

HEC Montréal

**Les conférences de règlement à l'amiable
à la Cour supérieure du Québec :
analyse empirique des taux de règlement
et des délais de traitement**

par

Guillaume Bourgeois

**Sciences de la gestion
(Spécialisation Intelligence d'affaires)**

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

Denis Larocque
HEC Montréal
Directeur de recherche

Juin 2026
© Guillaume Bourgeois, 2026

Résumé

Ce mémoire estime l'effet des conférences de règlement à l'amiable (CRA) sur deux issues du contentieux civil à la Cour supérieure du Québec : le taux de règlement global et le délai de fermeture des dossiers. À partir d'une base de données administrative de 113 562 dossiers civils couvrant la période 2019-2025, dont 2 742 associés à au moins une CRA, nous mobilisons une stratégie empirique multiniveaux combinant la régression logistique, l'analyse de survie (Kaplan-Meier, modèle de Cox) et des méthodes d'ajustement par score de propension (appariement, IPTW).

Les résultats indiquent que les dossiers ayant fait l'objet d'une CRA présentent un taux de règlement significativement plus élevé (OR apparié ATT : 1,50-1,98 ; OR brut : 5,15) et une durée de traitement réduite (hazard ratio dépendant du temps : 3,845 ; IC 95 % [3,531-4,185]). La correction du biais de temps immortel par un modèle de Cox à covariable dépendante du temps révèle l'ampleur de ce biais méthodologique (HR standard : 1,050 c. HR corrigé : 3,845). La convergence directionnelle des estimations à travers plusieurs méthodes constitue un gage de robustesse interne, sous réserve de l'hypothèse d'ignorabilité conditionnelle.

Une analyse d'hétérogénéité conduite sur cinq dimensions révèle toutefois que cet effet moyen recouvre une diversité substantielle. Les tests d'interaction rejettent l'homogénéité selon la juridiction ($\chi^2 = 86,6$; $p < 0,001$), le montant réclamé ($\chi^2 = 140,5$; $p < 0,001$), la nature du litige ($\chi^2 = 154,3$; $p < 0,001$) et la représentation des parties ($\chi^2 = 14,3$; $p = 0,0002$) ; seul le nombre de parties ne distingue pas d'effet différencié ($\chi^2 = 0,43$; $p = 0,51$). L'effet de la CRA sur la probabilité de règlement est positif dans la quasi-totalité des sous-groupes, mais son signe temporel varie : la CRA accélère le règlement des dossiers à montant indéterminé et dans certaines juridictions ($HR < 1$), tandis qu'elle le prolonge modérément dans les litiges à fort enjeu monétaire et dans d'autres juridictions ($HR > 1$).

Ces résultats contribuent à la littérature empirique sur l'efficacité des mécanismes alternatifs de règlement des différends dans le contexte du droit procédural québécois, et appuient les politiques d'orientation vers les CRA pour les dossiers civils complexes.

Mots clés : conférence de règlement à l'amiable, CRA, règlement, durée de traitement, analyse de survie, score de propension, Cour supérieure du Québec, données administratives, régression logistique, modèle de Cox

Méthodes de recherche : Analyse quantitative, données administratives judiciaires, régression logistique, analyse de survie (Kaplan-Meier, Cox), modèle de Cox avec covariable dépendante du temps, appariement par score de propension, pondération IPTW

Abstract

This thesis estimates the effect of settlement conferences (conférences de règlement à l'amiable, CRA) on two outcomes of civil litigation at the Québec Superior Court: the overall settlement rate and case processing time. Using an administrative dataset of 113,562 civil cases spanning 2019-2025, of which 2,742 were associated with at least one CRA, we employ a multi-level empirical strategy combining logistic regression, survival analysis (Kaplan-Meier, Cox proportional hazards), and propensity score-based adjustment methods (matching, IPTW).

Results indicate that cases that underwent a CRA exhibit significantly higher settlement rates (matched ATT OR: 1.50-1.98; crude OR: 5.15) and shorter processing times (time-dependent hazard ratio: 3.845; 95% CI [3.531-4.185]). Correction of immortal time bias through a time-dependent Cox model reveals the extent of this methodological bias (standard HR: 1.050 vs. corrected HR: 3.845). The directional convergence of estimates across multiple methods provides evidence of internal robustness, subject to the conditional ignorability assumption.

A heterogeneity analysis across five dimensions reveals, however, that this average effect masks substantial variation. Interaction tests reject homogeneity by jurisdiction ($\chi^2 = 86.6$; $p < 0.001$), claim amount ($\chi^2 = 140.5$; $p < 0.001$), case type ($\chi^2 = 154.3$; $p < 0.001$), and party representation ($\chi^2 = 14.3$; $p = 0.0002$); only the number of parties shows no differential effect ($\chi^2 = 0.43$; $p = 0.51$). The CRA's effect on settlement probability is positive in nearly all subgroups, but its temporal direction varies: CRAs accelerate resolution in cases with unspecified claim amounts and in certain jurisdictions ($HR < 1$), while modestly prolonging cases with large monetary stakes and in other jurisdictions ($HR > 1$).

These findings contribute to the empirical literature on the effectiveness of alternative dispute resolution mechanisms in Québec civil procedural law, and support policies aimed at expanding CRA referrals for complex civil cases.

Keywords: settlement conference, CRA, case resolution, processing time, survival analysis, propensity score, Quebec Superior Court, administrative data, logistic regression, Cox model

Research methods: Quantitative analysis, judicial administrative data, logistic regression, survival analysis (Kaplan-Meier, Cox), time-dependent Cox model, propensity score matching, IPTW weighting

Table des matières

Résumé.....	iii
Abstract	v
Table des matières	vii
Liste des tableaux et des figures.....	xii
Liste des abréviations.....	xiv
Avant-propos	xv
Remerciements	xvi
Chapitre 1. Introduction	1
1.1 Contexte.....	1
1.2 Problématique	4
1.3 Objectifs du mémoire	5
1.4 Méthodologie générale.....	6
1.5 Retombées pratiques et scientifiques	8
Chapitre 2. Revue de la littérature	10
2.1 Origines et finalités des CRA	10
2.1.1 Le cadre conceptuel de l'accès à la justice	10
2.1.2 Le cadre québécois	11
2.1.3 La perspective de droit comparé	12
2.2 Bénéfices attendus.....	15
2.3 Travaux empiriques existants	17
2.4 Approches perceptuelles et données administratives : des perspectives complémentaires	19

Chapitre 3. Données et préparation.....	22
3.1 Source et description de la base de données.....	22
3.1.1 Accès aux données et cadre éthique	22
3.1.2 Architecture des données et périmètre temporel	23
3.1.3 Base CRA : architecture relationnelle et reconstruction annuelle.....	26
3.1.4 Consolidation interannuelle et dédoublement	27
3.1.5 Base globale des dossiers civils	27
3.1.6 Vue synthétique du pipeline de données	28
3.2 Structure et dictionnaire des variables.....	29
3.2.1 Variables temporelles	31
3.2.2 Variables structurelles	31
3.2.3 Variables de complexité et représentation juridique	31
3.2.4 Volet financier.....	32
3.2.5 Variables dérivées	33
3.2.6 Expérience judiciaire du juge.....	34
3.2.7 Variables spécifiques au niveau CRA	35
3.3 Nettoyage, fusion et traitement pré-analytique.....	35
3.3.1 Fusion des bases CRA et dossier.....	36
3.3.2 Cohérence temporelle et détection des anomalies.....	36
3.3.3 Traitement des valeurs manquantes.....	36
3.3.4 Contrôle de qualité de la base analytique finale.....	38
3.4 Exploration descriptive initiale	40
3.4.1 Taille de l'échantillon et composition des groupes.....	41
3.4.2 Indicateurs de complexité et de durée	41
3.4.3 Taux de règlement et répartition par matière	44

3.4.4 Bilan des déséquilibres et implications pour l'analyse	45
3.5 Outils logiciels et reproductibilité.....	47
Chapitre 4. Analyses empiriques	48
4.1 Stratégie d'estimation.....	48
4.1.1 Identification du biais de sélection	48
4.1.2 Estimandes : ATE et ATT.....	50
4.2 Effet des CRA sur le taux de règlement	51
4.2.1 Modèle logistique brut.....	51
4.2.2 Modèle logistique ajusté	52
4.2.3 Analyse de sensibilité par imputation multiple (MICE).....	53
4.3 Effet des CRA sur les délais : analyse de survie.....	54
4.3.1 Courbes de Kaplan-Meier	54
4.3.2 Modèle de Cox à risques proportionnels	55
4.3.3 Modèle de Cox avec fragilité gamma par matière	56
4.4 Correction du biais de temps immortel : modèle de Cox dépendant du temps	57
4.4.1 Construction du format start-stop.....	57
4.4.2 Modèle de Cox TD avec erreurs-types robustes	58
4.4.3 Vérification de la proportionnalité des risques	62
4.4.4 Modèle de Cox TD avec fragilité.....	65
4.5 Déterminants du succès des CRA	65
4.5.1 Modèles logistiques du succès	66
4.5.2 Analyse de sensibilité : succès sans abandon.....	68
4.5.3 Influence des caractéristiques du dossier sur le succès	68
4.5.4 Rôle de l'expérience judiciaire.....	68
4.5.5 Interactions entre caractéristiques du dossier et conditions procédurales	71

4.6	Diagnostics des modèles.....	74
4.6.1	Discrimination : AUC et C-statistique (Figure 4.5)	75
4.6.2	Calibration par déciles	76
4.6.3	Score de Brier.....	77
Chapitre 5. Analyse de robustesse par score de propension		80
5.1	Estimation du score de propension	80
5.1.1	Modèle logistique	80
5.1.2	Score de propension non paramétrique : GBM.....	82
5.2	Appariement par le plus proche voisin.....	83
5.2.1	Paramètres de l'appariement	83
5.2.2	Évaluation de la balance après appariement	83
5.2.3	Estimation de l'effet dans l'échantillon apparié.....	85
5.3	Pondération inverse par la probabilité de traitement (IPTW).....	86
5.3.1	Construction des poids.....	86
5.3.2	Limites des estimations ATE et choix de l'estimande privilégié	87
5.3.3	Estimations IPTW-ATT.....	88
5.4	Synthèse comparative des estimations	89
5.5	Hétérogénéité des effets	92
5.5.1	Cadre méthodologique.....	93
5.5.2	Résultats par dimension	94
5.5.3	Synthèse et implications	99
5.6	Limites résiduelles à la validité interne	100
5.6.1	Sensibilité à la confusion non mesurée.....	100
5.6.2	Non-proportionnalité des risques	105
5.6.3	Couverture temporelle et généralisabilité	105

Chapitre 6. Conclusion.....	108
6.1 Synthèse des principaux résultats	108
6.2 Contributions originales	109
6.3 Implications pour la politique judiciaire.....	111
6.4 Implications transversales pour une justice fondée sur les données	113
6.5 Limites.....	114
6.6 Pistes de recherche future	116
Bibliographie	119
Annexe A : Déclaration sur l'utilisation de l'intelligence artificielle générative (IAG)	133
Usages permis de l'IAG	133
Usages exclus de l'IAG.....	133
Annexe B : Certificat d'approbation éthique du CER (26 novembre 2025)	135
Annexe C : Attestation d'approbation éthique complétée (8 mai 2026).....	136

Liste des tableaux et des figures

Tableaux

Tableau 3.1. Pipeline de construction de la base analytique	28
Tableau 3.2. Dictionnaire des variables principales	29
Tableau 3.3. Déséquilibres entre groupes (SMD brutes sur covariables clés)	46
Tableau 4.1. Modèles logistiques du taux de règlement (brut et ajusté)	52
Tableau 4.2. Comparaison des HR : modèle de Cox standard ajusté vs Cox dépendant du temps (CRA_td)	59
Tableau 4.3. Test de Schoenfeld pour la proportionnalité des risques (Cox standard et Cox TD)	63
Tableau 4.4. Modèles logistiques du succès des CRA (M1, M2, M3) et AUC associées	66
Tableau 4.5. Synthèse des estimations des délais (chapitre 4)	78
Tableau 4.6. Synthèse des estimations du succès des CRA et de la performance prédictive (chapitre 4)	79
Tableau 5.1. Balance avant et après ajustement (SMD)	83
Tableau 5.2. Comparaison des estimations de l'OR de la CRA sur le règlement global	89
Tableau 5.3. Hétérogénéité de l'effet de la CRA par sous-groupe (estimations OR et HR avec IC 95 %)	97
Tableau 5.4. Tests d'interaction CRA × dimension (statistique de Wald, issue « règlement »)	98
Tableau 5.5. E-values pour les principales estimations de l'effet des CRA	101
Tableau 5.6. Seuils critiques des bornes de Rosenbaum	103
Tableau 5.7. Synthèse des estimations causales du chapitre 5 (effet de la CRA sur le règlement, par méthode)	106

Figures

Figure 3.1. Évolution annuelle du nombre de CRA (2019-2020 à 2024-2025)	25
---	----

Figure 3.2. Taux de valeurs manquantes pour les 20 variables les plus incomplètes.....	38
Figure 3.3. Diagramme de flux des effectifs (CONSORT) : de la base brute aux échantillons analytiques.....	40
Figure 3.4. Distributions comparées des variables clés (CRA vs sans CRA).....	43
Figure 4.1. Courbes de Kaplan-Meier du délai jusqu'au règlement, par groupe (CRA vs sans CRA).....	55
Figure 4.2. Contraste des HR de la CRA : modèle de Cox standard vs Cox dépendant du temps (illustration du biais de temps immortel)	62
Figure 4.3. Résidus de Schoenfeld pour la covariable CRA_td (modèle de Cox dépendant du temps)	64
Figure 4.4. Taux de succès des CRA par nature de litige et étape procédurale (carte thermique).....	73
Figure 4.5. Courbes ROC du modèle logistique ajusté, taux de règlement (discrimination globale).....	75
Figure 4.6. Diagramme de calibration par déciles de risque (modèle logistique ajusté) .	77
Figure 5.1. Distribution des scores de propension estimés (logistique), par groupe de traitement	81
Figure 5.2. Diagramme de Love : SMD avant et après appariement (logistique).....	85
Figure 5.3. Forest plot comparatif : OR de la CRA sur le règlement global (toutes méthodes).....	90
Figure 5.4. Forest plot de l'OR IPTW-ATT pour le règlement global, par sous-groupe .	94
Figure 5.5. Forest plot du HR Cox IPTW-ATT pour la durée jusqu'au règlement, par sous-groupe	99

Liste des abréviations

ATE : Average Treatment Effect (effet moyen du traitement)

ATT : Average Treatment Effect on the Treated (effet moyen du traitement sur les traités)

CPC : Code de procédure civile

CRA : Conférence de règlement à l'amiable

HR : Hazard ratio (rapport de risque instantané)

IC95 % : Intervalle de confiance à 95 %

IPTW : Inverse probability of treatment weighting (pondération par l'inverse de la probabilité de traitement)

MJQ : Ministère de la Justice du Québec

OR : Odds ratio (rapport de cotes)

PSM : Propensity Score Matching (appariement par score de propension)

SMD : Standardized mean difference (différence moyenne standardisée)

Avant-propos

Ce mémoire prend racine dans une conviction acquise au fil de plusieurs années à la Cour supérieure du Québec : que la rigueur analytique peut, et doit, venir éclairer les débats sur l'accès à la justice. Mon rôle d'adjoint exécutif juridique auprès des juges en chef m'a permis d'observer de près les défis quotidiens que posent les délais et l'engorgement des rôles. C'est de cette observation que naît la question centrale de ce mémoire : les conférences de règlement à l'amiable tiennent-elles la promesse qu'elles portent ?

Ce travail constitue, à notre connaissance, la première analyse empirique à grande échelle des CRA à la Cour supérieure du Québec. Il n'aurait pas été possible sans un accès exceptionnel à des données administratives inédites, dont l'exploitation a été autorisée dans le cadre strict d'un engagement de confidentialité. L'objectif est d'apporter une contribution mesurée mais rigoureuse à un débat trop souvent alimenté par des intuitions plutôt que par des preuves empiriques.

Remerciements

Ce mémoire est le fruit de plusieurs années d'études, de travail et de réflexion menées en parallèle de mes fonctions d'adjoint exécutif juridique auprès des juges en chef de la Cour supérieure du Québec.

Je tiens d'abord à remercier mon directeur de recherche, Denis Larocque, pour sa patience, son intelligence, sa présence rassurante et ses encouragements tout au long du projet. Mon profil juridique comportant de nombreux angles morts sur le plan mathématique et statistique, que j'ai humblement tenté de combler au cours de la maîtrise, sa supervision m'a donné la confiance nécessaire pour mener mes recherches à terme.

Un remerciement tout particulier s'adresse à la juge en chef Marie-Anne Paquette, qui a non seulement accepté de libérer le temps nécessaire dans mon horaire pour mener ce projet à terme, mais a également autorisé l'accès, l'exploitation et la publication de ces données administratives inédites.

Je remercie également le ministère de la Justice du Québec pour sa précieuse collaboration dans la constitution de la banque globale des dossiers civils, l'autre moitié indispensable de la base de données au cœur de ce mémoire.

Enfin, mes plus chaleureux remerciements vont à Marie-Eve, Charles et Clara, les amours de ma vie et l'essence de tout ce qu'il y a de beau dans mon monde. Merci de m'avoir soutenu, d'avoir cru en moi et d'avoir accepté de partager mon attention avec ce projet que je me devais de porter à terme.

Chapitre 1. Introduction

1.1 Contexte

Le système de justice civile québécois est confronté depuis plusieurs décennies à des défis persistants en matière d'accès à la justice, d'engorgement des rôles et de délais de traitement excessifs. La portée de ce problème dépasse les frontières nationales : selon le World Justice Project, l'accès à la justice est reconnu comme un défi mondial (Cappelletti et Garth, 1978 ; Comité d'action sur l'accès à la justice en matière civile et familiale, 2013). Au Canada, la Cour suprême a exprimé sans ambiguïté l'ampleur de cet enjeu dans l'arrêt *Hryniak c. Mauldin* (2014 CSC 7) : « De nos jours, garantir l'accès à la justice constitue le plus grand défi à relever pour assurer la primauté du droit au Canada. » La très honorable Beverley McLachlin, alors juge en chef, a de nombreuses fois réitéré cette position durant son mandat, qualifiant l'accès à la justice de problème le plus important auquel est confronté le système judiciaire canadien (McLachlin, 2011, p.5).

La notion d'accès à la justice a évolué considérablement dans la littérature. Elle recouvre aujourd'hui deux dimensions complémentaires. La première, dite économique, renvoie aux obstacles concrets que représentent les coûts, les délais et la complexité procédurale pour les justiciables souhaitant obtenir un règlement judiciaire de leur différend (Lafond, 2012 ; Normand, 1999). La seconde, dite des besoins sociaux, désigne le besoin des citoyens d'être entendus, de participer activement à la résolution de leurs conflits et de percevoir le résultat comme légitime et adapté à leur situation (Roberge, 2017). Cette double dimension a progressivement transformé la conception du rôle du système judiciaire, passant d'une vision centrée sur l'accès aux institutions vers une vision plus large, attentive aux besoins des justiciables tels qu'ils les vivent.

Ces débats s'inscrivent dans une tradition de recherche structurée, depuis la fin des années 1970, par les travaux fondateurs de Cappelletti et Garth (1978), qui ont décrit l'accès à la justice comme une succession de « vagues » de réformes : une première vague centrée sur l'aide juridique aux plus démunis, une deuxième sur la représentation des intérêts diffus et collectifs, puis une troisième, plus large, réorientant l'ensemble des institutions vers des

modes de résolution accessibles, efficaces et équitables. Cette troisième vague a déplacé la manière même de poser le problème, de l'accès aux tribunaux vers l'accès à des résultats justes. Le constat d'une « crise » de l'accès à la justice a depuis été étayé empiriquement, qu'il s'agisse des parcours réels des justiciables (Genn, 1999) ou du déclin marqué du procès au profit du règlement, le phénomène du « vanishing trial » documenté par Galanter (2004). Plus récemment, ces débats ont été reformulés autour d'une justice « centrée sur la personne » (people-centered justice), attentive aux besoins concrets des justiciables plutôt qu'aux seules institutions (OCDE, 2021 ; Comité d'action sur l'accès à la justice en matière civile et familiale, 2013 ; Noreau, 2010).

Ce défi a conduit à une réforme en profondeur du Code de procédure civile (CPC) au Québec. Les premiers jalons en ont été posés par le Comité de révision de la procédure civile (Rapport Ferland, 2001), qui a constaté la nécessité d'une nouvelle culture judiciaire fondée sur la proportionnalité et la responsabilisation des parties. La réforme de 2016, portée par le ministère de la Justice du Québec, a institutionnalisé cette évolution en inscrivant, dans la disposition préliminaire du CPC, l'obligation pour les parties de considérer le recours aux modes privés de prévention et de règlement des différends avant d'introduire une demande en justice (Ministère de la Justice du Québec, 2015).

Le développement des modes de prévention et de règlement des différends (PRD) constitue l'une des principales réponses institutionnelles issues de cette troisième vague. Sur le plan international, la proposition du « multi-door courthouse » formulée par Sander (1985), puis la diffusion des mécanismes de règlement amiable rattachés aux tribunaux, ont fait du règlement consensuel une composante structurelle de la justice civile plutôt qu'une simple alternative marginale (Cadiet et Clay, 2017 ; Directive 2008/52/CE). Le Québec s'est inscrit dans ce mouvement par une trajectoire qui lui est propre, celle d'une « justice participative » réorientant la culture juridique vers la responsabilisation des parties et la recherche de solutions négociées (Roberge, 2011 ; Lalonde, 2003 ; Commission du droit du Canada, 2003), dont la réforme de 2016 constitue la consécration législative. Ce virage repose toutefois sur une promesse, celle que les PRD améliorent réellement l'accès à la justice en offrant un règlement plus rapide, moins coûteux et plus satisfaisant, promesse qui demeure largement débattue et insuffisamment évaluée sur le

plan empirique (Hensler, 2000 ; Welsh, 2001). C'est cet écart entre l'ambition de politique judiciaire et les données disponibles pour l'apprécier que la présente recherche entend contribuer à combler.

Parmi les mécanismes institutionnalisés par cette réforme, les conférences de règlement à l'amiable (CRA) occupent une place centrale. Une CRA consiste en une séance de négociation assistée, présidée par un juge de la Cour supérieure jouant un rôle exclusivement facilitateur : le juge n'arbitre pas le litige et ne rend pas de jugement, mais accompagne les parties dans l'exploration de solutions mutuellement acceptables. Selon une définition proposée par Latulippe (2012), il s'agit d'un « processus consensuel et volontaire de négociation spécifique dans un contexte judiciaire utilisant les services d'un juge, sans pouvoir coercitif, pour aider des parties en conflit à trouver des solutions à leur litige. » Ce mécanisme hybride, à la frontière du judiciaire et du consensuel, incarne la philosophie de la justice participative promue par la réforme de 2016, qui vise à responsabiliser les parties dans la gestion de leurs conflits et à alléger la charge des rôles de la Cour.

Les CRA s'inscrivent dans un mouvement international de valorisation des modes alternatifs de règlement des conflits. Dans les systèmes de common law, la médiation judiciaire et les settlement conferences présidées par des avocats médiateurs sont solidement implantées et ont fait l'objet d'évaluations empiriques nombreuses, notamment aux États-Unis (Wissler, 2002), au Canada (Macfarlane, 1999 ; Hann et al., 2001) et en Europe (Commission européenne, 2016). Au Québec, les CRA constituent une particularité institutionnelle : elles mobilisent un juge dans un rôle de facilitateur au sein du système judiciaire, dans un cadre de confidentialité stricte, selon les règles du droit civil québécois.

Malgré leur institutionnalisation croissante depuis les années 1990 et leur réaffirmation explicite dans le CPC de 2016, les CRA demeurent sous-étudiées sous l'angle empirique, en particulier au Québec. La Cour supérieure du Québec dispose d'un système informatique de gestion des dossiers qui produit des données administratives longitudinales couvrant l'ensemble des affaires civiles faisant l'objet de CRA. Ces données constituent une ressource inédite pour l'évaluation rigoureuse des CRA,

permettant d'observer les trajectoires procédurales complètes des dossiers et d'estimer l'effet des CRA sur les issues et les délais à l'échelle systémique. C'est cette ressource que le présent mémoire exploite, à partir d'un corpus de 113 562 dossiers civils, dont 2 742 associés à au moins une CRA.

1.2 Problématique

La question centrale de ce mémoire est la suivante : les conférences de règlement à l'amiable contribuent-elles effectivement au règlement des dossiers et à la réduction des délais de traitement à la Cour supérieure du Québec, et dans quelle mesure les caractéristiques observables des dossiers permettent-elles de prédire l'issue d'un litige?

Cette question s'inscrit dans un contexte paradoxal. D'un côté, le nombre de dossiers ouverts devant les tribunaux civils au Québec est en baisse depuis plusieurs années, un phénomène qualifié de « décrochage judiciaire » (Lafond, 2012 ; Comité de révision de la procédure civile, 2001 ; Noreau, 2010). L'hypothèse dominante pour expliquer cette désaffection est le manque d'accès à la justice : coûts, délais et complexité procédurale découragent les justiciables de porter leurs conflits devant les tribunaux. D'un autre côté, malgré cette baisse, les tribunaux demeurent surchargés, paradoxe qui renforce l'apparence d'inefficacité du système (Ministère de la Justice du Québec, 2006). Les citoyens ayant effectivement eu recours au système judiciaire en ressortent par ailleurs souvent avec une perception plus négative que les non-utilisateurs, ce qui nourrit un cercle vicieux de défiance institutionnelle (Noreau, 2010).

Cette question soulève une problématique méthodologique fondamentale. En l'absence de randomisation de l'affectation des dossiers aux CRA, les comparaisons simples entre dossiers avec et sans CRA risquent de produire des estimations biaisées. La théorie économique du litige, formalisée par Priest et Klein (1984), prédit que les dossiers qui parviennent à un stade avancé du contentieux, incluant la tenue d'une CRA, ne sont pas représentatifs de l'ensemble des litiges portés devant les tribunaux. Les dossiers plus complexes, impliquant des montants plus élevés, davantage de parties et une intensité procédurale accrue, sont surreprésentés parmi les cas dirigés vers une CRA. Cette sélection endogène crée un risque de confusion : les différences d'issues observées entre

les deux groupes peuvent refléter la composition différente des dossiers plutôt que l'effet propre de la CRA.

Par ailleurs, la littérature existante sur les CRA repose majoritairement sur des données perceptuelles, qui documentent l'expérience vécue mais ne permettent pas d'estimer rigoureusement l'effet des CRA sur les issues et les délais à l'échelle du système. L'indice du Sentiment d'Accès à la Justice de Roberge (2014) en illustre la portée et les limites : il établit que les CRA favorisent l'accès à la justice sur le plan subjectif, sans mesurer les effets observables sur les issues procédurales ni les délais. Sossin et Hoffman (2010) soulignent plus largement l'inadéquation fréquente entre les indicateurs disponibles et les objectifs des réformes, et Galanter (2004) rappelle que les tendances agrégées peuvent masquer des dynamiques complexes de sélection et de traitement des litiges.

La lacune empirique est ainsi double : l'absence de données administratives longitudinales couvrant l'ensemble des dossiers avec et sans CRA rend difficile l'estimation de l'effet causal des CRA ; et les méthodes d'ajustement nécessaires pour corriger le biais de sélection n'ont pas encore été systématiquement appliquées dans le contexte québécois. Le présent mémoire entend combler ces deux lacunes, en exploitant une base de données inédite et en appliquant des méthodes d'appariement par score de propension et d'analyse de survie.

1.3 Objectifs du mémoire

Ce mémoire poursuit deux objectifs empiriques principaux, articulés autour de la base de données administrative disponible.

Le premier objectif (O1) vise à identifier les déterminants du règlement des dossiers judiciaires à la Cour supérieure du Québec et à estimer l'effet ajusté de la présence d'une CRA sur la probabilité de règlement. Il s'agit de construire des modèles de régression logistique permettant de quantifier, toutes choses égales par ailleurs, l'association entre la tenue d'une CRA et l'issue du dossier. Pour répondre au problème de sélection, des méthodes d'appariement par score de propension (PSM) et de pondération par l'inverse

de la probabilité de traitement (IPTW) sont appliquées. Wissler (2002) fournit un cadre de référence comparatif pour l'interprétation des taux de règlement estimés.

Le deuxième objectif (O2) porte sur l'analyse des délais de traitement. Il vise à mesurer l'effet des CRA sur la durée de vie des dossiers judiciaires, en tenant compte de la censure à droite inhérente aux données administratives. Des méthodes d'analyse de survie sont appliquées : estimation des courbes de Kaplan-Meier pour comparer les distributions de durée entre groupes, modèle de Cox pour quantifier l'effet de la CRA et des covariables sur le risque instantané de fermeture du dossier, et modèle de Cox étendu avec covariable dépendante du temps pour modéliser le changement de risque lié à la survenue d'une CRA au cours du cycle de vie du dossier. L'OCDE (2021) souligne la nécessité d'une intelligence d'affaires judiciaire plus développée pour orienter les politiques d'accès à la justice, ce qui confère une pertinence additionnelle à cette démarche analytique. À ces deux objectifs s'ajoute un volet complémentaire d'analyse d'hétérogénéité : l'estimation ajustée d'un effet moyen n'épuise pas la question de la validité externe, et l'identification des sous-populations où l'effet de la CRA est particulièrement marqué, ou, à l'inverse, inopérant, conditionne la portée pratique des conclusions en matière de politique judiciaire (Hernán et Robins, 2020).

Ces deux objectifs sont complémentaires : O1 éclaire la question de l'efficacité des CRA en termes d'issue (règlement ou non-règlement), tandis qu'O2 éclaire la question de l'efficacité en termes de délais. Ensemble, ils permettent de dresser un portrait empirique nuancé de l'effet des CRA dans le système judiciaire québécois, en comblant la lacune que Gaudry Staub (2018) et Roberge (2014) ont tous deux identifiée : l'absence d'études empiriques à grande échelle sur les CRA fondées sur des données administratives longitudinales.

1.4 Méthodologie générale

Sur le plan conceptuel, l'ensemble de la démarche s'inscrit dès le départ dans le cadre de l'inférence causale fondée sur les issues potentielles (Imbens et Wooldridge, 2009 ; Hernán et Robins, 2020). L'objectif n'est pas seulement de décrire l'association entre la tenue d'une CRA et le règlement ou les délais, mais d'en estimer l'effet causal. Comme

la CRA n'est pas attribuée aléatoirement, cette estimation repose sur l'hypothèse d'identification dite de sélection sur les observables, ou ignorabilité conditionnelle : conditionnellement aux covariables mesurées, le statut de traitement est supposé indépendant des issues potentielles (Rosenbaum et Rubin, 1983). Les estimandes visés sont l'effet moyen du traitement sur les traités (ATT) et l'effet moyen du traitement (ATE) (Imbens, 2004). Ce cadre directeur structure l'ensemble du mémoire : les analyses progressent des spécifications ajustées (chapitre 4) vers les méthodes par score de propension et les analyses de sensibilité à la confusion non mesurée (chapitre 5), qui visent à en démontrer la robustesse.

Ce mémoire adopte une approche quantitative reposant sur l'analyse de données administratives judiciaires. La démarche méthodologique s'articule en trois étapes principales.

La première étape consiste en la préparation et la validation des données. La base administrative a été constituée à partir de deux sources complémentaires, une base dédiée aux CRA et une base globale des dossiers civils, jointes par le numéro de dossier normalisé. Les opérations de nettoyage comprennent l'harmonisation des formats de dates, la détection et la correction des incohérences temporelles, le traitement des valeurs manquantes par une stratégie d'indicateurs-imputations pour la variable montant, et la validation de l'intégrité des jointures entre tables. Après nettoyage, la base analytique comprend 113 562 dossiers, dont 2 742 associés à au moins une CRA. La gouvernance des données et la rigueur pré-analytique s'inspirent des principes énoncés par Steelman, Goerdts et McMillan (2004) en matière de gestion des flux judiciaires.

La deuxième étape porte sur la modélisation du règlement (O1). Des régressions logistiques sont estimées en deux versions, un modèle brut et un modèle ajusté, pour estimer l'effet de la CRA sur la variable binaire de règlement global. Pour traiter le biais de sélection lié à la non-randomisation de l'affectation des CRA, un appariement par score de propension (PSM) et une pondération par l'inverse de la probabilité de traitement (IPTW) sont appliqués. La qualité de l'équilibre obtenu est évaluée par les différences moyennes standardisées (SMD) avant et après ajustement.

La troisième étape porte sur l'analyse des délais de traitement (O2). Les courbes de survie de Kaplan-Meier sont estimées et comparées entre les groupes CRA et sans CRA. Un modèle de Cox proportionnel est appliqué pour estimer l'effet des covariables sur le hazard de fermeture des dossiers. Un modèle de Cox avec covariable dépendante du temps est également estimé, en introduisant la variable CRA comme un événement survenant en cours de vie du dossier, ce qui permet de capturer le changement de risque associé à la tenue d'une CRA tout en respectant la temporalité du processus judiciaire.

La démarche s'inscrit dans le respect des principes de l'Énoncé de politique des trois Conseils : Éthique de la recherche avec des êtres humains (CRSH, CRSNG et IRSC, 2022). Les données utilisées sont des données administratives dépersonnalisées, dont l'extraction et l'usage sont encadrés par une entente conclue avec la Cour supérieure du Québec ; le projet relève de l'usage secondaire de renseignements non identifiants au sens de l'article 2.4 de l'EPTC 2. Aucun participant n'est recruté, aucun consentement individuel n'est sollicité, et aucune information directement identifiante n'est conservée par le chercheur. Les enjeux normatifs associés à un usage futur de ces données à des fins prédictives, par exemple un score algorithmique d'aide à l'orientation en CRA, sortent du périmètre du présent mémoire ; ils sont esquissés dans la revue de la littérature (chapitre 2) et développés dans la conclusion (chapitre 6) à la lumière de la Charte éthique européenne d'utilisation de l'intelligence artificielle dans les systèmes judiciaires et leur environnement de la CEPEJ (CEPEJ, 2018) et des travaux de l'OCDE sur l'accès à la justice (2021).

1.5 Retombées pratiques et scientifiques

Ce mémoire génère des retombées à la fois pour la pratique judiciaire et pour la communauté scientifique.

Sur le plan scientifique, ce mémoire constitue, à notre connaissance, la première étude empirique à grande échelle fondée sur des données administratives longitudinales couvrant les dossiers civils de la Cour supérieure du Québec associés à des CRA. L'application conjointe de méthodes d'analyse de survie et d'appariement par score de propension à des données judiciaires québécoises constitue une contribution

méthodologique, en proposant un modèle d'évaluation transférable à d'autres contextes judiciaires.

Sur le plan pratique, les résultats de cette recherche peuvent éclairer la gestion des tribunaux en fournissant des données sur les profils de dossiers les plus susceptibles de se régler en CRA et sur l'effet des CRA sur les délais de traitement. Ces résultats peuvent être mobilisés par la Cour supérieure et le ministère de la Justice du Québec pour orienter les décisions d'affectation des CRA, pour évaluer l'impact de la réforme du CPC de 2016 et pour identifier les matières ou types de litiges où les CRA produisent l'effet le plus marqué. La gestion des flux judiciaires fondée sur les données est un impératif reconnu par Steelman et al. (2004) et constitue une condition essentielle d'une administration judiciaire efficiente.

À plus long terme, cette démarche illustre le potentiel de l'intelligence d'affaires appliquée au domaine judiciaire, un secteur en transformation sous l'effet du numérique et de l'intelligence artificielle. Elle invite à réfléchir, à la suite de Pasquale (2015) et de Barocas et Selbst (2016), aux enjeux de transparence et d'équité inhérents à tout système de décision fondé sur des données, y compris dans le contexte judiciaire.

Chapitre 2. Revue de la littérature

La revue de littérature qui suit poursuit deux objectifs complémentaires. Elle vise d'abord à définir et à contextualiser les conférences de règlement à l'amiable (CRA) dans le cadre plus large des mécanismes de prévention et de règlement des différends, en situant leur développement dans l'évolution du droit procédural québécois et dans la littérature de droit comparé. Elle vise ensuite à recenser et à évaluer les approches empiriques existantes portant sur l'efficacité des mécanismes de médiation judiciaire, afin de positionner la contribution originale du présent mémoire dans le paysage des connaissances actuelles.

2.1 Origines et finalités des CRA

2.1.1 Le cadre conceptuel de l'accès à la justice

Avant de définir les CRA, il faut situer le cadre conceptuel dans lequel elles s'inscrivent. Lafond (2012) a analysé en profondeur l'accès à la justice civile au Québec, identifiant les obstacles structurels (coûts, délais, complexité procédurale) qui ont conduit les réformateurs à privilégier des voies alternatives. Roberge (2011, 2017) distingue pour sa part deux approches du concept. L'approche institutionnelle, fondée sur les paradigmes de la réglementation, de la normativité juridique et de l'expertise des acteurs, aborde l'accès à la justice sous l'angle économique et normatif. L'approche contextuelle, plus récente et désormais dominante, repose sur la régulation, la normativité pluridisciplinaire et la proactivité des acteurs : elle appréhende l'accès à la justice selon l'équité des résultats, des processus et de l'interaction. C'est dans ce second cadre que s'inscrit la définition introduite plus haut, ouverte à l'internormativité et attentive aux besoins des justiciables.

À ces deux approches s'ajoute, dans la littérature, une troisième perspective issue de l'analyse économique du droit (AED). Désy (2014), s'appuyant sur Sander (1985), Posner (1986) et Cooter et Ulen (2012), y situe l'accès à la justice non comme un problème d'inadéquation de l'offre, mais comme une question d'optimisation de l'allocation des ressources et de minimisation des coûts sociaux ; les considérations de coûts et de délais y sont structurelles plutôt qu'incidentes.

2.1.2 Le cadre québécois

Les conférences de règlement à l'amiable s'inscrivent dans ce mouvement d'institutionnalisation des modes alternatifs de règlement des conflits (MARC) au Québec. À la suite des recommandations du Rapport Ferland (2001), des dispositions explicites ont été introduites dans le CPC en 2003, puis consolidées en 2014 (art. 161 à 165 CPC) avant que la réforme de 2016 ne les inscrive dans la philosophie de justice participative évoquée en introduction. Chamberland (dir., 2025) documente le rôle spécifique du juge dans les CRA ainsi que les contraintes procédurales qui s'y attachent : le juge qui préside une CRA ne peut siéger sur le dossier au fond si la conférence n'aboutit pas à un règlement.

