

DÉRÉGLEMENTATION, SÉCURITÉ ET PRÉVISION D'ACCIDENTS EXTRÊMES : LE CAS DU FRET FERROVIAIRE FRANÇAIS

ADRIEN BONACHE
UNIVERSITÉ DES SCIENCES ET TECHNIQUES
DE MONTPELLIER

INTRODUCTION¹

L'accident de Zoufftgen ayant eu lieu le 11 octobre 2006 en fin de matinée entre un train de fret français et un TER luxembourgeois a été paradoxal. Premièrement, cet accident a été l'un des plus meurtriers en France depuis l'ouverture effective du marché du transport de marchandises à la concurrence (31 mars 2005). Secondement, le train de fret en cause appartenait à l'opérateur historique et non à un « nouvel entrant ». Il ne semble donc pas possible d'accuser directement l'ouverture du marché à la concurrence d'en être responsable, en bradant les impératifs de sécurité. De surcroît, d'après

¹ Nous tenons à remercier Karen MORIS pour ses relectures et les deux rapporteurs anonymes pour leurs excellentes remarques et critiques. Les éventuelles erreurs relèvent de la seule responsabilité de l'auteur.

les éléments de l'enquête (SNCF, 2006), l'accident viendrait notamment d'une erreur d'aiguillage. Or, l'aiguillage était encore public en France et au Luxembourg au moment des faits.

Au-delà de cet accident, il est possible de s'interroger sur les relations qui lient la déréglementation et la sécurité. Autrement dit, doit-on arbitrer entre déréglementation et sécurité ou peut-on dépasser cet arbitrage en conciliant déréglementation et sécurité ? Par ailleurs, un autre intérêt se trouve dans la possibilité de prévoir et/ou prévenir des accidents de cette ampleur.

On pourrait se demander quelles solutions ont été mises en œuvre à la SNCF, et dans le transport en général, pour réussir à diminuer les accidents ayant des causes organisationnelles. Lorsqu'on parcourt la Revue Générale des Chemins de Fer, il semblerait que des solutions existent pour lutter contre les causes organisationnelles d'accidents.

Ainsi, au-delà de la présence d'opérateurs en gare et d'une réflexion sur les risques, la SNCF appuie l'action des personnels et de ses partenaires par une amélioration des « *moyens techniques, bornes d'alarme, dispositifs de télé-surveillance, etc.* ». Cette politique, s'appuyant sur des partenaires et des moyens techniques, a pour objectif « *d'accroître l'efficacité des intervenants, d'une part en diminuant leurs délais d'intervention, d'autre part en leur permettant de se regrouper quand la situation du terrain l'exige* » (CHANTERAC, COLLIARD, 1998 : 79). Ainsi, « *malgré l'avènement des automatisations, l'opérateur humain reste l'élément clef du système de transport* » (HADI-MABROUCK, DOGUI, 1999 : 17).

Dans une revue des démarches utilisées dans plusieurs industries (SNCF, DGA, presse quotidienne, EDF, CNES...), HADI-MABROUCK et DOGUI (1999) soulignent qu'il existe deux types de pratiques pour améliorer la fiabilité :

- Le « *type "curatif" se base en grande partie sur le retour d'expérience en vue de rechercher les causes de dysfonctionnement pour y remédier* ».
- Le « *type "préventif" porte essentiellement sur la sélection, la formation et l'entretien des connaissances du personnel, sur l'intégration des futurs utilisateurs dès les phases de spécification et de conception du système et enfin sur l'automatisation des installations afin de minimiser les erreurs des opérateurs* ».

Depuis les années 1980-1990, ces deux types de moyens sont mis en œuvre à la SNCF pour trouver une solution aux causes organisationnelles des accidents. Mais leur efficacité est discutable, car beaucoup de professionnels et de chercheurs émettent des doutes sur l'efficacité des moyens mis en œuvre (CARROLL et al., 2002 ; PERIN, 2005). Par ailleurs, il apparaît que la prévision des incidents semble absente dans ces organisations (HADI-MABROUCK, DOGUI, 1999). Ce constat soulève la question de la possibilité de prévoir un accident dans un système organisationnel : lorsque l'opérateur humain a une place importante dans un système, peut-on prévoir l'occurrence

ou la périodicité d'un accident majeur ?

Cela amène à interroger les intérêts méthodologiques de notre sujet. En effet, existe-t-il une méthode permettant de voir si la déréglementation progressive du transport ferroviaire de marchandises, en France, a eu un impact sur le nombre d'accidents et leurs conséquences ? Par ailleurs, comment savoir, dans le cas où la déréglementation n'augmenterait pas le nombre d'incidents, si les accidents ont des causes communes ou si chaque événement en a une bien spécifique ? Des enjeux techniques apparaissent pour le gestionnaire du risque. Une fois révélée l'existence d'une origine identique pour des accidents de niveaux différents, des actions correctrices pourraient être proposées en s'appuyant sur l'expérience tirée des incidents mineurs pour éviter des accidents majeurs. C'est la base du retour d'expérience qui est une des solutions pour corriger ces dysfonctionnements.

