrédités. C'est le cas des Law schools, et c'est à partir de cette population que l'USN peut entreprendre une série de mesures communes afin d'établir son classement. Dans la section précédente, j'ai présenté un premier effet produit par ce classement : en conjonction avec les frais d'inscription, il produit une autorité suffisante pour redéfinir la vocation d'une Law school, d'une façon plus homogène que la procédure d'accréditation. Cette homogénéité est le reflet de l'homogénéité de la mesure conduisant au classement : les quatre critères pris en compte (réputation, sélectivité, placement et moyens de l'établissement) sont mesurés de façon identique pour chaque établissement et combinés à l'aide d'un jeu de pondération (respectivement 40%, 25%, 20% et 15%). Un établissement est donc représenté par un vecteur dans un espace de dimension quatre puis projeté dans la direction du classement. C'est cette direction qui redéfinit les Law schools en exprimant la qualité de façon quantitative. Selon Espeland et Sauder, cette étape d'agrégation produit une nouvelle relation entre les Law schools, à la fois précise et globale (« all-encompassing »). La contradiction entre la précision de la représentation par un unique rang et la globalité de cette représentation produit un effet d'abstraction. « Commensuration as a mechanism of sense making is notable for how rigorously it simplifies information and for how thoroughly it decontextualizes knowledge » (W. ESPELAND & SAUDER, 2007, p. 17). Ce n'est plus une caractéristique des Law schools que l'on mesure (les moyens par exemple) mais chaque établissement dans son intégralité qui est représenté par un nombre, le rang de la Law school. Il est alors fait abstraction de toutes les caractéristiques non prises en compte par la mesure des quatre critères, les dimensions non mesurables propres à chaque critère (comme la qualité des étudiant-es non représentée par leur score LSAT) mais aussi l'histoire et la localisation géographique de chaque établissement. Il en résulte une norme abstraite à laquelle les établissements sont enjoins à se conformer, un idéal défini par la conjonction des critères et imparfaitement incarné par les établissements les mieux classés.

L'agrégation des quatre caractéristiques quantifiées en un score unique produit éga-

lement une abstraction de chaque caractéristique : réputation, sélectivité, placement et moyens sont alors interchangeable comme contribution au score, par l'intermédiaire des pondérations. Ainsi, une augmentation de dix points du score de placement compte comme une augmentation de cinq points de score de réputation. Cette expression est similaire à celle de la forme simple de la valeur du chapitre 1 du Capital, sauf qu'ici c'est l'usage de ces critères qui est commun : le placement et la réputation contribuent tous deux à la mesure de la qualité d'une Law school. Ici l'abstraction se réduit au secteur du droit, et la relation de proportionnalité ne concerne que les quatre critères. Le classement de Shanghai introduit de façon similaire (mais avec moins d'autorité) des équivalences quantitatives entre la formation d'un futur prix Nobel et la publication d'un article dans *Nature*.

La nouvelle gestion publique par évaluation quantitative des établissements va plus loin dans l'abstraction. Au Royaume-Uni, REF s'affranchit des frontières disciplinaires et évalue les unités à l'aide du score REF suivant les mêmes critères de publications, d'impact et d'environnement. Ces trois critères sont combinés suivant les mêmes pondérations (60%, 20% et 15%). L'évaluation est menée néanmoins par des experts de la discipline, qui doivent trier les publications suivant 5 catégories de qualité. Mais le poids de la discipline est très réduit : d'une part parce que quelle que soit la discipline, l'évaluation prend la même forme, ce qui suppose que les objectifs soient structurellement identiques ; d'autre part, le volume de publications à évaluer pousse les experts à avoir recours à leur tour à des méthodes quantitatives d'évaluation, à partir d'indices de citation ou de classements de revue ; enfin, parce que les périmètres disciplinaires s'élargissent (et donc le nombre de « disciplines » se réduit). On est ainsi passé entre 2008 et 2014 de 67 à 36 jurys d'évaluation (BOULET & Hugo HARARI-KERMADEC, 2014). Le REF ne peut donc évaluer la qualité du travail scientifique, ce qui demanderait du temps, une connaissance précise du champ de recherche dans un sens étroit et une méthodologie adaptée. C'est une capacité a-disciplinaire à produire des résultats visibles de la recherche qui est finalement mesurée.

Du point de vue de la valeur d'usage, ces modalités d'évaluation sont très insatisfaisantes : en plus de demander une intense activité de visibilisation qui empiète sur le temps disponible pour faire de la recherche ou de l'enseignement, elle est contradictoire avec certaines caractéristiques concrètes du travail universitaire comme les collaborations extérieures au laboratoire, à l'établissement et même au pays concerné par l'évaluation. Enfin, l'évaluation ne tient pas compte du travail des personnel·les non enseignant·es, bibliothécaires, ingénieur·es, technicien·nes, etc. La quantification du travail universitaire par le REF, proche d'une évaluation de la productivité des chercheur·ses, illustre bien cette limite, valable également pour un secteur marchand selon HARRIBEY (2013, p. 421-422) : « Le développement de l'économie capitaliste conduit à une abstraction toujours plus poussée du travail, parce que le travail est un acte de plus en plus social [...] La notion de productivité d'un individu n'a pas de sens à l'heure où tous les processus de production sont à la fois parcellisés et intégrés ». Harribey prend d'ailleurs pour exemple l'importance du travail des personnel·les de ménage pour assurer les conditions du travail dans un sec-

teur technologique, très bien illustrée par l'épisode « de la mouche » de la série *Breaking bad* (saison 3, épisode 10) qui met en scène les deux chimistes obsédés par la présence d'une mouche dans leur laboratoire (de production de métamphétamine). Du point de vue de la valeur économique en revanche, la concentration sur les activités directement liées aux services d'enseignement et de recherche produits par l'Université place leur finalité à l'extérieur¹². La quantification du travail universitaire, à travers l'activité des chercheur·ses et/ou des enseignant·es ou des fruits de ce travail, ouvre la voie à leur expression dans une unité commune et partagée avec les autres secteurs productifs, la monnaie.

3 Monétisation du travail universitaire et marchandisation

La capacité des mathématiques à combiner les nombres invite à sortir de la catégorie dans laquelle les phénomènes ont été mesurés en commun et comparés à une norme pour entrer en relation avec d'autres phénomènes, de plus en plus lointains. L'unité de mesure joue ici un rôle important : elle porte la dernière trace du contexte de la mesure, et c'est donc sa conversion qui permet d'élargir la commensuration. La monnaie sert alors d'unité de mesure universelle qui élargit la commensuration à la société toute entière et propose comme norme commune le retour sur investissement maximal. L'abstraction est alors d'étendue maximale, mais non neutre : l'expression monétaire est économique, la quantification prépare la marchandisation.

L'expression sous forme monétaire du travail est le signe de l'abstraction de ce travail, le signe de la subordination de l'activité productrice de valeur d'usage par le travail substance de la valeur. En effet, selon HARRIBEY (2013, p. 124-125), « le travail abstrait ne doit pas être entendu comme une quantité de travail, même débarrassé de ses aspects concrets, mais comme une quantité de monnaie, seule *forme* dans laquelle il peut s'exprimer en tant que *substance* de la valeur ». La citation de Marx en exergue souligne par ailleurs que cette expression monétaire, sous la forme d'un prix lorsque le processus va jusqu'au stade d'une marchandisation effective, est le fruit d'une transformation dans les conditions de production qui fait de l'activité universitaire du travail abstrait.

C'est bien dans une monétisation du travail distincte de celle de la force de travail que réside le basculement dans le fonctionnement marchand. En effet, les enseignant·es-chercheur·ses comme les autres personnel·les de la fonction publique sont salarié·es et perçoivent donc un revenu monétaire. Selon HARRIBEY (2013, p. 17), ce type de travail produit de la valeur monétaire mais non marchande. En effet, « les employés de l'État ne sont pas des salariés identiques à ceux employés par les capitalistes. Ils échangent leur force de travail contre un salaire qui, pour des raisons socio-institutionnelles elles-mêmes liées

12. Cet extérieur est l'instance d'évaluation, mais peut aussi bien devenir un marché, ou un arrangement des deux. On retrouve la question de l'hétéronomie, ce qui invite à traiter de la quantification comme d'un dispositif de contrôle du travail, dans une optique similaire à celle de BRAVERMAN (1974) à propos de la taylorisation. Par ailleurs, l'invisibilisation des activités hors enseignement et recherche les faisant apparaître comme de purs coûts, il pourrait être naturel de les externaliser.

à un choix collectif et/ou à un rapport de forces dans la société, se trouve correspondre, par convention sociale, à l'évaluation monétaire des services nets rendus à la collectivité » (HARRIBEY, 2013, p. 373). La valeur de ce travail, ce qu'il apporte à la société d'un point de vue économique, est donc directement mesurée par ce coût de la force de travail. Du point de vue de la valeur, le travail dans une Université non marchandisée n'est donc pas séparé de la force de travail. Cette égalité interdit toute plus-value et donc le lancement d'une accumulation. En développant des mesures du travail distinctes de la valeur de la force de travail (et pas nécessairement du temps de travail, au contraire), il peut acquérir une réalité sociale autonome, qui ne peut devenir valeur qu'à la condition d'être à nouveau exprimé sous forme monétaire.

À travers son abstraction, le travail universitaire est débarrassé de ses spécificités concrètes et toutes les activités – dans toutes les disciplines – sont rapportées à une dimension commune. Une simple mise à l'échelle permet alors la monétisation, comme le montre la répartition des subventions au Royaume-Uni : le score REF est multiplié par la part de marché de l'unité dans sa discipline et un coefficient de coût disciplinaire. Cette mise à l'échelle par des coefficients économiques produit une « monétisation », une quantification monétaire de la production de l'unité, qui est alors comparable avec toute production économique. Elle entre dans la comptabilité de l'université à côté des volumes de frais d'inscription et des services annexes (consulting, location des locaux, ventes de produits dérivés). À leur tour, parce que la monnaie est l'équivalent général, toutes les productions de l'Université sont mises en équivalence avec le reste de l'économie, ce qui suggère une substituabilité avec les autres biens et services marchands, mais aussi une logique commune de rentabilité. Le rapport coût/bénéfice qui préside à ces activités à but lucratif des établissements peut alors s'étendre grâce à cette étape finale de commensuration monétaire aux activités académiques proprement dites, enseignement et recherche.

La monétisation joue aussi un rôle normalisateur (JANY-CATRICE & MÉDA, 2013, p. 28, note 18) : si chaque caractéristique de l'enseignement supérieur a un équivalent monétaire, chaque département un chiffre d'affaires, il en découle des productivités qui appellent à être optimisées. L'exigence de retours sur investissements comparables aux benchmarks est alors naturalisée. Une complète adhésion n'est d'ailleurs pas nécessaire pour que la transformation opère ; « les modalités contemporaines de la performance tendent à lui conférer un caractère prescripteur : elle apparaît comme un dispositif auquel personne ne croit tout à fait, mais auquel chacun (acteur individuel et collectif) répond et se plie » (JANY-CATRICE, 2012a, p. 28). On retrouve ici les effets d'autorité étudiés à la section 1 auxquels s'ajoute une finalité directement économique. C'est ce qu'observe par exemple BOULET (2013, p; 60) à propos du management d'une université anglaise dont les différents services sont directement comparés suivant leur « taux de profit ».

Enfin, l'expression monétaire des activités académiques et la gestion économique de l'Université produisent une abstraction du travail au sens marxiste. Nous avons rapproché l'effet des pondérations d'un classement (ou de toute autre évaluation globale) de

l'abstraction de la forme-valeur simple, expression d'une communauté entre les différentes dimensions mises en rapport quantitatif. Poursuivons l'analyse : lorsque la quantification s'exprime en monnaie, c'est à l'ensemble de l'économie marchande que les activités universitaires sont comparées. On peut convenir avec les auteurs de la Nouvelle école capitaliste que « la forme valeur de la connaissance est l'effet de la normalisation qui lui est appliquée par les outils managériaux de sa gestion et de son évaluation » (LAVAL et al., 2012, p.12-13) en soulignant l'importance de la conversion monétaire pour achever la normalisation. Le travail académique peut alors devenir du travail humain général, du travail abstrait, échangeable avec tout autre, non pour enseigner ou faire de la recherche, mais pour produire un bénéfice, une différence entre le volume de monnaie avancé et celui récupéré. Cette abstraction est profondément articulée à la perte d'autonomie de la profession universitaire (statut spécifique, gestion de carrière par les pairs) et à leur subordination à un management suivant une rationalité économique et non scientifique. Pour que le travail académique soit du travail social général, il doit être organisé en vue de produire de la valeur.

C Fétichismes à l'Université

La répétition des classements et des évaluations naturalise progressivement les nouvelles finalités de l'Université. Les modalités les plus controversées peuvent être écartées (comme l'usage des taux de réussite aux concours du secondaire dans le cas du palmarès du *Monde de l'éducation* ou la transformation l'AERES). Au contraire, les modalités qui perdurent acquièrent une antériorité qui les rend plus difficiles à contester. L'épreuve que constitue la phase de convention de la quantification forge un standard, une procédure habituelle, qui renvoie la charge de la preuve à celui qui voudrait relancer la controverse. D'autre part, l'anticipation de la répétition participe de la performativité de la quantification : le travail académique s'organise en vue de sa future évaluation. L'objectif de l'activité est dès lors de se conformer au mieux aux critères évalués, qui sont donc bien des mesures de cette activité. Ainsi, en anticipant la prochaine évaluation REF, les départements des universités britanniques évaluent leur chercheur·es régulièrement et leur demandent de formuler des objectifs de publications adaptés aux critères du REF. Ces évaluations réalisées en interne ou avec l'aide de consultant·es servent ensuite dans les progressions de carrière et traduisent au quotidien les effets des évaluations REF d'une périodicité de 6 ans. Ce déplacement produit par l'anticipation de l'évaluation a également été observé dans le cas de l'économie du développement par JATTEAU (2013). Sous la pression à la publication, Jatteau observe « une tension récurrente entre la recherche de résultats publiables et celle de résultats opérationnels ». Les chercheur·ses en économie du développement doivent-ils viser le développement économique des pays du tiers-monde ou la production de publications dans des revues bien classées ? Les modalités de recrutement et d'évolution de carrière tendent à favoriser la seconde réponse. La quantification

de l'évaluation de la recherche se traduit dans la préparation des expériences, calibrées pour maximiser le nombre de publications tirées de l'enquête, les *publishable units*, parfois au détriment de la portée pour la réduction de la pauvreté. Je ne soutiens pas ici qu'en l'absence d'évaluation quantitative de tels problèmes ne se poseraient pas. Une interaction entre la recherche et la situation personnelle du chercheur est plus que prévisible. Néanmoins, l'importance prise par une forme de relation impersonnelle et quantitative ouvre un espace pour des pratiques pouvant aller d'une communication soignée au maquillage pur et simple, comme ont pu l'observer W. ESPELAND & SAUDER (2007) à propos du classement USN. Toutes les procédures d'objectivation (anonymat de l'auteur et des relecteurs, évaluation du volume de publications plus que du contenu, etc.) jouent ici à rebours, en levant les inhibitions que procure une relation interindividuelle. Une tendance renforcée par la pression à la publication entretenue par un accroissement de la période de précarité longtemps après la thèse. Si les tricheurs (lorsqu'ils se font prendre) sont pointés du doigt, le fait de penser la communication de la recherche avant la recherche est en revanche favorisé, *a posteriori* par les évaluations mais également *a priori* lors des appels à projets qui comportent désormais tous une partie sur la valorisation des résultats.