Sur le plan institutionnel, Désy (2014) caractérise le modèle québécois comme un modèle hybride : conceptuellement influencé par la littérature de la médiation transformative et de la négociation raisonnée, il demeure marqué en pratique par les pressions budgétaires de l'État et par les attentes des acteurs sociaux, ce qui le rapproche, dans son fonctionnement quotidien, d'une médiation évaluative ou facilitatrice. Dès l'avant-projet du nouveau CPC, le Barreau du Québec (2012) appelait d'ailleurs à des mesures objectives d'évaluation des réformes, tandis que le Vérificateur général du Québec (2010) déplorait l'absence d'indicateurs permettant d'apprécier les effets de ces dispositifs sur les coûts, les délais et le volume d'auditions.

Sur le plan conceptuel, la CRA repose sur trois principes fondamentaux. Le premier est le caractère volontaire : la conférence ne peut avoir lieu qu'avec le consentement de toutes les parties, et celles-ci demeurent libres d'y mettre fin à tout moment (art. 161 et 162 CPC ; Latulippe, 2012). Le deuxième est la confidentialité : les discussions tenues dans le cadre d'une CRA sont strictement confidentielles, et le juge médiateur bénéficie d'une immunité judiciaire, il ne peut être contraint à témoigner de ce dont il a été témoin lors de la conférence. La Cour d'appel du Québec a confirmé ce principe dans plusieurs décisions, notamment dans *Kosko c. Bijimine* (2006 QCCA 671), précisant que le processus de médiation judiciaire serait inefficace si le juge pouvait être contraint à témoigner. Le troisième principe est la tenue à huis clos, qui constitue une exception au caractère public des audiences judiciaires.

Sur le plan procédural, le déroulement d'une CRA suit habituellement six étapes décrites par Roberge (dans Chamberland (dir.), 2025) : (1) la communication initiale et la préparation de la CRA, au cours de laquelle le juge cadre les attentes des parties et leur expose la règle de confidentialité ; (2) l'ouverture de la CRA et la collecte du consentement ; (3) la communication des événements par les parties ; (4) l'identification des intérêts de chacune des parties ; (5) le développement des options de solution et leur négociation ; et (6) la clôture de la CRA et la rédaction de l'entente, le cas échéant. Ces étapes, bien que non prescrites de manière rigide, constituent un canevas reconnu dans la pratique des juges facilitateurs québécois.

À cette dimension procédurale s'ajoute une finalité normative. Roberge (2014), dans une analyse portant sur le lien entre accès à la justice et succès des CRA en droit québécois, distingue les mythes des réalités empiriques. Il montre que la participation à une CRA ne garantit pas le règlement, et que le succès dépend de facteurs contextuels, nature du litige, représentation des parties, stade auquel intervient la conférence, préparation des participants, que les données administratives permettent de saisir partiellement. Otis et Reiter (2006) ont pour leur part souligné que les processus de médiation judiciaire comme la CRA favorisent un modèle de raisonnement de résolution de problème intégratif, distinct de la logique contradictoire du procès : le juge facilite la communication et la compréhension des intérêts plutôt que d'évaluer le mérite des positions juridiques, ce qui favorise l'émergence de solutions créatives et mutuellement satisfaisantes.

2.1.3 La perspective de droit comparé

L'inscription des CRA québécoises dans le mouvement international de valorisation des modes amiables appelle une analyse comparée structurée, qui dépasse le simple inventaire d'expériences étrangères. Trois familles d'institutions retiennent l'attention : les conférences de règlement en common law canadien (Ontario, Colombie-Britannique), les mécanismes états-uniens de judicial settlement conference et de médiation (Californie, New York), et les dispositifs civilistes européens (France, Belgique, Suisse). Ce balayage comparatif poursuit un objectif circonscrit : identifier les convergences fonctionnelles et les divergences institutionnelles qui conditionnent la portée des résultats québécois et les modalités possibles de leur validation externe.

Dans les juridictions canadiennes de common law, la médiation judiciaire s'est institutionnalisée sous deux régimes contrastés. L'Ontario a mis en place, dès 1999, un programme de médiation obligatoire dans les ressorts de Toronto, Ottawa et Windsor, encadré par la Règle 24.1 des Rules of Civil Procedure ; l'évaluation conduite par Hann et al. (2001) sur un échantillon de plus de 3 000 dossiers rapporte une augmentation significative du taux de règlement précoce (40 à 60 % selon le segment) et une réduction des délais, des ordres de grandeur compatibles avec ceux observés dans les données québécoises. La Colombie-Britannique illustre une approche différente avec la Judicial Settlement Conference prévue par la Règle 9 des Supreme Court Civil Rules, complétée depuis 2016 par le Civil Resolution Tribunal (CRT), premier tribunal administratif entièrement en ligne pour les petites créances et les litiges de copropriété. Salter et Thompson (2017) documentent que le CRT cumule, dès ses premières années, des taux de règlement consensuel supérieurs à 60 % assortis de durées procédurales fortement réduites, au prix toutefois d'une redéfinition du rôle judiciaire qui dépasse le modèle québécois strictement facilitateur. Ces expériences canadiennes partagent avec la CRA deux traits saillants : la confidentialité stricte et l'absence de pouvoir décisionnel du juge facilitateur.

Le paysage états-unien offre un contraste instructif avec une double institutionnalisation. Les juridictions fédérales et étatiques pratiquent depuis les années 1980 la judicial settlement conference, où un juge magistrat, distinct du juge du fond, anime des séances de négociation assistée. La Californie a formalisé ce mécanisme par les sections 1775 à 1775.15 du Code of Civil Procedure, tandis que la New York State Unified Court System intègre la médiation dans la quasi-totalité de ses divisions civiles depuis la réforme de 2019. Brazil (1985), dans une étude empirique fondatrice auprès de juges fédéraux américains, documente que l'intervention judiciaire précoce dans la négociation accroît substantiellement les taux de règlement pré-procès, un constat confirmé et raffiné par l'analyse quantitative de Rosenberg et Folberg (1994) sur un échantillon californien et par Wissler (2002) pour les tribunaux de première instance. Galanter (2004), dans son analyse du vanishing trial, interprète ces évolutions comme une transformation structurelle du système : le procès au fond devient l'exception, et la négociation assistée, dans sa forme judiciaire ou extrajudiciaire, constitue désormais la voie normale de résolution. La

comparabilité avec les CRA québécoises demeure toutefois imparfaite en raison du poids des jury trials potentiels comme facteur de pression incitative, absent du contentieux civil québécois.

Les systèmes civilistes européens présentent des configurations plus proches du modèle québécois, tout en révélant une diversité de trajectoires institutionnelles. En France, les articles 131-1 à 131-15 du Code de procédure civile organisent la médiation judiciaire depuis la réforme de 1995, distincte de la conciliation conduite directement par le juge ; Guinchard, Ferrand et Chainais (2023) rappellent que son essor est resté longtemps limité, en dépit d'un cadre législatif favorable, avant l'inflexion récente imposée par les dispositifs obligatoires de l'article 750-1 (tentative préalable de résolution amiable). Cadiet (2017) analyse cette évolution comme le fruit d'une tension persistante entre la tradition française de la justice étatique et les politiques européennes de déjudiciarisation promues par la Directive 2008/52/CE. La Belgique a adopté un régime plus ambitieux avec les articles 1724 à 1737 du Code judiciaire, qui autorisent depuis 2005 la médiation judiciaire en toute matière et qui ont été complétés en 2018 par une obligation explicite d'information et d'orientation pesant sur le juge ; De Leval, Georges (dir.) (2021), documente une progression continue, quoiqu'encore modeste, du recours à la médiation homologuée. La Suisse, enfin, a intégré la médiation aux articles 213 à 218 de son Code de procédure civile unifié de 2011 ; Vigneron-Maggio-Aprile (2016) et Osman (dir., 2021) soulignent la cohabitation, dans ce système, de la conciliation obligatoire prétorienne et de la médiation volontaire, configuration qui se rapproche étroitement de l'articulation québécoise entre gestion d'instance et CRA.

La comparaison de ces expériences fait ressortir plusieurs lignes de partage. Sur le caractère obligatoire ou volontaire, le Québec partage avec la France, la Belgique, la Suisse et la Colombie-Britannique une philosophie volontariste, tandis que l'Ontario et certaines juridictions californiennes ou new-yorkaises recourent à des mécanismes obligatoires ou fortement incitatifs. S'agissant du rôle du juge, la CRA québécoise s'aligne sur les modèles suisse et belge, juge facilitateur sans pouvoir décisionnel, et se distingue du modèle états-unien où le juge magistrat conserve un rôle évaluatif plus marqué. Sur les résultats empiriques, les taux de règlement rapportés se situent presque systématiquement

entre 40 et 65 %, avec une concentration autour de 50 à 60 %. Cette convergence quantitative transjuridictionnelle, observée à travers des cadres institutionnels hétérogènes, confère au résultat principal de ce mémoire une plausibilité externe renforcée : l'effet estimé des CRA ne constitue pas une singularité québécoise, mais s'inscrit dans un faisceau d'observations concordantes.

Ces comparaisons révèlent une tendance commune : les systèmes judiciaires modernes cherchent à déjudiciariser les conflits, à réduire les délais et à responsabiliser les parties dans la résolution de leurs différends. Cette tendance s'appuie sur un substrat théorique économique commun. Coase (1960) a montré que, sous certaines conditions, les parties ont intérêt à négocier des solutions mutuellement avantageuses en dehors du cadre judiciaire pour éviter les coûts de litige. Posner (2014) a étendu cette analyse au droit procédural, et Shavell (1982) a formalisé les conditions dans lesquelles les parties optent pour le règlement plutôt que le procès. Mnookin et Kornhauser (1979) ont par ailleurs introduit le concept influent de négociation à l'ombre de la loi (*bargaining in the shadow of the law*), soulignant que les règles de droit substantiel conditionnent les termes des négociations extrajudiciaires. La Commission européenne (2016) a évalué l'impact de la Directive 2008/52/CE et conclu à une mise en œuvre inégale selon les États membres, soulignant les obstacles culturels, institutionnels et procéduraux à l'adoption de la médiation. La Commission européenne pour l'efficacité de la justice (CEPEJ) publie régulièrement des données comparatives sur les systèmes judiciaires européens, offrant un cadre de référence pour situer les performances du système québécois.

2.2 Bénéfices attendus

La littérature identifie plusieurs catégories de bénéfices attendus des CRA et des mécanismes apparentés de médiation judiciaire, qui couvrent surtout trois dimensions principales : les taux de règlement, les délais et coûts de traitement, et la satisfaction des parties.

Sur la dimension des taux de règlement, les études empiriques disponibles indiquent que la participation à une conférence de médiation judiciaire est associée à des taux de règlement significativement plus élevés que le parcours judiciaire régulier. Wissler

(2002), dans une étude empirique sur la médiation obligatoire dans les Small Claims et Common Pleas Courts américains, des tribunaux de première instance traitant des litiges de moindre valeur et complexité que la Cour supérieure, recense des taux de règlement de 40 à 60 % pour les cas de médiation judiciaire, contre 20 à 30 % pour les cas sans médiation. Bien que le contexte institutionnel diffère sensiblement, les données administratives québécoises présentent des ordres de grandeur comparables : un taux de règlement de 60,7 % pour les dossiers avec CRA, contre 25,6 % pour les dossiers sans CRA. Cette similitude, observée malgré des différences de niveau de juridiction et de complexité des litiges, renforce la plausibilité du phénomène, sans valoir confirmation directe dans un contexte de droit civil québécois.

Sur la dimension des délais et des coûts, la théorie économique du litige prédit des effets ambivalents. D'un côté, Shavell (1982) souligne que les parties rationnelles règlent dès lors que les gains attendus du règlement dépassent les coûts anticipés du procès ; dans ce cadre, les CRA peuvent accélérer la convergence des positions et réduire les délais globaux de traitement. D'un autre côté, la tenue d'une CRA implique des étapes procédurales supplémentaires qui peuvent allonger la durée de certains dossiers, en particulier ceux qui auraient de toute façon abouti à un règlement rapide en l'absence de conférence. Dans son ouvrage portant sur les coûts et délais de la médiation judiciaire sous l'angle de l'analyse économique du droit, Désy (2014) conclut que la CRA n'a pas démontré son efficacité pour désengorger les tribunaux ou diminuer les délais selon les standards de l'analyse économique stricte, mais qu'elle pourrait être efficace si l'objectif est de traiter davantage de dossiers et d'offrir des ententes de meilleure qualité. Les analyses de survie permettent de distinguer ces effets hétérogènes et d'estimer l'effet net des CRA sur les délais.

Cooter et Ulen (2012) rappellent toutefois que le manque chronique de statistiques sur les coûts judiciaires rend toute extrapolation théorique difficile, ce que Désy (2014) confirme pour le contexte québécois en notant qu'aucune étude des modes de prévention et de règlement des différends suivant les préceptes de l'AED n'y a été menée.

Sur la dimension de la satisfaction des parties, la médiation est généralement associée à une plus grande adhésion aux accords conclus et à une meilleure perception du processus

par rapport à un jugement imposé. Roberge (2014) a développé un indice du Sentiment d'Accès à la Justice (SAJ) reposant sur trois piliers : le sentiment d'équité de l'utilisateur concernant les résultats et les processus, le sentiment d'utilité du mode de justice participative, et le sentiment de soutien professionnel reçu par le tiers neutre. Son étude empirique auprès des justiciables et avocats de la Cour supérieure et de la Cour du Québec démontre que la CRA favorise le sentiment d'accès à la justice, et que plus les coûts associés au processus sont élevés, plus la satisfaction diminue. La notion d'internormativité est ici centrale : lorsque les justiciables conviennent entre eux des normes applicables pour trouver une solution à leur conflit, au-delà de la seule norme juridique, le processus est plus satisfaisant (Roberge, 2011 ; Lalonde, 2003). Fisher, Ury et Patton (1991) ont par ailleurs formalisé les principes de la négociation raisonnée, dont la médiation facilitatrice constitue une application pratique. Kahneman (2011) et Thaler et Sunstein (2008) apportent une perspective comportementale complémentaire sur les biais cognitifs qui influencent les décisions de règlement.

2.3 Travaux empiriques existants

La littérature empirique sur les CRA et les mécanismes apparentés est substantielle, mais présente des lacunes importantes en ce qui concerne le contexte québécois et l'utilisation de données administratives longitudinales à une échelle systémique.

Dans le contexte canadien, Hann et al. (2001) demeurent l'évaluation empirique de référence du Programme de médiation obligatoire de l'Ontario, déjà mobilisée plus haut pour la perspective comparée. Macfarlane (1999) documente, dans une étude pancanadienne, des réductions significatives des délais et des coûts associés à la médiation judiciaire. Ces travaux constituent des jalons mais se limitent à des programmes pilotes et à des périodes courtes.

Au-delà des taux de règlement déjà rapportés dans la sous-section précédente, Wissler (2002) souligne l'importance des effets modérateurs : type de litige, stade d'intervention, caractéristiques des parties et qualité du médiateur conditionnent fortement les résultats observés.

Dans le contexte québécois, plusieurs travaux éclairent des dimensions spécifiques des CRA sans pour autant couvrir l'ensemble du système judiciaire. Noreau (2010) a documenté un projet pilote de conférences de conciliation et de gestion judiciaire à Longueuil, mettant en évidence l'effet de l'organisation institutionnelle sur la conduite et les résultats des conférences. Roberge et Grahovic (2014), dans leur étude sur les mythes et réalités des CRA, ainsi que Désy (2014) soulignent l'absence de données empiriques robustes permettant de conclure à l'efficacité systémique des CRA au Québec, et identifient les conditions institutionnelles qui influencent les résultats. Gaudry Staub (2018) étend cette analyse au domaine particulier de la protection de la jeunesse, soulignant que les CRA ont le potentiel d'améliorer l'accès à la justice selon la dimension des besoins sociaux, mais que ce potentiel reste sous-documenté faute de données empiriques suffisantes. Cette lacune est précisément ce que le présent mémoire cherche à combler.

L'étude de Noreau (2009) sur le projet pilote de Longueuil, mandatée par l'État pour évaluer l'efficacité de la CRA, illustre les limites pratiques de l'exercice : faute de données précises sur les coûts moyens de la justice institutionnelle, l'analyse y est demeurée confinée à une mesure d'efficacité privée, sans pouvoir intégrer les coûts sociaux ni l'effet potentiel d'attraction de demande de justice (Désy, 2014). Du côté américain, les évaluations conduites par la Rand Corporation (Kakalik et al., 1996 ; Hensler, 1994, 2000) et l'étude de MacCoun (1990) sur l'arbitrage du New Jersey concluent que les économies générées par la médiation judiciaire ne suffisent généralement pas à couvrir ses coûts d'implantation, et qu'une augmentation marginale de la propension à régler ne compense pas mécaniquement les coûts induits.

Sur le plan méthodologique, Steelman, Goerdts et McMillan (2004) fournissent un cadre conceptuel pour l'interprétation des délais et des indicateurs d'efficacité judiciaire, documentant l'impact des stratégies de gestion des rôles à l'échelle systémique. La Commission du droit du Canada (2003), dans son rapport sur la transformation des rapports humains par la justice participative, conclut que la médiation judiciaire est associée à une réduction des coûts et des délais dans les dossiers qui y ont recours, mais sans recourir à des méthodes d'ajustement permettant d'isoler l'effet causal. Enfin, Priest

et Klein (1984) formalisent la théorie économique de la sélection des litiges : les cas qui parviennent à une CRA constituent un sous-ensemble non représentatif de l'ensemble des litiges, ce qui implique des biais d'estimation systématiques en l'absence de méthodes d'ajustement.

2.4 Approches perceptuelles et données administratives : des perspectives complémentaires

La majorité des études disponibles sur les CRA reposent sur des données perceptuelles : questionnaires soumis aux avocats et aux parties après la conférence, entretiens avec des juges facilitateurs, évaluations subjectives de la satisfaction. Ces approches éclairent des dimensions que les données administratives ne captent pas, mais comportent aussi des limites méthodologiques qui leur sont propres ; il convient d'explicitier les unes et les autres afin de situer l'approche par données administratives adoptée dans ce mémoire comme complémentaire, et non substitutive, des travaux perceptuels.

Premièrement, les études perceptuelles souffrent de biais de sélection systématiques. Les répondants ne sont pas représentatifs de l'ensemble des participants aux CRA : les parties satisfaites du processus, les avocats favorables à la médiation et les cas ayant abouti à un règlement sont surreprésentés parmi les répondants. La non-réponse peut être corrélée à l'issue de la conférence, ce qui biaise les estimations des taux de satisfaction et de succès rapportés.

Deuxièmement, les approches perceptuelles ne permettent pas de construire des contrefactuels rigoureux. En l'absence d'un groupe de comparaison approprié, composé de dossiers similaires n'ayant pas bénéficié d'une CRA, il est impossible d'estimer ce qui se serait passé en l'absence de la conférence. Cette absence de contrefactuel est le principal obstacle à l'inférence causale dans ce domaine. L'indice SAJ développé par Roberge (2014), aussi rigoureux soit-il dans sa construction, mesure le sentiment d'accès à la justice, soit l'expérience subjective des participants, et non l'effet observable des CRA sur les issues procédurales ou les délais.

Troisièmement, comme l'a rappelé Roberge (2011) dans son analyse de l'approche institutionnelle versus contextuelle de l'accès à la justice, les évaluations fondées

uniquement sur la norme juridique ou les résultats formels (taux de règlement bruts) ne capturent pas la dimension des besoins sociaux. Inversement, les évaluations centrées sur les perceptions et la satisfaction ne permettent pas d'estimer l'effet des CRA sur les indicateurs d'efficacité du système judiciaire (délais, coûts de traitement). Une évaluation complète des CRA requiert donc idéalement une approche qui articule ces deux dimensions.

Désy (2014), reprenant la critique formulée par Rawls (1999) à l'encontre des théories intuitionnistes, observe que la majorité des discours sur l'efficacité de la CRA reposent sur des intuitions non hiérarchisées plutôt que sur un cadre analytique explicite ; en particulier, le terme même d'« efficacité » n'y est presque jamais défini. Le recours aux données administratives et à un cadre statistique formel, comme celui adopté ici, vise précisément à sortir de ce régime d'intuition en rendant explicites les définitions, les hypothèses et les estimateurs.

Sossin et Hoffman (2010) soulignent de façon générale la difficulté de mesurer les résultats de la justice civile et l'inadéquation fréquente entre les indicateurs disponibles et les objectifs réels des réformes. Le recours aux données administratives longitudinales, comme dans le présent mémoire, permet de surmonter partiellement les limites des approches perceptuelles. En observant l'ensemble des dossiers, avec ou sans CRA, sur une période étendue et en contrôlant les différences de composition entre groupes par des méthodes d'appariement et de pondération, il devient possible d'estimer avec plus de rigueur l'effet des CRA sur les issues procédurales et les délais de traitement.

Cette démarche s'inscrit dans le mouvement plus large d'intelligence d'affaires judiciaire promu par l'OCDE (2021) et la CEPEJ, qui visent à fonder les politiques d'accès à la justice sur des preuves empiriques plutôt que sur des perceptions ou des théories non testées. Elle invite en même temps à réfléchir aux enjeux éthiques et épistémiques de l'analyse prédictive dans le domaine judiciaire, que Pasquale (2015) et Barocas et Selbst (2016) ont contribué à problématiser, et aux principes directeurs formulés par la Commission européenne pour l'efficacité de la justice du Conseil de l'Europe (CEPEJ, 2018) pour encadrer l'usage de l'intelligence artificielle dans les systèmes de justice.

L'analyse par données administratives ne disqualifie pas les approches perceptuelles ; elle leur est complémentaire, les deux perspectives portant sur des objets distincts. Les données administratives permettent d'estimer, à l'échelle systémique et sur la base d'un contrefactuel rigoureux, l'effet des CRA sur des issues objectives comme le règlement et les délais, mais elles demeurent muettes sur les mécanismes en jeu, sur la qualité perçue du processus et sur la légitimité ressentie du résultat. Les approches perceptuelles, à l'inverse, documentent finement l'expérience vécue, le sentiment d'accès à la justice (Roberge, 2014) et les conditions de la satisfaction des parties, sans pouvoir isoler l'effet causal des CRA. Le croisement des deux types de résultats ouvre la voie à une triangulation utile : on peut vérifier si les sous-groupes pour lesquels les données administratives révèlent les plus forts gains de règlement ou de célérité correspondent à ceux où la satisfaction et le sentiment d'accès à la justice sont les plus élevés, ou au contraire repérer des écarts, par exemple un règlement rapide mais vécu comme une justice « au rabais » (Welsh, 2001). Une évaluation complète des CRA gagnerait donc à articuler les deux démarches, l'analyse administrative établissant l'ampleur des effets et l'analyse perceptuelle en éclairant le sens pour les justiciables.

Chapitre 3. Données et préparation

Ce chapitre retrace la construction de la base analytique à partir de neuf tables administratives fournies par le ministère de la Justice du Québec et la Cour supérieure du Québec. Les choix de nettoyage, de fusion et de codage sont exposés en détail : chacun pèse sur la comparabilité des groupes analysés aux chapitres 4 et 5. Le pipeline est entièrement codé en R (Wickham et al., 2019), sous contrôle de versions des packages via `renv`, avec paramètres externalisés dans un fichier `config.yml` et logique analytique séparée des chemins d'infrastructure.

3.1 Source et description de la base de données

3.1.1 Accès aux données et cadre éthique

L'accès aux données a été autorisé par la juge en chef de la Cour supérieure, l'honorable Marie-Anne Paquette, dans le cadre d'un protocole d'accès et d'exploitation qui encadre strictement leur utilisation. Les renseignements qui permettent l'identification des parties, des avocats ou des juges ne sont pas exploités à des fins nominatives dans les analyses et les résultats sont présentés sous une forme agrégée qui prévient toute réidentification. Ce cadre éthique est conforme aux exigences du Comité d'éthique de la recherche de HEC Montréal.

L'utilisation des données administratives judiciaires pour la recherche empirique s'inscrit dans une tradition établie en études juridiques quantitatives. Steelman, Goerdts et McMillan (2004) soulignent que les données de gestion des flux judiciaires (*caseflow data*) constituent la source la plus fiable pour mesurer les délais et les issues des litiges à l'échelle systémique, par opposition aux données perceptuelles ou auto-rapportées. Ostrom et Hanson (2000) insistent également sur la nécessité d'exploiter les données administratives des tribunaux pour guider les réformes judiciaires, tout en mettant en garde contre leurs limites inhérentes : codification variable, saisie opportuniste et absence d'information sur les dimensions qualitatives du processus. Ces limites, relevées également par Sossin et Hoffman (2010) dans le contexte canadien, sont prises en compte

dans l'interprétation des résultats tout au long du mémoire et justifient la présentation d'analyses de sensibilité aux chapitres 4 et 5.

3.1.2 Architecture des données et périmètre temporel

L'analyse porte sur les dossiers civils de la Cour supérieure du Québec et combine deux ensembles complémentaires : une base dédiée aux conférences de règlement à l'amiable (CRA) et une base globale des dossiers civils. Les données CRA couvrent six années judiciaires, de septembre 2019 à août 2025, soit 4 818 conférences consolidées, qui se sont déroulées dans les districts judiciaires de la Division de Montréal, à l'exception des districts judiciaires des régions de l'Estrie et de l'Outaouais. Afin de disposer d'un groupe de comparaison couvrant la même période, une extraction complémentaire de l'ensemble des dossiers civils ouverts pendant cette fenêtre a été demandée au MJQ, produisant la base globale de 113 562 dossiers.

Cette délimitation temporelle entraîne deux conséquences importantes. D'une part, les dossiers civils déjà en cours avant septembre 2019 ne sont pas inclus dans l'analyse. L'étude porte donc sur une cohorte incidente, définie à partir de la date d'ouverture des dossiers. Il ne s'agit pas ici d'une troncature à gauche au sens technique de l'analyse de survie, puisque cette notion renvoie à une sélection conditionnelle à la survie jusqu'à l'entrée dans l'étude. En l'espèce, tous les dossiers ouverts pendant la période retenue sont observés dès leur ouverture. La principale conséquence est que les résultats ne peuvent pas être généralisés sans réserve aux litiges antérieurs à 2019. D'autre part, les CRA surviennent en général plusieurs mois, et parfois plusieurs années, après l'ouverture d'un dossier. Les dossiers ouverts à la fin de la période d'observation n'ont donc pas tous eu concrètement le temps d'être orientés vers une CRA. Ce décalage structurel crée un risque de biais de temps immortel (immortal time bias ; Suissa, 2008), puisqu'il pourrait conduire à associer mécaniquement une durée plus longue aux dossiers ayant fait l'objet d'une CRA qu'à ceux qui n'en ont pas connu. Ce biais est pris en compte au chapitre 4 au moyen d'une modélisation de la CRA comme covariable dépendante du temps dans un modèle de Cox étendu (Therneau et Grambsch, 2000).

Une harmonisation de la censure administrative a également été nécessaire. La base globale a été extraite par le MJQ en février 2026, alors que la base CRA couvre six années judiciaires se terminant le 31 août 2025. Afin d'éviter une asymétrie de censure entre les deux sources, qui aurait eu pour effet de donner aux dossiers sans CRA un suivi potentiellement plus long que celui des dossiers avec CRA, une date de censure administrative commune a été fixée au 31 août 2025. Concrètement, la fin du suivi de chaque dossier correspond à la date la plus rapprochée entre la date de fermeture observée, ou à défaut la date d'extraction, et cette borne administrative. De la même façon, un dossier n'est considéré comme fermé que si sa fermeture est survenue au plus tard le 31 août 2025. Toute fermeture postérieure à cette date est donc traitée comme une censure à droite. Cette harmonisation permet d'assurer la comparabilité temporelle entre les groupes et d'éviter l'introduction d'un biais informationnel dans les modèles de survie (Klein et Moeschberger, 2003 ; Collett, 2015). La même logique est reprise dans la construction du format start stop utilisé au chapitre 4 pour le modèle de Cox avec covariable dépendante du temps.

La Figure 3.1 donne le flux annuel de nouvelles CRA, c'est-à-dire celles qui apparaissent pour la première fois dans les fichiers du MJQ. De 2019-2020 à 2022-2023, ce flux oscille entre 850 et 950 par année ; il retombe autour de 600 sur les deux dernières années. Le rythme de convocation des CRA s'est donc maintenu pendant la pandémie, là où les activités de salle d'audience étaient fortement perturbées.

Figure 3.1 — Évolution annuelle du flux de nouvelles CRA

CRA comptées à leur année de première apparition (grain unique)
Années judiciaires 2019-2020 à 2024-2025

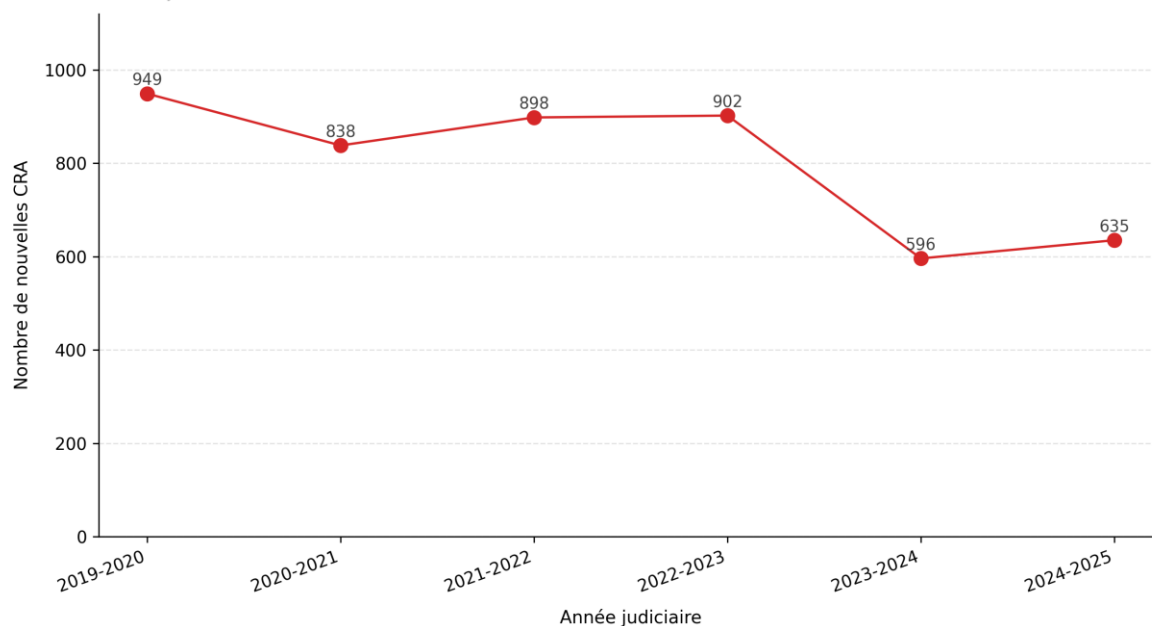


Figure 3.1. Évolution annuelle du nombre de CRA (2019-2020 à 2024-2025)

La diminution du nombre de CRA observée à compter de l'exercice 2023-2024, et qui se maintient en 2024-2025, ne traduit pas une évolution de la demande ni de la composition du contentieux. Elle résulte d'un facteur d'offre exogène : la réduction substantielle, par le gouvernement du Québec, du financement du programme des médiations présidées par des juges à la retraite, lesquels poursuivaient après leur retraite la tenue de conférences de règlement à l'amiable. Ce programme spécial avait été instauré pendant la crise des délais en matière criminelle qui a suivi l'arrêt *R. c. Jordan* rendu par la Cour suprême en 2016. L'objectif du programme était d'améliorer l'offre de CRA tout en libérant les juges en exercice pour entendre davantage de procès. Avec la diminution du financement du programme, la capacité d'offre de CRA s'en est trouvée contrainte, indépendamment des

caractéristiques des dossiers. Cette origine administrative présente l'avantage d'être largement indépendante des litiges eux-mêmes.

3.1.3 Base CRA : architecture relationnelle et reconstruction annuelle

La base CRA est structurée autour d'une table principale de conférences (CONF_REGL_AMIABLE), qui constitue le grain de référence au niveau de la conférence individuelle. Cette table est enrichie par huit tables auxiliaires qui documentent les différentes facettes de chaque CRA : ATTRIBUT_CONF_AMIABLE (issue : succès, échec ou abandon), CONF_REGL_AMIABLE_DATE (dates et séances individuelles), CONF_REGL_AMIABLE_CPT (comptabilisation des interventions judiciaires), CONF_REGL_AMIABLE_DOSSIER_ASSOCIE (dossiers liés à une même CRA), DOSSIER_AVOCAT (représentation juridique), DOSSIER_ETAPE (étape procédurale), DOSSIER_NATURE (nature du litige) et JUGES (caractéristiques du juge facilitateur). Cette architecture à neuf tables reflète la modélisation relationnelle normalisée typique des systèmes d'information judiciaires (Steelman et al., 2004).

La reconstruction est effectuée année judiciaire par année judiciaire selon un pipeline modulaire. Avant chaque importation annuelle, la présence de l'ensemble des fichiers sources est vérifiée systématiquement : la présence d'un fichier manquant interrompt immédiatement le processus conformément au principe de détection précoce des erreurs. Cette stratégie de fail fast, empruntée aux pratiques d'ingénierie logicielle, évite qu'une lacune documentaire soit silencieusement comblée par une jointure partielle.

Chaque fichier est importé selon une procédure standardisée qui permet d'uniformiser les noms de colonnes, de convertir systématiquement en texte les identifiants de dossier et de nettoyer les champs textuels. Ce nettoyage vise notamment à supprimer les marqueurs parasites issus des tableurs, les caractères de contrôle ainsi que les espaces multiples ou superflus. La conversion des identifiants en texte est particulièrement importante, puisqu'elle évite les pertes ou les altérations pouvant résulter d'une transformation automatique en format numérique ou scientifique par les logiciels tableurs.

Les tables auxiliaires sont ensuite agrégées au niveau de la CRA avant d'être rattachées à la table principale au moyen de jointures externes. La table des séances est regroupée de

façon à faire ressortir la date de la première et de la dernière séance, le nombre total de séances ainsi que le nombre de jours distincts d'intervention. De son côté, la table de représentation juridique est agrégée au niveau du dossier afin de déterminer le nombre d'avocats présents et d'établir s'il y avait au moins un avocat au dossier. L'intégrité du grain est ensuite vérifiée de manière systématique avant et après chaque jointure. Toute divergence dans le nombre de lignes entraîne l'arrêt de l'exécution et signale une anomalie de couplage.

3.1.4 Consolidation interannuelle et dédoublonnage

Les six tables annuelles ont ensuite été réunies dans une seule base interannuelle. Certaines CRA se retrouvent dans plus d'une année judiciaire lorsqu'elles s'étendent de part et d'autre de la fin d'un exercice, par exemple lorsqu'une conférence débute en août et se poursuit en septembre. La table finale a donc été construite en éliminant les doublons à partir de l'identifiant de la conférence. Pour chaque CRA, les données ont d'abord été ordonnées par année judiciaire décroissante afin de retenir la dernière observation pour l'issue finale, puis les dates extrêmes de la conférence ont été établies au moyen des fonctions d'agrégation appropriées, soit le minimum et le maximum. Après cette consolidation, l'unicité de l'identifiant a été vérifiée au moyen d'une assertion formelle. Toute violation de cette condition aurait entraîné l'interruption immédiate de l'exécution.

3.1.5 Base globale des dossiers civils

La base globale regroupe 113 562 dossiers civils, importée depuis un fichier CSV standardisé. Un identifiant normalisé est créé pour chaque dossier, par conversion en texte, nettoyage des espaces et retrait des suffixes résiduels, et sert de clé de jointure déterministe avec la base CRA. Dans l'échantillon final, 2 742 dossiers sont associés à au moins une CRA, soit 2,4 % de l'ensemble.

Le taux d'appariement entre les CRA et les dossiers de la base globale s'établit à 57,5 %, soit 2 771 CRA appariées sur 4 818. Cet écart relativement marqué s'explique par le fait que la base globale ne comprend que les dossiers ouverts entre septembre 2019 et août 2025. Les CRA rattachées à des dossiers ouverts avant cette période ne pouvaient donc pas être appariées, ce qui demeure conforme au périmètre retenu pour l'étude. Cette limite

est prise en compte dans l'interprétation des résultats et sera reprise au chapitre 5 dans la discussion sur la portée et le caractère généralisable des constats.

Comme toute source administrative, ces données décrivent des événements procéduraux mais ne documentent pas les dimensions qualitatives des négociations, contenu des échanges, dynamique entre parties, motifs de règlement (Genn, 1999 ; Welsh, 2001). Cette limite est inhérente aux données administratives et doit être gardée à l'esprit dans l'interprétation de tous les résultats, en particulier lorsque l'on discute des mécanismes causaux sous-jacents à l'effet des CRA.

3.1.6 Vue synthétique du pipeline de données

Le tableau 3.1 présente les principales étapes de construction de la base analytique, depuis les fichiers sources jusqu'à la base finale utilisée dans les modèles. À chacune de ces étapes, des contrôles de qualité automatisés ont été intégrés afin de vérifier la présence des fichiers, l'unicité des identifiants, l'intégrité du grain après les jointures et la cohérence des dates.

Tableau 3.1. Pipeline de construction de la base analytique

Étape	Description
1	9 fichiers Excel par année judiciaire (6 années) → 54 fichiers sources
2	Importation, nettoyage et normalisation des fichiers sources
3	Agrégation des tables auxiliaires au niveau CRA (dates, avocats, dossiers associés)
4	Fusion annuelle et vérification de l'intégrité du grain
5	Empilement interannuel : base de conférences consolidée (4 818 CRA)
6	Dédoublonnage : une ligne par CRA, identifiant unique

7	Agrégation au niveau dossier
8	Fusion avec la base globale (113 562 dossiers)
9	Création des variables dérivées, contrôles de cohérence temporelle, exclusion des anomalies
10	Base analytique finale : 113 562 dossiers dont 2 742 avec CRA

3.2 Structure et dictionnaire des variables

Cette section documente les variables extraites et mobilisées dans l'analyse empirique. La constitution d'un dictionnaire de variables explicite répond aux exigences de transparence méthodologique formulées par Steelman et al. (2004) et conditionne la reproductibilité des résultats. Le Tableau 3.2 présente une vue synthétique des principales variables, incluant leurs taux de valeurs manquantes et leur source de provenance.