Enfin, l'article présente un intérêt théorique : une résolution possible de l'arbitrage entre déréglementation et sécurité. Dans le cas du transport ferroviaire de fret, est-il possible de déréglementer sans diminuer la sûreté ? Le cas échéant, la généralisation à d'autres secteurs est-elle envisageable ou doit-on réaliser d'autres études pour mettre en exergue d'éventuelles contingences sectorielles, temporelles et/ou géographiques ?

Compte tenu des multiples intérêts de cet article, notre questionnement est le suivant : la déréglementation a-t-elle un impact sur la sûreté du trafic ferroviaire ? Sinon, les accidents ferroviaires ont-ils des causes « managériales » communes ? Enfin, quelle est la fréquence des accidents majeurs ? Somme toute, la question principale peut se formuler ainsi : peut-on prévoir la périodicité des accidents majeurs dans le fret ferroviaire ?

Cette question de recherche peut sembler particulièrement ambitieuse, car prévoir la périodicité d'occurrence des accidents majeurs demanderait de connaître, si le système fret ferroviaire était stable, sa dynamique. Mais l'ouverture et la complexité d'un tel système semblent rendre difficile sa connaissance. Dans la littérature, il existe pourtant une technique admettant qu'il est possible de donner une estimation de la périodicité d'accidents plus graves sur la base seulement des fréquences des accidents connus et de leur gravité (KJELLÉN, 2000 ; STEPHANS, 2004).

Ainsi, l'article a deux objectifs. Premièrement, il vise à évaluer l'impact de la déréglementation sur la sécurité dans le fret ferroviaire en France. Deuxièmement, il tente d'appliquer la méthode de KJELLÉN (2000) au fret ferroviaire.

Pour répondre à cette question de recherche, les éléments du débat seront rapidement mis en perspective (1.1.) et la méthode utilisée sera brièvement exposée (1.2.). Puis la présentation de l'évaluation de l'effet de la déréglementation sur la sécurité dans le fret ferroviaire français (2.1) sera suivie d'une application de la méthode de KJELLÉN dans ce secteur (2.2.). Une

discussion sur la portée et les limites de ce résultat et de cette méthode conclura notre propos et offrira des pistes de recherche future.

1. SOUBASSEMENTS THÉORIQUES ET MÉTHODOLOGIQUES DE L'ÉTUDE DE LA RELATION DÉRÉGLEMENTATION-SÉCURITÉ

Les éléments du débat paraissent *a priori* particulièrement flous parce qu'une confusion semble exister entre les termes. Ainsi, il semble nécessaire de rappeler ce que l'on nomme déréglementation en économie et en droit de la concurrence, mais aussi ce qu'est la sécurité dans le transport ferroviaire d'un point de vue « fiabiliste ». Par ailleurs, notons que nous retiendrons comme échelle de mesure des conséquences d'accidents, l'échelle européenne des accidents permettant de regrouper des risques similaires sans tomber dans l'événementiel ou dans l'agrégation de conséquences trop variées.

1.1. ÉLÉMENTS DE CLARIFICATION CONCEPTUELLE ET THÉORIQUE

Avant de présenter les données et méthodes utilisées, il semble nécessaire de réduire l'équivoque entourant les concepts de déréglementation, de sécurité et de rappeler l'état de l'art sur la relation entre déréglementation et sécurité.

1.1.1. Déréglementation

Il existe de nombreuses définitions de ce qu'est une déréglementation. Pour notre étude, celle très générale de MOSES et SAVAGE (1989) est retenue : c'est la suppression des règles formelles limitant l'entrée au marché en donnant à quiconque désirant entreprendre la liberté de le faire à ses propres risques.

Par ailleurs, la déréglementation ne signifie pas la suppression de toutes règles formelles. Après déréglementation, il demeure l'interdiction d'entente sur les prix, les règles sur la sécurité des véhicules et leur maintenance, les règles de circulation pour assurer la sécurité et la législation sur les conditions de travail des salariés.

Une méta-analyse récente (ELVIK, 2006) montre que l'on retient dans la littérature anglo-saxonne différentes définitions de la déréglementation : « *deregulation* » (FRIGHT, DERBY, 1986 ; DAICOFF, 1988 ; JOVANIS, 1988 ; BARNETT, HIGGINS, 1988 ; BUTTON, 1989 ; JORDAN, 1989), ouverture du marché à des nouveaux opérateurs (CORSI, FANARA, 1989 ; KANAFANI, KEELER, 1990) entre autres.

Cette revue de la littérature a mis en avant que le cas du rail n'a été étudié qu'au Royaume-Uni (HEALTH AND SAFETY EXECUTIVE-UK, 2002 ; EVANS, 2007 ; EVANS, 2004) et aux États-Unis (SAVAGE, 2003) pour le transport de voyageurs, à notre connaissance.

1.1.2. Sécurité

Il existe plusieurs façons d'évaluer la sécurité. Lorsqu'on ne peut directement observer la sécurité et son évolution, on est obligé de prendre en considération les conséquences des politiques mises en œuvre (KJELLÉN, 2000). On retiendra, par exemple, le nombre d'accidents par million de tonnes de marchandises.km dans le cas du transport de marchandises, le nombre d'accidents par milliard de passagers.km pour le transport des personnes ou bien le nombre d'accidents par million de trajets, afin de mesurer la sécurité tout transport confondu.