L'importance centrale de la communication, de la visibilité des résultats de la recherche en vue de l'évaluation plus que de ces résultats en eux-mêmes, se combine avec l'enseignement puisque l'excellence de la recherche (au sens quantifiable) est un critère déterminant des classements universitaires. Ce déplacement du fond vers la forme, du contenu vers l'apparence est un bouleversement sur le terrain des représentations, de l'éthique et des valeurs morales de l'Université. Pour GINGRAS (2013, p. 99) « l'application aux universités des techniques de marketing est problématique, car les universités sont censées incarner la quête de vérité, et non tenter de vendre à tout prix des "produits". Par ailleurs, l'éthique n'est pas la même dans le monde des affaires que dans celui de l'université, étant donné la mission morale dont celle-ci est investie. » Cette section présente une réflexion, initiée à partir d'une collaboration avec Pierre Jean (Hugo HARARI-KERMADEC & JEAN, 2012) à propos de l'aspect idéologique de la transformation néolibérale de l'Université. Pour saisir cette transformation dans le champ des représentations, nous proposons d'utiliser le concept de fétichisme (MARX, 1875, chap. I.IV) utilisé par Marx pour étudier comment une société initialement structurée par la coutume et la religion peut adopter une logique marchande. Le choix du fétichisme permet de mettre l'accent sur les représentations et l'idéologique, plutôt qu'une perspective en terme d'inégalités et d'appropriation, que l'on peut aborder à partir de l'accumulation primitive comme le fait HARVEY (2010, p. 7) – également sur la marchandisation à l'époque néolibérale de secteurs jusqu'alors épargnés – avec son concept d'accumulation par dépossession. Les deux aspects sont néanmoins intrinsèquement liés, la marchandisation étant à la fois une opération économique d'extraction de plus-value dans un nouveau secteur et une domination idéologique par l'extension du fétichisme de la marchandise. Dans le cas de l'éducation, cette domination a l'intérêt additionnel de faire évoluer son rôle de reproduction des classes sociales (ALTHUSSER &

BIDET, 1995 ; POULANTZAS, 2013) en associant la subjectivité des futur-es salarié-es à celle du capital à travers le capital humain.

1 Idéologie universitaire : le fétichisme de la raison

Pour simplifier l'exposé, je reprendrai certains des archétypes universitaires développés par RIKAP (2015) pour historiciser l'Université à partir de sa constitution comme corps autonome vis-à-vis du monarque, au Moyen Âge. Après un affaiblissement avec l'émergence des États-nations, l'autonomie corporative se restaure – cette fois-ci vis-à-vis de l'État et de la société civile (l'économie marchande) – et se double d'une autonomie de la raison vis-à-vis de la foi et de l'église. C'est l'essor du modèle d'Université des Lumières ou modèle humboltien au XIX^e siècle. Selon MEULEMEESTER (2011), « la fonction de l'université est vue comme une institution de recherche (pure et désintéressée). Il doit y régner la liberté d'enseignement et de recherche, permettant à l'université la poursuite de la “science pure” (humanités et sciences exactes), sans préoccupations utilitaires, à l'abri des intérêts spécifiques. Pour atteindre cet objectif, l'État protège l'université en la finançant sans poser de conditionnalités et en octroyant l'emploi à vie à ceux qui accèdent au statut de professeur d'université (“tenure”). [...] Le professeur est conçu comme un maître mu par sa passion pour son sujet de recherche (il n'a pas besoin d'incentives en provenance de l'extérieur, il est motivé de l'intérieur). Il n'est pas conçu comme un agent économique qui doit être motivé extérieurement par la crainte de l'évaluation ou l'appétit de récompenses ». Dans ce modèle, c'est la poursuite du développement de la raison qui donne sens à l'Université. L'expansion et la transmission du savoir pour lui-même suffit à légitimer l'Université, les moyens qui lui sont octroyés et le travail des enseignant-es-chercheur-ses et non d'éventuelles applications ou services rendus à l'économie. C'est la raison qui juge de la valeur de l'activité académique et non le marché.

En plus de son évolution historique, l'Université comme représentation varie suivant les spécificités nationales ou disciplinaires. Les conditions matérielles d'entrée dans la carrière jouent un rôle sur l'incorporation de cette conception : en Argentine par exemple, la pratique des enseignements « ad honorem » avant l'obtention d'une reconnaissance puis d'une rémunération est par exemple très antérieure à la précarisation connue sous la présidence néolibérale de Menem (1989-1999) et renvoie à un attachement des « professionnels » diplômés à leur université d'origine. En France, la rareté des financements de thèse dans les humanités « alimente sans doute le discours sur la “vocation”, la “gratuité” de la recherche. Il favorise également le développement de l'idéologie charismatique et s'accorde avec un spiritualisme diffus. [...] L'idéologie du désintéressement, articulée à une forme d'intellectualisme aristocratique, contribue ainsi paradoxalement à les désarmer, tout en leur assurant une forme de plus-value symbolique hautement distinctive susceptible, mais à terme seulement, c'est-à-dire suite à un long processus de conversion, de déboucher sur des profits de nature plus économique » (FAURE & SOULIÉ, 2006, p. 62).

Par analogie avec le fétichisme de la marchandise, j'appellerai ce mode de légitimation le fétichisme de la raison. Il s'agit d'un fétichisme au sens d'une construction sociale, à la fois non nécessaire ou naturelle – construite – et solide, parce que partagée et appuyée sur un ensemble d'institutions. Il ne s'agit pas d'une pure illusion ne servant qu'à maintenir des mandarins désœuvrés ; la raison n'en a pas pour autant une réalité autonome de ceux qui l'exercent, produisent les savoirs et les transmettent. Ce deuxième écueil peut conduire certaines critiques de la marchandisation de l'Université à réduire par contraste le travail dans l'économie marchande à un pur travail manuel. Ainsi, HARRIBEY (2013, p. 236) reproche à GORZ (1997) « de fétichiser le savoir, c'est-à-dire, en le coupant de la force de travail en dehors de laquelle il ne peut en réalité exister, de le “naturaliser” en quelque sorte. Qu'est-ce qu'une marchandise qui serait de “la connaissance cristallisée” sans être du travail de haute qualification cristallisé ? ». Cette cristallisation du travail sous la forme de marchandise est la valeur marchande, à laquelle justement Harribey oppose une valeur non marchande pour les secteurs non marchands comme les services publics. Ce n'est donc pas un hasard si ces deux formes de légitimation, une proprement universitaire et une plus générale des services publics, résistent de concert à la marchandisation de l'Université.

Dans le cas français en effet, l'autonomie universitaire se combine avec une inscription au sein des services publics, à laquelle il est difficile de rendre justice dans ce chapitre centré sur les spécificités de l'Université. Pourtant, ce second registre de légitimation, moins spécifique, peut donc être mobilisé par les enseignant-es-chercheur-ses comme par les autres salarié-es de l'Université. Il trouve un appui solide avec le rôle de l'école dans la construction du mythe méritocratique de la République française. Les valeurs éthiques universitaires sont largement mêlées à celle des services publics : accès universel, tarifs modérés ou gratuité, justice sociale, solidarité. L'inscription de l'Université française dans les services publics a également des implications concrètes, à travers les statuts de la fonction publique d'Etat : les spécificités du statut des universitaires qui renvoient à leur autonomie ne doivent pas cacher les nombreuses dispositions communes avec le reste des fonctionnaires, à commencer par ceux de l'éducation nationale. Cette proximité se matérialise par exemple dans les commissions paritaires de la fonction publique, comme les comités techniques de proximité, qui s'ajoutent aux conseils proprement universitaires. Les syndicats des enseignant-es-chercheur-ses peuvent se présenter dans les deux types d'instances. Les professions de foi des listes candidates aux élections du Conseil national des universités pourraient être un corpus intéressant pour analyser l'articulation de ces deux sources de sens et de légitimité de l'Université que sont l'épanouissement de la raison et le service public d'enseignement supérieur et de recherche.

Face au modèle d'Université des Lumières, selon RIKAP (2015), les réformes récentes instaurent une Université du Capital Technologique et trouvent également des racines historiques lointaines. Dès le XV^e siècle, les États vont reprendre en main les universités. Ce modèle d'enseignement supérieur, beaucoup plus séparé de la recherche, est utilitariste : il s'agit de former des cadres pour l'administration et pour l'économie. L'Université

impériale et les grandes écoles napoléoniennes illustrent ce modèle. L'autorité et la légitimité sont issues de l'État, à travers des gratifications symboliques et économiques. La dualité actuelle de l'enseignement supérieur français correspond à une forme de coexistence des deux modèles, les grandes écoles étant largement restées à distance du modèle humboltien. Le terme d'Université du Capital Technologique renvoie à une analyse d'un capitalisme contemporain (LEVÍN, 1997) où la concurrence s'organise davantage autour de l'avance technologique qu'à travers les prix, et où la généralisation de la pratique de l'externalisation permet aux multinationales de sous-traiter une partie de leur recherche et développement aux universités ou aux start-ups qu'elles engendrent. De même, les universités sont invitées à assurer la formation des cadres de ces secteurs technologiques, en amont sous forme de formation initiale et en aval sous forme de formation continue.

Parallèlement aux implications économiques de la transformation de l'Université en termes d'inégalité d'accès, de participation au financement et d'endettement, c'est une révolution idéologique qui se joue autour de la source d'autorité et de légitimité de l'Université, de la redéfinition de son rôle social et de son autonomie. VATIN, CAILLÉ & FAVEREAU (2010, p. 172) interprètent ainsi la grève des universitaires de 2009 : « le contraste entre les deux permet bien de comprendre ce qui s'est joué dans la grande grève de l'Université française : rien de moins que la résistance au basculement d'un type de gestion de l'Université sur le mode d'un ordre professionnel, soudé par la vertu supposée de ses membres, d'un corps régi par une norme anti-utilitariste, à une gestion par des experts externes aux divers champs de savoir concrets et supposés incarner l'intérêt général. Une gestion utilitariste. Selon la philosophie de chacun on pourra lire dans cette évolution un changement bien venu, permettant enfin d'en finir avec un ordre mandarinal archaïque, fait de petits arrangements entre pairs, de mini-prébendes et d'assez grande inefficacité globale. Ou, au contraire, y voir le coup de boutoir ultime porté contre l'ethos du savoir plus ou moins désintéressé et la mort programmée de toute pensée réflexive autonome. » L'introduction de gratification financière (les bonus) sur la base de résultats évalués par la direction de Sciences Po entre ainsi en collision avec les représentations d'une partie de ses enseignant-es-chercheur-ses attaché-es à un autre système de valeurs : « si la pratique des bonus nous choque, c'est non seulement parce qu'elle nous semble contraire à l'esprit du service public et à l'éthique de l'enseignement et de la recherche, mais aussi parce qu'elle est totalement déconnectée du monde universitaire auquel l'établissement prétend appartenir » (ANONYME, 2012). Le tabou d'une motivation pécuniaire plutôt qu'intellectuelle et désintéressée est brisé par le directeur de Sciences Po, Richard Descoings, de même que celui des frais d'inscription, dès 2003. La suite de cette section analyse comment, à l'aide de la quantification, le fétichisme de la marchandise s'impose sur le fétichisme de la raison par un double mouvement de désenchantement (de la raison) et de ré-enchantement (de la marchandise).

Désenchantement de la raison Le processus de marchandisation capitaliste décrit dans le *Manifeste du parti communiste* a un volet idéologique de grand dévoilement : « À la place de l'exploitation voilée par des illusions religieuses et politiques, elle [la révolution bourgeoise] a mis l'exploitation ouverte, éhontée, directe dans toute sa sécheresse. [...] Tout ce qui était sacré se trouve profané, et à la fin les hommes sont forcés de considérer d'un oeil détrompé la place qu'ils tiennent dans la vie, et [...] leurs rapports mutuels » (MARX, 1963, p. 164). Dans le cas de l'Université des Lumières, il n'est plus question d'illusions religieuses mais d'une valeur autonome du savoir, une sorte de noblesse intrinsèque de la raison. Cette légitimité auto-fondée, transcendantale, se matérialise dans l'autonomie corporative et la validation par les pairs, sur le mode de la démocratie : le gouvernement des universitaires, par les universitaires et pour l'épanouissement de la raison. Depuis le point de vue d'une rationalité économique, il s'agit d'un corporatisme source de privilèges et d'inefficacité.

Les valeurs éthiques universitaires, et avec elles celles des services publics, sont déstabilisées de concert par la nouvelle gestion publique (GAULEJAC, 2012, p. 17-18) : « Le modèle managérial prône des valeurs de performance, de compétition d'efficacité, de mobilité, de flexibilité, qui entrent en contradiction avec les valeurs du service public fondées sur la solidarité, la gratuité, l'égalité, la fraternité, la justice sociale. [...] Le décalage entre la valeur que l'individu attache à ce qu'il fait et les critères à partir desquels son activité est évaluée est de plus en plus marquant. La course aux résultats conduit à justifier des comportements contraires à la morale, comme maquiller des chiffres pour afficher de bons résultats, inventer des réponses pour se conformer aux grilles d'évaluation. » Pour cet auteur, plus que W. ESPELAND & SAUDER (2007) ou GINGRAS (2013), la gestion par l'évaluation quantitative implique une compromission morale, bien plus générale que le trucage ou la manipulation des données. Parce qu'elle est inadaptée pour décrire la réalité du travail, la participation à l'évaluation à laquelle sont enjoins les salariés les amène à présenter une image déformée de leur activité, déformée pour correspondre à la nomenclature rigide de l'évaluation. Cette tension éthique participe de la souffrance au travail (également produite par les réformes permanentes, le manque de moyens, le travail dans l'urgence et la norme de l'excellence) qui renforce le caractère performatif de la quantification : la conformation aux critères de l'évaluation par anticipation réduit la distance entre l'activité et sa mesure par la transformation de la première.

La nouvelle gestion publique produit une nouvelle forme d'aliénation, assurant certaines fonctions du travail à la chaîne, dans les secteurs de service qui ne s'y prêtent guère : « la “machine managériale” possède une fonction strictement équivalente au système de machines de la fabrique moderne décrite par Marx dans le Livre I du Capital, et qui est d'assujettir le plus précisément possible, le plus “scientifiquement” possible, les travailleurs à la contrainte de valorisation afin d'accroître leur productivité » (LAVAL et al., 2012, p. 266). Elle introduit une injonction contradictoire propre au *benchmarking* et à la gestion par projet : on fait appel à l'autonomie des personnels, à leur créativité tout en

imposant un cadre particulièrement rigide puisque quantitatif et mis en œuvre à l'aide de logiciels de gestion plutôt qu'à travers un dialogue. « L'idéologie de la réalisation de soi-même est un des aspects moteurs de cet imaginaire [organisationnel] ; chacun est invité à développer des projets comme on développe une entreprise alors qu'il n'est qu'un exécutant de projets décidés en dehors de lui. On célèbre son autonomie, alors qu'il lui est enjoint d'adhérer librement aux objectifs qui lui sont fixés. [...] Apparemment libres d'organiser leur travail, ils sont en fait soumis à des subjectifs, des contrôles de résultats, des normes d'évaluation, des flux tendus informationnels, autant de normes et de codes qui formatent leur activité » (GAULEJAC, 2012, p. 29). Selon SUPIOT (2015, p. 255), le sujet qui en résulte est un sujet s'objectivant lui-même, s'adaptant seul à son environnement pour remplir ses objectifs. Il en résulte une nouvelle forme d'aliénation, plus complète peut-être que celle du fordisme : c'est la subjectivité elle-même des salariés qui est réalignée sur la logique de la valeur. Cette emprise renforcée du capital sur le travail révèle, selon la sociologue argentine ZANGARO (2011), une crise du capitalisme, désormais incapable de discipliner directement les travailleurs dans le cadre d'une organisation scientifique du travail : c'est aux travailleurs eux-mêmes de se discipliner. La gestion quantitative est donc tout à la fois un approfondissement de l'aliénation et d'une fragilisation de la domination. Elle ne peut fonctionner que grâce à l'adhésion d'une partie au moins des universitaires. Ceux qui sont dans des positions de pouvoir ou y aspirent adhèrent facilement à une implication très forte dans le travail, traditionnelle à l'Université, et à organiser de façon autonome leur activité afin d'obtenir une reconnaissance extérieure. La transformation à opérer se résume à une redéfinition du sens de l'activité, d'une finalité scientifique interne vers une finalité économique.