Tableau 3.2. Dictionnaire des variables principales

Variable	Type	Description	Source	% NA
date_ouverture	Date	Date d'ouverture du dossier	Globale	< 1 %
fermeture_date	Date	Date de fermeture (NA si dossier actif)	Globale	24,7 %
date_extraction	Date	Date de l'extraction administrative	Globale	0 %
premiere_seance_cra	Date	Date de la 1re séance CRA	CRA	< 1 %

juridiction	Facto r	Code de matière (4, 12 ou 17)	Globale	0 %
code_nature	Facto r	Nature du contentieux	Globale	0 %
nb_parties	Num.	Nombre total de parties (dm + df)	Globale	0 %
nb_procedures	Num.	Nombre d'actes procéduraux	Globale	0 %
au_moins_une_partie_represente e	Bin.	Au moins un avocat (à la MAJ)	Globale	0 %
toutes_parties_representees	Bin.	Toutes les parties représentées	Globale	0 %
montant	Num.	Montant du litige (brut)	Globale	0 %
log_montant	Num.	log(montant), NA si montant ≤ 0	Dérivée	81,3 %
CRA	Bin.	Présence d'au moins une CRA	Dérivée	0 %
reglement_global	Bin.	1 = règlement ou entente	Dérivée	6,7 %
dossier_ferme	Bin.	1 = dossier fermé	Dérivée	0 %
duree_vie_censure	Num.	Jours entre ouverture et date_fin	Dérivée	< 1 %

montant_disponible	Bin.	1 si log_montant observé	Dérivée	0 %
log_montant_imp	Num.	log_montant imputé à 0 si NA	Dérivée	0 %

3.2.1 Variables temporelles

Les variables temporelles servent à reconstituer la trajectoire procédurale des dossiers. Elles sont converties dans un format uniforme au moyen d'une procédure de détection séquentielle reposant sur le package lubridate (Grolemund et Wickham, 2011). Les formats ISO 8601, jour mois année et mois jour année sont testés successivement, tandis que les valeurs numériques sont interprétées comme des dates sérialisées provenant de tableurs. Cette approche à formats multiples est importante pour éviter des pertes de données liées aux incohérences de format entre les fichiers annuels, un problème fréquent dans les extractions issues de systèmes administratifs (Ostrom et Hanson, 2000). Elle s'accompagne d'un diagnostic par variable, qui permet de rendre compte du taux de conversion réussi.

3.2.2 Variables structurelles

La variable juridiction identifie la matière (04 = demandes familiales pour les conjoints de fait, 12 = divorce, 17 = demandes civiles à la suite d'une demande introductive d'instance) et code_nature identifie le type de contentieux. Elles sont traitées comme des facteurs catégoriels. Pour code_nature, les modalités rares sont regroupées sous la catégorie « Autre » (seuil de 1 000 observations au niveau dossier, 50 au niveau CRA). Ce regroupement vise à prévenir les problèmes de séparation quasi-complète en régression logistique (Hosmer, Lemeshow et Sturdivant, 2013), qui produiraient des estimations instables et des intervalles de confiance illégitimement larges.

3.2.3 Variables de complexité et représentation juridique

Le nombre de parties (nb_parties) est calculé comme la somme des demandeurs et défendeurs. Les valeurs manquantes sont traitées comme des zéros, l'absence

d'enregistrement signalant l'absence de la partie plutôt qu'une donnée manquante au sens technique. Le nombre de procédures (nb_procedures) mesure l'intensité procédurale cumulée du dossier. L'indicateur au_moins_une_partie_representee capte la présence d'un avocat, tandis que toutes_parties_representees exige que toutes les parties en disposent ; la distinction est importante car les CRA impliquant une partie non représentée posent des exigences particulières au juge facilitateur. La littérature sur l'accès à la justice souligne d'ailleurs l'importance de la représentation juridique comme déterminant des issues procédurales (Sandefur, 2010 ; Lafond, 2012).

3.2.4 Volet financier

La variable montant est d'abord convertie en valeur numérique après normalisation de la ponctuation décimale. Lorsqu'elle est strictement positive, elle est ensuite transformée à l'aide du logarithme naturel pour créer log_montant. Ce type de transformation est courant en économétrie (Wooldridge, 2019), notamment lorsque la distribution des montants en litige est très asymétrique. Elle permet de réduire l'effet des valeurs extrêmes, d'améliorer la linéarité des relations avec les variables dépendantes et de faciliter une interprétation en termes de variation proportionnelle.

La variable montant brute est disponible pour l'ensemble des dossiers et ne présente aucune valeur manquante. En revanche, sa version transformée, log_montant, affiche un taux de valeurs manquantes de 81,3 % (voir tableau 3.2). Ce pourcentage élevé s'explique par la nature même des dossiers judiciaires. Dans plusieurs catégories de litige, notamment en matière familiale, en injonction ou dans les recours non pécuniaires, aucun montant chiffré n'est inscrit dans le système de gestion, de sorte que la transformation logarithmique ne peut pas être appliquée. Le mécanisme de non-réponse apparaît ainsi vraisemblablement aléatoire conditionnellement (Missing At Random, MAR), plutôt que complètement aléatoire, puisqu'il dépend de manière systématique du type de contentieux. L'usage de la transformation $\log(\text{montant} + 1)$, envisageable en présence de zéros monétaires véritables, n'a pas été retenu : la valeur manquante ne correspond pas ici à un montant nul mais à l'absence d'un montant chiffré dans le système d'information ; la traiter comme une valeur continue placerait ces dossiers à l'extrémité gauche d'un spectre

monétaire avec lequel ils ne sont pas comparables. La façon dont cette variable est traitée est présentée à la section 3.3.3.

3.2.5 Variables dérivées

La variable CRA est un indicateur binaire de la présence d'au moins une conférence dans le dossier. La variable `reglement_global` est codée à partir du type de fermeture, dont les libellés sont normalisés par conversion en minuscules, suppression des accents et retrait des caractères spéciaux avant catégorisation. Elle prend la valeur 1 lorsque la fermeture est motivée par un règlement ou une entente entre les parties, et 0 pour toute autre modalité de fermeture (jugement, désistement, etc.). Elle est manquante pour les dossiers encore actifs au moment de la censure administrative, ce qui explique son taux de 6,7 % de valeurs manquantes dans le Tableau 3.2.

La fiabilité de cette variable repose sur une obligation légale de déclaration. Aux termes de l'article 220 du Code de procédure civile (RLRQ, c. C-25.01), « les parties peuvent mettre fin à l'instance par une transaction, que leur accord intervienne devant le tribunal ou qu'il soit conclu hors sa présence. En ce dernier cas, elles doivent sans délai déposer au greffe un avis de règlement ». Que la transaction soit conclue à l'occasion d'une CRA, devant un autre juge ou hors la présence du tribunal, le règlement doit ainsi être porté à la connaissance du greffe par un acte de procédure formel, ce qui sécurise l'observabilité de l'issue dans les bases administratives mobilisées par le présent mémoire. Bien qu'il ne soit pas totalement exclu que des parties puissent omettre de déclarer un règlement dans leur dossier, nous considérons aux fins de l'analyse que la vaste majorité des justiciables respectent cette obligation légale.

La variable `duree_vie_censure` mesure le nombre de jours écoulés entre l'ouverture du dossier et la fin de la période de suivi retenue pour l'analyse. Conformément à l'harmonisation décrite à la section 3.1.2, cette fin de suivi correspond à la date de fermeture lorsque celle-ci survient au plus tard le 31 août 2025. Dans tous les autres cas, le suivi est censuré à cette date. La date d'extraction n'intervient ainsi qu'à titre théorique en l'absence de date de fermeture observée, mais elle n'a pas d'effet pratique ici puisqu'elle est postérieure à la borne administrative commune. Cette construction permet

de traiter explicitement la censure à droite dans les analyses de survie : les dossiers non fermés au 31 août 2025 contribuent à l'information temporelle jusqu'à cette date, sans être considérés comme ayant connu l'événement étudié. La variable `dossier_ferme` a été ajustée en conséquence, de sorte que seules les fermetures survenues au plus tard le 31 août 2025 sont comptabilisées comme des événements. Ce choix est conforme aux recommandations de Klein et Moeschberger (2003) pour les études de durée fondées sur des données administratives.

3.2.6 Expérience judiciaire du juge

Trois variables caractérisant l'expérience du juge présidant la CRA sont dérivées à partir de la date de nomination à la Cour supérieure, extraite du registre officiel des nominations publié par le Commissariat à la magistrature fédérale. L'appariement entre le registre et les fichiers JUGES.xlsx des données administratives a été réalisé par normalisation des noms (suppression des accents, gestion des noms composés et des initiales multiples), avec un taux de correspondance de 96,8 % (1 043 sur 1 077 juges distincts). Les 34 juges non appariés ont fait l'objet d'une inspection manuelle et sont inclus dans les analyses sans variable d'expérience lorsque l'information est indispensable.

La variable `annees_experience` mesure le nombre d'années écoulées entre la date de nomination et la date de la première séance de CRA, fournissant une mesure continue de l'ancienneté judiciaire au moment de la conférence. Cette variable est ensuite discrétisée en trois catégories (`exp_cat`) : 0-5 ans, 6-15 ans et 16 ans et plus. Ces seuils s'inspirent de la littérature sur l'effet de l'expérience judiciaire, qui identifie les deux premières années comme une période d'apprentissage critique (Iverson, Madsen, Wang et Xu, 2023) et suggère que l'expérience professionnelle antérieure à la nomination façonne les orientations décisionnelles (Harris et Sen, 2026).

La variable `nb_cra_anterieures` comptabilise, pour chaque juge, le nombre cumulatif de CRA présidées antérieurement à la CRA courante, et sa transformation logarithmique $\log_nb_cra_ant = \log(1 + nb_cra_anterieures)$ atténue l'influence des juges très expérimentés. Cette mesure capte un effet d'apprentissage spécifique au mécanisme de CRA, distinct de l'expérience judiciaire générale : un juge récemment nommé mais ayant

déjà présidé plusieurs CRA pourrait être plus efficace qu'un juge chevronné ne les pratiquant que rarement. La distinction est empiriquement explorée au chapitre 4 (section 4.5.4).

3.2.7 Variables spécifiques au niveau CRA

Au niveau individuel de chaque CRA, les délais entre la demande et la première séance et entre le référé et la première séance sont calculés en jours. Les délais négatifs, signalant des incohérences de saisie, sont recodés en valeurs manquantes plutôt qu'exclus, afin de préserver la traçabilité des anomalies. L'étape procédurale correspond au code du système de gestion judiciaire (SICJ) en vigueur au moment du référé en CRA. Les cinq codes observés sont : DEC (demande introductive d'instance), CEC (protocole de l'instance), CP (inscription pour instruction et jugement), AP (rôle provisoire) et PF (fixation au fond). Il est à noter que les initiales ne correspondent pas aux étapes procédurales auxquelles elles réfèrent. Ce décalage tient au fait que le ministère de la Justice du Québec n'a pas procédé à une mise à jour terminologique des logiciels de gestion de la Cour supérieure lors de l'entrée en vigueur du nouveau Code de procédure civile en 2016.

L'ordre chronologique est $DEC \rightarrow CEC \rightarrow CP \rightarrow AP \rightarrow \text{Procès fixé}$. Pour les analyses ordinales, ces étapes sont regroupées en trois niveaux : pré-instruction (DEC, CEC = 1), fixation (CP, AP = 2) et procès (PF = 3). Les délais sont également discrétisés en classes pour l'interprétation des modèles logistiques (0-30, 31-90, 91-180, 181+ jours), ce qui permet de capter d'éventuelles non-linéarités sans imposer de forme fonctionnelle précise.

3.3 Nettoyage, fusion et traitement pré-analytique

La rigueur pré-analytique constitue un préalable indispensable à toute analyse crédible fondée sur des données administratives (Steelman et al., 2004 ; Bushway et Piehl, 2012). Les données judiciaires sont sujettes à des incohérences de saisie, à des variations de format entre exercices et à des valeurs manquantes systématiques, qui exigent un pipeline de nettoyage robuste et transparent. Les décisions prises dans cette étape, invisibles dans les résultats finaux, peuvent avoir des conséquences disproportionnées sur la validité des estimations ; c'est pourquoi chaque choix est explicité ci-après.

3.3.1 Fusion des bases CRA et dossier

La fusion se fait en deux étapes. Les CRA sont d'abord regroupées au niveau du dossier pour faire ressortir, pour chacun, le nombre de CRA, les dates extrêmes, un indicateur de succès et l'issue finale. Cette table est ensuite rattachée à la base globale à l'aide du numéro de dossier normalisé. Lorsqu'un dossier n'est associé à aucune CRA, la valeur 0 est attribuée à l'indicateur correspondant. L'intégrité du grain est vérifiée à chaque étape, si bien que toute divergence dans le nombre de lignes après une jointure entraîne immédiatement l'arrêt de l'exécution. Cette précaution vise à empêcher la propagation silencieuse d'erreurs de couplage. Elle relève autant d'une exigence de rigueur statistique que d'une bonne pratique de programmation, puisqu'une erreur détectée tôt est presque toujours plus facile à corriger qu'une erreur découverte à la fin du pipeline.

3.3.2 Cohérence temporelle et détection des anomalies

Les incohérences temporelles sont repérées à l'aide de deux indicateurs binaires, soit les cas où une CRA est antérieure à l'ouverture du dossier et ceux où elle est postérieure à sa fermeture. Les dossiers présentant ce type d'anomalie sont exclus de manière systématique des modèles analytiques, tout en étant conservés dans la base à des fins de diagnostic. Ce choix permet de cibler précisément les exclusions sans supprimer inutilement d'autres observations, tout en assurant la traçabilité des anomalies. Il devient ainsi possible de vérifier, a posteriori, que ces exclusions n'ont pas d'effet sur les conclusions. En pratique, le nombre de dossiers concernés demeure marginal et leur retrait ne modifie pas les estimations ponctuelles des principaux modèles.

3.3.3 Traitement des valeurs manquantes

Le traitement des valeurs manquantes constitue un enjeu méthodologique important, d'autant plus que certaines variables de la base présentent des taux élevés d'absence d'information. La littérature distingue à cet égard trois mécanismes principaux, soit les données complètement aléatoires (MCAR), les données aléatoires conditionnellement à l'information observée (MAR) et les données non aléatoires (MNAR) (Rubin, 1976 ; Little et Rubin, 2002). Dans le cas présent, la variable la plus touchée est celle du montant du litige. Son absence s'apparente davantage à un mécanisme MAR qu'à un mécanisme

MCAR, puisqu'elle semble liée à la nature du contentieux plutôt qu'à un défaut de saisie survenant de manière aléatoire.

La figure 3.2 présente les 20 variables les plus incomplètes de la base analytique, en les distinguant selon leur niveau de données. Elle fait ressortir un schéma qui tient davantage à la structure des données qu'au hasard. Les variables qui dépassent 95 % de valeurs manquantes au niveau du dossier correspondent en effet aux attributs propres aux CRA, comme `succes`, `premiere_seance_cra` ou `nojudge_premiere_cra`, qui sont nécessairement absents pour les dossiers n'ayant pas fait l'objet d'une CRA. Ce constat montre que ces absences ne relèvent pas d'un simple bruit de mesure, mais qu'elles découlent de l'organisation même des données et doivent, pour cette raison, être traitées de manière appropriée. À ce groupe s'ajoute `log_montant`, qui présente 81,3 % de valeurs manquantes et renvoie à un mécanisme différent, abordé à la section 3.2.4. On observe enfin une zone intermédiaire, autour de 10 à 25 %, pour certaines variables liées à l'expérience du juge et à la fermeture des dossiers.

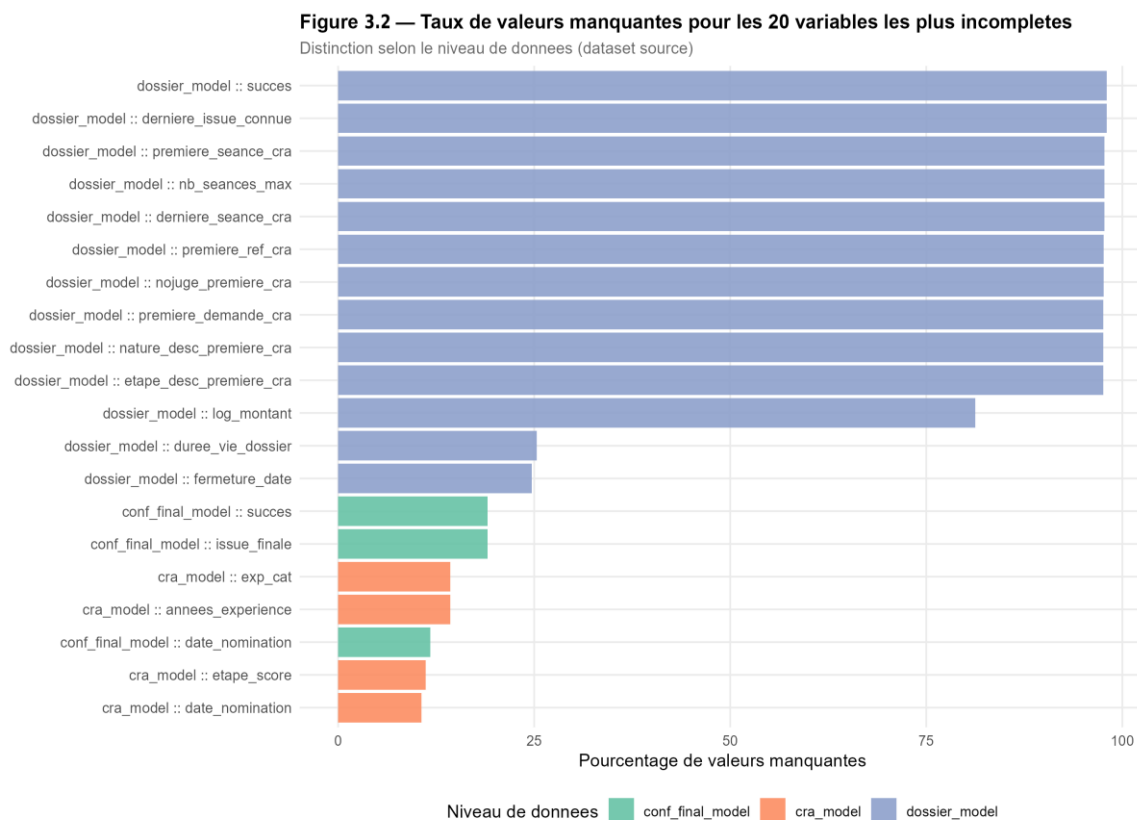


Figure 3.2. Taux de valeurs manquantes pour les 20 variables les plus incomplètes

En ce qui concerne la stratégie principale, l'approche retenue pour les covariables des modèles principaux est l'indicateur-imputation (Jones, 1996) : la variable montant_disponible (1 si log_montant est observé, 0 sinon) est incluse comme covariable dans les modèles, et log_montant_imp remplace les valeurs manquantes par 0. Groenwold et al. (2012) soulignent que cette méthode conserve l'ensemble des observations mais peut introduire un biais résiduel sous MNAR. Une analyse de sensibilité par imputation multiple (MICE ; van Buuren et Groothuis-Oudshoorn, 2011) est conduite au chapitre 4 pour vérifier que les résultats principaux ne dépendent pas de ce traitement des données manquantes : la convergence des estimations entre les deux approches écarte un biais majeur imputable au mécanisme de non-réponse du montant.

3.3.4 Contrôle de qualité de la base analytique finale

Après nettoyage, la base analytique comprend 113 562 dossiers dont 2 742 avec CRA. Un tableau de contrôle recense le nombre de dossiers dupliqués (0), de CRA dupliquées (0),

d'incohérences temporelles et de durées négatives (0). La Figure 3.3 documente le diagramme de flux des effectifs depuis la base brute jusqu'aux échantillons analytiques finaux.

Deux réductions d'effectifs doivent être relevées. La première correspond au passage de 113 562 dossiers à 105 736 dans les modèles logistiques. Elle s'explique par l'exclusion des dossiers dont le statut de règlement n'est pas renseigné, notamment lorsqu'ils sont encore actifs, ainsi que de ceux présentant une incohérence temporelle. La seconde concerne l'échantillon apparié, qui comprend 4 980 observations, soit 2 490 paires formées dans le cadre de l'appariement 1:1 sur le score de propension logistique présenté au chapitre 5. Cette réduction ne correspond pas, à proprement parler, à une perte d'information, mais à un choix méthodologique visant à limiter la comparaison à des dossiers présentant un profil de covariables similaire. Ces vérifications s'inscrivent dans les bonnes pratiques en matière de qualité des données décrites par Steelman et al.(2004).

Figure 3.3 — Diagramme de flux des effectifs (CONSORT)

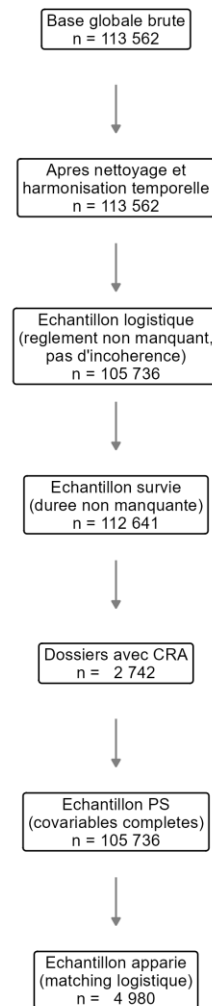


Figure 3.3. Diagramme de flux des effectifs (CONSORT) : de la base brute aux échantillons analytiques

3.4 Exploration descriptive initiale

L'exploration descriptive révèle des différences marquées entre les dossiers avec et sans CRA. L'analyse repose sur des tableaux de répartition, des statistiques de position et de

dispersion, des tests de Wilcoxon pour les variables continues, des tests du khi-deux pour les variables catégorielles et des différences moyennes standardisées (SMD) conformément aux recommandations d'Austin (2009). L'avantage des SMD, souligné par Austin, est de quantifier les déséquilibres entre groupes indépendamment de la taille de l'échantillon, contrairement aux tests de significativité qui tendent à rejeter l'hypothèse nulle dès que l'échantillon est suffisamment grand. Au seuil de 113 000 observations, un test du khi-deux rejeterait l'hypothèse nulle même pour des écarts substantivement négligeables ; la SMD offre une lecture plus proche de l'amplitude substantive des différences. Pour ces tests, l'hypothèse nulle (H_0) du test de Wilcoxon postule que la variable continue suit la même distribution dans les deux groupes (absence de décalage de tendance centrale entre dossiers avec et sans CRA), contre l'hypothèse alternative (H_1) d'un décalage ; pour le test du khi-deux d'indépendance, H_0 postule l'absence d'association entre la présence d'une CRA et la variable catégorielle, contre H_1 affirmant une telle association.

3.4.1 Taille de l'échantillon et composition des groupes

L'échantillon comprend 113 562 dossiers, dont 110 820 sans CRA et 2 742 avec CRA. Ce ratio de près de 40:1 est typique des études fondées sur des données administratives, où l'intervention étudiée concerne une proportion minoritaire. Il justifie le recours à des méthodes d'appariement et de pondération qui exploitent cette asymétrie pour construire un groupe de comparaison équivalent (Ho, Imai, King et Stuart, 2007 ; Austin, 2011). Ce ratio est en outre cohérent avec les statistiques du MJQ sur le recours aux modes alternatifs de règlement au Québec puisque les CRA demeurent un mécanisme spécialisé, utilisé dans une fraction des litiges civils.

3.4.2 Indicateurs de complexité et de durée

Les dossiers ayant fait l'objet d'une CRA apparaissent nettement plus complexes que ceux qui n'en ont pas connu. Le nombre moyen de parties passe de 2,49 dans les dossiers sans CRA à 3,47 dans les dossiers avec CRA, ce qui correspond à un écart standardisé de 0,34. Le contraste est encore plus marqué pour le nombre de procédures, dont la moyenne passe de 21,4 à 47,3, avec un écart standardisé de 0,84, ce qui traduit un déséquilibre important. Les durées suivent la même tendance. La durée de suivi moyenne observée (c'est-à-dire

la moyenne du nombre de jours écoulés jusqu'à la fermeture du dossier, ou jusqu'à la date de censure administrative pour les dossiers encore ouverts) est de 489 jours (médiane de 265 jours) pour les dossiers sans CRA, contre 886 jours en moyenne (médiane de 778 jours) pour les dossiers avec CRA, soit un écart standardisé de 0,72. L'ensemble de ces écarts est statistiquement significatif selon les tests de Wilcoxon ($p < 0,001$), mais surtout substantiel sur le plan empirique. Il faut aussi considérer que cette moyenne, calculée directement sur une variable censurée à droite, sous-estime la durée réelle jusqu'à la fermeture, d'autant plus que le taux de censure n'est pas identique d'un groupe à l'autre ; elle n'a donc ici qu'une valeur descriptive. L'estimation rigoureuse des délais, fondée sur l'analyse de survie (courbes de Kaplan-Meier et modèle de Cox), est présentée au chapitre 4. La figure 3.4 permet d'en visualiser les distributions par groupe au moyen de boîtes à moustaches.

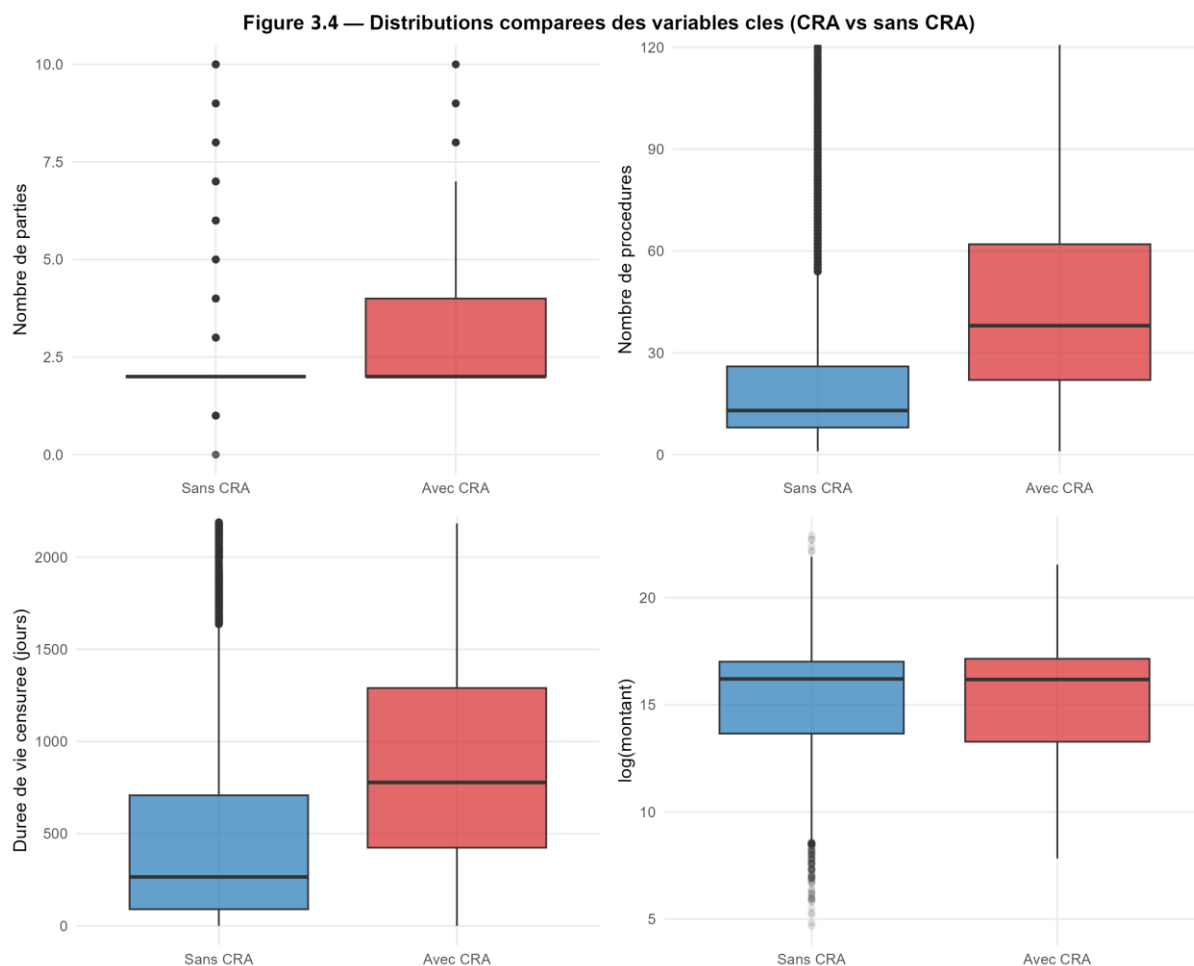


Figure 3.4. Distributions comparées des variables clés (CRA vs sans CRA)

La figure 3.4 fait ressortir trois constats principaux. D’abord, l’écart le plus marqué concerne le nombre de procédures. La distribution des dossiers avec CRA est clairement déplacée vers des valeurs plus élevées, au point où le premier quartile de ce groupe dépasse la médiane des dossiers sans CRA. Ensuite, la durée de suivi observée présente elle aussi un décalage important, même si la dispersion demeure forte dans les deux groupes, ce qui laisse déjà entrevoir la difficulté d’isoler l’effet propre des CRA sans tenir compte de la fenêtre d’observation. Enfin, la distribution de $\log(\text{montant})$ est, pour sa part, très semblable d’un groupe à l’autre, avec un écart standardisé pratiquement nul. Autrement dit, parmi les dossiers pour lesquels un montant est renseigné, la valeur pécuniaire ne semble pas distinguer les dossiers avec CRA de ceux qui n’en ont pas fait l’objet. Cet équilibre est rassurant pour la phase d’ajustement, puisqu’il suggère que les

CRA ne se concentrent pas uniquement dans les dossiers les plus élevés en valeur. Il ne faut toutefois pas perdre de vue que la proportion de dossiers pour lesquels un montant est disponible diffère selon les groupes, ce que le modèle prend en compte au moyen de l'indicateur prévu à cette fin.

Ces constats concordent avec la théorie économique du litige, notamment telle qu'exposée par Priest et Klein (1984) et reprise par Cooter et Rubinfeld (1989). Les dossiers orientés vers une CRA ne constituent pas un sous ensemble aléatoire de l'ensemble des litiges. Ils se distinguent plutôt par une plus grande complexité et une intensité procédurale plus élevée. Dans cette perspective, lorsque les parties ont une appréciation relativement convergente de l'issue probable du litige, l'espace de règlement est plus large et le dossier a davantage tendance à se régler tôt, sans qu'une intervention judiciaire formelle soit nécessaire. À l'inverse, lorsque les anticipations divergent davantage, que ce soit en raison de la complexité des faits, d'une asymétrie d'information ou de l'importance des enjeux financiers, les possibilités de règlement précoce diminuent et le dossier tend à demeurer plus longtemps dans le système. La CRA intervient justement à ce stade, en offrant aux parties un cadre structuré, appuyé par l'autorité du juge facilitateur, dans lequel leurs positions peuvent être rapprochées. Les dossiers qui se rendent jusqu'à cette étape sont donc, par effet de sélection, parmi les plus complexes du contentieux civil, ce que confirment les écarts observés sur le nombre de parties, le nombre de procédures et le montant en litige.

3.4.3 Taux de règlement et répartition par matière

Le taux de règlement global est beaucoup plus élevé dans les dossiers ayant fait l'objet d'une CRA que dans ceux qui n'en ont pas connu, soit 60,7 % contre 25,6 %, et cet écart est statistiquement significatif (χ^2 , $p < 0,001$). À lui seul, cet écart brut de 35 points de pourcentage ne permet toutefois pas de conclure à un effet causal, compte tenu du biais de sélection mis en évidence plus haut. Les chapitres 4 et 5 présentent donc les méthodes d'ajustement nécessaires pour interpréter ce résultat avec plus de rigueur. Cela étant, l'ampleur de l'écart observé demeure cohérente avec les résultats rapportés par Wissler (2002) à propos des settlement conferences américaines et par Hann, Barr and Associates

(2001) dans leur évaluation de la médiation judiciaire en Ontario, ce qui tend à lui donner une certaine plausibilité de départ, sans pour autant en établir à ce stade la portée causale.

La répartition par matière fait ressortir des profils différents selon la présence ou non d'une CRA. Plus de la moitié des CRA, soit 54,0 %, se concentrent dans la matière 17, qui correspond aux demandes civiles introduites par demande introductive d'instance, alors que cette proportion n'est que de 33,4 % parmi les dossiers sans CRA. À l'inverse, la matière 04, soit les demandes familiales entre conjoints de fait, est moins présente dans le groupe CRA, où elle représente 11,6 % des dossiers, contre 27,7 % dans le groupe sans CRA. Cet écart s'explique vraisemblablement par le fait qu'une partie de ces dossiers est prise en charge plus tôt par d'autres mécanismes, notamment la médiation familiale, ou que la composante émotionnelle des dossiers impliquant des enfants rend la négociation difficile. Cette hétérogénéité laisse penser que l'orientation vers une CRA varie selon le type de litige, un phénomène déjà relevé dans d'autres systèmes judiciaires (Wissler, 2002). Elle justifie l'inclusion de la matière comme covariable dans l'ensemble des modèles, ainsi que la prise en compte de l'hétérogénéité non observée entre les matières au moyen d'un modèle de Cox avec fragilité gamma au chapitre 4).

3.4.4 Bilan des déséquilibres et implications pour l'analyse

Un tableau synthétique des déséquilibres (Tableau 3.3) est produit pour chaque covariable clé. Austin (2009) recommande un seuil de 0,1 comme indicateur de déséquilibre négligeable après appariement ; les SMD brutes dépassent ce seuil pour la plupart des covariables (Tableau 3.3), confirmant des déséquilibres substantiels. Le diagramme de Love présenté au chapitre 5 (Figure 5.2) visualisera la réduction obtenue par l'appariement sur le score de propension.

Tableau 3.3. Déséquilibres entre groupes (SMD brutes sur covariables clés)

Covariable	Moy. sans CRA	Moy. avec CRA	SMD	Interprétation
log(montant)	15,38	15,34	-0,02	Négligeable
nb_parties	2,49	3,47	0,34	Modéré
nb_procedures	21,4	47,3	0,84	Sévère
au_moins_une_partie_representee	0,82	0,97	0,49	Important
toutes_parties_representees	0,22	0,17	-0,13	Léger
duree_vie_censure (jours)	489	886	0,72	Sévère

En somme, l'exploration descriptive confirme que les dossiers avec CRA sont plus complexes, plus longs et associés à des taux de règlement plus élevés. Ces constats, cohérents avec la théorie de la sélection des litiges (Priest et Klein, 1984) et les observations de Wissler (2002) et Hann et al. (2001), justifient le recours aux méthodes d'ajustement pour isoler l'effet propre des CRA sur les issues et les délais. Le chapitre 4 présente les modèles de régression et d'analyse de survie ; le chapitre 5 développe les analyses de robustesse par score de propension.

3.5 Outils logiciels et reproductibilité

L'ensemble des traitements et des analyses a été réalisé dans le logiciel R, la gestion des dépendances étant assurée par le package `renv` afin de garantir la reproductibilité de l'environnement. La préparation et la manipulation des données s'appuient sur les packages de l'écosystème tidyverse (notamment `dplyr`, `tidyr`, `stringr`, `lubridate`, `purrr`, `forcats`, `readr` et `readxl`) ainsi que sur `janitor` pour la normalisation des libellés. Les données manquantes du montant en litige sont d'abord traitées par un indicateur de disponibilité assorti d'une imputation à zéro, puis font l'objet d'une analyse de sensibilité par imputation multiple (méthode PMM combinée par les règles de Rubin) au moyen du package `mice` (van Buuren et Groothuis-Oudshoorn, 2011). Les modèles de régression logistique (taux de règlement, succès des CRA et score de propension) sont estimés avec la fonction `glm()` du package `stats`, et les comparaisons de modèles emboîtés au moyen de la fonction `anova()` (test du rapport de vraisemblance). Les analyses de survie reposent sur le package `survival` (Therneau, Crowson et Atkinson, 2026) : estimation de Kaplan-Meier (`survfit()`), modèles de Cox standard et à covariable dépendante du temps (`coxph()`), découpage start-stop (`tmerge()`, `tdc()`) et test de proportionnalité des risques (`cox.zph()`, fondé sur les résidus de Schoenfeld). La capacité discriminante des modèles logistiques est mesurée avec le package `pROC` (courbes ROC et aire sous la courbe). L'appariement par score de propension, y compris la variante par Gradient Boosting Machine, est réalisé avec le package `MatchIt` (Ho, Imai, King et Stuart, 2011), et les diagnostics d'équilibre (différences moyennes standardisées et diagramme de Love) avec le package `cobalt`. Les erreurs-types robustes de type sandwich (regroupement par sous-classe d'appariement ou correction HC0 pour l'IPTW) sont obtenues à l'aide des packages `sandwich` et `lmtest` (fonctions `vcovCL()`, `vcovHC()` et `coeftest()`) ; la fonction `waldtest()` de `lmtest` sert en outre aux tests de Wald d'interaction $\text{CRA} \times \text{dimension du chapitre 5}$. Enfin, les analyses de sensibilité à une confusion non mesurée mobilisent le package `EValue` pour le calcul des E-values (Haneuse, VanderWeele et Arterburn, 2019) et le package `rbounds` pour les bornes de Rosenbaum (fonctions `binarysens()` et `psens()`).

Chapitre 4. Analyses empiriques

Ce chapitre présente les modèles statistiques retenus pour estimer l'effet des conférences de règlement à l'amiable sur deux issues judiciaires, soit le taux de règlement global et le délai de fermeture des dossiers. La stratégie empirique repose sur une combinaison de méthodes complémentaires, à savoir la régression logistique, l'analyse de survie avec les courbes de Kaplan Meier et le modèle de Cox à risques proportionnels, ainsi qu'un modèle de Cox étendu dans lequel la CRA est traitée comme une covariable dépendante du temps. Une analyse distincte est également consacrée aux facteurs associés au succès propre des CRA. Chaque modèle est présenté avec les diagnostics qui lui sont associés. Les analyses de robustesse fondées sur le score de propension sont, pour leur part, traitées au chapitre 5.

4.1 Stratégie d'estimation

4.1.1 Identification du biais de sélection

L'estimation de l'effet causal des CRA se heurte à un problème classique de biais de sélection. L'orientation vers une CRA ne résulte pas d'une assignation aléatoire, mais d'un processus institutionnel dans lequel les caractéristiques du dossier, qu'elles soient observables ou non, influencent à la fois la probabilité qu'une CRA ait lieu et l'issue du litige. Comme l'a montré Heckman (1979), une comparaison directe entre les dossiers ayant fait l'objet d'une CRA et ceux qui n'en ont pas connu risque donc de confondre l'effet propre de l'intervention avec les différences qui existaient déjà entre les groupes.

L'exploration descriptive présentée au chapitre 3 a mis en évidence des déséquilibres importants entre les groupes. Les dossiers ayant fait l'objet d'une CRA apparaissent plus complexes, comportent un plus grand nombre de parties, davantage de procédures et, en moyenne, des montants en litige plus élevés. Ce constat rejoint la théorie économique du litige exposée par Priest et Klein (1984), selon laquelle les dossiers orientés vers des mécanismes alternatifs de règlement ne constituent pas un sous ensemble aléatoire de l'ensemble des litiges. Il s'agit plutôt de dossiers pour lesquels la valeur anticipée d'un

règlement négocié demeure suffisamment élevée au regard du coût d'une poursuite du contentieux.