Pour mesurer les effets d'une politique de déréglementation, il existe plusieurs types d'indicateurs. Les deux principaux sont les suivants :

-les Rapports de « Chances » (« odds ratio »):

$$RC = \frac{\frac{\text{Accidents dans l'activité touchée par la déréglementation}(ex-post)}{\text{Accidents dans l'activité touchée par la déréglementation}(ex-ante)}}{\frac{\text{Accidents dans l'activité non touchée par la déréglementation}(ex-post)}{\text{Accidents dans l'activité non touchée par la déréglementation}(ex-ante)}}$$

Remarquons que les deux activités doivent être comparables : train de voyageurs et train de marchandises dans un même pays, par exemple.

- le Rapport de Taux d'Accidents :

$$RTA = \frac{\text{nombre d'accidents}(ex-post)/\text{volume d'activité}(ex-post)}{\text{nombre d'accidents}(ex-ante)/\text{volume d'activité}(ex-ante)}$$

La lecture des deux ratios présentés est la même. Si le ratio est supérieur à l'unité, il y a eu une dégradation de la sécurité après la déréglementation. Si le ratio est inférieur à l'unité, cela signifie qu'il y a eu une amélioration de la sécurité après la déréglementation. Ce type d'indicateurs pourrait être critiqué, car ils ne prennent en compte que l'effet quantitatif d'une déréglementation (nombre d'accidents) et non ses effets qualitatifs (rejets de matières, conséquences humaines et environnementales).

1.1.3. L'effet de la déréglementation sur la sécurité des transports

Dans une méta-analyse sur le thème du transport ferroviaire de passagers, ELVIK (2006) a mis en avant qu'aucune relation de cause à effet ne pouvait être trouvée entre la déréglementation et la sécurité. Cette méta-analyse mettait uniquement en avant que la sécurité s'était améliorée après la déréglementation de ces marchés aux États-Unis (SAVAGE, 2003) et au Royaume-Uni (EVANS, 2004). Cela semble tenir au fait que cette méta-analyse ne repose que sur deux études pour ce mode de transport. Ainsi, il en conclut que cette amélioration continue après la déréglementation devrait être considérée comme une observation statistique et non comme une causalité. Il n'apparaît pas dans cette méta-analyse d'études dans le cas du fret ferroviaire. Nous posons alors l'hypothèse suivante :

H1 : la déréglementation du fret ferroviaire n'a pas d'effet significatif sur le nombre d'accidents et leurs conséquences

Cette hypothèse semble cohérente avec les travaux réalisés sur les autres modes de transport qui ont connu une déréglementation à travers le monde. D'une part, ELVIK (2006 : 683) montre que la déréglementation du transport routier de marchandises (camions) et de passagers (bus) n'est pas globalement associée à des changements majeurs sur la sécurité routière. D'autre part, il met en avant que la déréglementation du transport aérien aux États-Unis n'est pas associée à des changements dans la sécurité aérienne. Quelle que soit la variable de contrôle retenue, l'impact de la déréglementation sur la sécurité aérienne ne semble pas significatif lorsqu'on utilise un modèle aléatoire de méta-analyse. De plus, si l'on ne retient que le taux d'accidents de passagers, il y aurait une amélioration de la sécurité. Inversement, si l'on retient comme estimateur de sécurité le taux d'accidents chez les opérateurs, il semblerait qu'il n'y ait pas d'amélioration de la sécurité.

Ainsi, nous proposons de tester l'hypothèse *H1* dans le cas de la déréglementation du fret en France qui a eu lieu en mars 2005.

1.2. PRÉSENTATION DES DONNÉES ET DE LA MÉTHODE UTILISÉE

1.2.1. Les accidents ferroviaires concernant le fret ferroviaire français de 1998 à 2008

La base de données du Bureau d'Analyse des Risques et Pollutions Industrielles -BARPI- a été utilisée pour réaliser cette étude. Tous les accidents ayant eu lieu sur la période allant du 1er janvier 1998 au 1er octobre 2008 ont été collectés. Cette période a été retenue pour satisfaire aux exigences de stabilité du secteur :

. 1997 étant l'année d'une réforme majeure, puisque la propriété du réseau a été transférée à la société Réseau Ferré de France ;

. D'après KJELLÉN (2000 : 218), il est souhaitable de ne pas dépasser une période d'analyse de 5 ans pour la prévision d'accidents extrêmes (Cf. *infra* 1.2.3.). Nonobstant, d'autres auteurs admettent qu'une période de 10 ans est acceptable (STEPHANS, 2004 : 265). La raison principale est de s'assurer que la structure de l'organisation ou du secteur étudiés est quasiment stable. C'est-à-dire qu'il ne faut pas qu'intervienne une réforme modifiant la structure organisationnelle ou sectorielle suffisamment importante pour changer la distribution statistique des accidents.

La sélection des accidents ferroviaires sur la base de données du BARPI a été effectuée en ne prenant que les accidents dans l'activité « H-49.2-Transports ferroviaires de fret ». Finalement, une base de 321 accidents ferroviaires a été constituée. Pour chaque accident, nous n'avons retenu que les rejets de matières dangereuses, les conséquences humaines et environnementales

(classées par niveau selon l'échelle européenne des accidents). Puisqu'il n'y avait pas de conséquences financières supérieures au niveau 0 de l'échelle européenne des accidents, cette variable fut exclue de l'analyse. En effet, on ne peut projeter à partir d'une conséquence en apparence toujours faible (niveau 0) la possibilité de conséquences de niveau supérieur. De plus, on ne peut évaluer le degré de signification de l'effet de la déréglementation sur la sécurité à partir de ce type de conséquences, car elles sont trop faibles.