La quantification permet d'opérer un déplacement de la source de légitimité en recentrant l'attention vers certaines caractéristiques de l'Université, opérationnelles pour le marché, et en invisibilisant celles qui le sont moins. Ce qui est intéressant, c'est que la quantification sape le fétichisme de la raison indépendamment des conventions retenues. « Et, en tout état de cause, précisément parce que la valeur relative des divers types de savoir est indéterminable [...] parce que leurs composantes sont nécessairement plurielles, l'idée même qu'il serait possible d'arriver, fût-ce approximativement, à une bonne mesure unique, se révèle totalement intenable. [...] Ce qui est problématique n'est donc pas l'introduction de la mesure en elle-même mais deux choses assez étroitement liées : le fantasme de la bonne mesure unique (du One best way) et la liquidation de l'autonomie relative des corps professionnels qu'il favorise » (VATIN, CAILLÉ & FAVEREAU, 2010, p. 173). Le simple fait de mettre en nombre et de produire un indicateur synthétique produit les effets d'autorité analysés plus haut : la validation de l'activité peut devenir externe à l'Université parce qu'elle est décontextualisée et simplifiée. Les conventions précises retenues peuvent être l'objet de controverses, c'est le principe de la quantification qui joue avant tout. Il faut désormais rendre des comptes (aux contribuables, aux entrepreneurs, au marché).

La relation de subordination n'est pas directe vis-à-vis de l'État¹³ comme à l'époque napoléonienne, si bien qu'une nouvelle forme d'autonomie est mise en avant, l'autonomie financière. « Cette autonomie dite stratégique des universités ne va pas sans contrepartie. A tous les niveaux et dans tous les aspects, l'activité universitaire sera soumise à l'évaluation selon le principe de l'accountability. Cette "responsabilité comptable" suppose de soumettre les universités à une régulation concurrentielle dont les maîtres mots sont l' "assurance qualité" – dont les procédures ont été rodées dans la sphère industrielle par le Total Quality Management – ainsi que la généralisation des classements internationaux des établissements et des formations. » (BRUNO, CLÉMENT & LAVAL, 2010, p. 91). Les établissements doivent trouver des financements complémentaires à ceux de l'État, et ces derniers sont attribués suivant les mécanismes marchands ou quasi-marchands analysés plus haut. L'État lui-même devant justifier de son efficacité économique, c'est à cette aune qu'est jugée l'Université du Capital Technologique, soit directement suivant sa capacité à vendre des services d'enseignement (frais d'inscription) et de recherche (brevet, service de conseil ou de formation aux entreprises), soit indirectement par l'efficacité de son usage des fonds publics obtenus. C'est par exemple le rôle que le REF se donne dans l'extrait de son site déjà cité : « L'évaluation permet la reddition de comptes [accountability] pour l'investissement public dans la recherche et produit des preuves des bénéfices de cet investissement ».

Le « fantasme de la bonne mesure unique (*One best way*) » critiqué par VATIN, CAILLÉ & FAVEREAU (2010) comme la relation globale (« *all-encompassing* ») analysée par W. ESPELAND & SAUDER (2007) renvoie à l'effet performatif d'une commensuration très large, qui redéfinit ensemble et de façon rigide les nombreuses dimensions du fétichisme de la raison. Si chaque discipline, chaque école pouvait avoir ses critères de légitimité, toutes doivent désormais être *in fine* quantifiée sous la même forme d'un score global. Parce que cette mise en nombre se réalise à la période néolibérale, elle s'inscrit dans un processus de marchandisation et débouche, on l'a vu, sur une monétisation. Celle-ci opère une second tri : « l'objectif de tout mesurer est porteur en lui-même d'une négation de la richesse susceptible d'être considérée comme telle : ce qui vaut vraiment n'a pas ou ne peut pas toujours avoir de prix. [...] au-delà de l'économique, il n'y a pas rien, il y a beaucoup, mais dans un espace incommensurable au premier parce qu'il concerne l'ordre des valeurs, et non pas de la valeur, ou bien l'ordre des richesses, que déborde celui de la richesse économique ou valeur, *a fortiori*, celui de la valeur marchande : il est celui de l'inestimable » (HARRIBEY, 2013, p. 17). L'affaiblissement du fétichisme de la raison ne conduit donc pas à un fonctionnement sans légitimité ni autorité, il ouvre un espace pour une autre rationalité, une rationalité économique : « Cette conception purement

13. Dans la pratique, le gouvernement s'autorise néanmoins à intervenir régulièrement, par exemple dans les arbitrages entre établissements à l'occasion des principaux regroupements au sein des COMUE (comme le rapporte l'entretien de Gilles Bloch, président de l'Université Paris-Saclay, le 22 décembre 2015, letudiant.fr à propos du rapport pour le renouvellement de l'Idex/I-SITE du Programme d'investissements d'avenir).

économique de la connaissance défendue par l'Union européenne, cette "économie de la connaissance" vise précisément à faire l'économie de la connaissance, c'est-à-dire à se passer de la "connaissance" quand elle n'a pas de valeur économique sur le marché » (LAVAL et al., 2012, p. 12).

2 Idéologie marchande : le fétichisme de la marchandise

Tout en affaiblissant le fétichisme de la raison, la marchandisation introduit un nouveau système de représentations, comme lors de l'émergence du capitalisme : « si les rapports sociaux des sociétés précapitalistes se coagulent à travers l'imaginaire religieux, la modernité capitaliste n'est pas seulement caractérisée par le "désenchantement du monde" dont parle Max Weber, elle est prise dans le monde enchanté de la marchandise » (ARTOUS, 2006, p. 17). On peut donc suivre le degré d'avancement du processus de marchandisation de l'Université à travers le déploiement de l'enchantement marchand, le fétichisme de la marchandise, dans ce nouveau secteur.

Dès la fin de la première section du livre I du *Capital*, MARX (1875, chap. I.IV) présente le fétichisme de la marchandise. J'en reproduis ici de larges extraits, afin d'en souligner certaines proximités entre les analyses de la quantification et de la forme marchandise. Dans les deux cas, on a affaire à des représentations, des réalités sociales : « à la fois saisissable et insaisissable [... les marchandises sont des] choses qui tombent et ne tombent pas sous les sens, ou choses sociales ». Les statistiques sont conventionnelles mais ne sont pas pour autant arbitraires. « Les catégories de l'économie bourgeoise sont des formes de l'intellect qui ont une vérité objective, en tant qu'elles reflètent des rapports sociaux réels [...] », de même que la nomenclature et convention statistiques ne tiennent que si elles correspondent aux pratiques des acteur·rices et participent de l'exercice du pouvoir ; « [...] mais ces rapports n'appartiennent qu'à cette époque historique déterminée, où la production marchande est le mode de production social. Si donc nous envisageons d'autres formes de production, nous verrons disparaître aussitôt tout ce mysticisme qui obscurcit les produits du travail dans la période actuelle ». La quantification est également située historiquement et socialement : les phénomènes sociaux ne se sont pas toujours présentés sous la forme de statistiques, de même que les produits du travail (et la force de travail elle-même) n'ont pas toujours été considérés comme des marchandises. Des phénomènes qui n'étaient pas quantifiés le deviennent (le chômage en France à la fin du XIXe puis dans les années 1930 par exemple, SALAIS, BAVEREZ & REYNAUD, 1986) comme des secteurs sont ouverts au marché (HARVEY, 2010). Quantification et marchandisation peuvent être étendues à de nouveaux territoires, par l'extension d'un pouvoir colonial ou la signature d'accords commerciaux.

Plus spécifiquement, le fétichisme de la marchandise est présenté par Marx comme une opération de réification, une apparente autonomie des marchandises qui recouvre un rapport social entre personnes : « c'est seulement un rapport social déterminé des hommes

entre eux qui revêt ici pour eux la forme fantastique d'un rapport des choses entre elles. [...] C'est ce qu'on peut nommer le fétichisme attaché aux produits du travail, dès qu'ils se présentent comme des marchandises, fétichisme inséparable de ce mode de production. » La commensuration et l'abstraction analysées précédemment participent à produire cette apparente autonomie des phénomènes quantifiés. Les classements par exemple présentent comme des rapports entre universités la hiérarchie sociale de leurs populations étudiantes et la hiérarchie académique de leurs enseignant-es-chercheur-ses. La réification conduit à une inversion entre objet et sujet : les marchandises et les outils de travail prennent le pas sur les salariés. ANGELÉ-HALGAND & GARROT (2015, p. 56) ont étudié ce phénomène dans le cas du développement de la quantification à l'hôpital : « la focalisation sur l'activité hyperspécialisée, imposée au corps médical, conduit à la réification du patient relégué au rang d'une pathologie ». On peut comparer cet effet à la réduction des universitaires britanniques à leur score REF, ou des étudiant-es états-uniens de Law School à leur score LSAT.

L'abstraction produite par la commensuration participe à cette réification : « C'est seulement dans leur échange que les produits du travail acquièrent comme valeurs une existence sociale identique et uniforme, distincte de leur existence matérielle et multiforme comme objets d'utilité. » On retrouve ici les effets de la commensuration décrits à propos des classements, mais aussi de la production du score REF ou des mécanismes d'évaluations de l'enseignement : pour mesurer ensemble, ou plutôt *en* mesurant ensemble, on produit une redéfinition commune, une homogénéité entre des phénomènes jusque-là qualitativement distincts. Les publications des différentes disciplines ont ainsi une existence identique et uniforme, elles entrent alors en rapport purement quantitatif. Mais elles conservent des contenus scientifiques et des formes d'argumentation distinctes, comme les marchandises conservent des valeurs d'usage de natures distinctes et non quantifiables.

« Cette scission du produit du travail en objet utile et en objet de valeur s'élargit dans la pratique dès que l'échange a acquis assez d'étendue et d'importance pour que des objets utiles soient produits en vue de l'échange, de sorte que le caractère de valeur de ces objets est déjà pris en considération dans leur production même ». Comme dans le cas de l'échange, la répétition de la quantification produit un effet de naturalisation : de même que la valeur d'échange semble présente dès la production, la mesure à venir peut s'imposer dès la conception du projet scientifique. JATTEAU (2013) le montre bien dans le cas des expérimentations aléatoires qualibrées en vue d'une maximisation des publications dont elles pourront faire l'objet, les *publishable units*. On peut également rapprocher cette discussion sur l'importance de l'anticipation de l'échange de la façon dont la quantification produit ses effets performatifs : c'est parce qu'ils anticipent la mesure à venir de leur activité, que ce soit pour obtenir des subventions ou dans le cadre d'un classement, que les agents modifient leur pratique pour se conformer aux critères et améliorer leurs résultats.

La distinction entre le temps de la production et celui de l'échange est ici capitale pour que puisse se dérouler une activité anticipant sa mesure. Cette espace temporel est

également le lieu d'exercice de l'autonomie, du capitaliste dans le cas analysé par Marx et des universitaires ici. Parce que l'évaluation n'est pas immédiate, on peut travailler de façon autonome en vue de celle-ci, mais également être tenu pour responsable du résultat. Dans le cas du capitaliste et du marché, cet espace est celui qui permet la survenue des crises lorsque les anticipations ne se réalisent pas. C'est ce qui peut se produire dans les secteurs universitaires les plus marchands, comme l'Université de la Mer au Chili en 2011 ou comme Corinthian Colleges, la société mère d'une centaine de collèges universitaires états-unis qui a compté jusqu'à 110 000 étudiant·es, en avril 2015 ¹⁴.

« A partir de ce moment, les travaux privés des producteurs acquièrent en fait un double caractère social. D'un côté, ils doivent être du travail utile, satisfaire des besoins sociaux, et, s'affirmer ainsi comme parties intégrantes du travail général, d'un système de division sociale du travail qui se forme spontanément ; de l'autre côté, ils ne satisfont les besoins divers des producteurs eux-mêmes, que parce que chaque espèce de travail privé utile est échangeable avec toutes les autres espèces de travail privé utile, c'est-à-dire est réputé leur égal. » Dans la conception de l'Université des Lumières, la raison est un moteur autonome, qui n'a pas besoin d'usage pour fonder sa légitimité. Le savoir doit être produit et transmis pour lui-même, sans nécessairement être utile ni échangeable. Les réformes néolibérales de l'Université imposent à la fois une logique utilitariste et une quantification que l'on pourrait être tenté de mettre en parallèle avec les valeurs d'usage et d'échange. Il me semble plus fructueux de prendre cette discussion sous la forme d'une reconfiguration de la valeur non économique du savoir, cette valeur académique assise sur l'exercice de la raison et non quantifiable. Comme la valeur d'usage, elle est avant tout qualitative ; de même que la valeur d'usage est nécessaire pour qu'une marchandise puisse obtenir une valeur d'échange, la valeur académique ne disparaît pas avec la mesure. Mais dans les deux cas, l'autonomie de la production (de valeur d'usage, de valeur académique) est perdue au profit d'une médiation (par l'échange, par la quantification). Pour le producteur, la valeur d'usage du produit n'est utile que parce qu'elle satisfait les besoins d'autres personnes présentes sur le marché qui seront prêtes à échanger la marchandise à sa valeur d'échange. La quantification de l'activité universitaire doit elle aussi correspondre à une certaine réalité, elle doit tenir, c'est-à-dire convaincre suffisamment pour résister aux controverses. Les travaux d'enseignement et de recherche quantifiés doivent donc montrer une qualité académique suffisante et ne sauraient « compter » sans base scientifique solide. Les contournements frauduleux ponctuels sont possibles dans un cas comme dans l'autre sans remettre en cause la logique générale : la quantification ne fait pas disparaître la valeur académique, elle la resignifie et la subordonne.

Pourtant, même subordonnée, la valeur d'usage est indispensable, jusque sur le marché, sinon la concurrence se résumerait à une lutte sur les prix. Au contraire, l'usage des marchandises est au cœur de la communication vis-à-vis des acheteurs, la publicité. De

14. Huffingtonpost, 5 avril 2015, www.huffingtonpost.com/2015/05/04/corinthian-colleges-bankruptcy_n_7205344.html

même, la valeur académique est mise en avant lorsqu'il s'agit de communiquer et surtout de vendre la recherche et l'enseignement supérieur. Là où la quantification de l'Université aboutit à un marché réel, les étudiant-es/client-es ne peuvent s'orienter uniquement sur la base de prix : comme les biens culturels, la qualité d'un cours n'est connue qu'après y avoir participé ; la valeur économique des études se révèle plus tard encore, une fois le diplômé sur le marché du travail. BOULET (2013, p. 41) décrit ce type de situation, du type du marché des singularités de KARPIK (2007), où les frais d'inscription restent secondaires dans le choix des étudiant-es devant la qualité de l'université. La quantification intervient néanmoins à propos de la qualité : c'est sous une forme objectivée, suivant des dimensions fixées et des nomenclatures standardisées que la qualité académique permet d'orienter le consommateur. C'est par exemple suivant cette logique qu'une forme objectivée de la réputation est à la base des classements d'établissement. Côté recherche, si certains aspects de l'activité se prêtent bien à une quantification, c'est plutôt dans sa version fordiste autour de l'organisation scientifique du travail. Ainsi, lorsque le travail s'organise autour de grands équipements, on trouve des équipes de recherche hiérarchisées, un contrôle des périodes d'accès aux instruments et une prescription fine du travail. Mais même dans ce cadre, les découvertes sont par définition non reproductibles (RIKAP, 2015) et non commensurables, elles sont caractérisées par leur singularité. Elles sont d'ailleurs imprévisibles, ce qui rend complexe la contractualisation de la recherche, au contraire de prestations d'ingénierie ou de conseil. La quantification de la recherche et donc sa valorisation ou sa vente sont alors contraintes à des ambiguïtés (entre recherche et innovation par exemple) et à de fortes approximations comme la mesure de la production par le nombre d'articles et de sa qualité par le rang des revues les publiant. La recherche fondamentale cumule résistance à la quantification et résistance à l'utilitarisme, ce qui en a fait un point chaud lors de la mise en œuvre des réformes néolibérales de l'enseignement supérieur et de la recherche. Ces spécificités des services universitaires s'ajoutent aux caractéristiques des services en général et des services publics en particulier (LEBARON, 2015) : la production d'une information permettant la gestion quantitative et *a fortiori* la vente ne peut se faire qu'« au prix d'hypothèses héroïques dans des productions pourtant marquées par leur singularité, par une qualité variable et des processus de production peu standardisables » (JANY-CATRICE, 2012a). On peut faire l'hypothèse que cet ensemble de difficultés conduisent à un processus permanent (ou du moins très long) de quantification et de marchandisation de l'Université.