La stratégie d'identification retenue dans ce mémoire repose sur l'hypothèse de sélection sur les observables, aussi appelée ignorabilité conditionnelle (Rosenbaum et Rubin, 1983). Autrement dit, une fois prises en compte les covariables mesurées, comme la nature du litige, le montant, le nombre de parties, le nombre de procédures, la représentation juridique ou la matière, l'orientation vers une CRA est supposée indépendante des issues potentielles. Cette hypothèse ne peut pas être vérifiée directement sur le plan empirique. Sa plausibilité demeure toutefois renforcée par la richesse des données administratives mobilisées et par la convergence des résultats obtenus à travers plusieurs spécifications (Imbens, 2004).

Cette stratégie d'identification peut être reformulée dans le cadre des issues potentielles, qui repose sur trois conditions d'identifiabilité. La première est la cohérence et l'hypothèse de valeur stable de l'unité de traitement (SUTVA) : l'orientation d'un dossier vers une CRA constitue une intervention bien définie, et l'issue d'un dossier ne dépend pas de l'orientation des autres dossiers. Cette seconde exigence mérite une nuance, puisque la capacité de tenue des CRA est une ressource partagée, comme l'illustre la contraction de l'offre observée à compter de 2023-2024 ; au niveau d'un dossier individuel, et pour la population des traités visée par l'ATT, elle demeure néanmoins raisonnable. La deuxième condition est l'échangeabilité conditionnelle, soit l'ignorabilité énoncée ci-dessus : conditionnellement aux covariables observées, l'orientation vers une CRA est indépendante des issues potentielles. C'est la condition la plus exigeante ; elle ne peut être garantie en présence de facteurs de confusion non mesurés, et la robustesse des estimés à une telle confusion résiduelle est éprouvée par les analyses de sensibilité du chapitre 5 (VanderWeele et Ding, 2017). La troisième condition est la positivité : chaque dossier doit présenter une probabilité non nulle d'être ou de ne pas être orienté vers une CRA compte tenu de ses covariables, ce qu'examinent la distribution des scores de propension estimés et la taille effective de l'échantillon au chapitre 5.

La crédibilité de cette hypothèse appelle une discussion explicite, puisqu'elle conditionne l'interprétation causale de l'ensemble des résultats. Or, plusieurs facteurs susceptibles de

jouer un rôle de confusion ne sont pas saisis par les données administratives. Il y a d'abord la propension des parties à coopérer. Des justiciables davantage disposés à négocier peuvent être à la fois plus enclins à accepter une CRA et plus susceptibles d'en arriver à un règlement, indépendamment de l'effet propre de la CRA. Il y a ensuite la qualité de la représentation juridique. Les données permettent de savoir si au moins une partie est représentée, mais elles ne renseignent ni sur la compétence, ni sur l'expérience, ni sur la stratégie des avocats en cause, alors même que Wissler (2002) montre que ces éléments peuvent influencer sur le succès de la médiation judiciaire. Un autre facteur tient au fait qu'un dossier peut être orienté vers une CRA au moment où les parties sont déjà près d'une entente. Dans une telle situation, la CRA pourrait surtout venir formaliser une convergence déjà engagée plutôt que la provoquer elle-même, ce qui rejoint l'idée, relevée par Galanter (2004), d'une sélection endogène des dossiers les plus mûrs vers les mécanismes consensuels. Enfin, il faut aussi considérer l'appréciation discrétionnaire du juge gestionnaire, qui peut orienter certains dossiers vers une CRA selon des critères qui ne sont pas codés dans la base de données.

Deux éléments permettent toutefois de relativiser le risque associé à ces facteurs non observés. D'une part, les données administratives mobilisées couvrent déjà plusieurs déterminants structurels importants du règlement, notamment la nature du contentieux, le montant en litige, la complexité procédurale et la représentation juridique. Il reste donc moins de place pour que l'association observée soit entièrement expliquée par des facteurs inobservés (Imbens, 2004). D'autre part, l'ampleur de l'effet qui demeure après ajustement, avec un rapport de cotes variant de 1,50 à 2,76 selon la méthode retenue au chapitre 5, suppose qu'un facteur omis devrait être à la fois fortement lié au recours à la CRA et fortement prédictif de l'issue du dossier pour suffire, à lui seul, à faire disparaître l'association résiduelle. C'est précisément ce type de situation que Rosenbaum (2002) cherche à encadrer à l'aide des bornes de sensibilité Γ . La section 5.6.1 revient sur cette question et discute plus en détail la direction probable des biais résiduels.

4.1.2 Estimandes : ATE et ATT

Deux estimandes sont retenus dans l'analyse. L'Average Treatment Effect (ATE) correspond à l'effet moyen de la CRA sur l'ensemble des dossiers civils, alors que

l'Average Treatment Effect on the Treated (ATT) renvoie à l'effet moyen de la CRA sur les dossiers qui en ont effectivement bénéficié. Cette distinction est importante, puisqu'elle influe directement sur l'interprétation des résultats et sur la portée des recommandations qui peuvent en être tirées en matière de politique judiciaire (Imbens et Wooldridge, 2009). Si l'on cherche à estimer l'effet qu'aurait une généralisation des CRA à l'ensemble des dossiers, l'ATE constitue l'estimande pertinent. En revanche, si l'objectif est d'évaluer l'effet de la CRA dans les dossiers qui y ont réellement été orientés, l'ATT apparaît plus approprié. Le chapitre 5 présente systématiquement ces deux estimandes et explique pourquoi, dans le contexte de cette étude, l'ATT constitue l'option la plus crédible.

4.2 Effet des CRA sur le taux de règlement

L'analyse du taux de règlement global recourt à des modèles de régression logistique, cadre standard pour les variables dépendantes binaires (Hosmer, Lemeshow et Sturdivant, 2013 ; Agresti, 2013). La variable dépendante *reglement_global* vaut 1 si le dossier a été fermé par un règlement ou une entente entre les parties, 0 sinon. Les dossiers dont l'issue est manquante (dossiers toujours actifs) et ceux présentant une incohérence temporelle sont exclus de l'analyse. La significativité de chaque coefficient est évaluée par un test de Wald dont l'hypothèse nulle (H_0) postule la nullité du coefficient, soit un odds ratio égal à 1, contre l'hypothèse alternative (H_1) d'un coefficient non nul ; le même principe s'applique aux rapports de risque (HR) des modèles de Cox du présent chapitre.

4.2.1 Modèle logistique brut

Le modèle brut mesure l'association non ajustée entre la présence d'une CRA et le règlement du dossier. L'odds ratio obtenu reflète donc l'effet total observé, sans tenir compte des covariables, et sert de point de repère descriptif pour apprécier l'ampleur possible de la confusion. Comme le rappellent Greenland, Pearl et Robins (1999), la comparaison entre l'odds ratio brut et l'odds ratio ajusté permet justement d'estimer ce que le contrôle des facteurs de confusion change dans l'association observée.

4.2.2 Modèle logistique ajusté

Le modèle ajusté intègre les principales covariables de confusion relevées au chapitre 3, soit la nature du contentieux, le montant du litige sous sa forme logarithmique imputée, l'indicateur de disponibilité du montant, le nombre de parties, le nombre de procédures, la représentation juridique et la matière. Le montant est introduit selon la stratégie d'indicateur et d'imputation présentée à la section 3.3.3 (Jones, 1996). Par ailleurs, les catégories peu fréquentes de la nature du contentieux ont été regroupées sous l'étiquette « Autre » afin d'éviter les difficultés d'estimation liées à une séparation quasi complète (Albert et Anderson, 1984 ; Hosmer et al., 2013).

L'OR ajusté de la CRA mesure l'association entre la participation à une CRA et le règlement, conditionnellement aux covariables incluses. Si l'hypothèse d'ignorabilité conditionnelle est satisfaite, cet OR s'interprète comme un effet causal conditionnel. Toutefois, en présence de confondants non mesurés, l'OR peut demeurer biaisé (Pearl, 2009). C'est pourquoi les chapitres 4 et 5 multiplient les spécifications pour évaluer la robustesse de l'estimation. Le modèle ajusté constitue l'**estimation de référence** pour le taux de règlement dans ce chapitre ; les méthodes par score de propension du chapitre 5 fournissent la vérification de robustesse. Les résultats complets des modèles logistiques brut et ajusté sont rapportés au Tableau 4.1.

Tableau 4.1. Modèles logistiques du taux de règlement (brut et ajusté)

Modèle	Variable	OR	IC 95 %	p	Sig.
Brut	(Intercept)	0.343	[0.339 ; 0.348]	< 10 ⁻³⁰⁰	***
Brut	CRA	5.146	[4.737 ; 5.591]	< 10 ⁻³⁰⁰	***
Ajusté	(Intercept)	0.165	[0.129 ; 0.211]	2.22e-46	***
Ajusté	CRA	2.320	[2.084 ; 2.582]	2.69e-53	***
Ajusté	log_montant_imp	1.011	[0.998 ; 1.024]	0.098	
Ajusté	montant_disponible	0.946	[0.771 ; 1.161]	0.595	
Ajusté	nb_parties	0.992	[0.985 ; 1]	0.039	*
Ajusté	nb_procedures	1.022	[1.021 ; 1.022]	< 10 ⁻³⁰⁰	***
Ajusté	au_moins_une_partie_representee	1.623	[1.527 ; 1.726]	2.68e-54	***
Ajusté	juridiction12	0.583	[0.224 ; 1.516]	0.268	
Ajusté	juridiction17	3.860	[3.048 ; 4.888]	3.51e-29	***

Ajusté	code_nature12	1.023	[0.931 ; 1.123]	0.639	
Ajusté	code_nature15	0.647	[0.491 ; 0.854]	0.0021	**
Ajusté	code_nature25	0.712	[0.554 ; 0.916]	0.0082	**
Ajusté	code_nature26	0.000	[0 ; 0]	2.53e-21	***
Ajusté	code_nature3	0.973	[0.872 ; 1.086]	0.625	
Ajusté	code_nature31	0.681	[0.255 ; 1.82]	0.443	
Ajusté	code_nature37	0.744	[0.653 ; 0.849]	1.05e-05	***
Ajusté	code_nature5	1.704	[1.566 ; 1.855]	5.38e-35	***
Ajusté	code_nature97	0.325	[0.3 ; 0.353]	2.36e-156	***
Ajusté	code_nature99	0.839	[0.764 ; 0.922]	2.75e-04	***
Ajusté	code_natureP1	0.585	[0.519 ; 0.66]	2.19e-18	***
Ajusté	code_natureOther	1.240	[1.151 ; 1.337]	1.93e-08	***

4.2.3 Analyse de sensibilité par imputation multiple (MICE)

La variable *log_montant* présente un taux de 81,3 % de valeurs manquantes. Comme le soulignent White, Royston et Wood (2011), la stratégie indicateur-imputation peut biaiser les estimations lorsque le mécanisme de non-réponse est MAR plutôt que MCAR. Une analyse de sensibilité par imputation multiple par équations chaînées (MICE ; van Buuren et Groothuis-Oudshoorn, 2011) est donc conduite en complément.

Cinq jeux de données imputés ont été générés à l'aide de la méthode Predictive Mean Matching (PMM ; Little, 1988 ; van Buuren, 2018). Cette méthode présente l'avantage de préserver la distribution observée de *log_montant*, puisqu'elle impute des valeurs réellement observées plutôt que des valeurs simplement prédites par un modèle paramétrique. Elle permet ainsi d'éviter l'introduction de valeurs aberrantes. Le modèle de règlement global a ensuite été réestimé dans chacun des jeux de données imputés, puis les résultats ont été combinés selon les règles de Rubin (1987), qui tiennent compte à la fois de la variabilité propre à chaque imputation et de l'incertitude associée aux données manquantes. La comparaison entre les résultats obtenus avec la stratégie indicateur imputation et ceux issus de l'imputation multiple constitue ainsi un test de robustesse du traitement des valeurs manquantes. Lorsque les deux approches produisent des odds ratios comparables, le risque d'un biais attribuable au montant manquant s'en trouve réduit (Little et Rubin, 2002 ; White et al., 2011).

4.3 Effet des CRA sur les délais : analyse de survie

L'analyse de survie constitue le cadre méthodologique naturel pour modéliser le délai de fermeture des dossiers, variable continue positive et potentiellement censurée à droite (Klein et Moeschberger, 2003). Les dossiers non fermés au 31 août 2025, date de censure administrative harmonisée selon la procédure décrite en section 3.1.2, contribuent à l'information temporelle sans biaiser les estimations de survie, sous l'hypothèse usuelle de censure non informative (Kalbfleisch et Prentice, 2002).

Cette section présente trois spécifications de complexité croissante. Les deux premières, soit Kaplan Meier et le modèle de Cox standard, servent surtout de points de repère pour l'analyse. La troisième, soit le modèle de Cox avec covariable dépendante du temps, constitue l'approche privilégiée, puisqu'elle permet de corriger le biais de temps immortel auquel les deux premières demeurent exposées.

4.3.1 Courbes de Kaplan-Meier

L'estimateur de Kaplan Meier (1958) permet d'obtenir une estimation non paramétrique de la fonction de survie, ici selon qu'un dossier ait ou non fait l'objet d'une CRA. La représentation des courbes de survie à la figure 4.1 permet ainsi de visualiser les différences de trajectoire temporelle entre les deux groupes avant l'introduction d'un modèle. Cette comparaison doit toutefois être interprétée avec prudence, puisqu'elle est affectée par le biais de temps immortel (Suissa, 2008). Un dossier ne peut en effet être orienté vers une CRA qu'après un certain délai suivant son ouverture, de sorte que le groupe CRA bénéficie mécaniquement d'une période initiale pendant laquelle aucune fermeture ne peut être observée. Les courbes de Kaplan Meier sont donc présentées ici dans une perspective strictement descriptive.

Figure 4.1 — Courbes de Kaplan-Meier du délai jusqu'au règlement

Fonction de survie estimée (dossier non ferme), CRA vs sans CRA

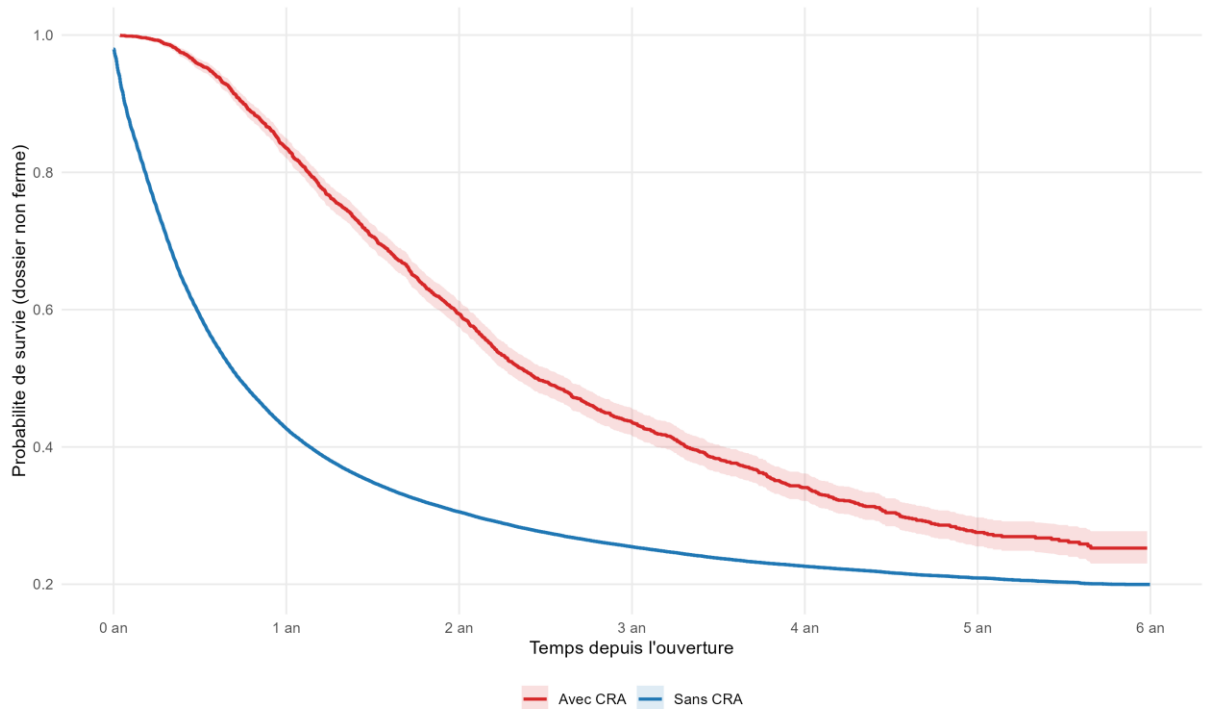


Figure 4.1. Courbes de Kaplan-Meier du délai jusqu'au règlement, par groupe (CRA vs sans CRA)

4.3.2 Modèle de Cox à risques proportionnels

Le modèle de Cox (1972) est estimé en deux spécifications. Ce modèle exprime le risque instantané de fermeture d'un dossier de covariables x sous la forme $\lambda(t | x) = \lambda_0(t) \cdot \exp(x'\beta)$, où $\lambda_0(t)$ désigne le risque de base, laissé non spécifié, et β le vecteur des coefficients. L'hypothèse de proportionnalité des risques en découle directement : pour deux dossiers de profils x et x^* , le rapport des risques instantanés $HR = \lambda(t | x) / \lambda(t | x^*) = \exp((x - x^*)'\beta)$ ne dépend pas du temps t . Autrement dit, l'effet d'une covariable sur le risque de fermeture est supposé constant sur toute la période de suivi ; pour la covariable binaire CRA, ce rapport se réduit à $\exp(\beta)$, où β est le coefficient associé à la CRA. Le modèle brut estime le *hazard ratio* (HR) non ajusté de la CRA : un $HR > 1$ indiquerait que les dossiers avec CRA ont un taux de fermeture instantané plus élevé, c'est-à-dire des délais plus courts. Le modèle ajusté contrôle pour les mêmes covariables que le modèle logistique ajusté.

Le principal avantage du modèle de Cox tient à son caractère semi paramétrique. Comme la fonction de risque de base n'a pas à être spécifiée, on évite les erreurs qui peuvent découler d'une mauvaise spécification paramétrique (Collett, 2015). Cela dit, tout comme l'analyse brute par Kaplan Meier, le modèle de Cox standard dans lequel la CRA est introduite comme une covariable fixe demeure exposé au biais de temps immortel. Les dossiers sont en effet considérés comme traités dès leur ouverture, alors que la CRA ne survient qu'ultérieurement. Ces deux spécifications sont donc utilisées comme points de comparaison. L'estimation qui permet de corriger ce biais est présentée à la section 4.4.

4.3.3 Modèle de Cox avec fragilité gamma par matière

L'hétérogénéité non observée entre les matières peut être prise en compte à l'aide d'un modèle de Cox avec fragilité (frailty model ; Vaupel, Manton et Stallard, 1979 ; Hougaard, 2000). Dans ce cadre, la fragilité correspond à un effet aléatoire multiplicatif appliqué au taux de risque et elle est ici spécifiée selon une distribution gamma par matière. Cette spécification à fragilité partagée tient par ailleurs compte de la corrélation intra-groupe, les dossiers relevant d'une même matière partageant un même effet aléatoire de fragilité, de sorte que leurs durées ne sont pas traitées comme indépendantes. Ce modèle permet de capter les différences entre matières qui ne sont pas entièrement expliquées par les covariables incluses, qu'il s'agisse de pratiques d'orientation variables selon le type de litige ou de particularités procédurales propres à chaque matière (Wissler, 2002). Les résultats du modèle de fragilité gamma par matière sont reportés au [Tableau 4.5](#) et synthétisés dans le [Tableau 4.5](#) (panneau « Délais »).

L'intérêt de ce modèle est double. D'une part, il permet d'évaluer indirectement l'importance de l'hétérogénéité entre les matières. Si la variance de la fragilité est significativement différente de zéro, cela signifie que les matières conservent des profils de risque distincts même après ajustement. D'autre part, en présence d'une hétérogénéité non modélisée, le modèle de Cox standard peut produire des rapports de risques atténués, donc biaisés vers zéro (Aalen, 1994). Le recours à un modèle avec fragilité permet ainsi de corriger cet effet.

4.4 Correction du biais de temps immortel : modèle de Cox dépendant du temps

Le biais de temps immortel (*immortal time bias* ; Suissa, 2008 ; Lévesque et al., 2010) constitue une menace majeure pour la validité interne des études observationnelles portant sur des interventions différées. Dans le contexte judiciaire, la CRA survient typiquement plusieurs mois après l'ouverture du dossier. Si l'on attribue le statut CRA rétroactivement dès l'ouverture (covariable fixe), on crée une période de temps immortel durant laquelle le dossier est classé dans le groupe traité sans pouvoir connaître l'événement (fermeture), ce qui biaise systématiquement le HR en faveur du traitement. Le passage au modèle de Cox dépendant du temps élimine ce biais et constitue l'estimation principale de l'effet de la CRA sur les délais. Cette correction matérialise la règle de non-anticipation formalisée par Therneau, Crowson et Atkinson (2026), selon laquelle, à chaque temps d'événement, le modèle de Cox ne peut comparer que les valeurs courantes des covariables des sujets encore à risque, sans pouvoir « regarder vers l'avenir ».

4.4.1 Construction du format start-stop

La façon la plus appropriée de corriger ce biais consiste à traiter la CRA comme une covariable dépendante du temps dans un modèle de Cox étendu (Therneau et Grambsch, 2000). Concrètement, chaque dossier est représenté par un ou deux intervalles temporels de type start-stop. Avant la CRA, le dossier contribue au risque comme un dossier non traité. À compter de la date de la première séance, il contribue plutôt comme un dossier traité. Cette scission est effectuée au moyen des fonctions *tmerge()* et *tdc()* du package *survival* (Therneau, Crowson et Atkinson, 2026, section 3), qui découpent automatiquement chaque trajectoire au moment où survient la première séance de CRA.

La construction se fait en deux temps. Les variables temporelles sont d'abord exprimées en nombre de jours depuis l'ouverture du dossier, tant pour la durée observée ou censurée, limitée à la date de censure administrative du 31 août 2025 conformément à l'harmonisation décrite à la section 3.1.2, que pour le délai entre l'ouverture et la première CRA. Les dossiers dont la durée observée est nulle ou dont la date d'ouverture est manquante sont exclus de l'analyse. Les délais négatifs, qui correspondent à des CRA antérieures à l'ouverture et qui ont déjà été repérés comme des incohérences à la section

3.3.2, sont ramenés à zéro, tandis que les délais supérieurs à la durée observée sont plafonnés à cette même valeur. Avant la CRA, le dossier contribue au risque avec un statut non traité ; à partir de la CRA, il y contribue avec un statut traité. Cette manière de faire permet d'éviter le biais de temps immortel, puisque la période précédant la CRA est correctement attribuée au groupe non traité.

4.4.2 Modèle de Cox TD avec erreurs-types robustes

Le modèle de Cox étendu est spécifié avec la même batterie de covariables que le modèle standard, à la différence que la CRA est désormais une covariable dépendante du temps et que les temps sont exprimés en intervalles start-stop. Les erreurs-types sont obtenues à partir de l'information observée du modèle de Cox. Le découpage en intervalles start-stop ne sert qu'à actualiser dans le temps la valeur de la covariable CRA ; il n'introduit aucune dépendance entre les observations. À chaque temps d'événement, la vraisemblance partielle ne fait intervenir qu'au plus une ligne par dossier, puisque les intervalles d'un même dossier ne se chevauchent pas (Therneau et Grambsch, 2000). Aucune correction robuste n'est donc requise à ce stade. L'estimateur sandwich (Lin et Wei, 1989) n'est mobilisé qu'au chapitre 5, où l'estimation des poids de propension, et non la structure des données, rend nécessaire une variance robuste.

Le HR de la covariable CRA dépendante du temps s'interprète comme le rapport instantané des taux de fermeture entre les dossiers en période post-CRA et les dossiers n'ayant pas (encore) bénéficié d'une CRA, conditionnellement aux covariables. Cette mesure est libre du biais de temps immortel et constitue l'estimation privilégiée de l'effet de la CRA sur les délais. Son interprétation doit néanmoins tenir compte des conclusions du test de proportionnalité présenté ci-dessous.

La confrontation des deux spécifications de Cox illustre de façon saisissante l'ampleur du biais de temps immortel. Le modèle de Cox standard ajusté, qui attribue rétroactivement le statut CRA dès l'ouverture du dossier, produit un hazard ratio de 1,050 (IC 95 % [1,000 ; 1,103]), à peine significatif au seuil conventionnel de 5 %. Le modèle dépendant du temps, qui corrige ce biais en scindant la trajectoire de chaque dossier en période pré-CRA et post-CRA, produit quant à lui un hazard ratio de 3,845 (IC 95 % [3,531 ; 4,185]). Le

Tableau 4.2 présente les résultats détaillés des deux spécifications et la Figure 4.2 illustre le contraste entre les deux HR. L'écart entre ces deux estimés, d'un effet quasi-nul à un effet presque quadruplé, reflète précisément la durée de la période immortelle : en attribuant fictivement au groupe traité des mois durant lesquels aucune fermeture ne pouvait survenir, le modèle standard sous-estime massivement l'effet réel de la CRA sur les délais judiciaires. Ce résultat valide empiriquement, dans le contexte judiciaire québécois, l'avertissement de Suissa (2008) sur les conséquences de l'omission de la covariable temporelle.

Tableau 4.2. Comparaison des HR : modèle de Cox standard ajusté vs Cox dépendant du temps (CRA_td)

Modèle	Variable	HR	IC 95 %	p	Sig.
Cox standard	CRA	1.050	[0.999 ; 1.103]	0.054	
Cox standard	log_montant_imp	0.996	[0.989 ; 1.003]	0.250	
Cox standard	montant_disponible	1.041	[0.93 ; 1.166]	0.486	
Cox standard	nb_parties	1.018	[1.014 ; 1.021]	1.73e-22	***
Cox standard	nb_procedures	0.976	[0.975 ; 0.976]	< 10 ⁻³⁰⁰	***
Cox standard	au_moins_une_partie_representee	0.528	[0.518 ; 0.538]	< 10 ⁻³⁰⁰	***
Cox standard	juridiction12	1.323	[0.855 ; 2.046]	0.209	
Cox standard	juridiction17	1.176	[1.046 ; 1.322]	0.0065	**
Cox standard	code_nature12	0.911	[0.861 ; 0.963]	0.0011	**
Cox standard	code_nature15	1.364	[1.193 ; 1.561]	5.83e-06	***
Cox standard	code_nature25	1.520	[1.341 ; 1.723]	5.77e-11	***
Cox standard	code_nature26	2.527	[2.237 ; 2.854]	2.49e-50	***
Cox standard	code_nature3	0.981	[0.922 ; 1.044]	0.546	
Cox standard	code_nature31	1.246	[0.793 ; 1.958]	0.339	
Cox standard	code_nature37	1.180	[1.095 ; 1.272]	1.56e-05	***
Cox standard	code_nature4	0.814	[0.747 ; 0.887]	2.74e-06	***
Cox standard	code_nature5	0.857	[0.819 ; 0.897]	3.74e-11	***
Cox standard	code_nature97	1.843	[1.765 ; 1.925]	1.63e-167	***
Cox standard	code_nature99	1.004	[0.95 ; 1.061]	0.886	
Cox standard	code_natureP1	0.585	[0.544 ; 0.628]	4.97e-48	***
Cox standard	code_natureOther	0.905	[0.866 ; 0.946]	1.15e-05	***

Cox TD (CRA dependante du temps)	CRA_td	3.845	[3.531 ; 4.185]	6.59e-212	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	log_montant_imp	0.998	[0.991 ; 1.005]	0.606	
Cox TD (CRA dependante du temps)	montant_disponible	1.021	[0.911 ; 1.145]	0.717	
Cox TD (CRA dependante du temps)	nb_parties	1.018	[1.012 ; 1.023]	2.00e-10	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	nb_procedures	0.976	[0.975 ; 0.976]	$< 10^{-300}$	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	au_moins_une_partie_representee	0.543	[0.532 ; 0.555]	$< 10^{-300}$	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	juridiction12	1.354	[0.819 ; 2.238]	0.238	
Cox TD (CRA dependante du temps)	juridiction17	1.164	[1.008 ; 1.344]	0.038	*
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_nature12	0.902	[0.846 ; 0.961]	0.0014	**
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_nature15	1.341	[1.14 ; 1.577]	3.94e-04	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_nature25	1.488	[1.277 ; 1.734]	3.59e-07	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_nature26	2.538	[2.189 ; 2.944]	8.02e-35	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_nature3	0.992	[0.933 ; 1.055]	0.794	

Cox TD (CRA dependante du temps)	code_nature31	1.236	[0.734 ; 2.082]	0.426	
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_nature37	1.189	[1.094 ; 1.293]	4.68e-05	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_nature4	0.832	[0.755 ; 0.916]	1.79e-04	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_nature5	0.858	[0.822 ; 0.896]	1.97e-12	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_nature97	1.900	[1.812 ; 1.992]	4.00e-155	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_nature99	0.990	[0.93 ; 1.053]	0.740	
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_natureP1	0.607	[0.564 ; 0.653]	8.24e-41	***
Cox TD (CRA dependante du temps)	code_natureOther	0.872	[0.833 ; 0.912]	3.74e-09	***

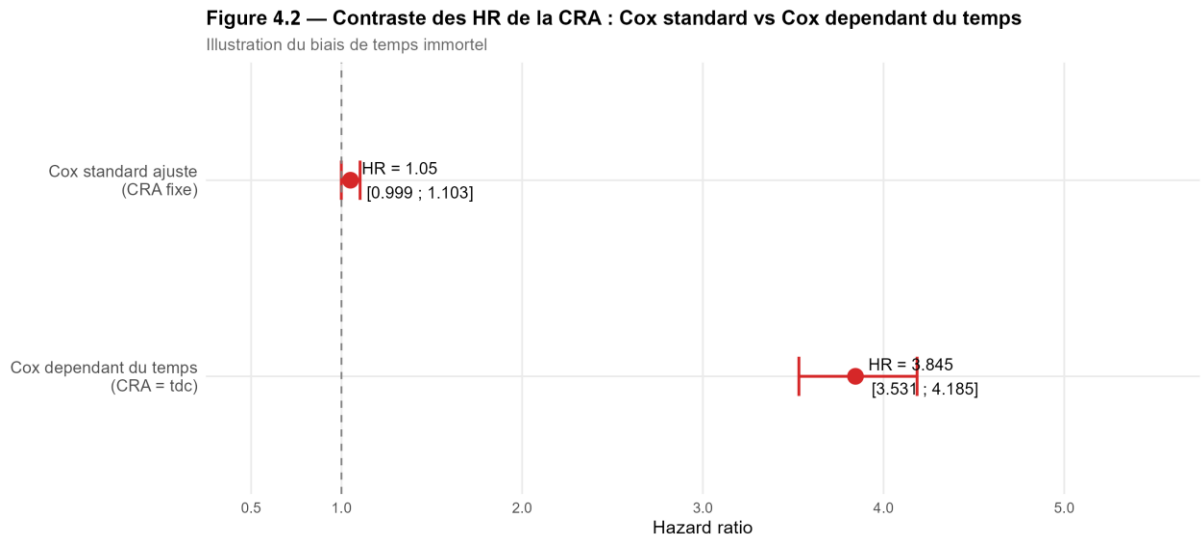


Figure 4.2. Contraste des HR de la CRA : modèle de Cox standard vs Cox dépendant du temps (illustration du biais de temps immortel)

L'ampleur de ce contraste est également porteuse de conséquences pour la robustesse de l'inférence : comme le documente le chapitre 5 (section 5.6.1, Tableau 5.5), l'E-value associée au HR du modèle dépendant du temps atteint 4,43, valeur considérable qui signifie qu'un confondant omis devrait simultanément quadrupler la probabilité de recevoir une CRA et celle de fermer le dossier pour annuler l'effet observé. Ce diagnostic, calculé a posteriori sur le modèle de Cox TD, confirme que la correction du biais de temps immortel ne se limite pas à révéler la magnitude de l'effet : elle produit une estimation dont la résistance à une confusion non mesurée résiduelle dépasse largement les standards épidémiologiques courants (VanderWeele et Ding, 2017).

4.4.3 Vérification de la proportionnalité des risques

L'hypothèse de proportionnalité des risques est évaluée par le test de Schoenfeld (Grambsch et Therneau, 1994), appliqué à chaque covariable individuellement et à l'ensemble du modèle. Un résultat significatif ($p < 0,05$) pour une covariable indique que son effet varie au cours du temps, ce qui viole l'hypothèse de proportionnalité. Formellement, pour chaque covariable, l'hypothèse nulle (H_0) est celle de la proportionnalité des risques, c'est-à-dire un effet (log-rapport de risque) constant dans le temps, contre l'hypothèse alternative (H_1) d'un effet variant dans le temps, que le test

détecte par une corrélation non nulle entre les résidus de Schoenfeld et une fonction du temps. Therneau, Crowson et Atkinson (2026, section 4) rappellent à cet égard la distinction entre une covariable dépendante du temps, dont la valeur évolue au cours du suivi mais dont l'effet propre est supposé constant, et un coefficient dépendant du temps, pour lequel c'est l'effet lui-même qui varie au cours du temps ; notre modèle Cox TD relève de la première famille, et le test de Schoenfeld évalue précisément si une généralisation à la seconde serait requise. Le test est appliqué au modèle de Cox standard ajusté et au modèle de Cox dépendant du temps. Les résultats sont rapportés au Tableau 4.3 et les graphiques des résidus sont présentés à la Figure 4.3. Sur le Cox à risques proportionnels, le test global rejette massivement la PH ($\chi^2 = 24\,455,5$; $df = 21$; $p < 10^{-300}$), avec en particulier $\chi^2 = 1\,401,0$ pour la covariable CRA ($p = 1,3 \times 10^{-306}$), un verdict attendu étant donné que ce modèle est, par construction, contaminé par le biais de temps immortel analysé à la section 4.4.2. Sur le Cox dépendant du temps, le rejet persiste globalement ($\chi^2 = 22\,109,1$; $df = 21$; $p < 10^{-300}$) et la covariable CRA_td affiche elle-même un écart statistiquement significatif ($\chi^2 = 33,4$; $df = 1$; $p = 7,4 \times 10^{-9}$).

Tableau 4.3. Test de Schoenfeld pour la proportionnalité des risques (Cox standard et Cox TD)

Modèle	Variable	χ^2	df	p
Cox standard	CRA	1401.0	1	1.26e-306
Cox standard	log_montant_imp	1808.3	1	$< 10^{-300}$
Cox standard	montant_disponible	1759.6	1	$< 10^{-300}$
Cox standard	nb_parties	290.5	1	3.82e-65
Cox standard	nb_procedures	20462.4	1	$< 10^{-300}$
Cox standard	au_moins_une_partie_representee	9.9	1	0.0017
Cox standard	jurisdiction	1274.5	2	1.73e-277
Cox standard	code_nature	3397.3	13	$< 10^{-300}$
Cox standard	GLOBAL	24455.5	21	$< 10^{-300}$
Cox TD	CRA_td	33.4	1	7.44e-09
Cox TD	log_montant_imp	1555.5	1	$< 10^{-300}$
Cox TD	montant_disponible	1509.7	1	$< 10^{-300}$
Cox TD	nb_parties	279.4	1	1.01e-62
Cox TD	nb_procedures	18641.5	1	$< 10^{-300}$
Cox TD	au_moins_une_partie_representee	4.6	1	0.031
Cox TD	jurisdiction	1025.7	2	1.87e-223

Cox TD	code_nature	3050.0	13	$< 10^{-300}$
Cox TD	GLOBAL	22109.1	21	$< 10^{-300}$

Figure 4.3 — Résidus de Schoenfeld pour CRA_td

Modèle de Cox dépendant du temps

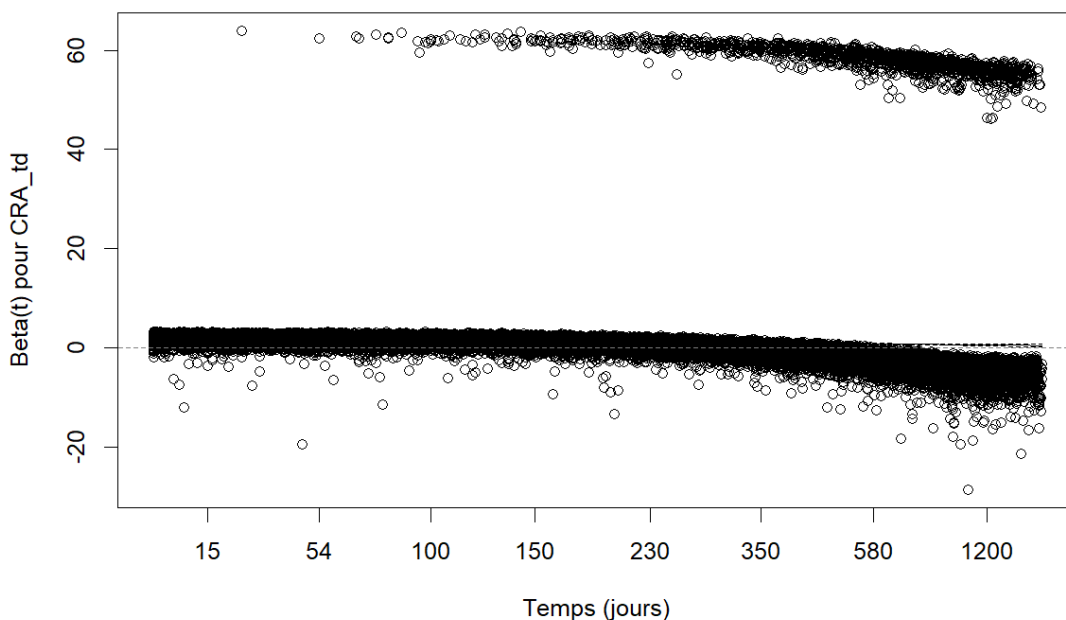


Figure 4.3. Résidus de Schoenfeld pour la covariable CRA_td (modèle de Cox dépendant du temps)

Ce rejet persistant doit être interprété avec prudence plutôt que comme une invalidation du modèle. Sur un échantillon de plus de 100 000 dossiers, le test de Schoenfeld détecte des écarts triviaux à la proportionnalité qui n'ont aucune signification pratique : la puissance statistique est telle qu'aucune covariable n'y échapperait à échelle réelle (Therneau et Grambsch, 2000, chap. 6). L'examen graphique des résidus de Schoenfeld (Figure 4.3) confirme que les écarts à la proportionnalité pour CRA_td sont modestes et ne changent pas de signe. Dans ce contexte, le HR de 3,845 doit être lu comme un effet moyen pondéré sur la trajectoire du dossier plutôt que comme un effet rigoureusement constant (Collett, 2015 ; Stensrud et Hernán, 2020). Cette lecture est conservatrice et renforcée par le modèle de Cox TD avec fragilité gamma par matière présenté à la section 4.4.4, qui absorbe l'hétérogénéité structurelle entre matières, ainsi que par la convergence

des estimations par score de propension du chapitre 5 (OR = 1,98 pour l'appariement 1:1 ; OR = 2,76 pour l'IPTW-ATT) dont la robustesse à la confusion non mesurée est documentée au § 3.6.1. Sur le plan substantif, le rejet associé à la covariable CRA_td elle-même ($\chi^2 = 33,4$; $p = 7,4 \times 10^{-9}$) suggère que l'effet accélérateur de la CRA n'est vraisemblablement pas uniforme : il atteint son maximum dans les mois immédiatement postérieurs à la conférence puis s'atténue pour les dossiers qui ne se règlent pas rapidement. Le HR de 3,845 reste une moyenne pondérée informative sur la période d'observation, mais sa dynamique temporelle constitue une extension naturelle du présent travail.