Concernant les projections d'accidents extrêmes, les accidents les plus graves de chaque quadrimestre, en matière de rejets de matières dangereuses et de conséquences humaines et environnementales, ont été sélectionnés. Suivant KJELLÉN (2000), cela permet de s'assurer que les résultats obtenus aient un sens. Au-delà de 30 périodes, toujours d'après KJELLÉN (2000 : 218), la projection serait biaisée par la présence excessive de périodes où il n'y aurait que des accidents de faible gravité.

1.2.2. Test de la stabilité du taux d'accidents sur la période

Pour tester l'hypothèse $H1$, nous aurions pu calculer un RTA -ratio de taux d'accidents- (ELVIK, 2006), comme il est couramment pratiqué dans la littérature. Il a été préféré à cela la réalisation de deux tests non paramétriques avec le logiciel R. Ces derniers permettent de s'assurer non seulement de l'homogénéité des distributions d'accidents par dizaine de kilotonnes-km par mois (test de Kolmogorov-Smirnov), mais aussi de l'égalité des moyennes des rangs (test de Mann-Whitney) entre les deux périodes délimitées par la dérégulation. Ces tests sont effectués sur les distributions du nombre d'accidents par dizaine de kilotonnes.km et des conséquences humaines, environnementales, et en termes de rejets dangereux par mois, de janvier 1998 à octobre 2008. Le fait de tester l'impact sur le nombre d'accidents et sur les conséquences de ces accidents permet une analyse plus fine que la seule prise en compte du nombre d'accidents. Nous n'avons pas réalisé un test ANOVA, car les distributions étudiées ne sont pas gaussiennes.

Finalement, notre hypothèse $H1$ se décompose en deux hypothèses testant l'homogénéité et l'égalité des rangs de deux distributions d'accidents et de leurs conséquences que distinguerait la mise en place de la déréglementation :

$H1a$: $L_a \sim L_p$, Les accidents suivent la même loi de probabilité avant et après la déréglementation.

$H1b$: $\theta_a = \theta_p$, Les caractéristiques de cette loi sont similaires avant et après déréglementation.

Dans la formulation de ces hypothèses $H1a$ et $H1b$, l'indice « a » caractérise la statistique, ou la loi, avant la déréglementation et l'indice « p » celle calculée après. L est la distribution des accidents par dizaine de kiloton-

nes.km mensuels (ou de leurs conséquences par dizaine de kilotonnes.km mensuels) et θ une caractéristique de forme associée.

1.2.3. Prévision d'accidents extrêmes

La prévision d'accidents extrêmes s'appuie sur les travaux de BRISCOE (1982). Il s'agit de prendre les accidents les plus graves de chaque période afin d'anticiper l'intervalle de temps entre deux accidents considérés comme très graves. Pour ce faire, suivant KJELLÉN (2000 : 218), on peut s'appuyer sur une extrapolation à partir des accidents moins graves, à condition que ces derniers soient la conséquence d'une même classe de causes que les accidents plus graves qu'on cherche à anticiper.

Selon KJELLÉN (2000), cette méthode offre la possibilité de répondre à la question de l'adéquation du contrôle des risques d'accidents par l'entreprise étudiée. Suivant KJELLÉN (2000 : 218-219), la procédure à suivre est la suivante.

1. *Collecter la gravité et la date d'occurrence des accidents ayant eu lieu dans l'organisation pour une période de temps stable.* D'après KJELLÉN (2000), il semblerait souhaitable de retenir une période d'analyse de 5 ans maximum pour s'assurer de la stabilité de la structure de l'organisation étudiée et un découpage de la durée d'analyse en n sous-périodes comprenant au moins un accident ($10 \leq n \leq 30$ afin d'avoir un résultat significatif). Ainsi, suivant STEPHANS (2004), une période de 10 ans n'est retenue que si la déréglementation n'a pas modifié la distribution des accidents et de leurs conséquences, c'est-à-dire si les hypothèses *H1a* et *H1b* sont vérifiées. Remarquons que le fait de retenir une période de 5 ans, comme le recommande KJELLÉN, ne permet pas toujours de s'assurer de la stabilité de la structure de l'organisation, car une modification peut avoir lieu durant ces 5 ans.

2. *Construire une table comprenant une colonne d'accidents triés par gravité et, une avec leur période d'occurrence,* enfin calculer deux vecteurs indiquant la probabilité cumulée simplifiée (type I) et la probabilité cumulée de BRISCOE (1982) (type II) :

$$F_{type I}[x_i] = \frac{i}{n+1}, \forall x_i = x_1, \dots, x_n$$

$$F_{type II}[x_1] = \frac{1}{2n}$$

$$F_{type II}[x_i] = \frac{1}{2n} + \frac{i-1}{n}, \forall x_i = x_2, \dots, x_n$$

avec i un indice indiquant le numéro de la période en fonction de sa gravité maximale; $X=x_1, \dots, x_n$ le vecteur des incidents x_i les plus importants de chaque période i rangés par ordre croissant de gravité ($x_1 \leq \dots \leq x_n$) et n le nombre de périodes défini précédemment.