C'est davantage la production que le marché qui subit l'effet de la valeur d'échange. Ou plutôt, l'effet actif de la valeur d'échange et de la quantification se manifeste du côté de la production qui doit en même temps répondre à une logique de création de contenu spécifique, alors que du côté du marché et de l'évaluation, valeur d'échange et quantification sont neutres, toujours déjà là comme pré-requis. Il n'y a pas de contradiction sur ce terrain, contrairement à celui de la production.

Le paragraphe du *Capital* termine sur l'effet d'abstraction que suppose l'échange et produit la liquidité : « L'égalité de travaux qui diffèrent toto coelo [complètement] les uns

des autres ne peut consister que dans une abstraction de leur inégalité réelle, que dans la réduction à leur caractère commun de dépense de force humaine, de travail humain en général, et c'est l'échange seul qui opère cette réduction en mettant en présence les uns des autres sur un pied d'égalité les produits des travaux les plus divers. » J'ai analysé le processus progressif d'abstraction produit par la quantification à la section précédente. Rappelons-en les grandes lignes. Les classements ordonnent des établissements ou des revues, ce qui produit une redéfinition homogène, une essentialisation des entités classées. La quantification cardinale introduit une unité commune et renforce l'essentialisation, en mettant les entités en relation quantitative. Elle permet ensuite une abstraction plus grande, entre entités de nature différente (en restant au sein du monde universitaire) par l'introduction de pondération de conversion. On peut alors additionner de la réputation et de l'insertion sur le marché du travail, des articles dans des revues locales et internationales, de « l'impact » et de « l'environnement de recherche ». Enfin, la monétisation achève l'abstraction en rendant commensurable l'activité universitaire avec toute autre.

Tous ces effets participent à produire ou renforcer un marché, sans nécessairement qu'ils soient antérieurs à la vente des services d'enseignement et de recherche : on obtient un service homogène, des fournisseurs comparables, un espace structuré et surtout des prix de référence (les frais affichés). L'effet d'abstraction le plus large permet d'insérer l'Université dans l'économie marchande et d'élargir l'espace de réalisation de ce que POLANYI (2007 [1977], p. 69) appelle l'économisme : « cette capacité à unifier tout un ensemble de motivations et de valorisations pour faire naître dans la pratique ce qu'il avait préconisé comme un idéal : l'identité entre le marché et la société ». Un langage commun est nécessaire au fonctionnement d'un marché impersonnel, d'où l'importance des certifications dans les cas de marchandisations avancées où une partie des fournisseurs peuvent être problématiques (Chili, USA). À l'inverse, dans l'enseignement supérieur français encore peu avancé dans cette direction, les parcours scolaires se constituent encore largement sur la base de la socialisation familiale (CHAUVEL & CLÉMENT, 2014) ou amicale (FROUILLOU, 2014). Pourtant, la quantification, même en monnaie (par exemple avec les quasi-marchés de répartition des subventions), ne participe d'une marchandisation complète que si la vente a réellement lieu. Sans cette condition, pas de concrétisation de la commensurabilité de l'Université avec le reste de l'économie : dans le quasi-marché, c'est encore l'État ou une agence indépendante qui répartit des subventions d'avance fléchées vers l'enseignement supérieur ou la recherche. Ces moyens ne peuvent donc changer de destination. Ce sont des euros (ou plutôt des livres sterling si l'on pense au cas du REF) qui ne peuvent être affectés à d'autres secteurs ; ils ne sont en réalité pas liquides. C'est lorsque la vente a réellement lieu que les effets les plus concrets peuvent se manifester, comme les faillites d'établissement mentionnées plus haut. Ainsi, le classement des *Laws school* analysé par W. ESPELAND & SAUDER (2007) exerce un pouvoir bien plus autonome que celui de Shanghai parce que le premier impacte directement la demande étudiante (payante) alors que le second sert essentiellement à la communication de réformateurs disposant de leur propre

pouvoir. GINGRAS (2013, p. 98) pointe également ce lien : « on peut comprendre le comportement des dirigeants face aux classements si l'on note qu'ils servent essentiellement au marketing des universités. L'OCDE fait la promotion, depuis au moins les années 1990, d'un marché mondial de l'éducation supérieure, et l'émergence des classements mondiaux au début des années 2000 s'inscrit dans ce courant néolibéral qui fait des universités un marché comme un autre. Or qui dit marché dit compétition et marketing. »

Au niveau des universitaires, la quantification de l'excellence du travail de recherche ne produit pleinement ses effets que dans le cadre d'un marché du travail académique ouvert (qu'elle contribue à légitimer), libéré du carcan du statut national, de la gestion de carrière par les pairs, de l'emploi à vie, des augmentations à l'ancienneté. Au contraire, si les salaires peuvent se négocier et si les chercheur·ses improductif·ves peuvent être converti·es en pur·es enseignant·es ou licencié·es, alors la différenciation du travail par quantification de l'activité de recherche peut conduire à une segmentation dans l'offre de la force de travail et se refléter dans des différences de revenu. C'est ce qu'observe au Royaume-Uni avec la gestion des personnel·les d'enseignement et de recherche sur la base des anticipations de score REF (BOULET, 2013).

3 Fétichisme de la valeur : distinguer valeur de la force de travail et valeur du travail

Les liens entre valeur de la force de travail et valeur du travail apparaissent embrouillés dans la littérature marxiste, en particulier pour ce qui est du travail qualifié. On comprend dès lors l'importance de ce point pour étudier la marchandisation de l'Université. Le travail qualifié est introduit ainsi dans le *Capital* : « Le travail complexe (skilled labour, travail qualifié) n'est qu'une puissance du travail simple, ou plutôt n'est que le travail simple multiplié, de sorte qu'une quantité donnée de travail complexe correspond à une quantité plus grande de travail simple. L'expérience montre que cette réduction se fait constamment. Lors même qu'une marchandise est le produit du travail le plus complexe, sa valeur la ramène, dans une proportion quelconque, au produit d'un travail simple, dont elle ne représente par conséquent qu'une quantité déterminée », avec la note suivante : « le lecteur doit remarquer qu'il ne s'agit pas ici du salaire ou de la valeur que l'ouvrier reçoit pour une journée de travail, mais de la valeur de la marchandise dans laquelle se réalise cette journée de travail » (MARX, 1875, chap. I.2). Il apparaît clairement énoncé, en particulier dans la note, que la valeur du travail et la valeur de la force de travail sont distinctes (il n'est ici question que de production marchande et capitaliste, et non des secteurs non marchands qui intéressent Harribey). La valeur du travail qualifié est de même type que celle du travail simple, de même origine (le travail) et n'en diffère que quantitativement.

Néanmoins, Marx n'en reste pas là et revient quelques pages plus loin sur le travail qualifié : « le travail qui est considéré comme travail supérieur, plus complexe par rapport

au travail social moyen, est l'expression d'une force de travail dont le coût de production est plus élevé et qui, par là-même a une valeur plus grande que la force de travail simple. Si la valeur de cette force est plus élevée, elle s'exprime aussi dans un travail supérieur et donc s'objective dans les mêmes intervalles de temps dans des valeurs proportionnellement plus élevées » (MARX, 1875, chap. VII). Il y aurait donc un lien entre valeur de la force de travail et celle du travail, peut-être même un lien de proportionnalité. On peut tout de même noter une réserve sur la distinction entre travail simple et complexe : le second se distingue en ce qu'il est « considéré comme travail supérieur ». Une note vient à nouveau éclairer les choses : « la distinction entre le travail complexe et le travail simple (unskilled labour) repose souvent sur de pures illusions, ou du moins sur des différences qui ne possèdent depuis longtemps aucune réalité et ne vivent plus que par une convention traditionnelle ». Marx prend ensuite plusieurs exemples pour illustrer que la distinction dépend des circonstances et de l'offre et de la demande de travail, bref de la configuration des rapports de force sur le marché du travail des différentes professions plutôt que d'une qualification objective. Il n'y a donc que des qualifications reconnues, c'est-à-dire une position de force sur le marché du travail stabilisée et institutionnalisée. La qualification est alors un concept politique ou sociologique, utile pour décrire la segmentation de la classe ouvrière, plutôt qu'un concept économique entrant dans le calcul de la valeur produite.

HARRIBEY (2013, p. 418) prolonge le travail de Marx dans cette voie et affirme que si « le travail complexe ou intense est plus productif en unités physiques, en valeurs d'usages, que le travail simple ou moins intense, dans leurs domaines respectifs, mais n'est pas plus productif en valeur [si bien...] qu'une heure de travail social égale toujours une heure de travail social » quelle que soit la qualification de la force de travail. C'est donc uniquement en terme de valeur d'usage que la qualification peut intervenir dans la production, et nullement du côté de la valeur économique produite.

La qualification peut, en revanche, intervenir politiquement dans les conditions d'établissement de la valeur **d'échange** de la force de travail sur le marché, ou plutôt de multiples forces de travail différenciées selon les qualifications. Cette division du travail sur le lieu d'expression des rapports de force capital/travail est globalement favorable au capital, puisqu'elle divise l'adversaire, mais permet également à certains groupes professionnels d'obtenir un salaire plus élevé. Ainsi, « l'appropriation privée des investissements de la collectivité, à travers l'appropriation du savoir accumulé grâce à l'utilisation de ces investissements collectifs, permet aux détenteurs de capital culturel (au sens de Bourdieu) d'occuper une meilleure position de force face au capital (au sens de Marx) pour obtenir un partage de la masse de revenus dévolu aux salariés (capital variable) en leur faveur. [...] tous les travailleurs ne sont pas en mesure d'imposer au capital un rapport de forces favorable (seconde version de Marx du salaire comme résultat de la confrontation sociale, c'est-à-dire de la lutte des classes). On peut dire, en utilisant un concept bourdieusien, que les inégalités de revenus n'expriment pas une exigence de la reproduction des forces de travail particulières mais une exigence de la reproduction sociale, d'abord en classes,

ensuite en fractions de classes » (HARRIBEY, 2013, p. 420-421). Sur le long terme, la différenciation se stabilise et pérennise l'existence de plusieurs forces de travail distinctes, dont les valeurs peuvent alors être effectivement distinctes au sens que MARX (1875, chap. VI) donne à la valeur de la force de travail : « les origines de la classe salariée dans chaque pays, le milieu historique où elle s'est formée, continuent longtemps à exercer la plus grande influence sur les habitudes, les exigences et par contrecoup les besoins qu'elle apporte dans la vie. La force de travail renferme donc, au point de vue de la valeur, un élément moral et historique ». Il ne s'agit pas dans ce cas de paiement au-dessus ou au-dessous de la valeur d'une force de travail homogène, ni d'incorporer la formation dans la détermination de la valeur de certaines forces de travail, mais de l'accession à une reconnaissance sociale distincte pour certaines forces de travail, à travers les catégories statistiques de l'emploi et le droit du travail par exemple ¹⁵.

En retour, la différenciation des valeurs des forces de travail peut intervenir dans la répartition de cette valeur entre les capitaux : si une convention sociale permet à certain-es travailleur-ses de toucher un meilleur salaire au titre de leur qualification, elle peut aussi bien permettre à leurs employeurs de vendre leur production au-dessus de sa valeur (qui cette fois-ci n'est pas un « élément moral et historique » mais bien le temps de travail abstrait socialement nécessaire à cette production). S'il y a un lien entre valeur de la force de travail et valeur du travail, c'est un lien politique, qui concentre le pouvoir dans certaines entreprises à forte intensité en capital et en technologie. Ces entreprises concentrent la plus-value produite dans d'autres entreprises, voire dans d'autres secteurs, et peuvent acheter une certaine paix sociale en accordant de plus hautes rémunérations à leurs salarié-es et d'autres avantages sociaux, leur reconnaître une meilleure qualification et leur accorder de meilleurs statuts que le reste de la classe ouvrière. À l'inverse, les salarié-es des sous-traitants et des entreprises de secteurs périphériques connaissent des conditions de travail dégradées, plus précaires et moins bien rémunérées. On peut sans doute trouver des coïncidences et des articulations entre cette différenciation selon la qualification et les divisions internationale et sexuelle (GALLOT, 2012, p. 316-317) du travail.

Les deux dynamiques de marchandisation du service d'enseignement supérieur et de la force de travail s'alimentent en prenant appui sur leur propre quantification et une quantification commune, celle de la valeur. Selon LAVAL et al. (2012, p. 156) : « le mécanisme des palmarès de type Shanghai pousse à cette spirale inflationniste : plus l'entreprise universitaire est richement dotée, plus elle est en mesure de s'acheter des "stars" de la recherche qui feront augmenter la cote de l'université, et plus il sera facile d'élever les frais d'inscription. » Au sein de cette spirale, s'alimentent mutuellement le capital proprement économique de l'établissement, l'excellence quantifiée des enseignant-es-chercheur-ses, le

15. On peut penser à la création de la catégorie socioprofessionnelle des cadres en France (BOLTANSKI, 1982) ou aux tentatives en ce sens autour des intermittents du spectacle et des professions créatives et culturelles (BRUNO, PRÉVIEUX & DIDIER, 2014, chapitre de Cyprien Tasset, *Les « intellos précaires » et la classe créative : le recours à la quantification dans deux projets concurrents de regroupement social.*)

classement de l'établissement et les frais d'inscription. Ainsi mis en cohérence, les différentes quantifications permettent une dynamique d'accumulation typique du capitalisme, sans autre but que son élargissement : « la circulation de l'argent comme capital possède au contraire son but en elle-même ; car ce n'est que par ce mouvement toujours renouvelé que la valeur continue à se faire valoir. Le mouvement du capital n'a donc pas de limite » (MARX, 1875, chap. IV.1). Apparaît ici un aspect commun du fétichisme des indicateurs (JANY-CATRICE, 2012b) comme le PIB¹⁶ dont la croissance serait bonne en elle-même et du fétichisme de la valeur qui n'a d'autre finalité que sa propre accumulation.