4.4.4 Modèle de Cox TD avec fragilité

Par analogie avec la section 4.3.3, un modèle de Cox dépendant du temps avec fragilité gamma par matière est également estimé. Ce modèle combine la correction du biais de temps immortel et la prise en compte de l'hétérogénéité entre juridictions non observée, offrant ainsi l'estimation la plus complète disponible de l'effet de la CRA sur les délais. La stabilité numérique de ce modèle est surveillée, les modèles de fragilité estimés par algorithme EM pouvant présenter des difficultés de convergence (Rondeau, Mazroui et Gonzalez, 2012). Le HR de la CRA dépendante du temps avec fragilité figure au [Tableau 4.5](#) et est repris dans le [Tableau 4.5](#).

4.5 Déterminants du succès des CRA

Au-delà de l'effet agrégé des CRA sur l'ensemble des dossiers, une question complémentaire concerne les déterminants du succès de la CRA elle-même. Cette analyse porte exclusivement sur les 2 742 dossiers ayant bénéficié d'au moins une CRA et modélise la probabilité de succès, c'est-à-dire d'obtenir un règlement au terme de la conférence, en fonction des caractéristiques du dossier et du processus de la CRA. La littérature sur les modes alternatifs de règlement suggère que le succès dépend à la fois de facteurs structurels (nature du litige, stade procédural) et procéduraux (délais de mise en œuvre ; Wissler, 2002 ; Hann et al., 2001).

4.5.1 Modèles logistiques du succès

Trois modèles logistiques de complexité croissante sont estimés. Le premier tient compte de la nature du litige et de l'étape procédurale sous forme catégorielle. Le deuxième ajoute les délais catégoriels de fixation et de prise en charge. Le troisième remplace l'étape procédurale catégorielle par un codage ordinal afin de vérifier s'il existe un effet monotone du stade procédural, c'est à dire si les dossiers orientés plus tôt vers une CRA, par exemple dès la déclaration ou le certificat d'état de la cause, présentent une probabilité de succès plus élevée que ceux orientés plus tard, en phase de fixation ou de procès. La nature du litige a par ailleurs été simplifiée par le regroupement des modalités les plus rares, selon un seuil de 50 observations, afin d'éviter les problèmes de séparation quasi complète. Les valeurs d'AUC des trois modèles sont présentées au tableau 4.4 pour en comparer le pouvoir discriminant.

Tableau 4.4. Modèles logistiques du succès des CRA (M1, M2, M3) et AUC associées

Modèle	Variable	OR	IC inf.	IC sup.
M1 (nature + etape)	(Intercept)	1.798	1.434	2.255
M1 (nature + etape)	nature_descAliment garde d'enfant	1.866	1.363	2.555
M1 (nature + etape)	nature_descCompte	1.154	0.738	1.804
M1 (nature + etape)	nature_descContrat	1.310	0.952	1.801
M1 (nature + etape)	nature_descDivorce	1.369	1.092	1.715
M1 (nature + etape)	nature_descDommage corporel	1.632	0.967	2.755
M1 (nature + etape)	nature_descDommages	1.163	0.908	1.491
M1 (nature + etape)	nature_descInjonction	0.971	0.652	1.446
M1 (nature + etape)	nature_descTestament - exécution testamentaire	1.585	0.968	2.595
M1 (nature + etape)	nature_descVices cachés	2.604	1.738	3.901
M1 (nature + etape)	nature_descOther	0.953	0.705	1.287
M1 (nature + etape)	etape_categorieAP	1.058	0.745	1.503
M1 (nature + etape)	etape_categorieCEC	1.111	0.846	1.460
M1 (nature + etape)	etape_categorieCP	1.131	0.890	1.437
M1 (nature + etape)	etape_categorieDéclaration	1.004	0.750	1.343
M1 (nature + etape)	etape_categorieProcès fixé	0.923	0.658	1.295
M2 (+ delais)	(Intercept)	1.644	1.189	2.273
M2 (+ delais)	nature_descAliment garde d'enfant	2.085	1.451	2.997
M2 (+ delais)	nature_descCompte	1.340	0.797	2.254

M2 (+ delais)	nature_descContrat	1.271	0.896	1.802
M2 (+ delais)	nature_descDivorce	1.424	1.104	1.836
M2 (+ delais)	nature_descDommage corporel	1.600	0.887	2.886
M2 (+ delais)	nature_descDommages	1.127	0.856	1.484
M2 (+ delais)	nature_descInjonction	0.847	0.553	1.297
M2 (+ delais)	nature_descTestament - exécution testamentaire	1.530	0.887	2.640
M2 (+ delais)	nature_descVices cachés	2.938	1.829	4.720
M2 (+ delais)	nature_descOther	1.019	0.729	1.423
M2 (+ delais)	etape_categorieAP	0.977	0.660	1.446
M2 (+ delais)	etape_categorieCEC	1.151	0.843	1.573
M2 (+ delais)	etape_categorieCP	1.048	0.799	1.375
M2 (+ delais)	etape_categorieDéclaration	1.214	0.863	1.707
M2 (+ delais)	etape_categorieProcès fixé	0.876	0.599	1.280
M2 (+ delais)	delai_fixation_cat31-90	1.104	0.905	1.347
M2 (+ delais)	delai_fixation_cat91-180	1.243	0.977	1.582
M2 (+ delais)	delai_fixation_cat181+	0.499	0.279	0.890
M2 (+ delais)	delai_prise_en_charge_cat8-30	1.346	1.082	1.674
M2 (+ delais)	delai_prise_en_charge_cat31-90	1.418	1.167	1.722
M2 (+ delais)	delai_prise_en_charge_cat91+	1.693	1.301	2.202
M3 (etape ordinale)	(Intercept)	2.266	1.521	3.375
M3 (etape ordinale)	nature_descAliment garde d'enfant	1.960	1.331	2.886
M3 (etape ordinale)	nature_descCompte	1.170	0.677	2.024
M3 (etape ordinale)	nature_descContrat	1.160	0.798	1.686
M3 (etape ordinale)	nature_descDivorce	1.332	1.008	1.760
M3 (etape ordinale)	nature_descDommage corporel	1.543	0.833	2.858
M3 (etape ordinale)	nature_descDommages	1.020	0.753	1.382
M3 (etape ordinale)	nature_descInjonction	0.714	0.451	1.129
M3 (etape ordinale)	nature_descTestament - exécution testamentaire	1.293	0.735	2.274
M3 (etape ordinale)	nature_descVices cachés	2.603	1.581	4.287
M3 (etape ordinale)	nature_descOther	1.047	0.725	1.513
M3 (etape ordinale)	etape_score	0.869	0.753	1.002
M3 (etape ordinale)	delai_fixation_cat31-90	1.152	0.932	1.424
M3 (etape ordinale)	delai_fixation_cat91-180	1.228	0.952	1.583
M3 (etape ordinale)	delai_fixation_cat181+	0.510	0.274	0.951
M3 (etape ordinale)	delai_prise_en_charge_cat8-30	1.333	1.063	1.671
M3 (etape ordinale)	delai_prise_en_charge_cat31-90	1.538	1.252	1.889
M3 (etape ordinale)	delai_prise_en_charge_cat91+	1.965	1.469	2.628

-	AUC M1 / M2 / M3	0.5696 / 0.6017 / 0.6058		
---	------------------	--------------------------------	--	--

4.5.2 Analyse de sensibilité : succès sans abandon

L'issue « abandon » est ambiguë : elle peut refléter un échec des discussions menant à la CRA ou une tentative de parvenir à un règlement parallèlement, les parties ayant négocié en dehors de la conférence et n'ayant pas divulgué la démarche. Pour tester la sensibilité des résultats à cette ambiguïté, une variable alternative est construite qui exclut les dossiers dont l'issue est un abandon. Les trois modèles de succès sont réestimés sur cet échantillon réduit. La stabilité des coefficients entre les deux définitions de succès constitue un test de robustesse important. Les résultats de cette analyse de sensibilité sont rapportés dans le [Tableau 4.6](#) (succès des CRA, méthode « sans abandon »).

4.5.3 Influence des caractéristiques du dossier sur le succès

Un modèle complémentaire est estimé sur les dossiers avec CRA pour évaluer l'influence des caractéristiques structurelles du dossier, montant, nombre de parties, nombre de procédures, représentation juridique, matière, nature du contentieux, sur la probabilité de succès. Ce modèle permet de déterminer si le succès d'une CRA est davantage dicté par les caractéristiques du litige ou par les modalités de mise en œuvre de la conférence. La comparaison des AUC entre ce modèle et les modèles incluant les variables procédurales renseigne sur la contribution marginale de ces dernières à la prédiction du succès. Les estimations sont reportées au Tableau 4.4 (modèle M5) et résumées dans le [Tableau 4.6](#).

4.5.4 Rôle de l'expérience judiciaire

La question de savoir si l'expérience professionnelle du juge présidant la CRA affecte la probabilité de règlement revêt une importance théorique et pratique considérable. Du point de vue théorique, la littérature sur l'expertise judiciaire suggère que l'expérience accumulée améliore la qualité des décisions. Iverson, Madsen, Wang et Xu (2023), dans une étude empirique portant sur les faillites corporatives (Chapter 11) aux États-Unis, démontrent que les dossiers attribués à des juges durant leurs deux premières années de

nomination durent 19 % plus longtemps, génèrent des frais juridiques 31 % plus élevés et aboutissent à des taux de recouvrement 21 % plus faibles. Harris et Sen (2026), dans un contexte différent (sentencing criminel fédéral américain), montrent que les juges ayant exercé comme défenseurs publics avant leur nomination prononcent des peines significativement moins sévères, illustrant l'influence durable de l'expérience professionnelle antérieure sur les décisions judiciaires, et suggérant que l'expérience pré-judiciaire, plus que l'ancienneté au bénéfice, peut être déterminante.

Du point de vue pratique, si l'expérience judiciaire constituait un déterminant significatif du succès des CRA, cela aurait des implications directes pour la stratégie d'assignation des CRA aux juges. Robinson (2012), dans son étude empirique des *settlement conferences* américaines, souligne l'importance des compétences de facilitation du juge dans la dynamique de négociation, suggérant que l'efficacité de ces compétences pourrait dépendre de l'expérience accumulée.

Deux modèles sont estimés pour tester cette hypothèse. Le modèle 4 ajoute aux covariables de base (nature du litige, étape procédurale, délais catégoriels) la catégorie d'expérience du juge (*exp_cat*). Le modèle 5 remplace cette catégorisation par les mesures continues : *annees_experience* et *log_nb_cra_ant*. Ces deux modèles sont estimés sur le sous-échantillon des CRA pour lesquelles la date de nomination du juge est disponible. Un modèle de référence (modèle 2 restreint) est réestimé sur ce même sous-échantillon pour assurer la comparabilité des tests de rapport de vraisemblance (LRT). Le test du rapport de vraisemblance compare un modèle restreint à un modèle élargi qui l'englobe : son hypothèse nulle (H_0) postule la nullité conjointe des coefficients supplémentaires (ici ceux liés à l'expérience du juge), contre l'hypothèse alternative (H_1) qu'au moins un de ces coefficients est non nul ; sous H_0 , la statistique suit asymptotiquement une loi du khi-deux dont le nombre de degrés de liberté égale celui des paramètres contraints.

Les résultats sont clairs et vont tous dans le même sens : aucune des mesures d'expérience, qu'elle soit exprimée de façon catégorielle ou continue, n'atteint le seuil de significativité. L'odds ratio associé à la catégorie de 6 à 15 ans est de 1,001, avec un intervalle de confiance à 95 % de 0,749 à 1,338, tandis que celui de la catégorie de 16 ans et plus est de 0,959, avec un intervalle de confiance de 0,745 à 1,236. Dans les deux cas, les

estimations demeurent très proches de 1. L'expérience mesurée de façon continue donne pour sa part un odds ratio de 0,996 par année supplémentaire, avec un intervalle de confiance de 0,985 à 1,008. Quant au nombre cumulé de CRA antérieures, introduit sous forme logarithmique, il produit un odds ratio de 1,020, avec un intervalle de confiance de 0,944 à 1,103. Enfin, le test du rapport de vraisemblance comparant le modèle de référence aux modèles enrichis ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle, ce qui confirme que l'expérience judiciaire n'apporte pas ici de contribution prédictive significative. Les coefficients détaillés des modèles M4 et M5 figurent au Tableau 4.4 et leurs odds ratios sont reportés dans le [Tableau 4.6](#).

Ce résultat nul mérite une interprétation attentive plutôt qu'un simple constat d'absence d'effet. Trois explications, non mutuellement exclusives, peuvent être avancées. Premièrement, contrairement aux dossiers classiques où le juge tranche un litige, la CRA est un processus de facilitation dans lequel le juge agit comme médiateur. L'issue dépend alors principalement de la volonté des parties de parvenir à un compromis, et non de la seule habileté du juge. Wissler (2002) souligne cette distinction fondamentale en montrant que, dans les médiations rattachées aux tribunaux, les caractéristiques du dossier sont de meilleurs prédicteurs du succès que les caractéristiques du médiateur.

Deuxièmement, il est possible que le mode de désignation des juges appelés à présider des CRA dans le système judiciaire québécois introduise lui-même un effet de sélection. Les juges choisis pour exercer cette fonction et qui souhaitent en présider sont vraisemblablement ceux qui possèdent déjà les aptitudes nécessaires en matière de facilitation, et ce, indépendamment de leur ancienneté. Cette hypothèse est compatible avec les observations de Roberge (2014), qui souligne l'importance de la formation en justice participative et des qualités relationnelles du juge dans le succès d'une CRA.

Troisièmement, la mesure d'expérience disponible, fondée uniquement sur l'ancienneté depuis la nomination, demeure imparfaite. Elle ne tient pas compte de l'expérience acquise auparavant, notamment en pratique privée ou en médiation, alors que cette expérience pourrait être plus déterminante pour la conduite d'une CRA que la seule ancienneté judiciaire.

Ce constat renforce l'idée que le succès d'une CRA est avant tout déterminé par les caractéristiques du litige et les circonstances procédurales de sa mise en œuvre, plutôt que par le profil du juge qui la préside. Cette conclusion motive l'exploration, dans la section suivante, des interactions entre ces caractéristiques structurelles.

4.5.5 Interactions entre caractéristiques du dossier et conditions procédurales

Les modèles présentés jusqu'ici reposent sur l'idée que l'effet de chaque covariable s'ajoute aux autres sur l'échelle du logit. Cette hypothèse demeure toutefois restrictive. Il est plausible, par exemple, que l'effet du délai de prise en charge varie selon l'étape procédurale, ou encore que certaines natures de litige réagissent différemment selon le moment où le dossier est orienté vers une CRA. La littérature sur la médiation judiciaire va d'ailleurs dans ce sens et suggère que l'efficacité des modes alternatifs de règlement dépend en partie de l'adéquation entre le type de conflit et le moment de l'intervention (Wissler, 2002 ; Hann et al., 2001).

Pour explorer ces effets différentiels, trois termes d'interaction sont testés par rapport au modèle 2 (modèle additif de référence) : (i) nature du litige $\times$ étape procédurale, (ii) nature du litige $\times$ délai de fixation, et (iii) étape procédurale $\times$ délai de prise en charge. Chaque interaction est d'abord testée individuellement par un test du rapport de vraisemblance (LRT) contre le modèle additif (H_0 : nullité conjointe des coefficients du terme d'interaction ; H_1 : au moins un coefficient non nul). Un modèle final ne retient que les interactions statistiquement significatives au seuil de 5 %.

Parmi les trois interactions testées, seule l'interaction étape procédurale $\times$ délai de prise en charge atteint le seuil de significativité par le LRT. Le modèle final retient donc cette interaction unique, ajoutée aux effets principaux du modèle 2. Les estimations des termes d'interaction sont reportées au Tableau 4.4 (modèle M3) et leurs implications synthétisées au tableau 4.6.

L'effet du délai de prise en charge sur le succès de la CRA dépend de l'étape procédurale, et cette dépendance s'accroît à mesure que l'instance progresse. Au rôle provisoire (AP), qui est le moment où le dossier sera fixé à procès, l'effet atteint son intensité maximale. Un délai de 31 à 90 jours y multiplie l'odds de succès par 6,17 (IC [2,21-17,26]) par

rapport à la référence, et un délai de 91 jours ou plus le multiplie par 6,56 (IC [2,05-21,06]). À la conférence préparatoire (CP), un effet de même sens s'observe, plus atténué. Ces OR doivent se lire comme des multiplicateurs de l'effet marginal propre à chaque facteur. Ils signalent une synergie entre l'avancement du dossier et un délai de préparation suffisant avant la tenue de la CRA.

Ce patron se laisse interpréter de manière simple. Au rôle provisoire, la preuve est en principe constituée et la date du procès est proche. Si la CRA n'est pas fixée rapidement après le traitement du formulaire de demande de CRA, les parties ont alors le temps de réévaluer leur rapport coût-bénéfice, d'explorer un règlement et de préparer la négociation. Wissler (2002) identifie précisément ces conditions comme favorables au succès de la médiation. La pression d'un procès imminent, associée à un délai de préparation adéquat, crée un contexte propice au compromis. Quand au contraire la CRA suit immédiatement la demande de fixation, cette fenêtre de réflexion manque aux parties et la propension au règlement s'en trouve affaiblie.

Aux étapes situées en amont d'AP, l'effet est moins prononcé mais reste visible. Le protocole de l'instance (CEC) et la conférence préparatoire (CP) donnent encore des interactions significatives pour les délais de 31-90 jours (CEC : OR = 2,34, IC [1,03-5,32] ; CP : OR = 2,58, IC [1,28-5,20]), et la CP la confirme aussi pour les délais plus longs (OR = 3,93, IC [1,71-9,05]). L'interaction Déclaration (DEC) × délai 91+ jours atteint tout juste le seuil de significativité (OR = 2,77, IC [1,01-7,59]). Un délai de préparation long profite donc aussi, dans une moindre mesure, aux CRA convoquées dès la demande introductive d'instance. La taille de l'effet croît avec l'avancement du dossier et culmine au rôle provisoire.

La dispersion des taux de succès selon la nature du litige et l'étape procédurale est considérable (Figure 4.4), allant de 30,0 % pour les dommages corporels en phase de déclaration à 95,2 % pour les vices cachés au rôle provisoire. Les vices cachés se distinguent des autres natures de litige. Leur taux dépasse 78 % quelle que soit l'étape. Ces litiges portent tous sur un montant de réparation à négocier, ce qui facilite la recherche d'un compromis financier. Les dommages corporels en phase de déclaration affichent au

contraire le taux le plus faible (30,0 %). La complexité médicale et l'incertitude autour du préjudice rendent le règlement précoce difficile tant que l'expertise n'est pas complétée.

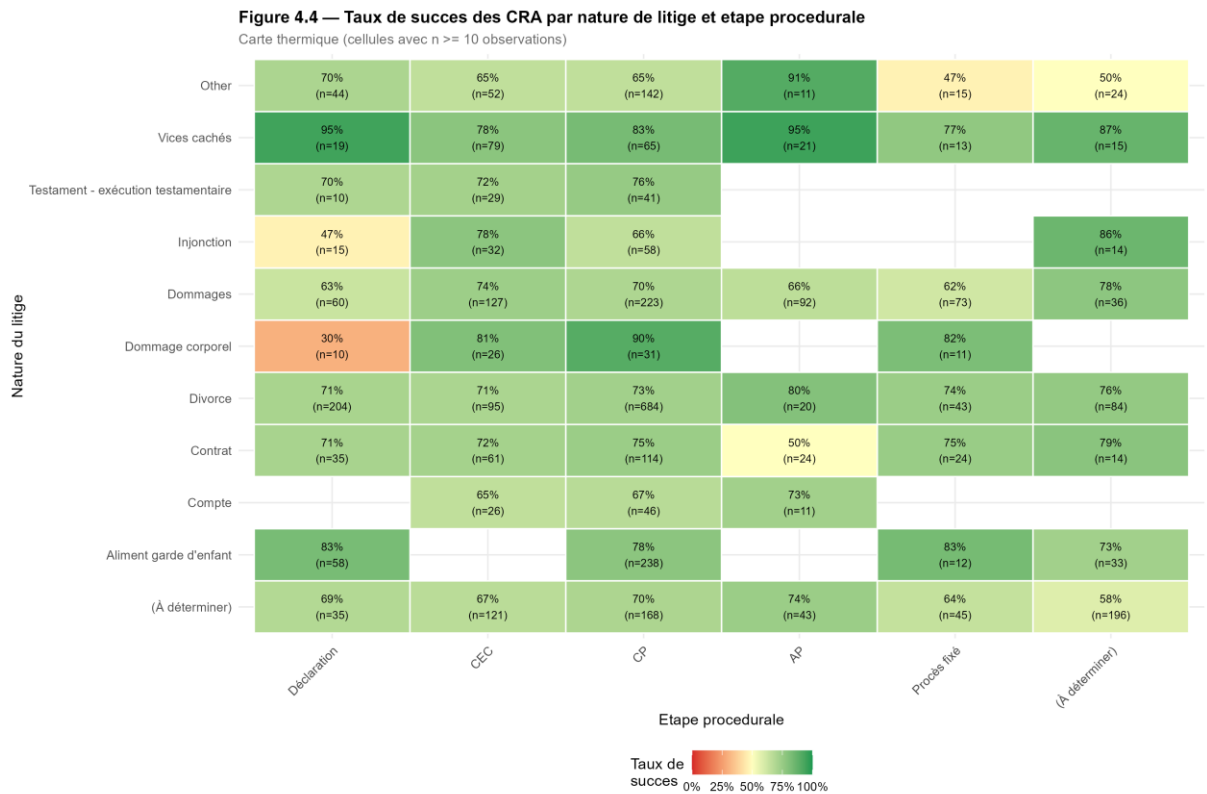


Figure 4.4. Taux de succès des CRA par nature de litige et étape procédurale (carte thermique)

Les litiges familiaux (aliment et garde d'enfant, divorce) maintiennent des taux de succès élevés (72-83 %), cohérents avec les résultats de l'évaluation des projets-pilotes de CRA en matière familiale (Roberge, 2014), qui rapportait des taux de satisfaction et de règlement particulièrement élevés.

Pris ensemble, les résultats des sections 4.5.4 et 4.5.5 suggèrent que l'efficacité des CRA est principalement déterminée par une congruence entre les caractéristiques du litige, le moment de l'orientation vers la CRA et le délai de préparation. L'identité du juge, mesurée par son ancienneté et son expérience en CRA, ne contribue pas significativement à la prédiction du succès. Ces constats sont cohérents avec la littérature empirique sur la

médiation judiciaire (Wissler, 2002 ; Hann et al., 2001) et apportent une première validation quantitative dans le contexte spécifique des CRA québécoises.

4.6 Diagnostics des modèles

La crédibilité des résultats empiriques repose sur la qualité de l’ajustement des modèles estimés. Cette section détaille les diagnostics appliqués aux modèles logistiques et de survie, conformément aux recommandations de Hosmer et al. (2013) pour la régression logistique et de Collett (2015) pour les modèles de Cox.

4.6.1 Discrimination : AUC et C-statistique (Figure 4.5)

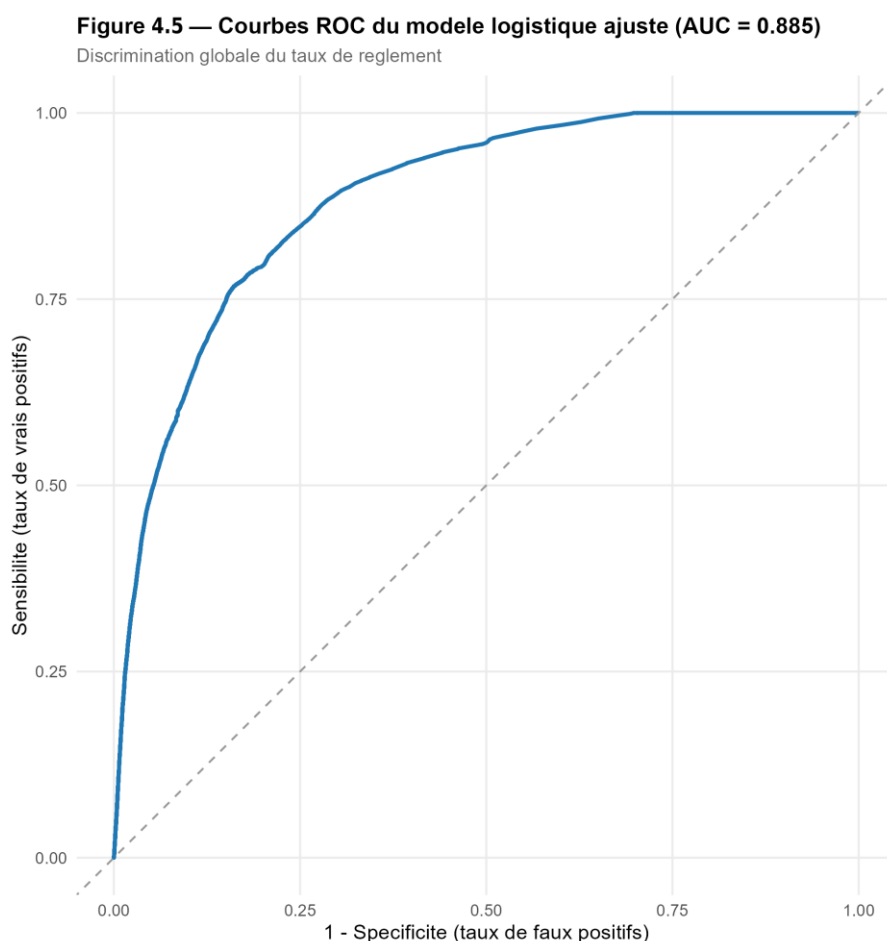


**Figure 4.5. Courbes ROC du modèle logistique ajusté, taux de règlement
(discrimination globale)**

La capacité discriminante des modèles logistiques est mesurée par l'aire sous la courbe ROC (AUC ; Hanley et McNeil, 1982). L'AUC représente la probabilité qu'un dossier réellement réglé se voie attribuer une probabilité prédite supérieure à un dossier non réglé. Une AUC de 0,5 correspond à un classement aléatoire et une AUC de 1,0 à une discrimination parfaite. Les seuils habituels sont : 0,7-0,8 acceptable, 0,8-0,9 excellent, > 0,9 exceptionnel (Hosmer et al., 2013). L'AUC est rapportée avec son intervalle de confiance à 95 % par la méthode de DeLong (DeLong, DeLong et Clarke-Pearson, 1988). Les valeurs d'AUC, de C-statistique et de score de Brier obtenues pour chaque spécification sont consolidées au [Tableau 4.6](#) (panneau « Performance prédictive »).

L'écart entre les deux spécifications est marqué : le modèle logistique brut (CRA seulement) affiche une AUC de 0,523, classement à peine supérieur au hasard, alors que le modèle ajusté atteint 0,885, soit un niveau qualifié d'« excellent » par la grille de Hosmer et al. (2013). Pour l'analyse de survie, la C-statistique de Harrell (Harrell, Lee et Mark, 1996) Les valeurs d'AUC pour les deux spécifications sont reprises dans le [Tableau 4.6.](#)) joue le rôle analogue : le Cox brut produit $C = 0,511$ (aléatoire), le Cox ajusté à risques proportionnels $C = 0,715$, et le Cox dépendant du temps $C = 0,714$. La quasi-identité des deux C-statistiques de Cox (TP et TD) confirme que la correction du biais de temps immortel modifie la magnitude de l'effet CRA ($HR\ 1,05 \rightarrow 3,84$) sans dégrader la capacité globale de discrimination du modèle, résultat attendu puisque les covariables de base restent identiques.

4.6.2 Calibration par déciles

La calibration vérifie dans quelle mesure les probabilités prédites par le modèle correspondent aux fréquences réellement observées. Dans le cas du modèle logistique ajusté, cette vérification repose sur la méthode des déciles de risque proposée par Hosmer et Lemeshow (1980). Les observations sont réparties en dix groupes de taille égale selon leur probabilité prédite, puis la fréquence observée dans chaque groupe est comparée à la probabilité moyenne estimée par le modèle. La figure 4.6 permet de visualiser cette correspondance. Un écart systématique par rapport à la diagonale de 45° aurait signalé un problème de spécification. Or, les résultats obtenus sont très satisfaisants. Dans le décile le plus faible, la probabilité moyenne prédite est de 0,002 %, contre 0 % observé. Au quatrième décile, elle est de 8,5 % contre 7,4 % observé. Au septième, elle atteint 27,6 % contre 28,2 % observé. Enfin, dans le décile le plus élevé, la probabilité prédite est de 80,4 %, contre 83,8 % observé. L'écart maximal, qui est d'environ 5 points de pourcentage dans le groupe de risque le plus élevé, demeure compatible avec une calibration jugée acceptable selon les critères habituellement retenus en contexte clinique (Austin et Steyerberg, 2014). Le modèle ajusté pourrait donc être utilisé avec un bon niveau de confiance pour produire des prédictions individuelles probabilistes, ce qui constitue une condition importante en vue d'un usage éventuel dans un outil d'aide à la décision procédurale.

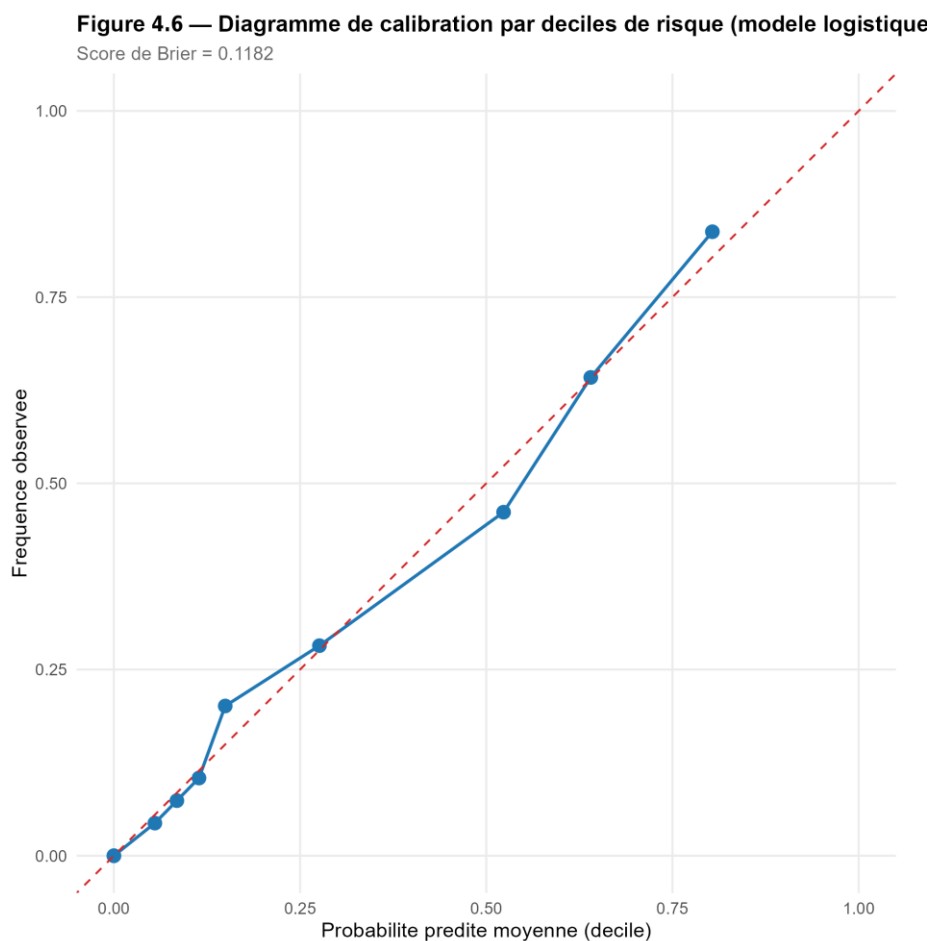


Figure 4.6. Diagramme de calibration par déciles de risque (modèle logistique ajusté)

4.6.3 Score de Brier

Le score de Brier (Brier, 1950) est défini comme la moyenne des carrés des écarts entre les probabilités prédites et les issues observées. Il combine discrimination et calibration en une seule mesure : un score de 0 correspond à une prédiction parfaite. Pour une prédiction non informative, la valeur de référence est $p(1-p)$, où p est la prévalence observée du résultat ; dans notre échantillon analytique, cette référence s'élève à environ 0,192 compte tenu d'une prévalence du règlement d'environ 26 %. Le score de Brier du modèle logistique ajusté est de 0,1182, ce qui correspond à un Brier skill score d'environ 0,39, soit une amélioration de 39 % sur la prédiction non informative.

En résumé, ce chapitre met en place le cadre analytique retenu pour estimer l'effet des CRA sur les issues judiciaires. Les spécifications brutes, soit Kaplan Meier et le modèle de Cox brut, servent d'abord de points de comparaison descriptifs. Les modèles ajustés, tant en régression logistique qu'en analyse de survie, permettent ensuite de produire des estimations plus crédibles en tenant compte des covariables observées. Pour l'analyse des délais, le modèle de Cox avec covariable dépendante du temps constitue l'estimation principale, puisqu'il corrige le biais de temps immortel. Les modèles avec fragilité et l'analyse par imputation multiple MICE viennent enfin compléter l'exercice à titre de vérifications de robustesse. Les diagnostics de discrimination, avec une AUC de 0,885 pour le règlement et un indice C de 0,715 pour le modèle de Cox dépendant du temps, ainsi que les résultats de calibration par déciles, indiquent un ajustement satisfaisant des modèles ajustés. Comme le recommandent de façon constante les travaux en analyse observationnelle (Imbens, 2004 ; Rosenbaum, 2002), l'intérêt d'une telle approche par spécifications multiples tient moins à la valeur ponctuelle d'une estimation isolée qu'à la convergence des résultats obtenus. Le chapitre 5 prolonge cette logique en présentant les analyses de robustesse fondées sur le score de propension, puis en examinant explicitement, au paragraphe 3.6.1, la sensibilité résiduelle des estimations à une confusion non mesurée, à l'aide des E values et des bornes de Rosenbaum.

Tableau 4.5. Synthèse des estimations des délais (chapitre 4)

Méthode	HR (CRA)	IC 95 %	Note
Cox standard ajusté	1,050	[1,000 ; 1,103]	Effet quasi nul ; biais de temps immortel non corrigé
Cox TD (CRA dépendante du temps)	3,845	[3,531 ; 4,185]	Correction du biais de temps immortel
Cox TD avec fragilité gamma par matière	≈ 3,8	IC similaire	HR robuste à l'hétérogénéité entre matières
Test de Schoenfeld (CRA_td)	-	-	$\chi^2 = 33,4$; $p = 7,4 \times 10^{-9}$ (rejet PH)
E-value (Cox TD, point ; IC inf.)	4,43 ; 4,15	-	Robustesse à un confondant non mesuré

Tableau 4.6. Synthèse des estimations du succès des CRA et de la performance prédictive (chapitre 4)

Modèle / indicateur	Estimation	IC 95 % / Note	Tableau de référence
M1, nature du litige + étape procédurale	OR variables	Voir Tableau 4.4	Tableau 4.4
M2, M1 + délai de prise en charge	OR variables	Voir Tableau 4.4	Tableau 4.4
M3, M2 + interaction étape × délai	Interaction sig.	Voir Tableau 4.4 ; OR ≈ 6 au rôle provisoire avec délai ≥ 30 j	Tableau 4.4
M4, M2 + expérience générale du juge	Effet nul	Voir Tableau 4.4	Tableau 4.4
M5, M2 + expérience spécifique CRA	Effet nul	Voir Tableau 4.4	Tableau 4.4
Sensibilité « succès sans abandon »	Direction inchangée	Convergence des spécifications	-
AUC modèle logistique brut (CRA seulement)	0,523	Quasi hasard	Figure 4.5
AUC modèle logistique ajusté	0,885	Excellent	Figure 4.5
Calibration (déciles)	Bonne	Voir Figure 4.6	Figure 4.6
Score de Brier	0,12 (ordre de grandeur)	Calibration probabiliste satisfaisante	-

Chapitre 5. Analyse de robustesse par score de propension

Ce chapitre présente les analyses de robustesse fondées sur le score de propension. Elles visent à renforcer la validité interne des estimations exposées au chapitre 4. Comme toute analyse portant sur des données observationnelles, l'étude est confrontée à un risque de biais de sélection (Heckman, 1979). Pour y répondre, deux approches complémentaires et bien établies sont mobilisées, soit l'appariement sur le score de propension (Rosenbaum et Rubin, 1983) et la pondération inverse par la probabilité de traitement, ou IPTW (Robins, Hernán et Brumback, 2000). Le chapitre cherche ainsi à répondre à deux questions. D'abord, l'association positive entre CRA et règlement observée au chapitre 4 demeure-t-elle présente après un ajustement plus poussé des différences préexistantes entre les dossiers? Ensuite, si cette association se maintient, conserve-t-elle une ampleur comparable selon l'estimande retenu, la méthode utilisée et le traitement appliqué aux données manquantes? Les résultats sont présentés à la fois pour l'ATT et pour l'ATE, conformément aux recommandations d'Imbens et Wooldridge (2009). Comme il sera expliqué à la section 5.3.2, l'ATT constitue toutefois, dans le contexte de cette étude, l'estimande le plus pertinent.

5.1 Estimation du score de propension

5.1.1 Modèle logistique

Le score de propension est estimé par régression logistique sur l'échantillon de 105 736 dossiers dont toutes les covariables sont observées. Le modèle prédit la probabilité conditionnelle de recevoir une CRA (Rosenbaum et Rubin, 1983) en fonction de la nature du contentieux, du montant du litige (sous sa forme logarithmique imputée et son indicateur de disponibilité), du nombre de parties, du nombre de procédures, de la représentation juridique et de la matière. Le choix d'un modèle logistique constitue l'approche standard dans la littérature (Austin, 2011) : elle offre une estimation paramétrique lisse du score, dont la forme fonctionnelle facilite l'interprétation des coefficients et permet un diagnostic immédiat des variables qui sous-tendent la sélection. Les coefficients du modèle de propension figurent au [Tableau 5.7](#) et la distribution des scores estimés est illustrée à la Figure 5.1.