Pour le calcul des fréquences cumulées de type I, l'idée est de considérer que le spectre des événements les plus graves connus au cours des n périodes d'observation ne permet pas de saisir l'intégralité des possibilités. Ainsi, on considère que l'on arrive au mieux à rendre compte de $n/(n+1)$ % des cas possibles et qu'il peut y avoir $1/(n+1)$ % d'accidents plus graves dans des périodes à venir que ceux que l'on a déjà connus.

Pour le calcul des fréquences cumulées de type II, il est supposé qu'il est possible de connaître dans l'avenir des périodes avec des événements plus graves que ceux observés au cours de l'étude de n périodes passées. On pondérera donc l'événement le moins grave de l'étude par $1/2n$, puis tous les autres événements par $1/n$ (leur fréquence sur la période étudiée), ce qui laisse une probabilité de $1/2n$ pour l'occurrence d'événements ayant des conséquences plus importantes.

3. Réaliser deux graphiques :

$(F_{typeI}, 0, X)$ avec une échelle logarithmique pour l'axe des abscisses. Dans cet orthant positif, on réalise une ou plusieurs régressions linéaires entre les points. Nous ajoutons, enfin, un axe parallèle à l'axe des abscisses présentant la conversion des probabilités cumulées en périodicité des incidents, dont la relation est la suivante :

$$périodicité_i = 1/(1-F[x_{i-1}])$$

où $F[.] = F_{typeI}[.]$, $F_{typeIII}[.]$ et $périodicité_i$ désigne la durée entre deux accidents de niveau x_i .

Sachant que les indices classent les accidents par gravité, un événement de gravité x_i a, au plus, une probabilité d'occurrence de $P(x > x_{i-1}) = 1 - P(x \leq x_{i-1})$ d'avoir lieu. On estime empiriquement cette probabilité grâce à $1 - F[x_{i-1}]$: la fréquence d'apparition d'accidents plus graves que x_i . Or, la fréquence désigne, par définition, la mesure du nombre de fois qu'un phénomène périodique se reproduit par unité de temps ($1/T$). La fréquence d'un phénomène, en l'occurrence d'un accident d'une certaine gravité, est égale au rapport entre la probabilité qu'un accident ait lieu au cours de sa périodicité d'occurrence (la probabilité est donc unitaire) et la durée de la période séparant deux occurrences T . La période est donc, par définition, l'inverse de la fréquence. Somme toute, pour un accident i , nous avons la relation

$$périodicité_i = 1/(1 - F[x_{i-1}]).$$

$(F_{typeII}, 0, X)$ avec une échelle logarithmique pour l'axe des abscisses et l'axe des ordonnées. Ici la régression entre les variables sera de type exponentiel.

Cette procédure ne peut être appliquée sur les accidents de la SNCF, avec les données antérieures à la déréglementation, que si $H1a$ et $H1b$ sont acceptées, *i.e.* si la déréglementation du fret ferroviaire n'a pas eu d'effet significatif sur la sécurité. On peut remarquer que la projection d'accidents ne s'intéresse qu'à la gravité des accidents et non au nombre d'accidents. Ainsi, si $H1a$ et $H1b$ ne sont vérifiées que pour la gravité des accidents mais pas sur la

quantité des accidents, nous pourrions alors faire une projection en utilisant les accidents avant et après la déréglementation. En effet, dans ce cas, la distribution statistique des conséquences est inchangée, malgré une modification du nombre d'accidents.

KJELLÉN (2000) met en avant que l'on pourrait résoudre certains problèmes par le biais de deux régressions :

- Existe-t-il une origine commune à des accidents de gravité différente ?
- Quelle est la périodicité des accidents plus graves que ceux déjà rencontrés ?

Pour KJELLÉN (2000 : 219), si une régression de type exponentiel donne une meilleure qualité d'ajustement qu'une régression linéaire, alors on pourrait admettre que les défaillances du système de management de la sécurité sont responsables du contrôle inadéquat des dangers associés à l'activité. En effet, si cette régression permet un meilleur ajustement, d'après BRISCOE (1982), cela voudrait dire que les causes de chaque accident sont liées. Ainsi, pour améliorer la sûreté de l'organisation, il semblerait souhaitable de prendre des mesures visant à améliorer ce système de management de la sécurité. Sur ce point, contrairement à l'analyse que font KJELLÉN (2000) et BRISCOE (1982), il semble souhaitable de noter que la seule corrélation de la fréquence avec la gravité des accidents ne permet pas d'inférer qu'il existe une origine managériale commune aux accidents corrélés. Cette corrélation peut être fortuite ou due à des origines non managériales.

En revanche, d'après ces deux auteurs, lorsque la régression linéaire donne un meilleur ajustement, les causes des accidents seraient indépendantes les unes des autres. Les mesures prophylactiques devraient donc être différentes pour lutter contre la reproduction de chaque accident (KJELLÉN, 2000 : 220).

La comparaison de la qualité de ces deux régressions permettrait d'accepter ou de rejeter l'hypothèse suivante :

H2 : Les causes des différents accidents sont liées.