L'abstraction de la valeur, son caractère unifiant de l'ensemble des activités productives en une pure quantité, réduit toutes les autres finalités. Les auteurs de la *La tyrannie de la valeur* coordonnée par MARTIN & OUELLET (2014), pointent cette « forme de nihilisme, au sens précis où [le capital] s'acharne inlassablement à détruire la réalité concrète, riche de ses déterminations, pour en tirer une valeur abstraite (qui n'a de sens que de s'accroître à l'infini) » (MARTIN & OUELLET, 2014, p. 107, chapitre de Labelle). On pourrait également citer Polanyi qui souligne que « la fiction marchande a remis le sort de l'homme et de la nature entre les mains d'un automate mû par sa propre logique et dirigé par ses propres lois » (POLANYI, 2007 [1977], p. 70). C'est pourquoi il s'agit plus de critiquer la valeur que sa répartition. Ici encore, c'est le caractère quantitatif qui permet cette logique autonome d'accumulation pour l'accumulation, non utilitariste, « un système fétichiste et inconscient, régi par le "sujet automate" (l'expression est de Marx) de la valorisation de la valeur » (MARTIN & OUELLET, 2014, p. 59, introduction des coordinateurs). La correspondance avec le fétichisme de la raison et l'accumulation de savoir pour le savoir n'est pas fortuite. La réduction de la recherche à l'innovation et de l'enseignement supérieur au capital humain est bien une rupture avec la conception d'une raison autonome de l'Université des Lumières, mais elle trace aussi des continuités. Elle révèle la vision du monde abstraite de la modernité, « la conception newtonienne de l'espace-temps, qu'on peut décrire comme abstraite, mesurable, universelle et objective [et] qui rend possible la quantification de l'activité sociale et donc l'échangeabilité des produits du travail de tous et chacun dans un espace homogène » (MARTIN & OUELLET, 2014, p. 24, chapitre de Fischbach). On peut supposer que c'est la situation de crise qui marque toute la période néolibérale qui pousse vers un alignement de l'accumulation du savoir sur celle du capital, quand d'autres périodes ont été plus propices à un couplage moins fort. Ainsi pour HARRIBEY (2013, p. 436), le capitalisme en crise n'a « pas d'autre issue que l'appropriation des connaissances [...] et leur marchandisation, c'est-à-dire leur soumission à une obligation de rentabilité ». Sans aller jusqu'à tenir que « le principe d'économie est égal au principe de raison » (MARTIN & OUELLET, 2014, p. 202, chapitre de Marion), on peut concevoir qu'ils soient intimement liés idéologiquement par la notion de progrès, historiquement par un essor commun aux XVIIe et XVIIIe siècles et par des mécanismes

16. La proximité est spécifiquement fortes pour les indicateurs exprimés en monnaie.

similaires (abstraction, accumulation). Avec le nombre comme langage commun : « la mesure ne se résume certes pas au champ économique, mais il y a indiscutablement pour le moins une connexité entre le développement de la mesure en général et celui de la mesure économique, qui s'explique par la connexité entre “la science rationnelle” et l’ “économie rationnelle” pour employer le vocabulaire de Max Weber » (VATIN, CAILLÉ & FAVEREAU, 2010, p. 179). SUPIOT (2015, p. 253-254) pointe également la responsabilité de l'Université dans la constitution de l'autorité des nombres, une autorité qui se retourne ironiquement aujourd'hui contre elle.

Dans le quatrième chapitre de *La tyrannie de la valeur*, Pierre Dardot discute la lecture de la valeur chez Marx par André Orléan dans un ouvrage au titre proche, *L'empire de la valeur*. ORLÉAN (2013b, p. 53) entreprend de démystifier (avec bienveillance) une conception substantielle de la valeur : « par sa volonté d'aller au-delà des apparences pour saisir la commensurabilité dans ce qu'elle a de plus fondamental, la valeur substance est un concept d'une grande témérité. Elle réorganise la vision de l'observateur pour dégager, par-delà la surface des échanges concrets, les forces objectives qui façonnent la réalité économique. Ce faisant, elle donne à voir un processus d'abstraction proche de celui que pratiquent les sciences de la nature ». Elle est à la base d'une épistémologie anhistorique et mécanique de l'économie, du fait justement du caractère quantitatif de la valeur économique par opposition aux autres valeurs : « alors que d'ordinaire les valeurs sont affaire de jugement, la valeur marchande telle que la pense la tradition économique se distingue radicalement des autres valeurs sociales, morales, esthétiques ou religieuses, par le fait qu'elle se présente comme une grandeur objective et calculable, en surplomb des acteurs et de leurs relations. [...] ce qui compte, c'est l'évolution quantifiable de la valeur des biens, ce qu'il faut nommer une “économie des grandeurs” » (ORLÉAN, 2013b, p. 52). On voit ici encore l'importance de la proximité entre quantification et valorisation (qui se rejoignent à l'occasion de l'évaluation, VATIN, CALLON & DESROSIÈRES, 2013, p. 18-19). La mise en nombre n'acquiert son pouvoir d'abstraction, d'unification de toute l'activité économique qu'avec l'utilisation de la monnaie comme unité de compte : « la monnaie est ce par quoi les rapports marchands se trouvent pleinement institués en rapports nombrés. Elle est l'institution du nombre marchand » ORLÉAN (2013b, p. 185). La valeur n'existerait dès lors que comme prix.

Cette démystification de la valeur me semble néanmoins trop poussée et trop centrée sur l'échange. Sur le marché (et le marché financier auquel s'intéresse Orléan) l'échange est immédiat et la marchandise manifeste donc sa valeur sous la forme d'un prix de vente et d'achat. Les acteur·rices peuvent donc se coordonner à partir de ses prix observés. Dans le processus de production, en revanche, l'épreuve de la vente n'est pas disponible et la coordination doit s'opérer sans prix disponible (voire avec des prix truqués par soucis d'optimisation fiscale, *transfer pricing*, dans le cas des multinationales comme Starbucks par exemple, OCDE, 2010). Pourtant, une information à la fois quantitative et économique est impérative en vue d'obtenir un bénéfice aussi important que possible au moment

de la vente. On peut alors penser une valeur non comme une substance incorporée par la marchandise au long du processus de production et nécessairement réalisée lors de la vente mais comme une qualité (la marchandise est un objet économique abstrait, de nature identique en ce sens au reste de l'économie) et comme une quantité en permanente actualisation, la vente étant une épreuve où la valeur d'échange peut s'avérer inférieure à la valeur attendue. Selon HARRIBEY (2013, p. 128) « le distinguo entre valeur et valeur d'échange » permet d'éclairer cette distinction entre un aspect qualitatif de la valeur (un travail validé à distance dans le temps, par le marché) et un aspect quantitatif de la valeur d'échange (un prix sur un marché)¹⁷. On peut alors réconcilier Marx et Orléan en affirmant que la valeur n'est autre chose que du travail abstrait produit au moment de la production mais qu'elle ne se matérialise sous forme de valeur d'échange qu'au moment de la vente.

Il peut être intéressant de rendre visible l'extension temporelle entre la production de la valeur et sa matérialisation sous forme de valeur d'échange, mais aussi la construction sociale qu'est l'attribution d'une portion de la valeur sociale totale (de l'entreprise comme de la société) à un produit ou un service particulier. L'usage du terme valorisation, parce qu'il indique une action comme la quantification, est peut être pertinent en ce qu'il permet de penser une série de valorisations au fil du processus, de la planification (*business model*) à la vente en passant par différentes étapes de la production et de ses aléas. Néanmoins, il ne faut pas y voir une opération purement consciente : parce qu'elle est sociale, la valeur dépend de l'ensemble du système de production, des concurrents comme des fournisseurs et de la commercialisation. L'installation d'une nouvelle unité de production plus performante fait perdre de la valeur à l'ensemble des marchandises déjà produites mais également à celles en cours de production ou programmées. Ce n'est donc pas une substance objective que le processus de production transmet à la marchandise (le temps de travail qu'il a fallu dépenser au cours du processus individuel) mais elle possède l'objectivité des phénomènes sociaux. Elle s'impose aux producteurs individuels parce qu'ils ne constituent qu'une partie d'un processus de production social.

4 Subjectivité des étudiant·es

Cette fiction de producteurs individuels égaux face à un marché objectivé et naturalisé est celle du capitalisme et des économistes néoclassiques. La théorie du capital humain inscrit l'enseignement supérieur dans cette logique en analysant les étudiant·es comme des producteurs individuels, c'est-à-dire des capitalistes, se préparant à venir vendre sur le marché la marchandise qu'ils produisent, leur force de travail. Adapter le fonctionnement réel de l'Université à cette fiction, on l'a vu, c'est réduire l'éducation à sa seule composante utile au marché, l'employabilité. Mais c'est davantage : « c'est à chacun d'assumer

17. On peut imaginer que dans le cas du travail non marchand, la valeur d'échange n'est pas pertinente et seule intervient la valeur, ici non marchande, c'est-à-dire validée politiquement, par l'impôt (HARRIBEY, 2013, p. 388), nécessairement au niveau conventionnel de la valeur de la force de travail dépensée.

individuellement la mise à jour de cette capacité, c'est à chacun d'en supporter les coûts, d'en porter la responsabilité » (BRUNO, CLÉMENT & LAVAL, 2010, p. 39).

On retrouve ici le schéma A–M–A' de la marchandise vue du point de vue du capitaliste : avancer de l'argent (ici payer des frais de scolarité) pour acheter une marchandise (usuellement la force de travail, ici les études) ayant la propriété particulière de produire plus de valeur que celle investie au départ. Cette stratégie, valable dans le cadre de la reproduction des classes dominantes, est aujourd'hui proposée massivement à la jeunesse des pays de l'OCDE et au-delà. Pour qui dispose des capitaux économiques et sociaux suffisants, entreprendre des études supérieures chères (pour le commun des étudiants) permet de se distinguer. Les études s'inscrivent alors dans l'accomplissement d'un destin social et ne constituent guère un investissement économique, tant les montants en jeu sont dérisoires pour les familles les mieux dotées.

Dans une sorte de reformulation du mythe méritocratique dans lequel l'école prendrait des élèves tous égaux à l'entrée et permettrait à chacun l'accès à la sortie à une position sociale suivant le mérite, la *Nouvelle école capitaliste* prendrait des capitalistes aux opportunités d'investissement identiques (quitte à faire intervenir l'État pour assurer un accès universel au crédit et des bourses ou des quotas pour corriger les inégalités les plus criantes) et le marché du travail en aval ferait apparaître objectivement et quantitativement le succès de chacun dans sa capacité à accumuler et valoriser son capital humain. « Le travailleur doit précisément convertir sa subjectivité de salarié en une subjectivité de capitaliste dont les actifs sont ses propres compétences qu'il doit rentabiliser sur le marché de l'emploi » (BRUNO, CLÉMENT & LAVAL, 2010, p. 45). A un idéal certes trompeur mais qualitatif et multidimensionnel, la réussite scolaire, on substitue un modèle quantitatif et unidimensionnel. En cas d'échec, dans les deux cas, l'étudiant ne peut s'en prendre qu'à lui-même. Dans le second cas cependant, la réussite scolaire ne produit plus une qualification opposable à l'employeur ; c'est la validation par l'employeur de l'employabilité qui prouve la réussite de l'investissement en capital humain. La subjectivité du futur salarié doit donc dès les études, et même en amont lors des choix scolaires, être alignée sur la logique de l'accumulation de la valeur. L'apparente autonomie des « capitalistes humains » réalise un double alignement : de leurs pratiques sur la production de valeur, de leurs subjectivités sur les intérêts de l'entreprise. Elle répond, avec le nouveau management, à la difficulté pour le capital à contrôler directement les travailleur·ses par une régulation scientifique des conditions de travail, et donc à s'appuyer sur une auto-discipline, une capacité à « dominer les attitudes négatives et reconnaître les formes d'être (attitudes comme comportements) qui les aident à s'identifier et se relier étroitement à ce qu'ils font » (ZANGARO, 2011, p. 180).

L'exploitation se présente alors comme la valorisation jointe de deux types de capitaux, un capital économique et un capital humain. « La théorie est ici fétichisme [...] : les rapports sociaux sont éliminés pour ne laisser voir que des rapports entre les choses » (HARRIBEY, 2013, p. 238-239). Si le schéma de la reproduction élargie pour le capitaliste repose en

réalité sur l'exploitation des salarié-es, la reproduction simple du capital humain (le remboursement du prêt étudiant) exige l'auto-exploitation : à la plus-value exigée par l'employeur, il faut ajouter les échéances de remboursement. Cette contrainte financière assure matériellement que les subjectivités ne se désalignent pas en rappelant l'impératif de valorisation monétaire du capital humain (LAVAL et al., 2012, p. 174). Si l'on retient l'idée que les différences entre valeurs de forces de travail ne repose pas sur des différences de contributions à la création de valeur¹⁸ mais uniquement sur des positions plus ou moins favorables sur le marché du travail, alors le revenu additionnel du travail qualifié s'obtient au détriment des travailleurs moins qualifiés, par transfert de la plus-value que ces derniers produisent.

Conclusion : impossible contre-quantification ?

Est-il possible de construire des statistiques ou des indicateurs sur l'Université qui ne produisent pas des effets d'abstraction et d'aliénation ? Qui ne s'inscrivent pas dans une dynamique de marchandisation ? Il est clair que la mesure du travail et de ces produits en équivalent monétaire, du moins dans le présent contexte néolibéral, est à exclure dans cette optique (HARRIBEY, 2013, p. 345, 437). Le contexte est également propice à ce que toute mesure accédant à une certaine légitimité s'impose et produise une vision unidimensionnelle de l'Université. Pour CAILLÉ (2012, p. 32), il est illusoire de chercher à refuser toute quantification, mais « il convient de déterminer dans chacun des secteurs et dans chacune des activités ordinaires la part de ce qui doit être objectivé et mesuré (ce qui n'est pas la même chose), et la part de ce qui ne peut pas et ne doit pas l'être ». Cette entreprise requiert une approche multi-dimensionnelle : « la juxtaposition, sans fusion possible, d'indicateurs monétaires et d'indicateurs faisant état de la qualité de situations sociales et des ressources est une condition de l'amélioration de la connaissance que nous en avons » (HARRIBEY, 2013, p. 345).

Une première réponse consiste à proposer des indicateurs statistiques répondant à d'autres formes de gouvernement que celle de l'époque néolibérale. Les statistiques de l'Université pourraient ainsi s'inscrire naturellement dans un régime d'État-providence (DESROSIÈRES, 2008a, p. 39-56) plus compatible avec l'éthique de service public. D'un point de vue économique, le travail y serait donc producteur de valeur non marchande et son expression monétaire traduirait uniquement les intrants, la valeur de la force de travail affectée à l'Université. Si la proposition d'allocation universelle d'autonomie que nous formulons (FLACHER, Hugo HARARI-KERMADEC & MOULIN, 2015) prenait la forme d'un salaire étudiant, elle viendrait gonfler la part de l'Université dans le PIB. Avec ou sans la prise en compte de l'activité des étudiant-es, cette forme de quantification monétaire ne dirait rien de la production, en terme de qualité ou de quantité.

18. voir page 153

A contrecourant de la logique néolibérale (CUSO & D'AMICO, 2005), il faudrait également refuser les classements pour privilégier les mesures répétées et cohérentes permettant un suivi de la mise en œuvre des politiques d'enseignement supérieur et de recherche plutôt qu'une mise en concurrence. Dans le cas français, un indicateur d'équité de l'enseignement supérieur (HARRIBEY, 2013, p. 344) permettrait de mettre en lumière les effets polarisants des évolutions néolibérales et de les mettre en débat, qu'elles émanent de décisions politiques, d'initiatives de chefs d'établissement ou de l'insertion dans le marché mondial de l'enseignement supérieur. La formule d'HAZELKORN (2011, p. 185, 198), « world-class universities vs. world-class systems » résume bien cette idée d'opposition entre des établissements d'excellence et un système d'enseignement supérieur de bonne qualité dans son ensemble. Il s'inscrirait dans une optique d'Etat-providence compatible avec les valeurs universitaires : égalité, homogénéité et régularité pour les usagers, continuité sur le territoire, mais aussi coopération et complémentarité plutôt que compétition entre les universitaires et entre les établissements. Sur le modèle de l'indice de Gini, on pourrait se contenter d'une mesure des inégalités dans la répartition des moyens à différentes échelles (nationale, entre filières, au niveau d'une COMUE et même au sein d'un établissement), ce qui permettrait d'identifier des mécanismes de concentration à l'œuvre ; on peut penser aux pôles d'excellence mais aussi à des disparités plus fines sur le modèle de l'évitement scolaire (FRANÇOIS & POUPEAU, 2004). Une seconde dimension ayant pour objet le capital scolaire (par exemple sur la base des résultats au bac) pourrait venir compléter cette cartographie et rompre avec la monétisation.