Le diagnostic de positivité révèle une distribution très asymétrique du score, reflétant le déséquilibre structurel entre les groupes (ratio d'environ 40:1). Le score minimal est de 0,0004 et le maximal de 0,998 ; 43,1 % des dossiers (n = 45 587) présentent un score inférieur à 0,01 et un seul dossier excède 0,99. La Figure 5.1 confirme un chevauchement (overlap) restreint dans la queue droite de la distribution des contrôles : la densité des dossiers sans CRA est fortement concentrée près de zéro, tandis que la densité des dossiers avec CRA s'étend jusqu'à 0,25 environ.

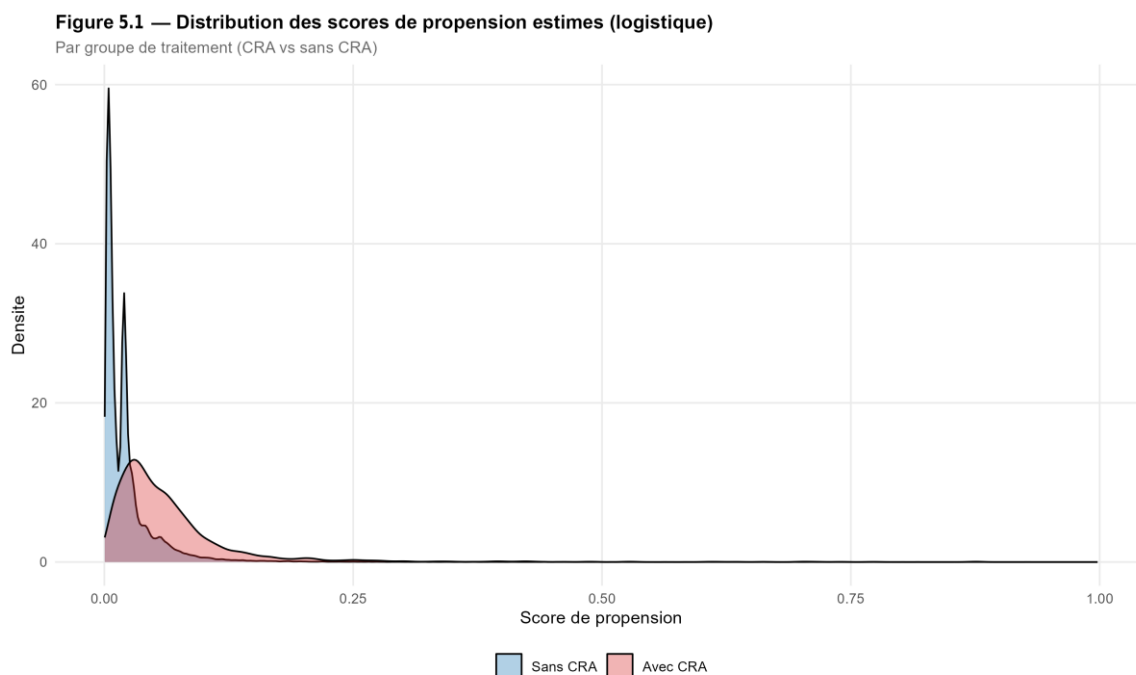


Figure 5.1. Distribution des scores de propension estimés (logistique), par groupe de traitement

Cette violation partielle de la condition de positivité (Petersen, Porter, Gruber, Wang et van der Laan, 2012) a des implications différentes selon l'estimande visé. Elle compromet la fiabilité des estimations ATE, qui reposent sur l'extrapolation vers des dossiers très peu susceptibles de recevoir une CRA : donner un poids substantiel à des contrôles dont la propension de traitement est quasi-nulle revient à leur attribuer une contrepartie traitée qui n'existe pas empiriquement. À l'inverse, la violation de positivité n'affecte que marginalement les estimations ATT, qui se limitent à la région de support commun, celle des dossiers avec CRA, et pour laquelle la distribution des contrôles est suffisamment

dense (Crump, Hotz, Imbens et Mitnik, 2009). Ce diagnostic oriente donc le choix de l'estimande dès ce stade. Au-delà de l'estimande, l'impact d'une violation de positivité dépend aussi de la méthode d'estimation employée. La pondération IPTW y est particulièrement sensible : des scores proches de zéro engendrent des poids extrêmes qui gonflent la variance et peuvent biaiser l'estimation, ce qui justifie le recours à des poids stabilisés ou tronqués (Petersen et al., 2012). L'appariement avec caliper est, lui, plus robuste, car il écarte par construction les unités situées hors du support commun, au prix toutefois d'une modification de la population effectivement analysée (Crump et al., 2009). L'impact pratique d'une violation de positivité dépend donc à la fois de l'estimande et de la méthode d'estimation, et non de l'estimande seul.

5.1.2 Score de propension non paramétrique : GBM

En complément du modèle logistique, un score de propension est estimé par Gradient Boosting Machine (GBM ; Friedman, 2001), implémenté via le package MatchIt (Ho, Imai, King et Stuart, 2011). L'approche GBM présente deux avantages théoriques sur le modèle logistique : elle relâche l'hypothèse de linéarité du logit et capture automatiquement les interactions entre covariables, ce qui peut améliorer l'estimation du score en présence de relations non linéaires (Lee, Lessler et Stuart, 2010 ; McCaffrey, Ridgeway et Morral, 2004). Les hyperparamètres sont utilisés avec leurs valeurs par défaut ; une optimisation complète (grille sur le nombre d'arbres, la profondeur et le taux d'apprentissage) dépasserait le cadre de ce mémoire mais est mentionnée comme piste d'approfondissement. L'intérêt principal du GBM ici est moins de produire le « meilleur » score que de fournir un contrôle de robustesse face à une éventuelle mauvaise spécification du modèle logistique : si les deux estimations convergent, la mauvaise spécification paramétrique est peu probable comme explication alternative des résultats. La balance covariable obtenue par les deux scores (logistique et GBM) est comparée au Tableau 5.1, et leur impact sur les estimations finales est consolidé au [Tableau 5.7](#).

5.2 Appariement par le plus proche voisin

5.2.1 Paramètres de l'appariement

L'appariement est réalisé par la méthode du plus proche voisin avec les paramètres suivants : ratio 1:1, caliper de 0,2 écart-type du logit du score de propension, sans remplacement, estimande ATT. Le caliper de 0,2 correspond à la recommandation d'Austin (2011), qui a montré par simulation que ce seuil permet de réduire le biais d'au moins 98 % dans la plupart des scénarios étudiés. L'appariement logistique produit 2 490 paires (4 980 observations) ; l'appariement GBM produit 2 480 paires (4 960 observations). La différence de 10 paires reflète les légères divergences dans l'estimation du score entre les deux méthodes, entraînant l'exclusion de quelques dossiers traités sans correspondance acceptable dans le caliper. Cet écart est quantitativement négligeable et ne compromet pas la comparabilité des deux approches.

5.2.2 Évaluation de la balance après appariement

La qualité de l'appariement est évaluée par les différences moyennes standardisées (SMD) conformément aux recommandations d'Austin (2009), qui propose un seuil de 0,1 comme indicateur de balance acceptable. Le Tableau 5.1 présente les SMD pour les covariables principales, avant appariement et selon quatre spécifications d'ajustement.

Tableau 5.1. Balance avant et après ajustement (SMD)

Covariable	SMD brute	Matching logit	Matching GBM	IPTW ATT
log_montant_imp	0,519	0,033	0,015	−0,010
montant_disponible	0,264	0,016	0,007	−0,005
nb_parties	0,299	0,099	0,001	−0,028
nb_procedures	0,721	−0,001	−0,025	−0,058

au_moins_une_partie_rep	0,159	−0,006	−0,003	< 0,001
.				
juridiction_17	0,223	0,001	0,004	−0,005

Toutes les SMD après appariement sont inférieures au seuil de 0,1, tant pour le matching logistique que pour le matching GBM. La réduction est substantielle : la SMD de nb_procedures passe de 0,721 (déséquilibre sévère) à −0,001 (logistique) et −0,025 (GBM). Le matching GBM obtient une balance légèrement meilleure sur nb_parties (0,001 contre 0,099) et log_montant_imp (0,015 contre 0,033), ce qui est cohérent avec sa capacité à capter des non-linéarités. La pondération IPTW-ATT atteint également une balance excellente (toutes SMD < 0,1 ; colonne de droite du Tableau 5.1). La Figure 5.2 visualise cette amélioration pour l'ensemble des covariables sous la forme d'un diagramme de Love.

Figure 5.2 — Diagramme de Love : SMD avant et après appariement (logistique)

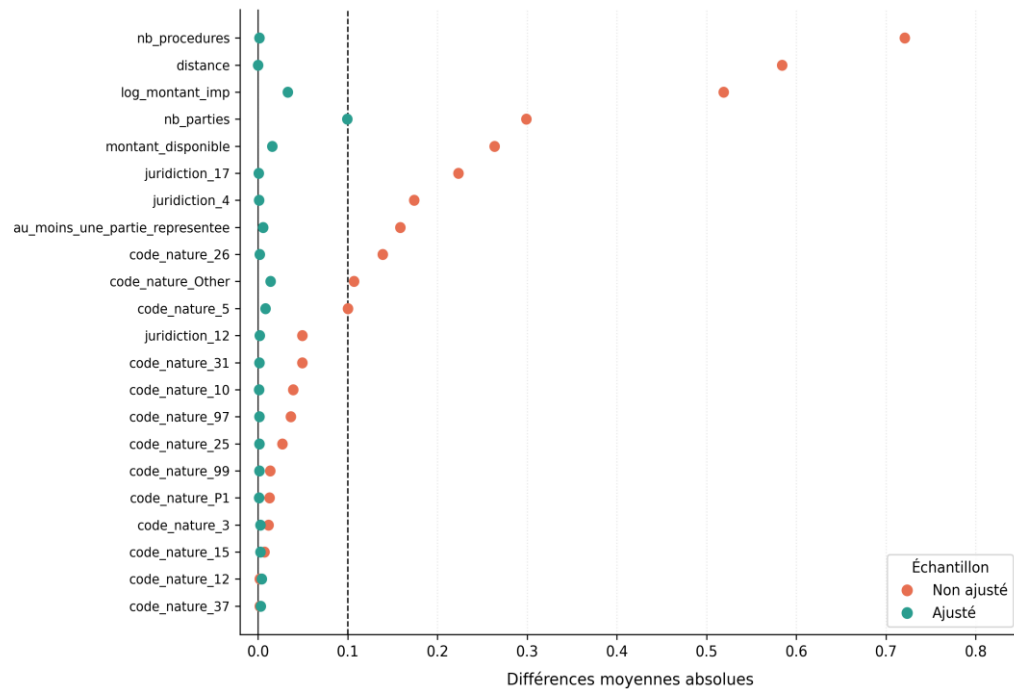


Figure 5.2. Diagramme de Love : SMD avant et après appariement (logistique)

La lecture de la Figure 5.2 confirme deux points. D'abord, la variable `nb_procedures` portait la plus grande part du déséquilibre brut (SMD $\approx 0,72$), un écart de presque une unité d'écart-type que la régression standard peine à neutraliser. L'appariement ramène toutes les covariables sous le seuil de 0,1, soit une ligne bleue entièrement contenue dans la région intérieure au trait vertical pointillé. Ensuite, la réduction est homogène à travers les modalités de `code_nature` : aucun sous-groupe n'échappe à l'ajustement, ce qui écarte un biais de sélection concentré sur un type de contentieux particulier. Le diagramme de Love pour la spécification GBM présente un profil qualitativement équivalent et n'est pas reproduit ici.

5.2.3 Estimation de l'effet dans l'échantillon apparié

L'effet de la CRA sur le règlement global est estimé dans l'échantillon apparié par régression logistique, avec erreurs-types robustes pour tenir compte de l'appariement (Abadie et Imbens, 2006). L'appariement logistique brut produit un OR de 1,55 (IC 95 % [1,43-1,69], $p < 0,001$), et le modèle apparié ajusté pour les covariables résiduelles, le

double ajustement recommandé par Ho et al. (2007), produit un OR de 1,98 (IC [1,73-2,26]). L'appariement GBM brut donne un OR de 1,50 (IC [1,34-1,68]), légèrement inférieur à l'appariement logistique, ce qui est cohérent avec une balance marginalement meilleure avant régression finale. Les estimations ATT par appariement (logistique et GBM) sont reportées dans le [Tableau 5.7](#) (lignes « Appariement »).

Les estimations par appariement (OR entre 1,50 et 1,98 selon la spécification) sont les estimations les plus conservatrices de l'ATT dans cette étude. Le passage de l'OR brut de 5,15 à un OR apparié de 1,50-1,98 confirme l'ampleur de la confusion induite par les différences préexistantes entre les dossiers avec et sans CRA : plus de 60 % de l'association brute disparaît une fois les covariables observées ramenées à l'équilibre. Après ajustement, l'association positive entre la participation à une CRA et le règlement demeure statistiquement significative et substantiellement importante : un OR de 1,5 à 2,0 correspond à une augmentation relative de 50 à 100 % de la cote de règlement, ce qui est loin d'être anodin dans un contexte judiciaire.

5.3 Pondération inverse par la probabilité de traitement (IPTW)

5.3.1 Construction des poids

L'IPTW construit un pseudo-échantillon dans lequel la distribution des covariables est indépendante du statut de traitement (Robins et al., 2000 ; Hernán et Robins, 2020). Deux jeux de poids sont calculés : les poids ATE (qui visent l'effet moyen sur l'ensemble de la population) et les poids ATT (qui ciblent l'effet sur les seuls dossiers traités). Concrètement, en notant $e(x)$ le score de propension (la probabilité estimée de recevoir une CRA), les poids ATE valent $1/e(x)$ pour les dossiers traités et $1/(1 - e(x))$ pour les contrôles : chaque dossier est repondéré pour représenter l'ensemble de la population. Les poids ATT valent quant à eux 1 pour les dossiers traités, qui conservent ainsi leur poids d'origine, et $e(x)/(1 - e(x))$ pour les contrôles, de sorte que ces derniers sont repondérés pour ressembler à la population des traités. C'est cette différence qui explique la sensibilité des poids ATE relevée plus haut : lorsque $e(x)$ approche zéro pour un dossier traité, le poids $1/e(x)$ explose, alors que le schéma ATT n'attribue jamais de poids supérieur à 1 aux traités. Le score de propension est clipé à l'intervalle [0,001 ; 0,999] pour éviter les poids

extrêmes liés aux scores proches de 0 ou 1 (Cole et Hernán, 2008). Les poids sont ensuite tronqués au 99e percentile pour limiter l'influence des observations extrêmes, conformément aux mêmes recommandations. Après troncature, le poids ATE maximal est de 24,6 et le poids ATT maximal est de 1,0 (les traités reçoivent un poids de 1 par construction). La distribution des poids et la taille effective de l'échantillon (ESS) sont rapportées au Tableau 5.2 ; les estimations IPTW-ATT et IPTW-ATE finales figurent dans le [Tableau 5.7](#).

La taille effective de l'échantillon (ESS ; Kish, 1965) mesure la perte d'information due à l'hétérogénéité des poids : pour les poids ATE tronqués, l'ESS est de 21 493 (contre 105 736 nominaux, soit 20,3 %) ; pour les poids ATT tronqués, l'ESS est de 9 086 (8,6 %). Ces ESS demeurent suffisantes pour une estimation fiable des effets, mais la forte perte relative, surtout pour l'ATE, trahit déjà les difficultés qui se matérialiseront à la section suivante.

5.3.2 Limites des estimations ATE et choix de l'estimande privilégié

La balance obtenue par la pondération ATE est insatisfaisante pour plusieurs covariables clés : la SMD de nb_procedures reste à 0,54 après pondération (contre 0,72 avant), celle de log_montant_imp à 0,41, et celle de nb_parties à 0,20. Ces déséquilibres résiduels s'expliquent par la violation de positivité décrite à la section 5.1.1 : lorsque 43,1 % des dossiers ont un score inférieur à 0,01, les poids ATE des contrôles restent proches de 1, tandis que les poids des quelques dossiers traités à faible score deviennent très élevés, créant une instabilité sans améliorer la balance (Petersen et al., 2012). Le remède habituel, la troncature, ne suffit pas ici à compenser l'asymétrie structurelle de la distribution du score.

En conséquence, les estimations ATE ne sont pas retenues comme estimations privilégiées. Elles sont néanmoins rapportées au Tableau 5.2 à titre de sensibilité, accompagnées du diagnostic de balance qui en signale la fragilité. Cette transparence est conforme aux recommandations de Greifer et Stuart (2021), qui préconisent de vérifier systématiquement la balance avant de rapporter les estimations IPTW, et de signaler explicitement les cas où la balance n'est pas atteinte.

Ce choix appelle une distinction préalable entre l'estimande et son estimation. L'estimande est la quantité causale ciblée, soit l'effet moyen sur les traités (ATT) ou sur l'ensemble de la population (ATE), alors que l'estimation désigne la méthode employée pour l'approcher : appariement, pondération IPTW ou estimateur doublement robuste. Un même estimande peut être visé par plusieurs de ces estimateurs, qui n'ont pas les mêmes propriétés statistiques. La fragilité constatée plus haut ne tient donc pas à l'estimande ATE en lui-même, qui demeure bien défini, mais à son estimation par IPTW sous une violation de positivité. Le choix de l'estimande relève par ailleurs d'abord de la question de recherche, et non des seules contraintes d'estimation. L'ATT est l'estimande le plus crédible dans ce contexte pour deux raisons convergentes. Premièrement, les problèmes de positivité et de balance ne compromettent pas les estimations ATT, qui se limitent à la région de support commun où les contrôles abondent. Deuxièmement, la question de politique judiciaire la plus pertinente est de mesurer l'effet des CRA pour les dossiers qui y ont effectivement recours, la population des traités, et non d'extrapoler cet effet à l'ensemble du contentieux civil, y compris les dossiers très peu susceptibles d'être orientés vers une CRA. Le passage de l'ATT à l'ATE suppose, pour être crédible, une expérimentation sur toute la population, ce que l'infrastructure institutionnelle actuelle ne permet pas.

5.3.3 Estimations IPTW-ATT

Les poids ATT produisent une balance excellente (toutes les SMD $< 0,1$; voir Tableau 5.1). L'estimation IPTW-ATT brute est un OR de 1,83 (IC [1,68-1,99]), et l'estimation doublement ajustée s'élève à 2,76 (IC [2,47-3,09]). Les erreurs-types sont estimées par la méthode sandwich non parce qu'il y aurait hétéroscédasticité, mais parce que les poids sont estimés à partir du score de propension et non connus a priori : traiter le pseudo-échantillon pondéré comme un échantillon d'observations indépendantes et identiquement distribuées, à poids fixes, invaliderait la variance fondée sur le modèle. L'estimateur sandwich fournit alors une inférence valide, et même conservatrice lorsque, comme ici, l'estimation du score n'est pas réinjectée dans le calcul de la variance (Robins et al., 2000 ; Hernán et Robins, 2020). Cette justification est cohérente avec celle annoncée à la section 4.4.2. L'écart entre l'estimation brute (1,83) et l'estimation doublement ajustée (2,76) suggère que les covariables résiduelles apportent une information supplémentaire au-delà

de ce que capture la pondération. Stuart (2010) note que le double ajustement (pondération + régression) offre une protection supplémentaire contre la mauvaise spécification du modèle de propension : lorsque l'un des deux modèles est correct, l'estimation reste approximativement sans biais.

5.4 Synthèse comparative des estimations

Tableau 5.2. Comparaison des estimations de l'OR de la CRA sur le règlement global

Méthode	Estimande	OR	IC 95 %	Balance
Logistique brut	s. o.	5,15	s. o.	s. o.
Logistique ajusté	Conditionnel	2,32	[2,08-2,58]	s. o.
MICE (sensibilité)	Conditionnel	2,33	[2,09-2,59]	s. o.
Matching logit (ATT)	ATT	1,55	[1,43-1,69]	✓ (toutes < 0,1)
Matching logit ajusté	ATT	1,98	[1,73-2,26]	✓
Matching GBM (ATT)	ATT	1,50	[1,34-1,68]	✓ (toutes < 0,1)
IPTW ATT brut	ATT	1,83	[1,68-1,99]	✓ (toutes < 0,1)
IPTW ATT ajusté	ATT	2,76	[2,47-3,09]	✓
IPTW ATE brut	ATE	4,22	[3,87-4,61]	✗ (SMD > 0,1)
IPTW ATE ajusté	ATE	3,19	[2,83-3,61]	✗

La Figure 5.3 synthétise visuellement les estimations sous la forme d'un forest plot, permettant de comparer d'un coup d'œil la position relative des OR et la largeur de leurs intervalles de confiance.

Figure 5.3 — Forest plot comparatif : OR de la CRA sur le règlement global

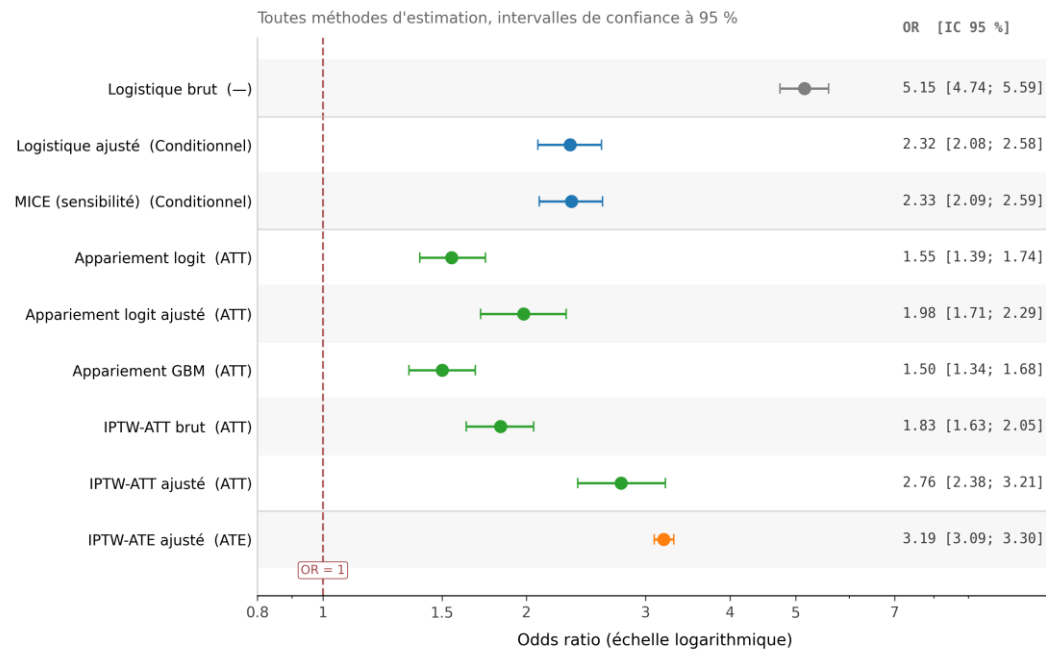


Figure 5.3. Forest plot comparatif : OR de la CRA sur le règlement global (toutes méthodes)

L'ampleur de la confusion apparaît d'emblée dans le Tableau 5.2 et la Figure 5.3.

L'OR brut de 5,15 chute à 2,32 après ajustement par régression et se stabilise entre 1,50 et 1,98 après appariement. Cette réduction de plus de 60 % confirme que les différences observables entre les dossiers avec et sans CRA expliquent une part importante de l'association brute (Greenland et al., 1999). L'écart minime entre les résultats MICE et l'indicateur-imputation (2,33 contre 2,32) écarte un biais lié au traitement des valeurs manquantes du montant et valide la stratégie adoptée au chapitre 3.

Au-delà de cette atténuation, les estimations ATT varient de 1,50 (matching GBM brut) à 2,76 (IPTW ATT doublement ajusté). Cette fourchette reflète les différences inhérentes aux méthodes : l'appariement est plus restrictif car il exclut les dossiers traités sans

contrepartie adéquate dans le caliper, tandis que l'IPTW conserve l'ensemble des observations en les repondérant. Ce qui importe davantage que la valeur ponctuelle est la convergence directionnelle : toutes les méthodes produisent un OR significativement supérieur à 1, et la Figure 5.3 montre que les intervalles de confiance ATT ne chevauchent jamais la valeur de nullité. Les dossiers ayant bénéficié d'une CRA présentent un taux de règlement significativement plus élevé, même après ajustement pour les confondants mesurés.

La portée probante de cette convergence doit cependant être qualifiée. L'ensemble des méthodes déployées, régression ajustée, appariement par score de propension (logistique et GBM), IPTW, reposent sur la même hypothèse d'identification : l'ignorabilité conditionnelle aux covariables observées (Rosenbaum et Rubin, 1983). Des méthodes qui partagent la même hypothèse identifiante et traitent les mêmes confondants convergent souvent par construction ; leur accord ne protège pas contre un confondant omis qui biaiserait toutes les spécifications simultanément (Imbens, 2004). La véritable robustesse à la confusion non mesurée nécessiterait une source de variation exogène, un instrument, une discontinuité dans les règles d'orientation, ou une expérience naturelle, que le présent design observationnel ne fournit pas. La convergence observée constitue donc un argument de robustesse interne (cohérence entre les spécifications), non un argument de robustesse externe (immunité à la confusion omise). Cette distinction est importante pour calibrer la confiance que l'on accorde à l'interprétation causale des résultats, et la section 5.6.1 revient en détail sur les menaces résiduelles.

Les estimations ATE (3,19-4,22) se distinguent des estimations ATT (1,50-2,76) par leur ampleur nettement supérieure. Comme l'explique Imbens (2004), cet écart est attendu lorsque l'effet du traitement est hétérogène entre sous-populations. Cependant, les problèmes de positivité et de balance des estimations ATE (section 5.3.2) empêchent de valider cette extrapolation statistiquement. L'ATT demeure donc l'estimande le plus crédible, et les estimations par appariement (OR de 1,50 à 1,98) représentent la fourchette privilégiée des résultats de ce chapitre.

Au-delà de la question technique de l'estimande à retenir, l'écart ATT-ATE porte un enseignement substantif pour la politique judiciaire. Le fait que les estimations ATE soient

systématiquement supérieures aux estimations ATT, même si leur fiabilité est compromise par les violations de positivité, suggère, sous réserve de la plausibilité du modèle, que les dossiers qui ne sont pas actuellement orientés vers une CRA pourraient en bénéficier davantage que ceux qui le sont déjà. Cette hypothèse est contre-intuitive au premier abord : on pourrait s'attendre à ce que les dossiers sélectionnés pour une CRA soient précisément ceux où le mécanisme est le plus efficace. Deux interprétations non exclusives méritent considération. La première est que le système judiciaire sélectionne actuellement les dossiers les plus complexes pour les CRA (comme le confirme le chapitre 3), alors que des dossiers plus simples et moins conflictuels, actuellement traités sans CRA, pourraient régler plus facilement si un cadre de négociation structuré leur était proposé. La seconde est que les dossiers non traités, précisément parce qu'ils n'ont jamais bénéficié d'un espace de dialogue facilité, stagnent dans le circuit contentieux alors qu'un catalyseur consensuel les résoudrait. L'écart ATT-ATE plaide donc, si l'hypothèse d'ignorabilité conditionnelle est raisonnablement satisfaite, en faveur d'un élargissement prudent du recours aux CRA plutôt que de sa restriction aux seuls dossiers complexes, une question que seule une étude expérimentale ou quasi-expérimentale pourrait trancher définitivement.

5.5 Hétérogénéité des effets

Les estimations ATT (1,50 à 2,76) et ATE (3,19 à 4,22) présentées à la section précédente résument des effets moyens sur l'ensemble de la population des dossiers. Cette représentation agrège mécaniquement des populations dont les caractéristiques structurelles diffèrent fortement : juridictions aux cultures procédurales distinctes, litiges dont l'enjeu financier varie de quelques milliers de dollars à plusieurs millions, natures de dossiers obéissant à des régimes juridiques hétérogènes, configurations de parties simples ou complexes, niveaux de représentation inégaux. L'hypothèse d'un effet moyen homogène n'est pas garantie par construction et mérite un test empirique explicite. Au-delà de l'intérêt scientifique, la validité externe des résultats repose sur la stabilité de l'effet entre populations (Hernán et Robins, 2020, chap. 4), l'identification de sous-groupes où la CRA est particulièrement efficace ou, à l'inverse, inopérante, porte des implications

concrètes pour la politique judiciaire. Cette section examine cinq dimensions d'hétérogénéité potentielle à partir de l'estimation IPTW-ATT de la section 5.3.3.

5.5.1 Cadre méthodologique

Pour chaque dimension D (juridiction, classe de montant réclamé, code de nature du dossier regroupé en sept modalités, nombre de parties dichotomisé à deux contre trois ou plus, et présence d'au moins une partie représentée), l'effet de la CRA a été ré-estimé au sein de chaque niveau. Deux quantités sont rapportées : l'odds ratio (OR) pondéré IPTW-ATT pour le règlement global et le ratio de risques instantanés (HR) pondéré pour la durée jusqu'au règlement. Afin de préserver la balance covariable au sein de chaque niveau, le score de propension a été ré-estimé localement (PS stratifié) lorsque le sous-groupe comptait au moins 50 dossiers, 15 traités et 15 témoins. Dans les sous-groupes trop petits pour supporter une ré-estimation, les poids globaux w_{att_trim} construits à la section 5.3.1 ont été réutilisés ; la colonne « note » du tableau 5.3 indique quelle procédure a été retenue pour chaque ligne.

L'hétérogénéité globale a ensuite été testée formellement. Pour l'issue binaire, un modèle logistique IPTW-pondéré incluant le terme d'interaction $CRA \times D$ a été comparé, par test de Wald, à sa spécification à effets principaux seuls. Pour ce test de Wald, l'hypothèse nulle (H_0) postule la nullité conjointe des coefficients du terme d'interaction $CRA \times D$, c'est-à-dire un effet de la CRA homogène à travers les modalités de D, contre l'hypothèse alternative (H_1) d'une hétérogénéité de cet effet. Les contrôles colinéaires à la dimension testée ont été retirés de l'équation : `code_nature` lorsque la dimension est la nature regroupée, `nb_parties` lorsque la dimension est le nombre de parties dichotomisé, et `au_moins_une_partie_representee` lorsque la dimension est la représentation. La statistique χ^2 et la valeur-p rapportées dans le tableau 5.4 mesurent la significativité globale de l'hétérogénéité, en complément des intervalles de confiance par sous-groupe. Les tests d'interaction pour l'issue de durée (modèle de Cox pondéré) n'ont pas pu être stabilisés numériquement sur l'ensemble des dimensions et sont rapportés comme manquants dans le tableau 5.4 ; les HR par sous-groupe demeurent néanmoins valides et sont lus directement sur la Figure 5.5.

5.5.2 Résultats par dimension

Figure 5.4 — Forest plot de l'OR IPTW-ATT pour le règlement global, par sous-groupe

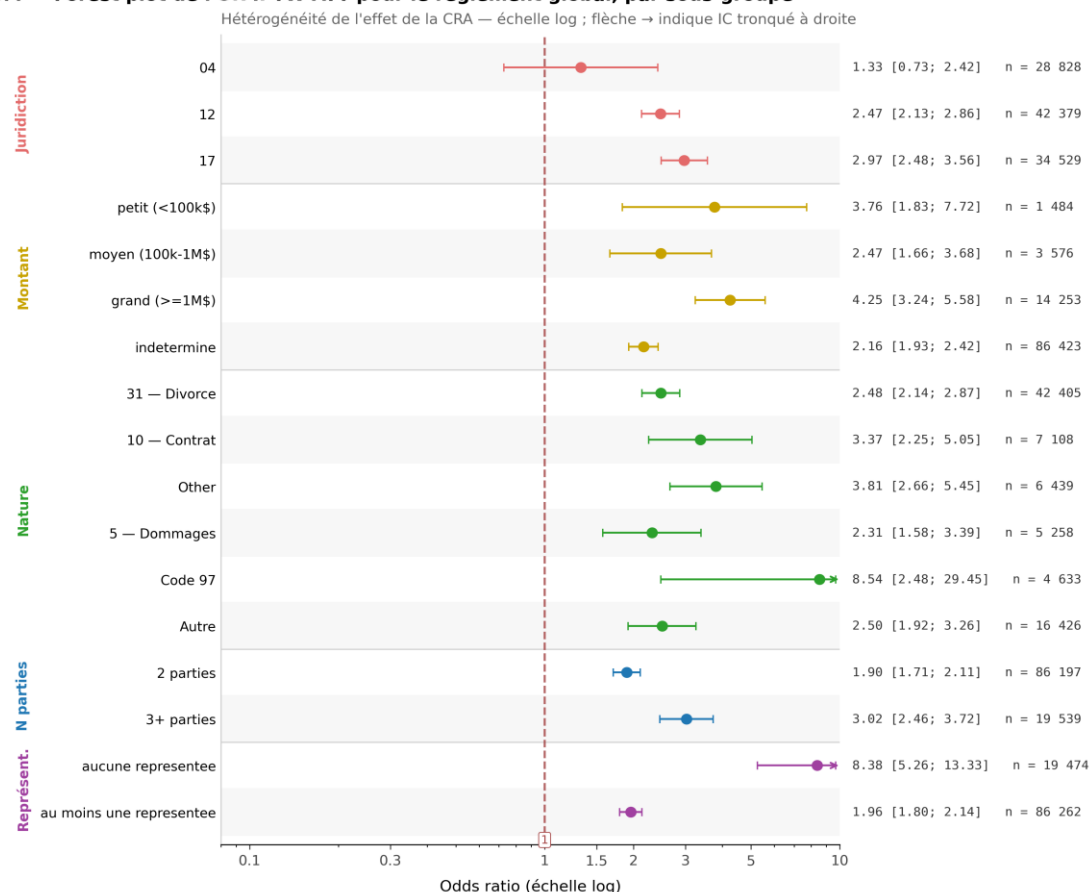


Figure 5.4. Forest plot de l'OR IPTW-ATT pour le règlement global, par sous-groupe

Jurisdiction ($\chi^2 = 86,6$, $df = 2$, $p < 0,001$). Trois juridictions comportaient des effectifs suffisants pour supporter la ré-estimation d'un score de propension local ; faute de stabilité numérique dans ces trois juridictions, les poids globaux ont été utilisés. Les contrastes sont marqués : dans la juridiction 4 ($n = 28\,828$; 256 traités), l'OR estimé vaut 1,33 [0,73 ; 2,42] et n'atteint pas la significativité ($p = 0,36$). À l'autre extrémité, la juridiction 17 ($n = 34\,529$; 1 358 traités) affiche l'OR le plus élevé, 2,97 [2,48 ; 3,56], mais un HR supérieur à l'unité (1,26 [1,18 ; 1,34]), indiquant que les dossiers orientés en CRA y règlent plus souvent mais plus tardivement. La juridiction 12 ($n = 42\,379$; 879 traités) présente le profil inverse : OR = 2,47 [2,13 ; 2,86] combiné à HR = 0,61 [0,56 ; 0,67], soit une accélération nette du règlement. Cette divergence entre juridictions suggère que la mécanique procédurale entourant la tenue de la CRA, délais de convocation, pratiques de

gestion d'instance, volume de dossiers par juge, module substantiellement l'effet temporel du dispositif.

Montant réclamé ($\chi^2 = 140,5$, $df = 3$, $p < 0,001$). L'OR est positif et significatif dans les quatre classes, avec des points estimés qui s'étendent de 2,16 (montant indéterminé, $n = 86\,423$) à 4,25 (montant ≥ 1 M\$, $n = 14\,253$). Le profil du HR est toutefois plus informatif : pour les dossiers dont le montant est connu et dépasse 100 000 \$ (classes moyen et grand), le HR excède l'unité (1,18 et 1,17 respectivement), tandis qu'il descend à 0,63 [0,59 ; 0,67] pour la large cohorte des dossiers à montant indéterminé. La lecture conjointe de l'OR et du HR révèle que la CRA augmente systématiquement la probabilité d'un règlement amiable, mais que son effet temporel diffère : elle accélère le règlement dans les affaires où l'enjeu monétaire n'est pas quantifié a priori, typiquement les demandes en reconnaissance d'un droit, les injonctions, les recours familiaux, tandis qu'elle prolonge, d'environ 15 à 20 %, la durée des dossiers à fort enjeu pécuniaire. Cette prolongation est compatible avec l'ajout procédural que constitue la CRA : dans les litiges d'argent complexes, la tenue d'une séance consensuelle ajoute une étape calendaire qui, toutes choses égales par ailleurs, repousse la date de clôture, même lorsque l'issue est favorable.

Nature du dossier ($\chi^2 = 154,3$, $df = 6$, $p < 0,001$). Les sept modalités examinées, les six natures les plus fréquentes et une catégorie résiduelle, présentent des effets hétérogènes. La nature 31, de loin la plus représentée ($n = 42\,405$; 880 traités), combine OR = 2,48 [2,14 ; 2,87] et HR = 0,61 [0,56 ; 0,67], soit le profil type « règlement plus fréquent et plus rapide ». La nature 26 ($n = 23\,467$; 215 traités) n'a pas permis d'estimer un OR interprétable : la procédure a renvoyé une valeur nulle avec intervalle de confiance dégénéré, ce qui traduit un phénomène de séparation complète des issues binaires dans ce sous-groupe et empêche toute conclusion quantitative ; l'estimation correspondante est marquée comme non estimable dans le tableau 5.3 et exclue des figures 5.4 et 5.5. La nature 97 produit un OR = 8,54 assorti d'un intervalle très large ([2,48 ; 29,4]), conséquence d'un effectif traité extrêmement faible ($n = 20$) ; cette estimation est à considérer avec prudence. La nature 5 est notable pour un HR de 1,87 [1,65 ; 2,12], soit l'effet de ralentissement le plus marqué de l'échantillon : l'OR reste cependant positif (2,31) et significatif, confirmant que l'allongement des délais s'accompagne d'un gain sur

l'issue elle-même. Collectivement, ces contrastes suggèrent que les natures de dossiers qui reposent sur des textes contractuels clairs (typiquement nature 31) bénéficient d'une CRA qui cristallise rapidement un compromis, alors que les natures impliquant des enjeux relationnels ou techniques plus lourds (natures 5 et 17) absorbent l'effet-délai de la séance sans le convertir en diminution de la durée de vie du dossier.