Lorsqu'il faut deux (ou plus de deux) régressions linéaires pour améliorer la qualité de l'ajustement linéaire du premier graphique, nous avons un graphique en « patte de chien » (« *dog leg* », KJELLÉN, 2000 : 220). Dans le cas où une double régression linéaire donne une meilleure qualité d'ajustement qu'une régression exponentielle, d'après KJELLÉN (2000 : 220), « *les accidents avec une gravité faible et [ceux avec une gravité] forte ont des causes différentes* ». Il faudrait alors retenir la régression « *dog leg* », ajustant au mieux les accidents les plus graves enregistrés, pour faire une projection d'accidents extrêmes. Ainsi, suivant KJELLÉN, l'hypothèse *H3* suivante serait validée par comparaison entre la qualité d'un ajustement linéaire multiple et celle d'une régression exponentielle :

H3 : Il est possible sur la base d'événements à gravité moyenne de trouver

des solutions pour éviter des accidents majeurs, lorsqu'ils ont les mêmes causes.

Formellement, si l'on note $R^2(\text{lin},i)$ le coefficient de détermination de i régression(s) linéaire(s) et $R^2(\text{exp})$ celui d'une régression exponentielle, $H2$ et $H3$ peuvent se formuler ainsi :

$$H2 : R^2(\text{lin},1) < R^2(\text{exp})$$

$$H3 : R^2(\text{lin},2) > R^2(\text{exp})$$

Suivant KJELLÉN (2000 : 220), si le graphique de type II (représentation logarithmique avec régression exponentielle) ne présentait pas de limites supérieures, alors il serait possible que des accidents très graves puissent avoir lieu. En revanche, s'il était possible d'apercevoir sur ce graphique une limite asymptotique (cas où la régression exponentielle ne donne pas une bonne qualité d'ajustement et donc cas où une régression de type logistique convient mieux), il existerait un maximum dans la gravité des accidents et on ne pourrait pas, sur la base de cette régression, prédire la périodicité des accidents majeurs.

Une comparaison entre les statistiques de Fisher d'une régression exponentielle et d'une régression logistique permettra alors de tester l'hypothèse suivante :

H4 : Il peut y avoir des accidents de niveaux plus élevés que ceux que l'on a rencontrés sur la période d'analyse.

Formellement, si l'on note $F(\text{exp})$ la statistique de Fisher de la régression exponentielle et $F(\text{log})$ celle de la régression logistique, $H4$ peut s'écrire :

$$H4 : F(\text{exp}) > F(\text{log})$$

Maintenant qu'a été fixée la méthode de notre étude et rappelée la technique de projection d'accidents majeurs, les effets de la déréglementation sur la sécurité et la prévision d'accidents extrêmes vont être présentés.

2. RÉSULTATS, DISCUSSIONS ET MISES EN PERSPECTIVE

Les résultats présentés ici sont liés à une situation nationale, à la base de données du BARPI et à ses indicateurs. Ainsi, même s'ils semblent confirmer les hypothèses formulées, ils peuvent être l'objet de discussions. En outre, ils ouvrent la voie à des recherches futures permettant d'étendre ou de limiter la portée de nos conclusions.

2.1. EFFETS DE LA DÉRÉGLEMENTATION SUR LE NOMBRE D'ACCIDENTS ET LEURS CONSÉQUENCES

Pour appliquer la méthode de prévision de KJELLÉN, il faut que les hypothèses $H1a$ et $H1b$ ne soient pas rejetées. Cela permet de s'assurer de la stabilité des

accidents sur la période d'analyse et de juger les effets de la déréglementation sur la sécurité.

D'après nos résultats, les distributions des accidents par dizaine de kilotonnes.km avant et après la déréglementation ne sont pas significativement différentes, quelle que soit la variable observée (Tableau 1). Les degrés de signification (supérieurs à 5 %) indiquent que les différences entre les distributions avant et après la déréglementation ne sont pas significatives.

Tableau 1 : Tests de l'homogénéité des distributions du nombre d'accidents mensuels et de leurs conséquences

	Nombre d'accidents	Rejets dangereux	Conséquences humaines	Conséquences environnementales
Statistique de test de Kolmogorov (D)	0,184	0,149	0,088	0,052
Degré de signification	0,295	0,563	0,982	0,999

Le nombre d'accidents, les rejets dangereux et les conséquences humaines et environnementales sont exprimés par mois et rapportés à l'activité mensuelle en dizaines de kilotonnes.km.

Ensuite, il est souhaitable de s'assurer de la stabilité des caractéristiques de formes avant et après la déréglementation en testant l'hypothèse *H1b*. Les différences de rangs avant et après la déréglementation ne sont pas significatives pour les conséquences environnementales, humaines et en termes de rejets dangereux : le degré de signification est supérieur à 5 % (Tableau 2).

Tableau 2 : Statistique de test de l'hypothèse H1b

	Nombre d'accidents	Rejets dangereux	Conséquences humaines	Conséquences environnementales
Statistique U de Mann-Whitney	2404,5	2187,5	2020,5	1928
Degré de signification	0,003***	0,062*	0,184	0,285

Le nombre d'accidents, les rejets dangereux et les conséquences humaines et environnementales sont exprimés par mois et rapportés à l'activité mensuelle en dizaines de kilotonnes-km ; *, ** et *** rendent compte respectivement d'un degré de signification inférieur à 10 %, 5 % et 1 %.