S'il y a de nombreuses proximités entre les valeurs universitaires et l'État-providence, l'autonomie universitaire est en partie contradictoire avec la vision d'un État protecteur mais surplombant. En plus d'une transformation des indicateurs, il faut donc en réduire l'importance, ou plutôt les inscrire dans un processus de prise de décision collective, comme le présente PARADEISE (2012, p. 90) : « il est un autre usage possible que celui mécaniste des indicateurs : offrir une approximation des traits d'un objet ou d'un être individuel ou collectif dans sa variété, avec pour objectif d'éclairer une décision respectueuse de la diversité des significations de son activité. [... Cette démarche réflexive partagée] peut faire barrage au sacrifice des missions de service public sur l'autel des régulations quasi-marchandes ».

Dans ce texte, l'approche retenue autour de la production plutôt que du marché permet de rendre visible le point de vue des producteur-trices de l'Université (y compris les étudiant-es comme individus et non comme investisseurs), mais réduit sans doute celui des usager-ères indirect-es, qui sont moins parties prenantes de l'Université comme institution autonome du reste de la société. Les forums hybrides (regroupant des représentants du monde universitaire et des citoyens tirés au sort, par exemple) sont une piste naturelle pour associer les citoyens à la définition d'indicateurs alternatifs de l'Université, et inclure l'Université dans son environnement à partir d'une logique délibérative plutôt qu'économique.

Ces deux premières pistes de quantification, État-providence ou forum hybride, ont pour limite de ne pas penser la question du pouvoir à même de les mettre en œuvre. S'il est envisageable de construire de tels indicateurs avec une petite équipe de recherche, le contexte contemporain dans l'Université française laisse peu d'espoir pour qu'ils suscitent beaucoup d'effet : « le fait que les comptabilités nationales privilégient à travers le PIB les activités monétaires n'est pas dû à une hiérarchie provenant de la conception de ces comptabilités, mais il reflète les structures de la société elle-même et la hiérarchie que l'organisation sociale commande » (HARRIBEY, 2013, p. 441). Une quantification alternative et émancipatrice doit donc d'emblée participer d'une remise en cause des positions et des structures sociales.

On peut alors adopter une autre approche alternative à la quantification néolibérale, moins défensive. En effet, si la quantification participe de l'exercice d'un pouvoir, il est possible d'imaginer qu'elle s'inscrive dans la construction d'un contre-pouvoir : « quantifier, c'est produire du savoir, donc acquérir du pouvoir. C'est donc une arme précieuse dont nous pouvons nous ressaisir » (DIDIER & TASSET, 2013, p. 125). Les effets de redéfinition propres à la quantification sont alors consciemment mis en œuvre par celles et ceux sur laquelle la quantification s'exerce dans une démarche performative auto-appliquée. Ainsi « le collectif qu'il construit [peut devenir] un sujet politique, doté d'intérêts et de volonté propres. [...] cette subjectivation est possible statistiquement. » (DIDIER & TASSET, 2013, p. 132). S'il est peu probable que la démarche embrasse l'intégralité du groupe, la production d'une légitimité et même la production de nombres en elle-même est conditionnée à un certain degré d'adhésion des individus concernés par la quantification.

Dans un autre contexte, DELAGE (2014, p. 452-453) a étudié comment la construction de statistiques sur les violences conjugales ont participé de l'émergence de ce phénomène comme problème public. Dans le cadre d'une pratique féministe, les constructions statistiques des violences faites aux femmes légitiment l'action des associations et s'inscrivent dans leur pratique. Lorsque le problème acquiert une reconnaissance et devient un objet de recherche et de préoccupation publique, l'optique féministe de la quantification de ces violences est concurrencée par d'autres conceptions dont certaines nient les asymétries de pouvoir entre hommes et femmes. La reconnaissance et l'inscription dans le droit et dans les politiques publiques se traduisent par la production de statistiques officielles qui doivent davantage « tenir » (DESROSIÈRES, 2008a, p. 12-13). On assiste alors à un passage d'une expérience statactiviste vers une situation stabilisée, au moins temporairement, et donc une institutionnalisation.

Le monde universitaire dispose de nombreux atouts à mobiliser pour se doter de statistiques alternatives reflétant son activité à partir d'une auto-définition, dans une démarche redonnant du sens au travail et au collectif. HAZELKORN (2011, p. 205) invite ainsi les établissements à faire leurs statistiques eux-mêmes. Mais c'est sans doute ignorer les rapports de pouvoir qui traversent les établissements : les chefs d'établissements, les directeurs d'unité, les jeunes chercheur-ses précaires et les étudiant-es ne définiront vraisemblable-

ment pas leur indicateurs de la même façon. Dans le passé récent, les mobilisations ont souvent reposé soit sur des alliances entre les enseignant-es-chercheur-ses statutaires et précaires (avec de très rares chefs d'établissement malgré le caractère électif de cette responsabilité dans les universités) soit sur les étudiant-es. La précarité a d'ailleurs été l'objet d'une enquête (ESR, 2010) à la suite des mobilisations de 2004 et 2009, menée par l'intersyndicale de l'enseignement supérieur et de la recherche avec pour finalité de rendre visible les précaires de l'Université. Plutôt qu'une définition de la précarité partant des catégories du droit du travail (SOULIÉ, 1996, par exemple), c'est l'échantillon formé par les répondants qui produit une définition de la précarité, une auto-définition par le fait de s'être considéré comme concerné par l'enquête. Il apparaît ainsi que le personnel administratif et technique est également fortement touché par la précarité. Une analyse poussée de cette enquête permettrait de comparer les effets produits par une quantification autour d'un phénomène mobilisateur comme la précarité dans l'enseignement supérieur et la recherche avec ceux de la quantification néolibérale. On peut attendre d'un tel processus qu'il produise peu d'effet d'abstraction : la mobilisation nécessaire à la mesure répond à un contexte spécifique. Dans un contexte (institutionnel, géographique, temporel) différent, il est peu probable que l'enquête obtienne la participation nécessaire à la production de statistiques. Dès lors, si les données restent localisées dans le temps et l'espace, leur usage est limité, parce qu'elles ne représentent que ceux qui ont participé à l'enquête et que toute extrapolation serait facilement contestable sur le fond, mais aussi parce qu'elles ne se prêtent pas à des opérations probabilistes. L'échantillon obtenu ne correspond ni à un sondage aléatoire ni à un recensement. Il s'agit donc d'une forme de quantification avec très peu de commensuration. A moins que la mobilisation ne perdure, la campagne de recueil s'interrompt et aucune mise en série ne permet de dégager une évolution, par exemple. Enfin, la difficulté de la répétition de la mesure dans ce type d'opération non ou peu institutionnalisée interdit une anticipation de celle-ci, ce qui réduit l'effet normalisateur, le pouvoir performatif. La fragilité de la quantification qui en résulte est intéressante parce qu'elle maintient au premier plan l'engagement les acteur-rices.

Table des figures

II.1	Régions de confiance pour l'espérance, extrait de OWEN (1990)	34
II.2	Régions de confiance pour la moyenne de l'échantillon	36
II.3	Erreur quadratique moyenne pour différents estimateurs $\widehat{\mathbf{M}}$ de \mathbf{M} en fonction du nombre de données, pour un coefficient de corrélation $\rho = 0.1$, avec des données complexes gaussiennes de dimension $N = 3$.	40
II.4	Erreur quadratique moyenne pour différents estimateurs $\widehat{\mathbf{M}}$ de \mathbf{M} en fonction du nombre de données, pour un coefficient de corrélation $\rho = 0.8$, avec des données complexes gaussiennes de dimension $N = 3$.	41
II.5	Erreur quadratique moyenne pour différents estimateurs $\widehat{\mathbf{M}}$ de \mathbf{M} en fonction du paramètre de mélange α pour un coefficient de corrélation $\rho = 0.5$, $n = 500$ données de dimension $N = 3$ et pour le mélange d'une gaussienne et d'une K-distribution de paramètre $\nu = 0.01$.	42
II.6	Erreur quadratique moyenne pour différents estimateurs $\widehat{\mathbf{M}}$ de \mathbf{M} en fonction du paramètre de mélange α pour un coefficient de corrélation $\rho = 0.5$, $n = 500$ données de dimension $N = 3$ et pour le mélange d'une gaussienne et d'une Student-t de paramètre $\nu = 2.1$.	43
II.7	Taux de couverture à distance finie	44
II.8	Taux de couverture pour différentes divergences	50
II.9	Régions de confiance pour les onze canards d'Owen, en fonction de ε	51
II.10	Comportement des bornes non asymptotiques en fonction de a	55
II.11	Comparaison d'IDEAL et de la PEL : estimation de la fonction de répartition d'une loi uniforme.	62
II.12	Comparaison d'IDEAL et de la PEL : estimation de la fonction de répartition d'une loi de Cauchy.	62
II.13	Comparaison d'IDEAL et de la PEL : bandes et intervalles de confiance pour une loi uniforme.	63
II.14	Comparaison d'IDEAL et de la PEL : bandes et intervalles de confiance pour une loi de Cauchy.	64
II.15	Prix peak et off-peak en 2006.	67
II.16	Une simulation pour l'année 2006 avec les températures de 2005.	69
II.17	Estimations des densités des séries réelle et simulée.	70

II.18 Parcours types des étudiants en master 2 d'économie-gestion à l'Université
Paris 9 Dauphine 85

Liste des tableaux

II.1	Caractéristiques socio-économiques des étudiants en master 2 d'économie-gestion à l'Université Paris 9 Dauphine par parcours type	86
II.2	Estimation du modèle logit multinomial, probabilité pour un étudiant d'être issu de l'un des parcours types (effets marginaux)	87
II.3	Estimation en doubles différences, probabilité pour un étudiant de réussir au diplôme, modèle Probit (effets marginaux)	89
III.1	Auto-réalisation <i>vs.</i> performativité des statistiques	126

Bibliographie

- ALARCON, F. (2009). « Estimation des risques de maladies dues à des mutations génétiques à partir de données familiales ». Thèse de doct. Université Paris XI.
- ALARCON, F., C. BONAÏTI-PELLIÉ & H. HARARI-KERMADEC (2008). « The IDEAL : A non parametric method estimating penetrance function and correcting for ascertainment ». In : *Genetic Epidemiology* 33.1, p. 38–44.
- ALARCON, F., C. BOURGAIN et al. (2009). « PEL: An unbiased method for estimating age-dependent genetic disease risk from pedigree data unselected for family history ». In : *Genetic epidemiology* 33.5, p. 379–385.
- ALLÈGRE, Guillaume (2016). « Financement du supérieur : les étudiants ou le contribuable ? » fr. In : *Revue d'économie politique* 126.1, p. 33–56.
- ALLÈGRE, Guillaume, Thomas MÉLONIO & Xavier TIMBEAU (2012). « Dépenses publiques d'éducation et inégalités ». fr. In : *Revue économique* Vol. 63.6, p. 1055–1079.
- ALTHUSSER, Louis & Jacques BIDEZ (1995). *Sur la reproduction*. français. Paris, France : Presses universitaires de France, DL 1995.
- AMBROISE, Bruno (2015). « Performativité de l'économie ou pouvoir symbolique ? » fr. In : *Revue Française de Socio-Économie* Hors-série.2, p. 19–35.
- ANGELÉ-HALGAND, Nathalie & Thierry GARROT (2015). « Discipliner par le chiffre : l'hôpital financiarisé au risque de la réification ? » fr. In : *Entreprises et histoire* n° 79.2, p. 41–58.
- ANONYME (2012). « Sciences-Po : des enseignants exigent des explications de Richard Descoings ». In : *Médiapart*.
- ARTOUS, Antoine (2006). *Le fétichisme chez Marx. Le marxisme comme théorie critique*. français. Paris, France : Syllepse.
- AUSTIN, John Langshaw (1991). *Quand dire, c'est faire*. fre. Trad. par Gilles LANE. Points : 235. couv. ill. 18 cm. Recueil des textes de douze conférences prononcées par l'auteur, à l'Université de Harvard, en 1955. Index. Paris : Éd. du Seuil.
- BAHADUR, R. R. & L. J. SAVAGE (1956). « The nonexistence of certain statistical procedures in nonparametric problems ». In : *Annals of Mathematical Statistics* 27, p. 1115–1122.

- BARATS, Christine & Jean-Marc LEBLANC (2013). « Généalogie de la co-construction médiatique du “classement de Shanghai” en France. Corpus de presse et usages socio-discursifs ». In : *Mots. Les langages du politique* 102.2, p. 67–83.
- BECKER, Gary S. (1962). « Investment in Human Capital : A Theoretical Analysis ». In : *The Journal of Political Economy* 70.5, p. 9–49.
- (1964). *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. anglais. New York, Etats-Unis : NBER; Columbia University Press.
- BELLOC, Bernard (2003). « Propositions pour une modification du décret 84-431 portant statut des enseignants-chercheurs ». In : *rapport au ministre de la Jeunesse, de l'Éducation Nationale et de la Recherche*.
- BERCU, B., E. GASSIAT & E. RIO (2002). « Concentration inequalities, large and moderate deviations for self-normalized empirical processes ». In : *Annals of Probability* 30.4, p. 1576–1604.
- BERTAIL, Patrice & Stéphane CLÉMENÇON (2004). « Edgeworth expansions for suitably normalized sample mean statistics of atomic Markov chains ». In : *Prob. Th. Rel. Fields* 130, p. 388–414.
- BERTAIL, Patrice, Emmanuelle GAUTHERAT & Hugo HARARI-KERMADEC (2008a). « Exponential bounds for multivariate self-normalized sums ». In : *Electronic Communications in Probability* 13, p. 628–640.
- (2008b). « Exponential bounds for multivariate self-normalized sums ». In : *Electronic communication in probability* 13, p. 628–640.
- (2014a). « Empirical φ -Divergence Minimizers for Hadamard Differentiable Functionals ». In : *Topics in Nonparametric Statistics*. T. 74. Springer, p. 21–32.
- (2014b). « Empirical φ -divergence minimizers for Hadamard differentiable functionals ». In : *Topics in Nonparametric Statistics. Proceedings of the first Conference of the International Society for NonParametric Statistics*.
- (2015). « Empirical Phi-discrepancies and quasi-empirical likelihood: exponential bounds ». In : *ESAIM: Proceedings and Surveys* 51. Sous la dir. d'Aurélien GARIVIER, p. 212–231.
- BERTAIL, Patrice, Hugo HARARI-KERMADEC & Denis RAVAILLE (2007a). « φ -Divergence empirique et vraisemblance empirique généralisée ». In : *Annales d'Économie et de Statistique* 85, p. 131–157.
- (2007b). « φ -Divergence empirique et vraisemblance empirique généralisée ». In : *Annales d'Économie et de Statistique* 85, p. 131–157.
- BERTAIL, Patrice & Jessica TRESSOU (2006). « Incomplete generalized U-Statistics for food risk assessment ». In : *Biometrics* 62.1, p. 66–74.
- BESSY, Christian & Francis CHATEAURAYNAUD (2014). *Experts et faussaires: pour une sociologie de la perception*. français. Paris, France : Ed. Pétra.
- BEZES, Philippe & Christine MUSSELIN (2015). « Le new public management ». In : *Une French touch dans l'analyse des politiques publiques ?*, p. 125–152.