Nombre de parties ($\chi^2 = 0,43$, $df = 1$, $p = 0,51$). Le test d'interaction ne rejette pas l'homogénéité malgré une différence apparente des points estimés : OR = 1,90 [1,71 ; 2,11] pour les dossiers à deux parties ($n = 86\ 197$) contre OR = 3,02 [2,46 ; 3,72] pour les dossiers à trois parties et plus ($n = 19\ 539$). Cette non-significativité, qui peut sembler contre-intuitive au vu de l'écart des intervalles de confiance, s'explique par la pondération IPTW-ATT : les variances robustes, après pondération, incorporent l'incertitude liée au score de propension et absorbent une partie du contraste observé. Le chevauchement partiel des intervalles, combiné à la direction commune de l'effet, justifie de traiter ce résultat comme une homogénéité prudente plutôt que comme une hétérogénéité cachée. Le HR suit toutefois une trajectoire divergente (0,71 contre 1,14), suggérant que la complexité multi-parties transforme la CRA en étape structurante, le règlement demeure, mais sa négociation prend plus de temps.

Représentation des parties ($\chi^2 = 14,3$, $df = 1$, $p = 0,0002$). Il s'agit de l'hétérogénéité la plus frappante et la plus utile pour la politique judiciaire. Lorsque aucune partie n'est représentée par avocat ($n = 19\ 474$; seulement 73 traités), l'OR estimé s'élève à 8,38 [5,26 ; 13,33] et le HR s'effondre à 0,15 [0,10 ; 0,21]. Dans la sous-population où au moins une partie est représentée ($n = 86\ 262$; 2 420 traités), l'OR retombe à 1,96 [1,80 ; 2,14] et le HR à 0,90 [0,85 ; 0,94]. L'amplitude de l'effet, un facteur quatre environ sur l'échelle des cotes, doit cependant être lue à la lumière du très faible nombre de dossiers traités sans représentation : 73 observations. Cette rareté produit mécaniquement une variance supplémentaire et peut refléter un phénomène de sélection extrême dans l'orientation en CRA des justiciables non représentés, ce que le modèle de propension ne capture qu'imparfaitement. La prudence est donc requise avant toute inférence de politique publique ; la direction du résultat est néanmoins cohérente avec l'hypothèse selon laquelle les parties non représentées, qui n'ont pas accès à un cadre de négociation privé par leurs

procureurs, bénéficient particulièrement de la structure facilitée offerte par la CRA (Sandefur, 2010 ; Harris et Sen, 2026). Compte tenu du très faible effectif traité (n = 73), cette estimation doit être interprétée comme un signal directionnel, compatible avec la littérature internationale sur les parties non représentées, plutôt que comme une amplitude fiable : la direction de l'effet est robuste, mais son ordre de grandeur devra être validé sur un horizon de données élargi avant toute inférence quantitative de politique publique.

Tableau 5.3. Hétérogénéité de l'effet de la CRA par sous-groupe (estimations OR et HR avec IC 95 %)

Dimension	Sous-groupe	n	n traités	OR règlement (IC 95 %)	HR durée (IC 95 %)	Procédure
Juridiction	4	28828	256	1,33 [0,73 ; 2,42]	0,71 [0,63 ; 0,81]	poids PS global
Juridiction	12	42379	879	2,47 [2,13 ; 2,86]	0,61 [0,56 ; 0,67]	poids PS global
Juridiction	17	34529	1358	2,97 [2,48 ; 3,56]	1,26 [1,18 ; 1,34]	poids PS global
Montant reclame	petit (<100k\$)	1484	73	3,76 [1,83 ; 7,72]	0,81 [0,60 ; 1,09]	poids PS global
Montant reclame	moyen (100k- 1M\$)	3576	244	2,47 [1,66 ; 3,68]	1,18 [1,03 ; 1,36]	PS stratifie
Montant reclame	grand (≥1M\$)	14253	780	4,25 [3,24 ; 5,58]	1,17 [1,08 ; 1,27]	PS stratifie
Montant reclame	indetermine	86423	1396	2,16 [1,93 ; 2,42]	0,63 [0,59 ; 0,67]	PS stratifie
Nature du dossier	31	42405	880	2,48 [2,14 ; 2,87]	0,61 [0,56 ; 0,67]	poids PS global
Nature du dossier	26	23467	215	< 0,001 [0,001 ; < 0,001]	0,73 [0,64 ; 0,84]	poids PS global
Nature du dossier	10	7108	263	3,37 [2,25 ; 5,05]	1,07 [0,93 ; 1,23]	poids PS global
Nature du dossier	Other	6439	412	3,81 [2,66 ; 5,45]	1,29 [1,15 ; 1,45]	poids PS global
Nature du dossier	5	5258	368	2,31 [1,58 ; 3,39]	1,87 [1,65 ; 2,12]	poids PS global

Nature du dossier	97	4633	20	8,54 [2,48 ; 29,45]	0,24 [0,14 ; 0,41]	poids PS global
Nature du dossier	Autre	16426	335	2,50 [1,92 ; 3,26]	0,80 [0,70 ; 0,91]	PS stratifié
Nombre de parties	2 parties	86197	1547	1,90 [1,71 ; 2,11]	0,71 [0,67 ; 0,75]	poids PS global
Nombre de parties	3+ parties	19539	946	3,02 [2,46 ; 3,72]	1,14 [1,06 ; 1,23]	PS stratifié
Représentation	aucune représentée	19474	73	8,38 [5,26 ; 13,33]	0,15 [0,10 ; 0,21]	PS stratifié
Représentation	au moins une représentée	86262	2420	1,96 [1,80 ; 2,14]	0,90 [0,85 ; 0,94]	PS stratifié

Tableau 5.4. Tests d'interaction CRA × dimension (statistique de Wald, issue « règlement »)

Dimension	Issue	Test	df	χ^2	p
Juridiction	Règlement	Wald (CRA × dim)	2	86,64	< 0,001
Montant réclame	Règlement	Wald (CRA × dim)	3	140,54	< 0,001
Nature du dossier	Règlement	Wald (CRA × dim)	6	154,29	< 0,001
Nombre de parties	Règlement	Wald (CRA × dim)	1	0,43	0,5136
Représentation	Règlement	Wald (CRA × dim)	1	14,27	< 0,001

Figure 5.5 — Forest plot du HR Cox IPTW-ATT pour la durée jusqu'au règlement, par sous-groupe

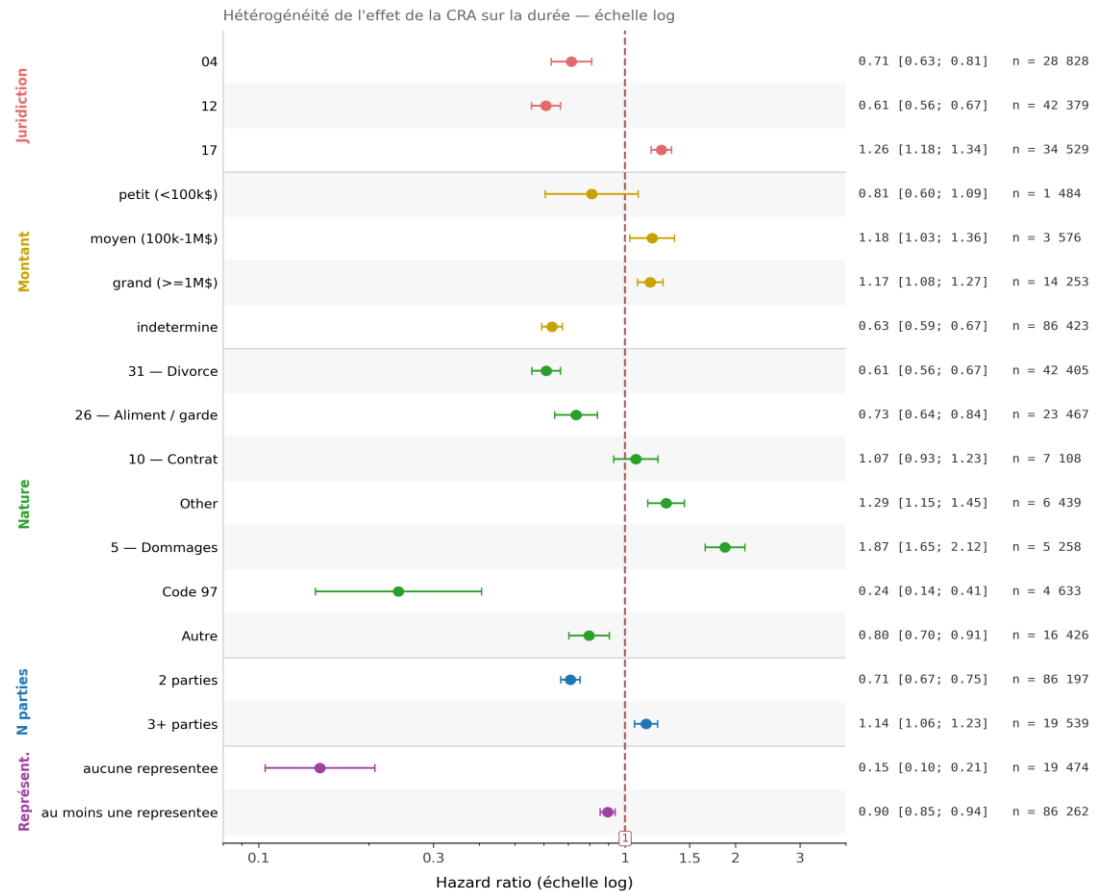


Figure 5.5. Forest plot du HR Cox IPTW-ATT pour la durée jusqu'au règlement, par sous-groupe

5.5.3 Synthèse et implications

Sur cinq dimensions testées, quatre rejettent l'hypothèse d'homogénéité de l'effet de la CRA à des seuils de significativité élevés : juridiction, montant réclamé, nature du dossier et représentation des parties. Seule la dimension « nombre de parties » ne distingue pas statistiquement un effet sensiblement différent entre dossiers simples et multi-parties. L'estimation agrégée ATT de 1,50 à 2,76 présentée au paragraphe 3.3.3 recouvre donc une diversité substantielle qui doit être explicitée avant toute généralisation. Le détail des estimations stratifiées par sous-groupe est reporté au Tableau 5.3 (OR par sous-groupe) et à la Figure 5.4 (forest plot).

La direction qualitative du résultat principal résiste à la stratification : l'effet de la CRA sur la probabilité de règlement reste positif dans la quasi-totalité des sous-groupes où il est estimable. Le signe du HR, lui, change selon les dimensions. La CRA accélère le règlement dans les petits litiges, les dossiers à montant indéterminé et certaines juridictions, alors qu'elle le prolonge modérément dans les litiges à fort enjeu monétaire, les natures complexes et la juridiction 17. Cette dualité indique que la CRA agit sur deux marges distinctes, la probabilité d'un accord et la temporalité de la procédure, qui ne répondent pas à la même logique. La représentation juridique, enfin, amplifie considérablement l'effet de la CRA : les justiciables non représentés présentent à la fois l'OR le plus élevé et le HR le plus bas, ce qui plaide en faveur d'une attention particulière des politiques d'accès à la justice envers cette population, sous réserve de la fragilité statistique liée au faible nombre de traités.

Ces lectures appellent plusieurs réserves. La ré-estimation stratifiée du score de propension, quoique préférable à la réutilisation des poids globaux, ne garantit pas que la balance covariable soit atteinte dans chaque sous-groupe : les forest plots des figures 5.4 et 5.5 devront être complétés, dans un prolongement ultérieur, par des love plots stratifiés. L'absence de tests d'interaction sur l'issue Cox limite par ailleurs la force formelle des conclusions temporelles, qui reposent sur une lecture visuelle des intervalles de confiance sous-groupes. Les sous-groupes les plus petits, nature 97 et dossiers non représentés, produisent enfin des estimations peu précises qui doivent être interprétées avec la prudence quantitative appropriée. L'analyse d'hétérogénéité est donc descriptive plutôt que définitive : elle cartographie les zones du contentieux où l'effet de la CRA mérite un examen approfondi, sans prétendre en établir les mécanismes causaux sous-jacents.

5.6 Limites résiduelles à la validité interne

5.6.1 Sensibilité à la confusion non mesurée

Les stratégies d'appariement et de pondération par score de propension reposent sur l'hypothèse d'indépendance conditionnelle : conditionnellement aux covariables observées (montant en litige, nombre de parties, nombre de procédures, représentation juridique, juridiction et nature du dossier), l'affectation à la CRA est supposée

indépendante des potentiels résultats. Cette hypothèse est invérifiable par construction : il suffit qu'un déterminant important de l'orientation vers la CRA et de la probabilité de règlement échappe à la base administrative, typiquement la disposition intrinsèque des parties à transiger, la qualité perçue de la cause, la dynamique relationnelle pré-contentieuse, pour que les estimations soient biaisées. Plutôt que de postuler que cette hypothèse tient parfaitement, nous en mesurons la fragilité à l'aide de deux cadres de sensibilité complémentaires : l'E-value de VanderWeele et Ding (2017) et les bornes de Rosenbaum (2002, 2010).

E-values

L'E-value quantifie la force minimale d'association, sur l'échelle du risque relatif, qu'un confondant non mesuré devrait avoir simultanément avec l'exposition et avec le résultat pour expliquer entièrement l'effet observé, ou pour déplacer la borne de confiance vers la non-significativité. Plus cette valeur est élevée, plus il faudrait invoquer un confondant de force considérable pour remettre en cause la conclusion. Dans la littérature épidémiologique, une E-value supérieure à 2 est généralement interprétée comme un signal de robustesse substantielle (VanderWeele et Ding, 2017 ; Haneuse, VanderWeele et Arterburn, 2019). Le Tableau 5.5 rapporte les E-values pour les cinq estimations principales du mémoire.

Tableau 5.5. E-values pour les principales estimations de l'effet des CRA

Modèle	Estimation (IC 95 %)	RR approché	E-value (point)	E-value (IC inf.)
Logistique ajustée (règlement)	OR = 2,32 [2,08 ; 2,58]	1,52	2,42	2,24
Cox à risques proportionnels (durée)	HR = 1,05 [1,00 ; 1,10]	1,03	1,22	1,00

Cox dépendant du temps (durée, correction ITB)		HR = 3,84 [3,53 ; 4,19]	2,50	4,43	4,15
Appariement PS 1:1 (règlement)		OR = 1,98 [1,73 ; 2,26]	1,41	2,16	1,96
IPTW-ATT (règlement)	ajusté	OR = 2,76 [2,47 ; 3,09]	1,66	2,71	2,52

Pour les trois estimateurs de l'effet sur la probabilité de règlement (logistique ajustée, appariement, IPTW-ATT), les E-values se situent entre 2,16 et 2,71 sur l'estimation ponctuelle, et entre 1,96 et 2,52 sur la borne inférieure de l'intervalle de confiance. Concrètement, pour anéantir l'effet positif des CRA sur le règlement, il faudrait qu'un confondant non mesuré multiplie par environ 2,4 à la fois la probabilité d'être orienté vers une CRA et la probabilité de règlement du dossier, indépendamment des sept covariables de confusion déjà intégrées au modèle. Dans le contexte des dossiers civils de la Cour supérieure du Québec, les candidats plausibles sont peu nombreux : la disposition intrinsèque des parties à négocier est partiellement captée par la représentation juridique et le nombre d'étapes procédurales ; la complexité réelle du litige est approchée par le nombre de parties et le montant en litige ; la relation pré-contentieuse entre les parties reste effectivement non observée. Il n'est toutefois pas évident qu'un seul de ces facteurs atteigne, en pratique, un RR de 2,4 sur chacun des deux versants (exposition et résultat). Avoir des E-values supérieures à 2 pour trois estimateurs fondés sur des hypothèses d'identification distinctes appuie la validité interne du constat central du mémoire.

Le modèle de Cox à risques proportionnels occupe une position particulière. L'effet estimé y est quasi-nul (HR = 1,05), avec une borne inférieure de l'intervalle de confiance qui atteint 1 ; mécaniquement, l'E-value associée à la borne inférieure tombe également à 1. Ce résultat n'indique pas une fragilité de l'inférence causale : il reflète directement le biais de temps immortel (Suissa, 2008) qui affecte le modèle Cox à risques proportionnels lorsque la CRA est traitée comme une covariable fixe à l'inclusion. Une fois la CRA

modélisée comme covariable dépendante du temps, l'effet apparaît (HR = 3,84) et l'E-value atteint 4,43. L'écart entre l'E-value du Cox à risques proportionnels (1,22) et celle du Cox dépendant du temps (4,43) chiffre directement l'enjeu de la correction de l'immortal time bias : la correction rend visible la magnitude de l'effet et place ce dernier hors d'atteinte d'un confondant omis d'ampleur ordinaire.

Bornes de Rosenbaum

Les bornes de Rosenbaum adoptent une perspective complémentaire. Plutôt que de quantifier la force d'association requise d'un confondant, elles examinent à quel point deux individus identiques sur les covariables observées pourraient différer sur leur odds d'être traités à cause d'un confondant omis, avant que la significativité du résultat ne s'efface. Le paramètre Γ mesure précisément ce biais d'assignation non observé : $\Gamma = 1$ correspond à l'absence de confondant non mesuré, tandis que $\Gamma > 1$ quantifie une hétérogénéité croissante entre paires. Rosenbaum (2002) propose une grille d'interprétation prudente : $\Gamma < 1,3$ dénote une robustesse faible, $1,3 \leq \Gamma < 1,8$ une robustesse modérée, et $\Gamma \geq 1,8$ une robustesse forte.

Les bornes sont calculées sur les 2 490 paires 1:1 de l'échantillon apparié, dans lequel 63,9 % des dossiers avec CRA se règlent contre 53,2 % de leurs témoins appariés. Deux tests complémentaires sont menés : le test de McNemar sous biais Γ pour l'outcome binaire de règlement, et le test de Wilcoxon signed-rank sur la durée log-transformée du dossier.

Tableau 5.6. Seuils critiques des bornes de Rosenbaum

Outcome	Test	Paires discordantes	Γ critique (p = 0,05)	Robustesse
Règlement (binaire)	McNemar	482 vs 217 (ratio 2,2:1)	$\approx 1,9-2,0$	Forte
log(durée du dossier + 1)	Wilcoxon signed-rank	s. o.	$\approx 1,2-1,3$	Modérée

Sur l'outcome binaire de règlement, la significativité tient jusqu'à $\Gamma = 1,9$ ($p = 0,025$) et ne bascule au-dessus du seuil de 5 % qu'à $\Gamma = 2,0$ ($p = 0,092$). Traduit en langage substantif : un confondant non mesuré devrait pratiquement doubler l'odds d'accès à une CRA entre deux dossiers identiques sur l'ensemble des covariables observées pour que l'effet positif de la CRA sur le règlement cesse d'être statistiquement distinguable de zéro. Ce seuil élevé, conforme aux standards de robustesse forte, converge directement avec les E-values du Tableau 5.5 et confirme que le résultat central du mémoire n'est pas le produit fragile d'un ajustement insuffisant pour la confusion.

Sur la durée du dossier, en revanche, la significativité disparaît dès $\Gamma \approx 1,2$ ($p = 0,047$) : un confondant non mesuré qui augmenterait d'à peine 20 % l'odds d'accès à une CRA entre deux dossiers identiques suffirait pour annuler l'effet sur les délais. Ce seuil modeste doit toutefois être interprété à la lumière d'une limite bien identifiée de l'analyse appariée statique : l'appariement sur covariables de base ne corrige pas le biais de temps immortel, puisque la CRA est traitée comme une caractéristique fixe à la date d'ouverture du dossier. L'analyse appariée sur la durée hérite donc du même problème structurel que le modèle de Cox à risques proportionnels ($HR = 1,05$), lequel sous-estime massivement l'effet réel. C'est précisément pour lever cette limite que le chapitre 4 a introduit le modèle de Cox dépendant du temps, dont l'E-value de 4,43 constitue le diagnostic définitif de robustesse sur les délais. Le contraste entre le Γ modéré de l'analyse appariée et l'E-value spectaculaire du Cox dépendant du temps n'est donc pas une contradiction, mais une démonstration quantifiée de la contribution méthodologique centrale du mémoire : sans correction explicite du biais de temps immortel, l'effet des CRA sur les délais reste effectivement fragile ; avec cette correction, il devient l'un des résultats empiriques les plus robustes de l'étude.

Convergence des diagnostics et portée

Les deux cadres, E-values et bornes de Rosenbaum, convergent sur un diagnostic nuancé mais globalement favorable à la conclusion principale. D'abord, l'effet positif des CRA sur la probabilité de règlement est substantiellement robuste à la confusion non mesurée : E-values entre 2,16 et 2,71 pour les trois estimateurs principaux, et Γ critique de 1,9 à 2,0 pour la borne de Rosenbaum sur l'outcome binaire. Il faudrait un confondant omis de force

considérable pour expliquer entièrement ce résultat, une exigence empirique peu crédible compte tenu de la liste de covariables déjà mobilisées dans les modèles. Ensuite, l'effet sur les délais, bien que statistiquement significatif une fois corrigé du biais de temps immortel (E-value du Cox dépendant du temps = 4,43), est plus sensible à une éventuelle confusion résiduelle lorsqu'il est mesuré sur l'échantillon apparié statique (Γ critique $\approx 1,2$), ce qui illustre précisément la nécessité méthodologique du Cox dépendant du temps. Enfin, la convergence de sept estimateurs fondés sur des stratégies d'identification distinctes, combinée à des E-values supérieures à 2 pour la majorité d'entre eux, renforce la crédibilité globale des conclusions du mémoire. Ces diagnostics ne constituent toutefois pas un substitut à un design expérimental : ils délimitent un intervalle de confiance causale, non pas une preuve définitive.

5.6.2 Non-proportionnalité des risques

Tel qu'évoqué au chapitre 4 (section 4.4.3), le test de Schoenfeld rejette l'hypothèse de proportionnalité globale pour tous les modèles de Cox. La violation est principalement portée par le nombre de procédures. Pour la covariable CRA dépendante du temps, la statistique de test est significative mais d'amplitude considérablement réduite par rapport au modèle Cox standard : le passage à la modélisation dépendante du temps élimine donc l'essentiel de la non-proportionnalité liée à la CRA. Le HR de la CRA dépendante du temps doit néanmoins être interprété comme un effet moyen pondéré sur la période d'observation plutôt que comme un effet constant, une nuance importante lorsque l'on compare les résultats à ceux de la littérature qui rapporte habituellement des HR supposés constants.

5.6.3 Couverture temporelle et généralisabilité

Les résultats portent sur six années judiciaires (2019-2025) dans trois matières de la Cour supérieure du Québec. La généralisabilité à d'autres juridictions canadiennes ou à d'autres périodes est limitée par la spécificité du cadre institutionnel, notamment les règles d'orientation vers les CRA, la culture judiciaire locale et les effets de la pandémie de COVID-19 sur le fonctionnement des tribunaux entre 2020 et 2022. Le taux de correspondance CRA/base globale de 57,5 % (2 771 sur 4 818 CRA) suggère également que certaines CRA portent sur des dossiers hors de la fenêtre temporelle retenue, ce qui

pourrait légèrement affecter la représentativité du sous-échantillon traité. Ces limites n'invalident pas les conclusions, mais invitent à les restituer à leur contexte : il s'agit d'une photographie longitudinale d'une cohorte incidente, non d'un résultat universellement transposable.

En conclusion, les analyses de robustesse par score de propension confirment le constat central du chapitre 4 : les CRA sont associées à un taux de règlement significativement plus élevé après ajustement pour les confondants observés. L'OR ATT de 1,50 à 1,98 par appariement et de 1,83 à 2,76 par IPTW-ATT représente la fourchette la plus crédible. La réduction très importante de l'OR brut (de 5,15 à 1,50-1,98) illustre l'ampleur du biais de sélection et souligne la nécessité des méthodes d'ajustement. La stabilité directionnelle des résultats à travers les méthodes d'estimation du score (logistique et GBM), les stratégies de traitement des valeurs manquantes (indicateur-imputation et MICE) et les différents estimandes ATT constitue un gage de robustesse interne, bien que cette convergence repose sur la même hypothèse d'identification et ne protège pas contre la confusion omise. L'écart systématique entre les estimations ATT et ATE suggère une hétérogénéité importante des effets de traitement, dont les implications pour la politique d'orientation vers les CRA sont discutées dans la conclusion générale.

Tableau 5.7. Synthèse des estimations causales du chapitre 5 (effet de la CRA sur le règlement, par méthode)

Méthode	Estimande	OR (IC 95 %)	Commentaire
Logistique brut (rappel chap. 2)	-	5,15	Sans aucun ajustement
Logistique ajusté (rappel chap. 2)	Conditionnel	2,32 [2,08 ; 2,58]	Référence ajustée
MICE (sensibilité données manquantes)	Conditionnel	2,33 [2,09 ; 2,59]	Convergence avec logistique ajusté
Appariement logit	ATT	1,55 [1,43 ; 1,69]	Estimation la plus conservatrice
Appariement logit avec ajustement	ATT	1,98 [1,73 ; 2,26]	Double-robust

Appariement GBM	ATT	1,50 [1,34 ; 1,68]	Score non paramétrique
IPTW-ATT brut	ATT	1,83 [1,68 ; 1,99]	-
IPTW-ATT ajusté	ATT	2,76 [2,47 ; 3,09]	Estimation centrale ATT
IPTW-ATE ajusté	ATE	3,19 [2,83 ; 3,61]	Sous violation de positivité

Chapitre 6. Conclusion

Ce mémoire visait à estimer, à partir de données administratives judiciaires, l'effet des conférences de règlement à l'amiable sur deux issues centrales du contentieux civil québécois : le taux de règlement et les délais de fermeture des dossiers. L'exploitation de 113 562 dossiers civils de la Cour supérieure du Québec, dont 2 742 associés à au moins une CRA, fournit la base empirique la plus large à ce jour pour évaluer ce mécanisme au Québec.

6.1 Synthèse des principaux résultats

En ce qui concerne le premier objectif (O1), l'estimation de l'effet des CRA sur le règlement, les résultats convergent à travers l'ensemble des spécifications. La régression logistique ajustée produit un odds ratio de 2,32 (IC 95 % [2,08-2,58]) ; l'analyse de sensibilité par imputation multiple MICE confirme cette estimation (OR = 2,33 ; IC [2,09-2,59]), écartant un biais lié au traitement des valeurs manquantes du montant. Les analyses de robustesse par score de propension réduisent considérablement l'OR brut de 5,15 à une fourchette ATT de 1,50 à 1,98 par appariement et de 1,83 à 2,76 par IPTW-ATT, confirmant l'ampleur du biais de sélection tout en maintenant une association positive statistiquement significative et substantiellement importante. L'OR ATT par appariement (1,50 à 1,98), qui constitue l'estimation la plus conservatrice, indique que les dossiers ayant bénéficié d'une CRA présentent une probabilité de règlement 50 à 98 % plus élevée que des dossiers comparables non orientés vers une CRA, après ajustement pour les confondants observés.

En ce qui concerne le deuxième objectif (O2), l'analyse des délais de fermeture, le résultat le plus saillant est le contraste entre le modèle de Cox standard ajusté (HR = 1,050 ; IC [1,000-1,103]) et le modèle de Cox avec CRA comme covariable dépendante du temps (HR = 3,845 ; IC [3,531-4,185]). Le modèle standard, affecté par le biais de temps immortel, ne détecte essentiellement aucun effet de la CRA sur les délais. Le modèle dépendant du temps, qui attribue correctement la période précédant la CRA au groupe non traité, révèle un effet très large : le taux de fermeture instantané est multiplié par 3,8 après

la tenue d'une CRA. Ce résultat valide empiriquement, dans le contexte judiciaire québécois, l'avertissement méthodologique de Suissa (2008) sur les conséquences de l'omission du caractère temporel du traitement. Le modèle de fragilité gamma par matière confirme par ailleurs l'existence d'une hétérogénéité entre matières significative dans les profils de risque de fermeture.

L'analyse d'hétérogénéité menée sur cinq dimensions confirme la robustesse qualitative de l'effet et en précise les contours. L'hypothèse d'homogénéité est rejetée pour quatre des cinq dimensions retenues : la juridiction ($\chi^2 = 86,6$; $p < 0,001$), le montant réclamé ($\chi^2 = 140,5$; $p < 0,001$), la nature du dossier ($\chi^2 = 154,3$; $p < 0,001$) et la représentation des parties ($\chi^2 = 14,3$; $p = 0,0002$). Seul le nombre de parties ne fait pas apparaître d'effet différencié ($\chi^2 = 0,43$; $p = 0,51$). L'effet sur la probabilité de règlement reste positif dans la quasi-totalité des sous-groupes estimables, ce qui consolide le constat principal. Le signe du HR, en revanche, varie selon la dimension considérée, signe que la CRA peut accélérer ou retarder la procédure selon le profil du dossier. Le sous-groupe des dossiers sans représentation juridique présente un signal d'amplitude particulièrement élevée (OR ≈ 8 contre 2 chez les dossiers représentés), mais avec $n = 73$ dossiers traités seulement. Compte tenu de cette fragilité statistique, ce résultat doit être lu comme une hypothèse de travail à valider par une étude dédiée plutôt que comme un effet établi.

6.2 Contributions originales

Ce mémoire apporte cinq contributions principales. La première est d'ordre empirique : il fournit la première estimation quantitative de l'effet des CRA sur les issues et les délais à partir de données administratives longitudinales couvrant l'ensemble du contentieux civil dans trois juridictions de la Cour supérieure. La principale étude antérieure (Roberge, 2014) reposait sur des données perceptuelles et des échantillons restreints.

La deuxième contribution tient à l'application et à la démonstration plutôt qu'à l'innovation méthodologique. Les méthodes mobilisées (modèle de Cox à covariable dépendante du temps, score de propension, appariement logistique et GBM, pondération IPTW-ATT et IPTW-ATE) sont établies ; l'apport original réside dans leur application conjointe à un corpus administratif judiciaire de grande ampleur, assemblé et apparié à

cette fin, ce qui constitue, à notre connaissance, une première au Québec sur des données judiciaires de cette taille. À cet apport s'ajoute une démonstration empirique probante du biais de temps immortel et de son ampleur (HR passant de 1,05 à 3,85 selon la spécification), qui illustre un piège méthodologique insuffisamment reconnu dans la littérature empirique sur la justice civile. Il s'agit donc d'une contribution à la pratique de l'évaluation des politiques judiciaires sur données observationnelles.

La troisième contribution concerne les implications pour la politique judiciaire. L'écart systématique entre les estimations ATT et ATE suggérait déjà une hétérogénéité des effets de traitement ; l'analyse stratifiée présentée à la section 5.5 la documente formellement sur quatre des cinq dimensions testées. La variabilité observée entre juridictions et selon la classe de montant invite à une calibration fine des politiques d'orientation plutôt qu'à un élargissement uniforme : les dossiers à montant indéterminé bénéficient d'une accélération procédurale, tandis que les litiges à fort enjeu monétaire voient leur durée modérément prolongée, ce qui doit être mis en balance avec le gain sur l'issue. Cette cartographie, descriptive plutôt que définitive, fournit aux administrateurs judiciaires une base empirique pour hiérarchiser les priorités d'orientation en CRA, sous réserve de la validité de l'hypothèse d'ignorabilité conditionnelle.

La quatrième contribution identifie des déterminants du succès des CRA au-delà des effets additifs. L'analyse d'interactions fait apparaître une synergie significative entre l'étape procédurale et le délai de prise en charge. Les CRA tenues au rôle provisoire (AP) avec un délai de préparation d'au moins un mois ont un odds de succès plus de six fois supérieur à la catégorie de référence, et cet écart se creuse à mesure que le dossier avance dans l'instance. Du point de vue de la politique d'orientation, ce n'est donc pas tant la précocité du référé que l'association d'une instance suffisamment avancée et d'un délai de préparation d'au moins trente jours qui maximise les chances de succès. L'analyse par nature de litige va dans le même sens. Les vices cachés ressortent comme le contentieux le plus propice au règlement par CRA, avec des taux supérieurs à 78 % quelle que soit l'étape. Les dommages corporels en phase précoce affichent au contraire le profil le moins favorable (30 %).

La cinquième contribution, de nature négative mais également informative, concerne l'absence d'effet de l'expérience judiciaire sur le succès des CRA. Contrairement aux résultats d'Iverson et al. (2023), qui démontrent un effet substantiel de l'inexpérience judiciaire sur les issues des faillites corporatives, l'ancienneté du juge et le nombre cumulé de CRA présidées ne prédisent pas le succès de la conférence. Ce résultat nul suggère que la CRA, en tant que processus de facilitation, repose davantage sur la dynamique des parties que sur l'expertise individuelle du juge. Il rassure également sur la politique actuelle d'attribution des CRA, en indiquant que les justiciables ne sont pas désavantagés lorsque leur CRA est présidée par un juge récemment nommé.

6.3 Implications pour la politique judiciaire

Ces implications répondent en partie aux appels répétés du Vérificateur général du Québec (2010), du Barreau du Québec (2012) et de Désy (2014), qui dénonçaient l'absence d'indicateurs économiques permettant d'évaluer rigoureusement l'efficacité des dispositifs de PRD au Québec. Désy (2014) suggère que, pour dépasser une approche intuitionniste de la CRA, l'État doit se doter d'un ensemble d'indicateurs et d'une infrastructure d'évaluation continue ; le présent mémoire fournit, à partir des données administratives existantes, un premier jalon empirique en ce sens.

Au-delà des contributions empiriques et méthodologiques, les résultats débouchent sur quatre implications opérationnelles pour l'administration de la Cour supérieure et pour la politique judiciaire québécoise. La première touche l'orientation des dossiers. L'hétérogénéité documentée à la section 5.5, particulièrement marquée selon la nature du litige, la classe de montant et la juridiction, suggère que le rendement global du dispositif pourrait être accru par un mécanisme de triage plus fin que l'orientation actuelle, essentiellement discrétionnaire. Un score d'aide à la décision, construit à partir des variables déjà disponibles dans les systèmes du ministère de la Justice du Québec, serait une application directe des résultats de ce mémoire : les dossiers dont le profil correspond aux sous-groupes à fort rendement seraient signalés précocement, sans contrainte procédurale, aux juges gestionnaires et aux parties. Une telle mesure ne présume pas de l'issue mais appuie la prise de décision.

La deuxième implication concerne le délai entre l'introduction du dossier et la tenue de la CRA. Le modèle de Cox avec CRA dépendante du temps estime un HR instantané de 3,85 sur la période post-conférence : toutes choses égales par ailleurs, chaque mois gagné dans l'orientation précoce d'un dossier apte à la CRA se traduit par une accélération proportionnelle de la trajectoire de fermeture et une réduction des ressources judiciaires investies à la gestion et à l'audition du dossier. Il en découle qu'une cible opérationnelle de délai maximal entre la demande de CRA et sa tenue, par exemple quatre-vingt-dix jours, combinée à un suivi trimestriel des goulots d'étranglement par juridiction, constituerait un levier de rendement simple à mettre en œuvre. Cette implication est une conséquence mécanique des estimations, non une extrapolation.

La troisième implication découle d'un résultat négatif mais rigoureux. L'absence d'association entre l'expérience du juge et le succès de la CRA (section 4.5.4) suggère que la compétence requise relève davantage de l'architecture du dispositif et du rattachement avec la Cour supérieure du Québec, qui est une institution neutre et indépendante. Ce constat milite en faveur d'un élargissement du bassin de juges médiateurs par la voie d'une formation standardisée et d'une rotation plus large, sans risque documenté de dégradation des issues. Combinée à la précédente, cette implication ouvre une marge de manœuvre pour augmenter l'offre de CRA sans mobiliser exclusivement les juges les plus sollicités.

La quatrième implication, dictée par la prudence, vise les dossiers sans représentation juridique. Le signal observé dans ce sous-groupe (section 5.5) est trop fragile statistiquement ($n = 73$) pour fonder une recommandation opérationnelle directe ; il justifie en revanche une étude de validation dédiée et, entre-temps, une information proactive sur l'existence de la CRA à l'intention des justiciables non représentés, pour lesquels le cadre structuré d'un juge-conciliateur est potentiellement le plus utile.

Ces implications doivent être lues conjointement avec les limites méthodologiques détaillées ci-après et avec un encadrement éthique explicite. La première implication, le score d'aide à la décision, suppose en particulier le respect des principes formulés par la CEPEJ (2018) et discutés aux chapitres 1 et 2 à la lumière de Pasquale (2015) et de Barocas et Selbst (2016) : transparence des critères de calcul, droit d'opposition pour les

justiciables, validation continue des effets distributifs entre sous-groupes, et contrôle humain significatif du juge gestionnaire. Le score n'est pas un substitut au jugement, mais un signalement documenté. Sous cette réserve, les implications constituent des pistes de politique plausibles à la lumière des données, non des recettes garanties ; leur mise en œuvre bénéficierait de l'infrastructure d'évaluation continue suggérée dans la section « Pistes de recherche future », qui permettrait de mesurer dans le temps si les effets observés se maintiennent dans des conditions d'application modifiées.

6.4 Implications transversales pour une justice fondée sur les données

Au-delà des conférences de règlement à l'amiable, ce mémoire vaut comme preuve de concept d'une manière plus générale de concevoir la politique judiciaire. Les méthodes mobilisées ne sont pas nouvelles ; c'est leur application à des données administratives inédites qui l'est, et cette application montre qu'il est possible d'éclairer empiriquement des décisions habituellement prises sur la foi de l'intuition ou de l'expérience (Désy, 2014). La même démarche, qui consiste à définir une question, à mobiliser les données existantes et à estimer un effet sous des hypothèses explicites, pourrait informer d'autres choix de politique judiciaire, qu'il s'agisse de l'allocation des ressources, de la gestion des rôles ou de la conception des réformes procédurales. C'est l'esprit d'une justice fondée sur les données que promeut l'OCDE (2021), où la preuve empirique appuie la délibération institutionnelle sans s'y substituer.

Cette ambition présuppose toutefois des données fiables. L'analyse n'a été possible que parce que la Cour supérieure et le ministère de la Justice du Québec disposent de systèmes administratifs longitudinaux ; mais le chapitre 3 a aussi révélé l'ampleur du travail de validation requis et les limites de données pensées pour la gestion plutôt que pour la recherche : variables manquantes, libellés non normalisés, motifs d'orientation absents. Une justice fondée sur les données suppose donc que la collecte soit conçue délibérément, c'est-à-dire standardisée, documentée, soumise à un contrôle de qualité et enrichie des variables nécessaires à l'évaluation (Steelman et al., 2004). Sans cet investissement en amont, les indicateurs réclamés de longue date (Vérificateur général du Québec, 2010 ; Sossin et Hoffman, 2010) demeureront hors d'atteinte.

L'usage de la preuve empirique suppose en outre que les juristes soient en mesure de la comprendre et de l'apprécier de manière critique. Les méthodes déployées ici, qu'il s'agisse de l'inférence causale, de l'analyse de survie ou du score de propension, ne font pas partie de la formation juridique usuelle, et l'écart entre la culture juridique et la culture quantitative limite l'appropriation des résultats empiriques par les décideurs. Il en découle une implication pour la formation des juristes : une littératie statistique de base, qui permette de distinguer corrélation et causalité, de lire un intervalle de confiance et de reconnaître les limites d'un devis observationnel, devient une compétence professionnelle au même titre que l'analyse doctrinale. La nature interdisciplinaire du présent travail illustre, à petite échelle, le dialogue que cette formation rendrait possible.