On accepte alors l'hypothèse *H1b*, selon laquelle les caractéristiques de forme sont similaires pour les deux échantillons étudiés avant et après la déréglementation, sauf pour le nombre d'accidents, pour une erreur de première espèce fixée à 5 %. Après la déréglementation, le nombre d'accidents dans le fret ferroviaire français aurait significativement diminué sans modifier pour autant la gravité des conséquences. Cependant, ce résultat ne permet pas d'inférer une causalité entre la déréglementation et la diminution du nombre d'accidents, puisqu'elle peut avoir d'autres origines.

Finalement, nous pouvons accepter nos hypothèses *H1a* et *H1b* en termes de

conséquences des accidents, puisqu'il n'y a pas de différence significative dans les principales caractéristiques de forme des distributions sur ces variables avant et après la déréglementation dans le fret ferroviaire. Ainsi, suivant KJELLÉN (2000), il est possible d'appliquer la technique de projection d'accidents extrêmes pour essayer d'estimer la périodicité des accidents de niveau 6 sur l'échelle européenne des accidents (qui va de 1 à 6).

2.2. PROJECTION D'ÉVÉNEMENTS EXTRÊMES SUR LA BASE DES PLUS GRAVES ACCIDENTS DE CHAQUE QUADRIMESTRE

Notons que toutes les régressions ont été réalisées sur une période de 30 quadrimestres (car n ne doit pas dépasser 30 périodes) allant de septembre 1998 à août 2008, en ne prenant que les accidents les plus graves de chaque quadrimestre pour chaque conséquence.

2.2.1. Détection de causes communes à certains accidents

Suivant KJELLÉN (2000 : 219), afin de détecter la présence de causes communes à différents accidents, il est nécessaire de savoir si une régression linéaire donne une meilleure qualité d'ajustement qu'une régression exponentielle pour les accidents les plus graves de chaque quadrimestre.

Les résultats de ces deux régressions permettent de conclure en faveur de la régression exponentielle (Tableau 3). Par exemple, concernant le rejet de matières dangereuses, alors que la régression linéaire permet d'avoir un Fisher empirique de 15,32 ($R^2=0,35$), nous avons, avec la régression exponentielle, un Fisher empirique de 18,47 ($R^2=0,40$). Puisque la régression exponentielle fournit un meilleur ajustement, les causes de ces différents accidents ne semblent donc pas indépendantes : au moins deux accidents ont des causes communes (KJELLÉN, 2000).

Tableau 3 : Comparaison de la qualité des ajustements linéaires et exponentiels

	Coefficient de détermination	Fisher empirique	Degré de signification
Rejets dangereux (Linéaire)	0,35	15	$p < 0,001$
Rejets dangereux (Exponentielle)	0,40	18	$p < 0,0005$
Conséquences humaines (Linéaire)	0,79	103	$p < 10^{-10}$
Conséquences humaines (Exponentielle)	0,90	245	$p < 10^{-14}$
Conséquences environnementales (Linéaire)	0,52	31	$p < 10^{-5}$
Conséquences environnementales (Exponentielle)	0,61	44	$p < 10^{-6}$

Pour répondre à la question principale une fois ce test réalisé, il est souhaitable de réaliser une comparaison entre une régression exponentielle et un ajustement « *dog leg* » (KJELLÉN, 2000). Les résultats de cette comparaison ne permettent pas de rejeter H_2 . À présent, nous allons étudier les graphiques de type I de chaque conséquence pour définir des classes d'accidents ayant vraisemblablement les mêmes causes que les accidents majeurs.

2.2.2. Détermination du sous-groupe d'accidents pour prévoir les accidents majeurs

Il a été représenté graphiquement les accidents les plus graves de chaque quadrimestre classés par gravité par rapport à la probabilité cumulée de type I, pour les rejets de matières dangereuses (Figure 1) et les conséquences humaines des accidents (Figure 2).

On peut observer sur ces graphiques qu'il n'est pas nécessaire d'utiliser toutes les valeurs extrêmes pour prévoir les accidents de niveaux supérieurs qui auront les mêmes causes que des accidents de niveaux moyens. Par exemple, sur la Figure 1 (rejets de matières dangereuses), on voit qu'il est possible de ne se servir que des accidents les plus graves de chaque quadrimestre de niveaux 2, 3 et 4 pour prévoir la périodicité des accidents de mêmes causes de niveaux 5 ou 6 (sur l'échelle européenne des accidents), car il y a une rupture de tendance. La régression exponentielle (en pointillés) réalise un moins bon ajustement que celle de type « *dog leg* » (en ligne pleine). La même comparaison pourrait être faite sur la base de la Figure 2 pour les conséquences humaines et sociales. Formellement, qu'en est-il ?