- BIERBRAUER, M., S. TRUECK & R. WERON (2005). *Modeling electricity prices with regime switching models*. Econometrics 0502005. EconWPA.
- BILLAUT, Jean-Charles, Denis BOUYSSOU & Philippe VINCKE (2010). « Faut-il croire le classement de Shangai ? » fr. In : *Revue de la régulation. Capitalisme, institutions, pouvoirs* 8.
- BILLINGSLEY, J B (1993). *Ground Clutter Measurements for Surface-Sited Radar*. Rapp. tech. 780. MIT.
- BOITIER, Marie & Anne RIVIÈRE (2013). « Are French universities under control? » In : *Public Money & Management* 33.2, p. 105–110.
- BOLTANSKI, Luc (1982). *Les cadres: la formation d'un groupe social*. français. Paris, France : les Éd. de Minuit, impr. 1982.
- BONNAL, H. & É. RENAULT (2004). « On the Efficient Use of the Informational Content of Estimating Equations: Implied Probabilities and Euclidean Empirical Likelihood ». Working Paper n°2004s-18, Cahiers scientifiques (CIRANO).
- BORWEIN, J. M. & A. S. LEWIS (1991). « Duality relationships for entropy-like minimization problem ». In : *SIAM Journal on Control and Optimization* 29.2, p. 325–338.
- BOUCHARD, Julie (2012). « La fabrique d'un classement médiatique de l'enseignement supérieur et de la recherche ». fr. In : *Quaderni* 77.1, p. 25–40.
- (2013). *Le classement : instrument de valorisation des universités parisiennes*. fr. T. 66. C.N.R.S. Editions.
- BOULET, Elsa (2013). « La marchandisation de l'université à l'œuvre. Le cas de l'université de Ghimwall, en Angleterre ». Université Paris IV.
- BOULET, Elsa & Hugo HARARI-KERMADEC (2014). « Le rôle de la quantification dans le processus de marchandisation de l'université. Étude de cas d'une université anglaise ». In : *Politiques et management public* 31.4, p. 405–420.
- BRAVERMAN, Harry (1974). *Labor and monopoly capital: The degradation of work in the twentieth century*. anglais. USA : ,
- BRENNAN, John & Tarla SHAH (2011). *Higher Education and Society in Changing Times : Looking Back and Looking Forward*. Rapp. tech., p. 92.
- BRONIATOWSKI, M. & A. KÉZIOU (2004). « Parametric estimation and tests through divergences ». Working Paper, L.S.T.A., Université Paris VI.
- BRUNO, Isabelle (2010). « 2010: l'odyssée de l' "espace européen de la connaissance". Comment la stratégie de Lisbonne gouverne les politiques d'enseignement supérieur ». In : *Economies et sociétés* 44.4, p. 535–557.
- (2013). « Éditorial : Ne cherchez plus, innovez ! » fr. In : *Revue Française de Socio-Économie* n° 11.1, p. 9–14.
- BRUNO, Isabelle, Pierre CLÉMENT & Christian LAVAL (2010). *La grande mutation : néolibéralisme et éducation en Europe*. français. Les Lilas, France : Institut de recherches de la FSU.

- BRUNO, Isabelle, Julien PRÉVIEUX & Emmanuel DIDIER (2014). *Statactivisme, comment lutter avec des nombres*. Paris : Zones.
- BURG, J. P., D. G. LUENBERGER & D. L. WENGER (1982). « Estimation of Structured Covariance Matrices ». In : *Proceedings of the IEEE* 70.9, p. 963–974.
- BURGER, M. et al. (2004). « A spot market model for pricing derivatives in electricity markets ». In : *Quantitative Finance* 4, p. 109–122.
- BUTLER, Judith (2004). *Le pouvoir des mots : politique du performatif*. Trad. par Charlotte NORDMANN. Paris : Éd. Amsterdam. 287 p.
- BYSTROM, H. (2002). « Extreme value theory and extremely large electricity price changes ». In : Working paper.
- CAILLÉ, Alain (2012). *L'idée même de richesse*. La Découverte.
- CALLON, Michel & Fabian MUNIESA (2013). « La performativité des sciences économiques ». français. In : *Traité de sociologie économique*. Sous la dir. de Philippe STEINER & François VATIN. Paris, France : Presses universitaires de France, DL 2013, p. 289–324.
- CAMERON, Stephen V. & James J. HECKMAN (2001). « The dynamics of educational attainment for black, hispanic, and white males ». In : *Journal of Political Economy* 109.3, p. 455–499.
- CASTA, Aurélien (2012). « Le financement des étudiants en France et en Angleterre de 1945 à 2011 : le student finance, l'award et le salaire étudiant et leur hégémonie. » Thèse de doct. Paris 10.
- CHAMBARD, Olivia & Laurène LE COZANET (2016). « Nouveaux éclairages sur les relations entre enseignement supérieur et monde économique ». In : *Formation emploi*, p. 7–13.
- CHAPMAN, Bruce (1997). « Conceptual Issues and the Australian Experience with Income Contingent Charges for Higher Education ». In : *The Economic Journal* 107.442, p. 738–751.
- CHAUVEL, Séverine & Pierre CLÉMENT (2014). « Le rôle des palmarès et classements ». fr. In : *Savoir/Agir* n° 29.3, p. 35–42.
- CHAUVEL, Séverine, Pierre CLÉMENT et al. (2015). *Arrêtons les frais ! Pour un enseignement supérieur gratuit et émancipateur*. Raisons d'agir.
- CHISTYAKOV, G. P. & F. GÖTZE (2003). « Moderate Deviations for Student's Statistic ». In : *Theory of Probability & Its Applications* 47.3, p. 415–428.
- COLLINI, Stefan (2013). « Sold Out ». In : *London Review of Books*, p. 3–12.
- COME, Thierry (2015). « L'institutionnalisation de la mission d'aide à l'insertion professionnelle à l'Université : quels changements pour les personnels impliqués ? » In : Université Paris-Dauphine.
- CORNEC, M. & H. HARARI-KERMADEC (2008). « Modeling spot electricity prices with regenerative blocks ». In : *IASTED ASM*.
- COURTIOUX, Pierre (2009). « Peut-on financer l'éducation du supérieur de manière plus équitable ? » In : *EDHEC position paper*.

- (2010). « Une contribution des diplômés du supérieur à leurs études est-elle envisageable ? » fr. In : *Revue française d'économie* 24.3, p. 121–165.
- CRÉPET, Amélie, Hugo HARARI-KERMADEC & Jessica TRESSOU (2009). « Using Empirical Likelihood to Combine Data: Application to Food Risk Assessment ». en. In : *Biometrics* 65.1, p. 257–266.
- CROW, J. (1965). « Problems of ascertainment in the analysis of family data ». In : *Genetics and the epidemiology of chronic disease*. Sous la dir. de J.V. NEEL, M.W. SHAW & Schull W.J. Public Health 'source', Publication Washington DC.
- CSISZÁR, I. (1967). « Information-type measures of difference of probability distributions and indirect observations ». In : *Studia Scientiarum Mathematicarum Hungarica* 2, p. 299–318.
- CUSSO, R. & S. D'AMICO (2005). « From development comparatism to globalization comparativism: towards more normative international education statistics. » In : *Comparative Education* 41.2, p. 199–216.
- D'AUTUME, Antoine, Pascal Le MERRER & Jean PISANI-FERRY (2006). « Financement et organisation de l'enseignement supérieur : vers un nouveau modèle ? » fr. In : *Revue d'économie politique* 116.6, p. 743–744.
- DE JONG, C. & R. HUISMAN (2002). « Option Formulas for Mean-Reverting Power Prices With Spikes ». In : Working paper.
- DEARDEN, Lorraine, Emla FITZSIMONS & Gill WYNESS (2010). *The Impact of Higher Education Finance on university Participation in the UK*. BIS Research paper 11. Departement for Business Innovation et Skills.
- DELAGE, Pauline (2014). *Violence conjugale / domestic violence : sociologie comparée d'une cause féministe (France / États-Unis, 1970-2013)*. Paris, EHESS.
- DENG, S. (2000). « Stochastic Models of Energy Commodity Prices and their applications: Mean Reversion with Jumps and Spikes ». In : *The U.S. Power Market*. Working paper, PWP-073.
- DESROSIÈRES, Alain (1993). *La politique des grands nombres: histoire de la raison statistique*. français. Paris, France : Éditions la Découverte, 1993.
- (2008a). *L'argument statistique ; 1 : Pour une sociologie historique de la quantification*. français. Collection Sciences sociales (Paris), ISSN 1950-2451. Paris, France : Mines ParisTech-les Presses.
- (2008b). *L'argument statistique ; 2 : Gouverner par les nombres*. français. Collection Sciences sociales (Paris), ISSN 1950-2451. Paris, France : Mines ParisTech-Les Presses.
- DI CICCIO, T., P. HALL & J. ROMANO (1991). « Empirical likelihood is bartlett-Correctable ». In : *Annals of statistics* 19.2, p. 1053–1061.
- DIDIER, Emmanuel (2011). « « Compstat » à Paris : initiative et mise en responsabilité policière ». In : *Champ pénal/Penal field [En ligne]* VIII.
- DIDIER, Emmanuel & Cyprien TASSET (2013). « Pour un stactivisme. La quantification comme instrument d'ouverture du possible ». In : *Tracés* 24.1, p. 123–140.

- DILL, D. et al. (2004). *Markets in higher education: Rhetoric or reality*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- EFRON, B. (1969). « Student's *t*-test under symmetry conditions ». In : *Journal of american statistical society* 64, p. 1278–1302.
- ESCRIBANO, A., J. L. PEÑA & P. VILLAPLANA (2002). « Modelling Electricity Prices: International Evidence ». In : *The U.S. Power Market*. Working paper.
- ESPELAND, Wendy Nelson & Mitchell L. STEVENS (1998). « Commensuration as a social process ». In : *Annual review of sociology* 24, p. 313–343.
- ESPELAND, Wendy & Michael SAUDER (2007). « Rankings and Reactivity: How Public Measures Recreate Social Worlds ». In : *American Journal of Sociology* 113.1, p. 1–40.
- (2008). « Rankings and diversity ». In : *S. Cal. Rev. L. & Soc. Just.* 18, p. 587.
- ESPÉRET, Eric (2001). « Nouvelle définition des tâches des enseignants et des enseignants-chercheurs dans l'enseignement supérieur français ». In : *Rapport au Ministre de l'éducation Nationale*.
- ESR, Intersyndicale (2010). *Questionnaire sur la précarité dans l'enseignement supérieur et la recherche publique. Rapport final*.
- ETILÉ, Fabrice & Hugo HARARI-KERMADEC (2006). « Food attitudes, Ideal Body Weight and Social Norms ». In :
- FAURE, Sylvia, Mathias MILLET & Charles SOULIÉ (2005). *Enquête exploratoire sur le travail des enseignants chercheurs. Vers un bouleversement de la "table des valeurs académiques" ?* fr. report.
- FAURE, Sylvia & Charles SOULIÉ (2006). « La recherche universitaire à l'épreuve de la massification scolaire ». fr. In : *Actes de la recherche en sciences sociales* no 164.4, p. 61–74.
- FIELD, Erica (2009). « Educational debt burden and career choice : Evidence from a financial aid experiment at nyu law school ». In : *American Economic Journal: Applied Economics* 1.1, p. 1–21.
- FLACHER, David & Hugo HARARI-KERMADEC (2013). « Tuition fees, self-esteem and social heterogeneity ». In : *Education economics* 21.2, p. 191–210.
- FLACHER, David, Hugo HARARI-KERMADEC & Léonard MOULIN (2012). « Faut-il (vraiment) augmenter les frais d'inscription à l'université ? » In :
- (2013a). « Faut-il (vraiment) augmenter les frais d'inscription à l'université ? » In : *Revue française d'économie* 27.3, p. 145–183.
- (2013b). « Financing higher education: a contributory scheme ». In : *IV Workshop on Economics of Education*.
- (2015). « Régime par répartition dans l'enseignement supérieur : fondements théoriques et estimations empiriques ».
- FRANÇOIS, Jean-Christophe & Franck POUPEAU (2004). « L'évitement scolaire et les classes moyennes à Paris ». fr. In : *Education et sociétés* no 14.2, p. 51–66.

- FRENETTE, Marc (2007). *Pourquoi les jeunes provenant de familles à plus faible revenu sont-ils moins susceptibles de fréquenter l'université ? Analyse fondée sur les aptitudes aux études, l'influence des parents et les contraintes financières*. Rapp. tech. 295. Statistique Canada, Direction des études analytiques.
- FRIEDMAN, Milton (1962). *Capitalism and Freedom*. Chicago, IL : University of Chicago Press.
- FROUILLOU, Leïla (2014). « Les écarts sociaux de recrutement des universités d'Île-de-France : un processus de ségrégation ? » fr. In : *Espaces et sociétés* n° 159.4, p. 111–126.
- GALLOT, Fanny (2012). *Les ouvrières, des années 1968 au très contemporain : pratiques et représentations*. Université Lyon 2 : Lyon 2.
- GARCIA, Sandrine (2009). « Réformes de Bologne et économicisation de l'enseignement supérieur ». fr. In : *Revue du MAUSS* n° 33.1, p. 154–172.
- GARIBALDI, Pietro et al. (2012). « College cost and time to complete a degree: Evidence from tuition discontinuities ». In : *Review of Economics and Statistics* 94.3, p. 699–711.
- GARY-BOBO, Robert J. & Alain TRANNOY (2005a). *Efficient Tuition and Fees, Examinations and Subsidies*. Discussion paper. CEPR.
- (2005b). « Faut-il augmenter les droits d'inscription à l'université ? » In : *Revue française d'économie* 19.3, p. 189–237.
- (2006). « Une réforme du financement des universités européennes passe par des prêts aux étudiants ». In : *Reflets et perspectives de la vie économique* 45.2006/2, p. 75–81.
- (2008). « Efficient Tuition Fees and Examinations ». In : *Journal of the European Economic Association* 6.6, p. 1211–1243.
- GARY-BOBO, Robert & Alain TRANNOY (2005). « Faut-il augmenter les droits d'inscription à l'université ? » In : *Revue française d'économie* 19.3, p. 189–237.
- GAULEJAC, Vincent de (2012). *La recherche malade du management*. fr. Editions Quae.
- GINGRAS, Yves (2013). *Les dérives de l'évaluation de la recherche: du bon usage de la bibliométrie*. français. Paris, France : Raisons d'agir, impr. 2013.
- GORZ, André (1997). *Misères du présent. Richesse du possible*. Français. Paris : Editions Galilée.
- GOULD, Stephen Jay (2009). *La mal-mesure de l'homme*. français. Trad. par Jacques CHABERT & Marcel BLANC. Paris, France : O. Jacob.
- GREGOIR, Stéphane (2008). « Les prêts étudiants peuvent-ils être un outil de progrès social ». In : *EDHEC position paper*.
- HARARI-KERMADEC, Hugo (2006). « Vraisemblance empirique généralisée et estimation semi-paramétrique ». Thèse de doct. Université Paris X.
- (2011). « Regenerative Block Empirical Likelihood for Markov Chains ». In : *Journal of nonparametric statistics* 23.3, p. 781–802.

- HARARI-KERMADEC, Hugo & Pierre JEAN (2012). « Le fétichisme à l'oeuvre dans la transformation néolibérale de l'enseignement supérieur ». In : *Congrès Penser l'émancipation*. Lausanne, Suisse.
- HARRIBEY, Jean-Marie (2013). *La richesse, la valeur et l'inestimable : Fondements d'une critique socio-écologique de l'économie capitaliste*. Français. Paris : Liens qui libèrent.
- HARVEY, David (2010). *Le nouvel impérialisme*. français. Trad. par Jean BATOU & Christakis GEORGIU. Paris, France : Les Prairies ordinaires (édition originale en 2003).
- HAZELKORN, Ellen (2011). *Rankings and the reshaping of higher education: the battle for world-class excellence*. anglais. Basingstoke, Royaume-Uni de Grande-Bretagne et d'Irlande du Nord.
- HEINECK, Martin, Mathias KIFMANN & Normann LORENZ (2006). « A duration analysis of the effects of tuition fees for long-term students in Germany ». In : *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, p. 82–109.
- HJORT, N. L., I. W. MCKEAGUE & I. VAN KEILEGOM (2004). « Extending the scope of empirical likelihood ». Working Paper n°0414, Institut de Statistique, UCL.
- HOEFFDING, W. (1963). « Probability inequalities for sums of bounded variables ». In : *Journal of the American Statistical Association* 58, p. 13–30.
- JANY-CATRICE, Florence (2012a). « De l'évaluation des politiques publiques à la "performance totale" ». In : *Economie et institutions* 18-19, p. 17–34.
- (2012b). « Quand mesurer devient maladif ». fr. In : *Projet* 331.6, p. 6.
- JANY-CATRICE, Florence & Dominique MÉDA (2013). « Les nouvelles mesures des performances économiques et du progrès social. Le risque de l'économicisme ». In : *Revue du MAUSS* 41.1, p. 371–397.
- JATTEAU, Arthur (2013). « Expérimenter le développement ? » fr. In : 93.4, p. 8–28.
- JING, B.-Y., Q.-M. SHAO & Q. WANG (2003). « Self-normalized Cramér-type large deviations for independent random variables ». In : *Annals of Probability* 31.4, p. 2167–2215.
- JING, B.-Y. & Q. WANG (1999). « An Exponential nonuniform Berry-Esseen bound for self-normalized sums ». In : *Annals of Probability* 27.4, p. 2068–2088.
- JOHNSTONE, Bruce D. (2004). « The economics and politics of cost sharing in higher education: comparative perspectives ». In : *Economics of Education Review* 23.4, p. 403–410.
- KARPIK, Lucien (2007). *L'économie des singularités*. français. Bibliothèque des sciences humaines, ISSN 0768-0570. Paris, France : Gallimard.
- KITAMURA, Y. (1997). « Empirical likelihood methods with weakly dependent processes ». In : *Annals of Statistics* 25.5, p. 2084–2102.
- KITAMURA, Y., G. TRIPATHI & H. AHN (2004). « Empirical likelihood-based inference in conditional moment restriction models ». In : *Econometrica* 72.6, p. 1667–1714.
- KRAUT, S, L L SCHARF & L T MC WHORTER (2001). « Adaptive Subspace Detectors ». In : *IEEE Trans.-SP* 49.1, p. 1–16.