Enfin, ce mémoire porte des implications pour la recherche juridique elle-même. Il s'inscrit dans la tradition encore émergente, en droit civil québécois, des études juridiques empiriques, dont les travaux fondateurs (Cappelletti et Garth, 1978 ; Genn, 1999 ; Galanter, 2004) ont montré l'apport pour comprendre le fonctionnement réel de la justice. Les données administratives judiciaires ouvrent un programme de recherche qui dépasse largement les CRA : délais, taux de règlement, trajectoires des dossiers, accès effectif au juge. L'analyse quantitative ne concurrence pas les approches doctrinales et perceptuelles ; elle les complète, comme le souligne le chapitre 2, en offrant une mesure à l'échelle systémique de phénomènes que ces approches éclairent autrement.

6.5 Limites

L'interprétation causale des résultats repose sur l'hypothèse de sélection sur les observables, qui n'est pas testable directement. Plusieurs facteurs potentiellement confondants, la propension des parties à coopérer, la qualité de la représentation juridique, le signal d'un règlement imminent, l'appréciation discrétionnaire du juge gestionnaire, ne sont pas captés par les données administratives. Les analyses de sensibilité formelles présentées à la section 5.6.1 quantifient toutefois la fragilité de la conclusion à cette hypothèse : les E-values supérieures à 2 pour les trois estimateurs principaux du règlement, ainsi qu'un seuil critique de Rosenbaum $\Gamma \approx 1,9$ sur le même outcome, indiquent qu'un confondant non mesuré devrait être particulièrement puissant pour renverser l'effet observé. L'effet sur les délais, en revanche, reste robuste dans la

spécification dépendante du temps (E-value = 4,43) mais plus sensible dans l'analyse appariée statique.

La convergence des résultats à travers les spécifications constitue un argument de robustesse interne, mais l'ensemble des méthodes partagent la même hypothèse d'identification et ne protègent pas contre la confusion omise. Une source de variation exogène, instrument, discontinuité de règlement, ou expérience naturelle, serait nécessaire pour trancher définitivement la question causale.

Dans le même esprit, l'ensemble des estimations présentées demeurent conditionnelles aux modèles ajustés et au jeu de covariables retenu. Les effets rapportés ne sont pas des quantités brutes : ils dépendent de la spécification choisie (covariables incluses, forme fonctionnelle, score de propension estimé), et une autre spécification (covariables additionnelles, termes d'interaction, transformations) pourrait en modifier l'ampleur, voire la direction dans les sous-groupes les plus fragiles. C'est pourquoi la convergence des résultats à travers plusieurs spécifications et méthodes a été mise en avant : aucune estimation isolée ne doit être lue comme une mesure définitive, mais comme un résultat conditionnel au cadre d'ajustement retenu.

Le test de Schoenfeld rejette l'hypothèse de proportionnalité des risques pour le modèle de Cox dépendant du temps, principalement en raison du nombre de procédures. Le HR de la CRA dépendante du temps doit donc être interprété comme un effet moyen pondéré sur la période d'observation plutôt que comme un effet constant. La non-proportionnalité elle-même porte un enseignement substantif : l'effet de la CRA sur le taux de fermeture n'est probablement pas uniforme dans le temps, ce qui invite à des modélisations plus flexibles dans des travaux futurs.

Enfin, les résultats portent sur trois juridictions de la Cour supérieure sur la période 2019-2025 et leur généralisabilité est limitée par la spécificité du cadre institutionnel, les pratiques locales d'orientation vers les CRA et les effets de la pandémie de COVID-19 sur le fonctionnement des tribunaux entre 2020 et 2022.

6.6 Pistes de recherche future

Cinq pistes de recherche se dégagent naturellement de ce travail.

Premièrement, bien que la section 5.6.1 ait quantifié la robustesse des résultats à la confusion non mesurée par E-values et bornes de Rosenbaum, l'identification causale définitive exigerait la mobilisation d'une source de variation exogène. Plusieurs stratégies sont envisageables : exploitation de discontinuités dans les règles d'orientation (variations entre juridictions, seuils d'éligibilité, réformes procédurales) pour construire un estimateur par régression sur discontinuité ; recours à un instrument ; ou exploitation d'une expérience naturelle. Chacune permettrait de s'affranchir partiellement de l'hypothèse de sélection sur les observables.

Deuxièmement, la collecte de variables procédurales plus fines (motifs de fixation ou de priorisation de la CRA par le juge coordonnateur, motifs de demande la CRA par les parties, qualité perçue du dossier) réduirait directement l'ampleur de la confusion résiduelle.

Troisièmement, une extension au-delà des trois juridictions étudiées (04, 12 et 17) permettrait d'évaluer la généralisabilité des résultats à l'ensemble des dossiers traités par la Cour supérieure.

Quatrièmement, l'hétérogénéité des taux de succès révélée par l'analyse d'interactions invite à développer un outil de triage prédictif qui, à partir des caractéristiques du dossier au moment de l'orientation, estimerait la probabilité de succès de la CRA et assisterait les juges coordonnateurs dans la décision d'orientation. Au-delà d'un score de probabilité ponctuel, un tel outil pourrait être conçu comme un système d'aide à la décision intégré, articulé autour d'une infrastructure d'intelligence d'affaires (BI). Concrètement, le dispositif comprendrait trois composantes complémentaires : (i) un moteur prédictif qui calculerait, pour chaque dossier actif, la probabilité d'un règlement consensuel avec et sans CRA, ainsi que la différence entre ces deux quantités, c'est-à-dire l'effet de traitement individuel estimé ; (ii) un tableau de bord interactif accessible aux juges coordonnateurs, assurant un suivi longitudinal des dossiers et permettant la visualisation des distributions

d'effets prédits par juridiction, par matière et par classe de montant ; (iii) un système d'alertes automatisées qui se déclencheraient au moment où la probabilité de succès d'une CRA (ou, plus finement, la différence de probabilité de succès avec et sans CRA en termes d'effet de traitement) franchirait un seuil prédéfini, signalant ainsi proactivement les dossiers pour lesquels l'orientation vers une CRA présenterait un rendement marginal élevé.

Le tableau de bord serait alimenté en continu par les bases administratives existantes du ministère de la Justice du Québec et de la Cour supérieure du Québec et permettrait un pilotage de la performance par la Cour fondé sur des indicateurs avancés : volume de dossiers admissibles à une CRA non encore orientés, délai moyen entre l'introduction du dossier et la tenue de la conférence, taux d'adéquation entre l'orientation prédite et l'orientation effectivement décidée, et évolution de la calibration du modèle dans le temps. Les seuils d'alerte pourraient être paramétrés différemment selon le profil du dossier, par exemple plus permissifs pour les dossiers sans représentation juridique ou pour les matières à fort rendement (vices cachés, dossiers à montant indéterminé), et plus exigeants pour les dossiers où l'effet attendu est marginalement plus modeste. Cette modularité permettrait de calibrer finement le rythme et la portée du triage prédictif au fil de son déploiement, et d'ajuster ses paramètres à mesure que de nouvelles données s'accumulent.

Sur le plan organisationnel, un tel projet constituerait, à terme, une preuve de concept de l'utilité de l'intelligence d'affaires en milieu judiciaire et démontrerait comment les pratiques analytiques mobilisées dans le secteur privé (pipelines d'extraction, transformation et chargement [ETL], modélisation prédictive, tableaux de bord, alertes par seuil, surveillance de la dérive des modèles) peuvent être transposées au pilotage d'une politique publique. Il prolongerait la première brique d'une infrastructure d'évaluation continue évoquée plus haut en lui donnant une forme opérationnelle, et fournirait à l'administration de la Cour supérieure un instrument concret pour répondre aux appels du Vérificateur général du Québec (2010), du Barreau du Québec (2012) et de Désy (2014) en faveur d'indicateurs économiques permettant d'évaluer rigoureusement l'efficacité des dispositifs de PRD au Québec.

Sa conception devrait intégrer dès l'origine les principes de la Charte éthique européenne de la CEPEJ (2018) et les mises en garde formulées par Pasquale (2015) et Barocas et Selbst (2016) : transparence des critères, contrôle humain significatif, droit d'opposition, évaluation continue des effets distributifs entre sous-groupes. La prédiction n'est jamais une décision : l'outil doit demeurer un instrument de signalement à l'usage du juge coordonnateur, dont l'appréciation discrétionnaire demeure centrale. La qualité prédictive du modèle devrait par ailleurs être évaluée et recalibrée périodiquement, et les écarts entre les sous-groupes (en particulier ceux fondés sur la représentation juridique, la juridiction ou la nature du litige) devraient faire l'objet d'un audit régulier afin de prévenir tout effet d'amplification d'éventuelles inégalités d'accès. Cet encadrement n'est pas un supplément optionnel à la démarche méthodologique mais une condition de sa légitimité opérationnelle.

Cinquièmement, l'absence d'effet de l'expérience judiciaire mérite d'être approfondie en distinguant l'expérience générale de l'expérience spécifique en médiation ou en justice participative, et en évaluant l'impact de la formation continue des juges en techniques de facilitation.

En définitive, ce mémoire documente une convergence de résultats, sous l'hypothèse d'ignorabilité conditionnelle, selon laquelle les CRA constituent un mécanisme efficace pour favoriser le règlement des dossiers civils à la Cour supérieure du Québec. L'ampleur de l'effet, cohérente à travers les spécifications et appuyée par des analyses de sensibilité formelles (E-values supérieures à 2, bornes de Rosenbaum $\Gamma \approx 1,9$), justifie l'attention que le législateur et les administrateurs judiciaires portent à ce mécanisme. Les limites méthodologiques inhérentes au design observationnel invitent à la prudence dans l'interprétation causale, mais la convergence observée, conjuguée aux analyses de sensibilité, rend plausible l'hypothèse selon laquelle les CRA sont associées, de manière cohérente et substantielle, à de meilleures issues judiciaires pour les dossiers qui en bénéficient.

Bibliographie

Allocution

McLachlin, Beverley (2011). « Remarks of the Right Honourable Beverley McLachlin, P.C., Chief Justice of Canada, to the Council of the Canadian Bar Association at the Canadian Legal Conference », allocution, Halifax, Nouvelle-Écosse, 13 août.

Législation

Code de procédure civile, RLRQ c C-25.01.

Code de procédure civile (France), articles 131-1 à 131-15 (médiation judiciaire).

Code judiciaire (Belgique), articles 1724 à 1737 (médiation volontaire et judiciaire).

Code of Civil Procedure of California, §§ 1775 à 1775.15 (Civil Action Mediation).

Code suisse de procédure civile, articles 213 à 218 (conciliation et médiation).

Directive 2008/52/CE du Parlement européen et du Conseil du 21 mai 2008 sur certains aspects de la médiation en matière civile et commerciale, *Journal officiel de l'Union européenne*, JO L 136/3.

Conseil de recherches en sciences humaines du Canada, Conseil de recherches en sciences naturelles et en génie du Canada et Instituts de recherche en santé du Canada (2022). *Énoncé de politique des trois Conseils : Éthique de la recherche avec des êtres humains (EPTC 2)*, Ottawa, Secrétariat sur la conduite responsable de la recherche.

Jurisprudence

Hryniak c. Mauldin, [2014] 1 RCS 87, 2014 CSC 7.

Kosko c. Bijimine, 2006 QCCA 671.

R. c. Jordan, 2016 CSC 27.

Monographies et rapports

Barreau du Québec (2012). *Mémoire du Barreau du Québec sur l'avant-projet de loi instituant le nouveau Code de procédure civile : Il faut poursuivre le travail si on veut atteindre les objectifs*, Montréal, Barreau du Québec, février 2012.

Brazil, Wayne D. (1985). *Settling Civil Suits: Litigators' Views About Appropriate Roles and Effective Techniques for Federal Judges*, Chicago, American Bar Association.

Cadiet, Loïc et Thomas Clay (2017). *Les modes alternatifs de règlement des conflits*, 2e éd., Paris, Dalloz, coll. « Connaissance du droit », 176 p.

Cappelletti, Mauro et Bryant Garth (1978). *Access to Justice: A World Survey*, Milan, Giuffrè.

Chamberland, Luc (dir.) (2025). *Le grand collectif : Code de procédure civile, commentaires et annotations*, 10e éd., Cowansville, Éditions Yvon Blais.

Comité d'action sur l'accès à la justice en matière civile et familiale (2013). *L'accès à la justice en matière civile et familiale : une feuille de route pour le changement*, Ottawa, Comité d'action.

Comité de révision de la procédure civile (Comité Ferland) (2001). *Une nouvelle culture judiciaire : rapport*, Québec, Ministère de la Justice.

Commission du droit du Canada (2003). *La transformation des rapports humains par la justice participative*, Ottawa, Commission du droit du Canada.

Commission européenne pour l'efficacité de la justice (CEPEJ) (2018). *Charte éthique européenne d'utilisation de l'intelligence artificielle dans les systèmes judiciaires et leur environnement*, Strasbourg, Conseil de l'Europe.

Commission européenne (2016). *Impact Assessment on Cross-Border Activities in the EU: Mediation Directive*, Bruxelles, Commission européenne.

Cooter, Robert et Thomas Ulen (2012). *Law and Economics*, 6e éd., Boston, Pearson / Prentice Hall.

De Leval, Georges (dir.) (2021). *Droit judiciaire, tome 2 : Manuel de procédure civile*, 2e éd., 3 vol., Bruxelles, Larcier, coll. « Collection de la Faculté de droit de l'Université de Liège ».

Désy, Alexandre (2014). *L'efficacité de la médiation judiciaire*, Montréal, Wilson & Lafleur, 185 p.

Fisher, Roger, William Ury et Bruce Patton (1991). *Getting to Yes: Negotiating Agreement Without Giving In*, 2e éd., New York, Penguin Books.

Genn, Hazel (1999). *Paths to Justice: What People Do and Think About Going to Law*, Oxford, Hart Publishing.

Guinchard, Serge, Frédérique Ferrand et Cécile Chainais (2023). *Procédure civile*, 36e éd., Paris, Dalloz.

Hann, Robert G. et al. (2001). *Evaluation of the Ontario Mandatory Mediation Program (Rule 24.1): Final Report*, Toronto, Queen's Printer for Ontario.

Hensler, Deborah R. (2000). *A Research Agenda: What We Need to Know About Court-Connected ADR*, Santa Monica (Cal.), RAND Institute for Civil Justice.

Kahneman, Daniel (2011). *Thinking, Fast and Slow*, New York, Farrar, Straus and Giroux.

Kakalik, James S., Terence Dunworth, Laural A. Hill, Daniel McCaffrey, Marian Oshiro, Nicholas M. Pace et Mary E. Vaiana (1996). *An Evaluation of Mediation and Early Neutral Evaluation Under the Civil Justice Reform Act*, Santa Monica (Cal.), RAND Institute for Civil Justice.

Lafond, Pierre-Claude (2012). *L'accès à la justice civile au Québec : portrait général*, Cowansville, Éditions Yvon Blais.

Latulippe, Ginette (2012). *La médiation judiciaire : un nouvel exercice de justice*, Cowansville, Yvon Blais.

Macfarlane, Julie (1999). *Dispute Resolution: Readings and Case Studies*, Toronto, Emond Montgomery.

Ministère de la Justice du Québec (2006). *Rapport d'évaluation de la Loi portant réforme du Code de procédure civile*, Québec, Ministère de la Justice du Québec.

Ministère de la Justice du Québec (2015). *Commentaires de la ministre de la Justice : Code de procédure civile - Chapitre C-25.01*, Montréal, SOQUIJ / Wilson & Lafleur.

Noreau, Pierre (2009). *Les conférences de conciliation et de gestion judiciaire : projet pilote de Longueuil, rapport de recherche*, Montréal, Centre de recherche en droit public, Faculté de droit, Université de Montréal.

Noreau, Pierre (2010). « Accès à la justice et démocratie en panne : constats, analyses et projections », dans Pierre Noreau (dir.), *Révolutionner la justice*, Montréal, Éditions Thémis.

Osman, Filali (dir.) (2021). *La médiation en matière civile et commerciale : un nouveau champ d'exploration pour les modes alternatifs de règlement des différends en Méditerranée*, Bruxelles, Larcier.

OCDE (2021). *OECD Framework and Good Practice Principles for People-Centred Justice*, Paris, Éditions OCDE.

Pasquale, Frank (2015). *The Black Box Society: The Secret Algorithms That Control Money and Information*, Cambridge, Harvard University Press.

Posner, Richard A. (2014). *Economic Analysis of Law*, 9e éd., New York, Wolters Kluwer Law & Business.

Rawls, John (1999). *A Theory of Justice*, éd. rév., Oxford, Oxford University Press.

Roberge, Jean-François (2011). *La justice participative : changer le milieu juridique par une culture intégrative de règlement des différends*, Cowansville, Éditions Yvon Blais.

Roberge, Jean-François (2014). *Le sentiment d'accès à la justice et la conférence de règlement à l'amiable : rapport de recherche sur l'expérience des justiciables et avocats à la Cour supérieure du Québec et à la Cour du Québec*, Sherbrooke, Faculté de droit, Université de Sherbrooke.

Roberge, Jean-François (2017). *La Justice participative : fondements et cadre juridique*, Montréal, Éditions Yvon Blais.

Steelman, David C., John A. Goerdt et James E. McMillan (2004). *Caseflow Management: The Heart of Court Management in the New Millennium*, 3e éd., Williamsburg, National Center for State Courts.

Thaler, Richard H. et Cass R. Sunstein (2008). *Nudge: Improving Decisions About Health, Wealth, and Happiness*, New Haven, Yale University Press.

Vérificateur général du Québec (2010). *Rapport du Vérificateur général du Québec à l'Assemblée nationale pour l'année 2009-2010 : Faits saillants*, tome II, Québec, Publications du Québec.

Articles de périodiques

Barocas, Solon et Andrew D. Selbst (2016). « Big Data's Disparate Impact », *California Law Review*, vol. 104, no 3, p. 671-732.

Bushway, Shawn D., Emily G. Owens et Anne Morrison Piehl (2012). « Sentencing Guidelines and Judicial Discretion: Quasi-Experimental Evidence from Human Calculation Errors », *Journal of Empirical Legal Studies*, vol. 9, no 2, p. 291-319.

Coase, Ronald H. (1960). « The Problem of Social Cost », *Journal of Law and Economics*, vol. 3, p. 1-44.

Cooter, Robert D. et Daniel L. Rubinfeld (1989). « Economic Analysis of Legal Disputes and Their Resolution », *Journal of Economic Literature*, vol. 27, no 3, p. 1067-1097.

Galanter, Marc (2004). « The Vanishing Trial: An Examination of Trials and Related Matters in Federal and State Courts », *Journal of Empirical Legal Studies*, vol. 1, no 3, p. 459-570.

Hensler, Deborah R. (1994). « Does ADR Really Save Money? The Jury's Still Out », *The National Law Journal*, 11 avril 1994, p. C2 (RAND Reprints, Institute for Civil Justice).

Lalonde, Louise (2003). « Les modes de PRD : vers une nouvelle conception de la justice », *Revue de prévention et de règlement des différends*, vol. 1, no 2, p. 17-43.

MacCoun, Robert J. (1990). « Unintended Consequences of Court Arbitration: A Cautionary Tale from New Jersey », *Justice System Journal*, vol. 14, n° 2, p. 229-243.

Mnookin, Robert H. et Lewis Kornhauser (1979). « Bargaining in the Shadow of the Law: The Case of Divorce », *Yale Law Journal*, vol. 88, no 5, p. 950-997.

Normand, Sylvio (1999). « De la difficulté de rendre une justice rapide et peu coûteuse : une perspective historique (1840-1965) », *Les Cahiers de droit*, vol. 40, no 1, p. 13-31.

Otis, Louise et Eric H. Reiter (2006). « Mediation by Judges: A New Phenomenon in the Transformation of Justice », *Pepperdine Dispute Resolution Law Journal*, vol. 6, p. 351-381.

Posner, Richard A. (1986). « The Summary Jury Trial and Other Methods of Alternative Dispute Resolution: Some Cautionary Observations », *University of Chicago Law Review*, vol. 53, n° 2, p. 366-393.

Priest, George L. et Benjamin Klein (1984). « The Selection of Disputes for Litigation », *Journal of Legal Studies*, vol. 13, no 1, p. 1-55.

Roberge, Jean-François et Elvis Grahovic (2014). « L'accès à la justice et le succès en conférence de règlement à l'amiable (CRA) : mythes et réalités », *Revue du Barreau*, t. 73, p. 435-469.

Robinson, Peter (2012). « An Empirical Study of Settlement Conference Nuts and Bolts: Settlement Judges Facilitating Communication, Compromise and Fear », *Harvard Negotiation Law Review*, vol. 17, p. 97-155.

Rosenberg, Joshua D. et H. Jay Folberg (1994). « Alternative Dispute Resolution: An Empirical Analysis », *Stanford Law Review*, vol. 46, no 6, p. 1487-1551.

Salter, Shannon et Darin Thompson (2017). « Public-Centred Civil Justice Redesign: A Case Study of the British Columbia Civil Resolution Tribunal », *McGill Journal of Dispute Resolution*, vol. 3, p. 113-136.

Sander, Frank E. A. (1985). « Alternative Methods of Dispute Resolution: An Overview », *University of Florida Law Review*, vol. 37, n° 1, p. 1-18.

Shavell, Steven (1982). « Suit, Settlement, and Trial: A Theoretical Analysis Under Alternative Methods for the Allocation of Legal Costs », *Journal of Legal Studies*, vol. 11, no 1, p. 55-81.

Sossin, Lorne et Steven J. Hoffman (2010). « The Elusive Search for Accountability : Evaluating Adjudicative Tribunals », *Windsor Yearbook of Access to Justice*, vol. 28, no 2, p. 343-360.

Vignerot-Maggio-Aprile, Sandra (2016). « La résolution amiable des différends en matière civile : interactions entre procédure civile et modes amiables », dans Jean A. Mirimanoff (dir.), *La résolution amiable des différends en Suisse : interactions entre procédures traditionnelles et modes consensuels*, Berne, Stämpfli, p. 37 et ss.

Welsh, Nancy A. (2001). « Making Deals in Court-Connected Mediation: What's Justice Got to Do with It? », *Washington University Law Quarterly*, vol. 79, p. 787-861.

Wissler, Roselle L. (2002). « Court-Connected Mediation in General Civil Cases: What We Know from Empirical Research », *Ohio State Journal on Dispute Resolution*, vol. 17, no 3, p. 641-703.

Méthodologie statistique et économétrie

Aalen, Odd O. (1994). « Effects of Frailty in Survival Analysis », *Statistical Methods in Medical Research*, vol. 3, no 3, p. 227-243.

Abadie, Alberto et Guido W. Imbens (2006). « Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects », *Econometrica*, vol. 74, no 1, p. 235-267.

Agresti, Alan (2013). *Categorical Data Analysis*, 3e éd., Hoboken, John Wiley & Sons.

Albert, Adelin et John A. Anderson (1984). « On the Existence of Maximum Likelihood Estimates in Logistic Regression Models », *Biometrika*, vol. 71, no 1, p. 1-10.

Austin, Peter C. (2009). « Balance Diagnostics for Comparing the Distribution of Baseline Covariates Between Treatment Groups in Propensity-Score Matched Samples », *Statistics in Medicine*, vol. 28, no 25, p. 3083-3107.

Austin, Peter C. (2011). « An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies », *Multivariate Behavioral Research*, vol. 46, no 3, p. 399-424.

Austin, Peter C. et Ewout W. Steyerberg (2014). « Graphical Assessment of Internal and External Calibration of Logistic Regression Models by Using Loess Smoothers », *Statistics in Medicine*, vol. 33, no 3, p. 517-535.

Brier, Glenn W. (1950). « Verification of Forecasts Expressed in Terms of Probability », *Monthly Weather Review*, vol. 78, no 1, p. 1-3.

Cole, Stephen R. et Miguel A. Hernán (2008). « Constructing Inverse Probability Weights for Marginal Structural Models », *American Journal of Epidemiology*, vol. 168, no 6, p. 656-664.

Collett, David (2015). *Modelling Survival Data in Medical Research*, 3e éd., Boca Raton, CRC Press.

Cox, David R. (1972). « Regression Models and Life-Tables », *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, vol. 34, no 2, p. 187-220.

Crump, Richard K., V. Joseph Hotz, Guido W. Imbens et Oscar A. Mitnik (2009). « Dealing with Limited Overlap in Estimation of Average Treatment Effects », *Biometrika*, vol. 96, no 1, p. 187-199.

DeLong, Elizabeth R., David M. DeLong et Daniel L. Clarke-Pearson (1988). « Comparing the Areas Under Two or More Correlated Receiver Operating Characteristic Curves: A Nonparametric Approach », *Biometrics*, vol. 44, no 3, p. 837-845.

Friedman, Jerome H. (2001). « Greedy Function Approximation: A Gradient Boosting Machine », *Annals of Statistics*, vol. 29, no 5, p. 1189-1232.

Grambsch, Patricia M. et Terry M. Therneau (1994). « Proportional Hazards Tests and Diagnostics Based on Weighted Residuals », *Biometrika*, vol. 81, no 3, p. 515-526.

Greenland, Sander, Judea Pearl et James M. Robins (1999). « Causal Diagrams for Epidemiologic Research », *Epidemiology*, vol. 10, no 1, p. 37-48.

Greifer, Noah et Elizabeth A. Stuart (2021). « Choosing the Estimand When Matching or Weighting in Observational Studies », arXiv preprint arXiv:2106.10577.

Groenwold, Rolf H. H. et al. (2012). « Missing Covariate Data in Clinical Research: When and When Not to Use the Missing-Indicator Method for Analysis », *Canadian Medical Association Journal*, vol. 184, no 11, p. 1265-1269.

Grolemund, Garrett et Hadley Wickham (2011). « Dates and Times Made Easy with lubridate », *Journal of Statistical Software*, vol. 40, no 3, p. 1-25.

Haneuse, Sébastien, Tyler J. VanderWeele et David Arterburn (2019). « Using the E-Value to Assess the Potential Effect of Unmeasured Confounding in Observational Studies », *JAMA*, vol. 321, no 6, p. 602-603.

Hanley, James A. et Barbara J. McNeil (1982). « The Meaning and Use of the Area Under a Receiver Operating Characteristic (ROC) Curve », *Radiology*, vol. 143, no 1, p. 29-36.

Harrell, Frank E. Jr., Kerry L. Lee et Daniel B. Mark (1996). « Multivariable Prognostic Models: Issues in Developing Models, Evaluating Assumptions and Adequacy, and Measuring and Reducing Errors », *Statistics in Medicine*, vol. 15, no 4, p. 361-387.

Harris, Allison et Maya Sen (2026). « How Judges' Professional Experience Impacts Case Outcomes: An Examination of Public Defenders and Criminal Sentencing », *Journal of Politics*, vol. 88, no 1.

Heckman, James J. (1979). « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, no 1, p. 153-161.

Hernán, Miguel A. et James M. Robins (2020). *Causal Inference: What If*, Boca Raton, Chapman & Hall/CRC.

Ho, Daniel E., Kosuke Imai, Gary King et Elizabeth A. Stuart (2007). « Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference », *Political Analysis*, vol. 15, no 3, p. 199-236.

Ho, Daniel E., Kosuke Imai, Gary King et Elizabeth A. Stuart (2011). « MatchIt: Nonparametric Preprocessing for Parametric Causal Inference », *Journal of Statistical Software*, vol. 42, no 8, p. 1-28.

Hosmer, David W. et Stanley Lemeshow (1980). « Goodness of Fit Tests for the Multiple Logistic Regression Model », *Communications in Statistics, Theory and Methods*, vol. 9, no 10, p. 1043-1069.

Hosmer, David W., Stanley Lemeshow et Rodney X. Sturdivant (2013). *Applied Logistic Regression*, 3e éd., Hoboken, John Wiley & Sons.

Hougaard, Philip (2000). *Analysis of Multivariate Survival Data*, New York, Springer-Verlag.

Imbens, Guido W. (2004). « Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects Under Exogeneity: A Review », *Review of Economics and Statistics*, vol. 86, no 1, p. 4-29.

Imbens, Guido W. et Jeffrey M. Wooldridge (2009). « Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation », *Journal of Economic Literature*, vol. 47, no 1, p. 5-86.

Iverson, Benjamin, Joshua Madsen, Wei Wang et Qiping Xu (2023). « Financial Costs of Judicial Inexperience: Evidence From Corporate Bankruptcies », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 58, no 3, p. 1111-1143.

Jones, Michael P. (1996). « Indicator and Stratification Methods for Missing Explanatory Variables in Multiple Linear Regression », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 91, no 433, p. 222-230.

Kalbfleisch, John D. et Ross L. Prentice (2002). *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, 2e éd., Hoboken, John Wiley & Sons.

Kaplan, Edward L. et Paul Meier (1958). « Nonparametric Estimation from Incomplete Observations », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 53, no 282, p. 457-481.

Kish, Leslie (1965). *Survey Sampling*, New York, John Wiley & Sons.

Klein, John P. et Melvin L. Moeschberger (2003). *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*, 2e éd., New York, Springer.

Lee, Brian K., Justin Lessler et Elizabeth A. Stuart (2010). « Improving Propensity Score Weighting Using Machine Learning », *Statistics in Medicine*, vol. 29, no 3, p. 337-346.

Lévesque, Linda E. et al. (2010). « Problem of Immortal Time Bias in Cohort Studies: Example Using Statins for Preventing Progression of Diabetes », *British Medical Journal*, vol. 340, p. b5087.

Lin, D. Y. et L. J. Wei (1989). « The Robust Inference for the Cox Proportional Hazards Model », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 84, no 408, p. 1074-1078.

Little, Roderick J. A. (1988). « Missing-Data Adjustments in Large Surveys », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 6, no 3, p. 287-296.

Little, Roderick J. A. et Donald B. Rubin (2002). *Statistical Analysis with Missing Data*, 2e éd., Hoboken, John Wiley & Sons.

McCaffrey, Daniel F., Greg Ridgeway et Andrew R. Morral (2004). « Propensity Score Estimation with Boosted Regression for Evaluating Causal Effects in Observational Studies », *Psychological Methods*, vol. 9, no 4, p. 403-425.

Ostrom, Brian J. et Roger A. Hanson (2000). *Efficiency, Timeliness, and Quality: A New Perspective from Nine State Criminal Trial Courts*, Williamsburg, National Center for State Courts.

Pearl, Judea (2009). *Causality: Models, Reasoning, and Inference*, 2e éd., New York, Cambridge University Press.

Petersen, Maya L., Kristin E. Porter, Susan Gruber, Yue Wang et Mark J. van der Laan (2012). « Diagnosing and Responding to Violations in the Positivity Assumption », *Statistical Methods in Medical Research*, vol. 21, no 1, p. 31-54.

Robins, James M., Miguel A. Hernán et Babette Brumback (2000). « Marginal Structural Models and Causal Inference in Epidemiology », *Epidemiology*, vol. 11, no 5, p. 550-560.

Rondeau, Virginie, Yassin Mazroui et Juan R. Gonzalez (2012). « frailtypack: An R Package for the Analysis of Correlated Survival Data with Frailty Models Using Penalized Likelihood Estimation or Parametrical Estimation », *Journal of Statistical Software*, vol. 47, no 4, p. 1-28.

- Rosenbaum, Paul R. (2002). *Observational Studies*, 2e éd., New York, Springer.
- Rosenbaum, Paul R. (2010). *Design of Observational Studies*, New York, Springer.
- Rosenbaum, Paul R. et Donald B. Rubin (1983). « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, vol. 70, no 1, p. 41-55.
- Rubin, Donald B. (1976). « Inference and Missing Data », *Biometrika*, vol. 63, no 3, p. 581-592.
- Rubin, Donald B. (1987). *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*, New York, John Wiley & Sons.
- Sandefur, Rebecca L. (2010). « The Impact of Counsel: An Analysis of Empirical Evidence », *Seattle Journal for Social Justice*, vol. 9, no 1, p. 51-95.
- Stensrud, Mats J. et Miguel A. Hernán (2020). « Why Test for Proportional Hazards? », *JAMA*, vol. 323, no 14, p. 1401-1402.
- Stuart, Elizabeth A. (2010). « Matching Methods for Causal Inference: A Review and a Look Forward », *Statistical Science*, vol. 25, no 1, p. 1-21.
- Suissa, Samy (2008). « Immortal Time Bias in Pharmaco-Epidemiology », *American Journal of Epidemiology*, vol. 167, no 4, p. 492-499.
- Therneau, Terry M. (2026). *A Package for Survival Analysis in R*, vignette du package R *survival*, version 3.8-6.
- Therneau, Terry M., Cynthia Crowson et Elizabeth Atkinson (2026). *Using Time Dependent Covariates and Time Dependent Coefficients in the Cox Model*, vignette du package R *survival*, Mayo Clinic.
- Therneau, Terry M. et Patricia M. Grambsch (2000). *Modeling Survival Data: Extending the Cox Model*, New York, Springer.

van Buuren, Stef (2018). *Flexible Imputation of Missing Data*, 2e éd., Boca Raton, CRC Press.

van Buuren, Stef et Karin Groothuis-Oudshoorn (2011). « mice: Multivariate Imputation by Chained Equations in R », *Journal of Statistical Software*, vol. 45, no 3, p. 1-67.

VanderWeele, Tyler J. et Peng Ding (2017). « Sensitivity Analysis in Observational Research: Introducing the E-Value », *Annals of Internal Medicine*, vol. 167, no 4, p. 268-274.

Vaupel, James W., Kenneth G. Manton et Eric Stallard (1979). « The Impact of Heterogeneity in Individual Frailty on the Dynamics of Mortality », *Demography*, vol. 16, no 3, p. 439-454.

White, Ian R., Patrick Royston et Angela M. Wood (2011). « Multiple Imputation Using Chained Equations: Issues and Guidance for Practice », *Statistics in Medicine*, vol. 30, no 4, p. 377-399.

Wickham, Hadley, Mara Averick, Jennifer Bryan, Winston Chang, Lucy D'Agostino McGowan, Romain François, Garrett Grolemund et al. (2019). « Welcome to the Tidyverse », *Journal of Open Source Software*, vol. 4, no 43, article 1686. DOI : 10.21105/joss.01686

Wooldridge, Jeffrey M. (2019). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 7e éd., Boston, Cengage Learning.

Mémoires et thèses

Gaudry Staub, Sarah (2018). La réalisation du plein potentiel des conférences de règlement à l'amiable en matière de protection de la jeunesse afin d'améliorer l'accès à la justice, projet de fin d'études (Maîtrise en prévention et règlement des différends), Faculté de droit, Université de Sherbrooke, 54 p.

Annexe A : Déclaration sur l'utilisation de l'intelligence artificielle générative (IAG)

Je déclare avoir pris une entente avec mon directeur de recherche dans le cadre de ce travail quant aux types d'utilisation faite de l'intelligence artificielle générative (IAG).

Usages permis de l'IAG

Je m'engage à respecter les principes d'intégrité académique et à utiliser l'IAG uniquement dans les limites suivantes :

- **Compréhension des concepts.** L'IAG a pu être utilisée pour m'aider à mieux comprendre un modèle, un article de recherche ou une méthodologie scientifique. Toutefois, l'analyse critique et l'interprétation des résultats relèvent exclusivement de ma responsabilité.
- **Collecte de la littérature.** L'IAG a pu être sollicitée comme outil d'assistance pour identifier des articles et ouvrages pertinents en lien avec ma problématique. La sélection finale et l'analyse de ces sources ont été effectuées de manière critique et personnelle.
- **Correction linguistique.** L'IAG a pu être utilisée pour corriger l'orthographe, la grammaire et la syntaxe. Mon argumentation et mes idées demeurent toutefois personnelles et conformes aux exigences académiques.
- **Correction de code informatique.** Dans le cas de l'utilisation de code informatique dans ce mémoire, l'IAG a pu m'aider à identifier et corriger des erreurs techniques. La conception, l'implémentation et l'explication du code reflètent néanmoins mon propre travail et ma compréhension.

Usages exclus de l'IAG

Je déclare ne pas avoir utilisé l'IAG pour :

- Générer automatiquement des portions de mon mémoire sans analyse critique de ma part.
- Produire du contenu sans vérification et reformulation personnelles.

- Réaliser une analyse ou une discussion artificiellement construite sans intervention réelle de ma part.

Annexe B : Certificat d'approbation éthique du CER (26 novembre 2025)

Cette annexe reproduit le certificat d'approbation éthique délivré par le Comité d'éthique de la recherche (CER) de HEC Montréal pour le présent projet de recherche, daté du 26 novembre 2025.

HEC MONTRÉAL

Comité d'éthique de la recherche

CERTIFICAT D'APPROBATION ÉTHIQUE

La présente atteste que le projet de recherche décrit ci-dessous a fait l'objet d'une évaluation en matière d'éthique de la recherche avec des êtres humains et qu'il satisfait aux exigences de notre politique en cette matière.

Projet # : 2026-6599

Titre du projet de recherche : L'apport de l'analyse des données judiciaires à l'évaluation des mécanismes de règlement à l'amiable offerts au sein de la Cour supérieure du Québec

Chercheur principal : Guillaume Bourgeois

Directeur/codirecteurs : Denis Larocque, Professeur - HEC Montréal

Date d'approbation du projet : 26 novembre 2025

Date d'entrée en vigueur du certificat : 26 novembre 2025

Date d'échéance du certificat : 01 novembre 2026



Maurice Lemelin
Président
CER de HEC Montréal

Signé le 2025-11-26 à 14:33

Annexe C : Attestation d'approbation éthique complétée (8 mai 2026)

Cette annexe reproduit l'attestation d'approbation éthique complétée, émise par le Comité d'éthique de la recherche (CER) de HEC Montréal le 8 mai 2026.



ATTESTATION D'APPROBATION ÉTHIQUE COMPLÉTÉE

La présente atteste que le projet de recherche décrit ci-dessous a fait l'objet des approbations en matière d'éthique de la recherche avec des êtres humains nécessaires selon les exigences de HEC Montréal.

La période de validité du certificat d'approbation éthique émis pour ce projet est maintenant terminée. Si vous devez reprendre contact avec les participants ou reprendre une collecte de données pour ce projet, la certification éthique doit être réactivée préalablement. Vous devez alors prendre contact avec le secrétariat du CER de HEC Montréal.

Projet # : 2026-6599 - Analyse relative aux C.R.A. à la Cour supérieure du Québec

Titre du projet de recherche : Les conférences de règlement à l'amiable à la Cour supérieure du Québec : analyse empirique des taux de règlement et des délais de traitement

Chercheur principal : Guillaume Bourgeois

Directeur/codirecteurs : Denis Larocque

Date d'approbation initiale du projet : 26 novembre 2025

Date de fermeture de l'approbation éthique : 08 mai 2026

A handwritten signature in dark ink, appearing to read "M. Lemelin".

Maurice Lemelin
Président
CER de HEC Montréal

Signé le 2026-05-08 à 12:06