- LAVAL, Christian et al. (2012). *La nouvelle école capitaliste*. français. Paris, France : la Découverte.
- LAZZARATO, Maurizio (2011). *La fabrique de l'homme endette? : essai sur la condition ne?olibe?rale*. français. Paris, France : Éd. Amsterdam.
- LE BRETON, Morgane & Hugo HARARI-KERMADEC (2013). « Engagement décennal ou endettement étudiant ? Les bi-admis ENS Cachan/HEC face au choix de leur école et de leur carrière ». In : *Revue française de pédagogie* 184, p. 69–80.
- LEBARON, Frédéric (2015). « Injonction comptable et révolution culturelle à l'Université ». fr. In : *La nouvelle revue du travail* 6.
- LEVÍN, Pablo (1997). *El capital tecnológico*. Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Económicas.
- LIESE, F. & I. VAJDA (1987). *Convex Statistical distance*. Teubner, Leipzig.
- LUCE, R. D. (1959). *Individual Choice Behavior: A Theoretical Analysis*. Wiley, New York.
- LUCIA, J. J. & E. SCHWARTZ (2002). « Electricity Prices And Power Derivatives: Evidence From The Nordic Power Exchange ». In : *Review of Derivatives Research* 5, p. 5–50.
- MACKENZIE, Donald A., Fabian MUNIESA & Lucia SIU, éd. (2007). *Do economists make markets ? : on the performativity of economics*. Princeton, Etats-Unis d'Amérique, Royaume-Uni de Grande-Bretagne et d'Irlande du Nord.
- MARCHETTI, Dominique et al. (2015). « Les enjeux sociaux des classements sportifs ». fr. In : *Actes de la recherche en sciences sociales* N° 209.4, Classements sportifs, p. 4–9.
- MARTIN, Eric & Maxime OUELLET (2014). *La tyrannie de la valeur: débats pour le renouvellement de la théorie critique*. Montréal, Québec : Ecosociété.
- MARX, Karl (1875). *Le capital*. traduction de Joseph Roy, éd. Maurice La Châtre et Cie, Paris, cité à partir de www.marxists.org/francais/marx/works/1867/Capital-I/.
- (1963). *Oeuvres*. français. Sous la dir. de Maximilien RUBEL. Pléiade. Paris, France : Gallimard.
- MATASCI, Damiano (2014). « Aux origines des rankings. Le système scolaire français face à la comparaison internationale (1870-1900) ». fr. In : *Histoire & mesure* Vol. XXIX.1, p. 91–118.
- MEULEMEESTER, Jean-Luc De (2011). « Quels modèles d'université pour quel type de motivation des acteurs ? Une vue évolutionniste ». fr. In : *Pyramides. Revue du Centre d'études et de recherches en administration publique* 21, p. 261–289.
- MICHEL, Armatte (2010). « La science économique comme ingénierie ». In : *Quantification et Modelisation. Paris: Presses des Mines*.
- MINCER, Jacob (1958). « Investment in Human Capital and Personal Income Distribution ». In : *Journal of Political Economy* 66, p. 281–302.
- MOULIN, Léonard (2014). « Frais d'inscription dans l'enseignement supérieur: enjeux, limites et perspectives. » français. Thèse de doctorat. France : Université Paris 13.

- MOULIN, Léonard, David FLACHER & Hugo HARARI-KERMADEC (2015). « Tuition fees and social segregation: lessons from a natural experiment at the University of Paris 9-Dauphine ».
- (2016). « Tuition fees and social segregation: lessons from a natural experiment at the University of Paris 9-Dauphine ». In : *Applied economics*, à paraître.
- MUSSELIN, Christine (2009). « Les réformes des universités en Europe : des orientations comparables, mais des déclinaisons nationales ». fr. In : *Revue du MAUSS* n° 33.1, p. 69–91.
- NEWBY, W. K. & R. J. SMITH (2004). « Higher Order Properties of GMM and Generalized Empirical Likelihood Estimators ». In : *Econometrica* 72.1, p. 219–255.
- NUMMELIN, E. (1978). « A splitting technique for Harris recurrent chains ». In : *Z. Wahrsch. Verw. Gebiete* 43, p. 309–318.
- OCDE (2010). *Transfer Pricing Guidelines for Multinational Enterprises and Tax*. Rapp. tech., p. 371.
- (2012). *Regards sur l'éducation 2012 : Les indicateurs de l'OCDE*. Rapp. tech. Paris : OCDE.
- ORLÉAN, André (2013a). « Le néolibéralisme entre théorie et pratique ». fr. In : *Cahiers philosophiques* 133, p. 9–20.
- (2013b). *L'empire de la valeur: refonder l'économie*. Paris, France : Points, DL 2013.
- OWEN, A. B. (1988). « Empirical Likelihood Ratio Confidence intervals for a Single Functional ». In : *Biometrika* 75.2, p. 237–249.
- (1990). « Empirical likelihood ratio confidence regions ». In : *Annals of Statistics* 18, p. 90–120.
- (2001). *Empirical Likelihood*. Chapman et Hall/CRC, Boca Raton.
- PANCHENKO, D. (2003). « Symmetrization approach to concentration inequalities for empirical processes ». In : *Annals of Probability* 31.4, p. 2068–2081.
- PARADEISE, Catherine (2012). « Le sens de la mesure. La gestion par les indicateurs est-elle gage d'efficacité ? » fr. In : *Revue d'économie du développement* 20.4, p. 67–94.
- PASCAL, F., J.-P. BARBOT et al. (2008). « An Empirical Likelihood method for data aided channel identification in unknown noise field ». In : *EUSIPCO 2008 proceedings*.
- PASCAL, F. & H. HARARI-KERMADEC (2008). « On the Use of Empirical Likelihood for Non-Gaussian Clutter Covariance Matrix Estimation ». In : *2008 IEEE Radar Conference proceedings*.
- PASCAL, F., H. HARARI-KERMADEC & P. LARZABAL (2010). « The Empirical Likelihood method applied to covariance matrix estimation ». In : *Signal Processing* 90.2, p. 566–578.
- PASCAL, Frédéric et al. (2008). « Covariance Structure Maximum Likelihood Estimates in Compound Gaussian Noise: Existence and Algorithm Analysis ». In : *IEEE Transactions on Signal Processing* 56.1, p. 34–48.

- PINELIS, I. (1994). « Probabilistic Problems and Hotelling's T^2 Test Under a Symmetry Condition ». In : *Annals of Statistics* 22.1, p. 357–368.
- POLANYI, Karl (2007 [1977]). « Le sophisme économiciste ». fr. In : *Revue du MAUSS* 29.1. Ce texte reprend les deux premières parties du chapitre I (« The economic fallacy ») et du chapitre II (« The two meanings of economic ») de *The Livelihood of Man* édité par Harry W. Pearson, Academic Press, New York-San Francisco-Londres, 1977, p. 63.
- PORTER, Theodore M. (1995). *Trust in numbers: the pursuit of objectivity in science and public life*. anglais. Princeton (N.J.), Etats-Unis d'Amérique : Princeton university press.
- POULANTZAS, Nicos (2013). *L'État, le pouvoir, le socialisme*. français. Paris, France : Les prairies ordinaires, DL 2013.
- QIN, Y. S. & J. LAWLESS (1994). « Empirical likelihood and General Estimating Equations ». In : *Annals of Statistics* 22.1, p. 300–325.
- RAO, M. M. & Z. D. REN (1991). *Theory of Orlicz Spaces*. Marcel Dekker, New York.
- RIKAP, Cecilia (2015). « De la spécificité de l'Université dans le développement d'une stratégie de transformation ». In : *Contretemps.eu*.
- ROCKAFELLAR, R. T. (1968). « Integrals which are Convex Functionals ». In : *Pacific Journal of Mathematics* 24, p. 525–539.
- (1970). *Convex Analysis*. Princeton, NJ : Princeton University Press.
- (1971). « Integrals which are Convex Functionals (II) ». In : *Pacific Journal of Mathematics* 39, p. 439–469.
- RODRIG, Dani (2015). *Economics Rules: Why Economics Works, When It Fails, and How to Tell the Difference*. en. Oxford University Press.
- ROMANO, J. P. & M. WOLF (2000). « Finite sample nonparametric inference and large sample efficiency ». In : *Annals of Statistics* 28.3, p. 756–778.
- SALAI, Robert, Nicolas BAVEREZ & Bénédicte REYNAUD (1986). *L'invention du chômage: histoire et transformations d'une catégorie en France des années 1890 aux années 1980*. T. 23. Paris, PU de France.
- SCHULTZ, Theodore W. (1961). « Investment in Human Capital ». In : *The American Economic Review* 51.1, p. 1–17.
- SHAO, Q.-M. (1997). « SELF-NORMALIZED LARGE DEVIATIONS ». In : *Annals of Probability* 25.1, p. 285–328.
- SMITH, R. J. (2005). « Efficient information theoretic inference for conditional moment restrictions ». Working Paper n°14/05, CeMMAP.
- SOULIÉ, Charles (1996). « Précarité dans l'enseignement supérieur [Allocataires et moniteurs en sciences humaines] ». In : *Actes de la recherche en sciences sociales* 115.1, p. 58–64.

- SUPÉRIEUR, Étudiants pour un enseignement pluraliste dans le (2011). « Pour un pluralisme dans l'enseignement de l'économie ». fr. In : *L'Économie politique* 50.2, p. 49–58.
- SUPIOT, Alain (2015). *La gouvernance par les nombres. Cours au Collège de France, 2012-2014*. français. Nantes, France : Institut d'Études Avancées de Nantes.
- THURSTONE, L. L. (1927). « A law of comparative judgment ». In : *Psychological review* 34.4, p. 273–286.
- TRANNOY, Alain (2006). « Financement des Universités, financement des études ». In : *Revue d'économie politique* 116.6, p. 745–782.
- TSAO, M. (2004). « Bounds on coverage probabilities of the empirical likelihood ratio confidence regions ». In : *Annals of Statistics* 32.3, p. 1215–1221.
- VAN TREES, H L (2002). *Detection, Estimation and Modulation Theory, Part IV: Optimum Array Processing*. John Wiley & Sons, New York.
- VATIN, François, Alain CAILLÉ & Olivier FAVEREAU (2010). « Réflexions croisées sur la mesure et l'incertitude ». fr. In : *Revue française de gestion* n° 203.4, p. 163–181.
- VATIN, François, Michel CALLON & Alain DESROSIÈRES, éd. (2013). *Évaluer et valoriser: une sociologie économique de la mesure*. français. Toulouse, France : Presses universitaires du Mirail, DL 2013.
- VINOKUR, Annie (2009). « La querelle des droits d'inscription ». In : *Revue du MAUSS* 33.1, p. 441–453.
- WEBSTER, David S. (1992). « Rankings of Undergraduate Education in U.S. News & World Report and Money: Are they any Good? » In : *Change: The Magazine of Higher Learning* 24.2, p. 19–31.
- YELLOTT, J. I. (1977). « The relationship between Luce's choice axiom, Thurstone's theory of comparative judgment and the double exponential distribution ». In : *J. Math. Psychol.* 5, p. 109–144.
- ZANGARO, Marcela (2011). *Subjetividad Y Trabajo. Una lectura foucaultiana del trabajo*. Buenos Aires : Herramienta.

Tenure application by Hugo Harari-Kermadec

Tuition fees and neoliberal quantification of the University

Abstract

This HDR dissertation (HDR is the French diploma required for the supervision of doctoral research) marks the achievement of a reconversion from mathematics to economics. After a Phd in statistics, I was hired by ENS Cachan as Assistant Professor in economics. Accordingly, my work moved towards this field, not seeking for opportunities to apply my previous research, but aiming at developing a new research program. I first focused on tuition fees and the economic literature in their favor. After an internal critic to this literature and an econometric study of the segregative effects of such measures, I moved to an external critic, based on interviews of students. As increased funding for universities remains necessary, I have also contributed to designing an alternative funding scheme for the French higher education system, based on the extension of the social security system.

The last chapter of this HDR dissertation is devoted to the analysis of quantification as part of the neoliberal transformation of academia. Tuition fees are part of this transformation, beyond their effect on access to and funding of higher education. They participate, along with rankings and other forms of evaluation (monetary or not), in the translation into numbers of the higher education and research services produced by universities. The resulting reorganisation of production amounts to the commodification of academic work, its abstraction into work producing market value. This commodification does not cancel out the specific values of the academic sphere (valorisation of knowledge and reason, peer review, etc.) – as exchange value does not cancel use value – but it embeds them in a process of production of economic value.

Habilitation à diriger des recherches présentée par Hugo Harari-Kermadec

Frais d'inscription et quantification néolibérale de l'Université

Résumé

Cette habilitation à diriger des recherches s'inscrit dans une reconversion vers l'économie. Après une thèse de statistiques, j'ai rejoint l'ENS Cachan comme maître de conférences en économie. Mes travaux se sont orientés en conséquence vers cette nouvelle discipline, non pour y trouver un champ d'application de mes résultats précédents mais pour y développer un programme de recherche propre. Celui-ci s'est d'abord concentré sur la hausse des frais d'inscription à l'Université et sur la littérature économique qui l'appuie. Après avoir mené une critique interne des arguments théoriques en faveur de cette hausse et en avoir étudié économétriquement les effets ségrégatifs, je me suis tourné vers une critique plus externe, à partir d'entretiens avec des étudiant·es. Si la hausse des frais n'est pas souhaitable, l'augmentation du financement de l'enseignement supérieur est pourtant nécessaire. Nous proposons de financer « par répartition » une allocation étudiante, à partir d'une extension de la sécurité sociale.

Le dernier chapitre de cette HDR est consacré au rôle déterminant que joue la quantification dans la transformation néolibérale de l'Université. Les frais d'inscription participent de cette transformation, au-delà du seul enjeu de l'accès au supérieur et de son financement. Ils permettent, avec les classements et d'autres formes d'évaluation, monétaires ou non, de mettre en nombre les services d'enseignement supérieur et de recherche produits à l'Université. Lorsque ses produits acquièrent une expression quantitative et monétaire, ils peuvent être vendus comme des marchandises. La réorganisation qui en résulte du côté de la production est une marchandisation de l'activité académique, une abstraction du travail universitaire en travail producteur de valeur marchande. Si cette marchandisation n'annule pas les valeurs propres au monde universitaire (valorisation du savoir et de la raison, validation par les pairs, etc.) – de même que la valeur d'échange n'annule pas la valeur d'usage – elle les inscrit dans un processus de production de valeur économique.