Figure 1 : Projection de valeur extrême de type I, rejets dangereux

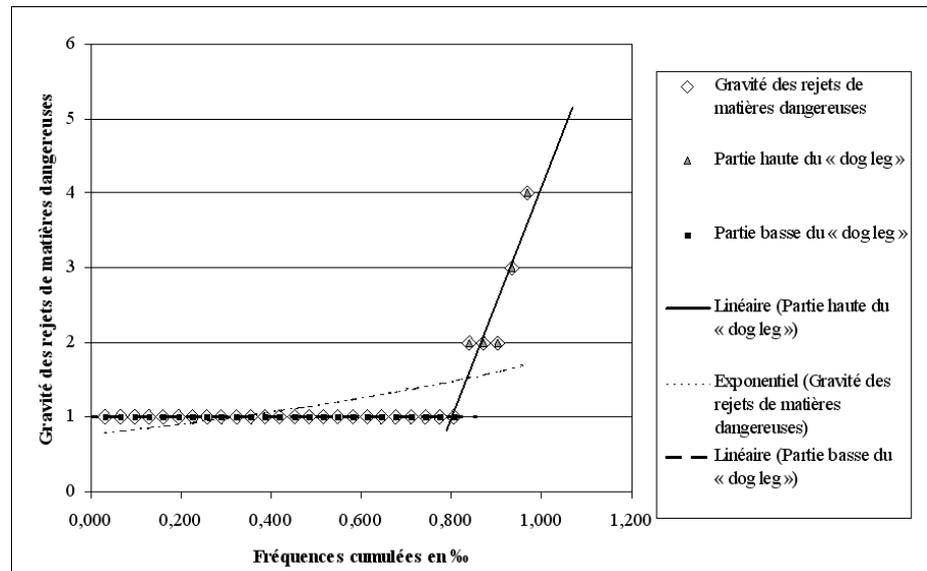
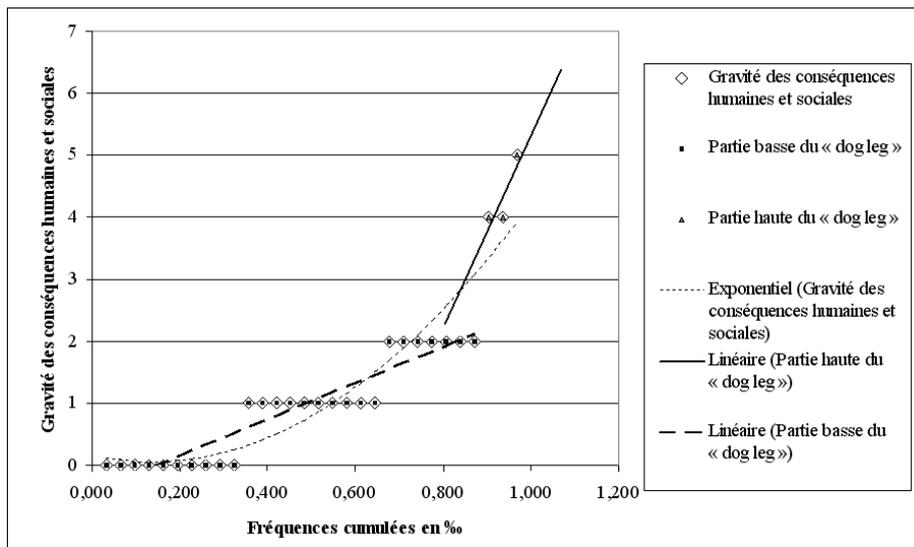


Figure 2 : Projection de valeurs extrêmes de type I, conséquences humaines et sociales



Pour valider l'hypothèse $H3$, il suffit de comparer la qualité relative de l'ajustement de type « *dog leg* » (double régression linéaire) avec celui d'une régression exponentielle. Pour ce faire, on peut comparer les coefficients de détermination de ces deux types d'ajustements ou leur statistique de Fisher (Tableau 4).

Tableau 4 : Comparaison de la qualité des ajustements exponentiels et « *dog leg* »

	Coefficient de détermination	Statistique de Fisher
Rejets dangereux (Exponentielle)	0,40	18
Rejets dangereux (« <i>Dog leg</i> »)	0,78	100
Humaines (Exponentielle)	0,90	244
Humaines (« <i>Dog leg</i> »)	0,88	196
Environnementales (Exponentielle)	0,61	44
Environnementales (« <i>Dog leg</i> »)	0,3	12

Il est possible à présent de se prononcer sur l'hypothèse $H3$ en comparant les qualités des deux ajustements. Pour les rejets de matières dangereuses les plus importants de chaque quadrimestre, on observe une amélioration de l'ajustement en réalisant deux régressions linéaires. Le coefficient de détermination est supérieur (0,78) pour la double régression linéaire à celui obtenu pour l'ajustement exponentiel (0,40). Ainsi, pour cette conséquence, nous acceptons $H3$ et nous privilégions les prévisions faites grâce à la partie haute de la régression de type « *dog leg* » pour une projection d'accidents extrêmes. Cette hypothèse $H3$ étant critiquable (Cf. 1.2.3.), pour faire des

prévisions de périodicité d'accidents extrêmes, nous présenterons aussi les valeurs obtenues avec un ajustement exponentiel en 2.2.4.

Concernant les conséquences humaines et environnementales, nous rejetons $H3$ et nous prendrons alors la régression exponentielle comme base pour faire des projections et prévoir la périodicité des accidents de niveau(x) supérieur(s) à ceux connus.

2.2.3. Possibilité d'accidents à conséquences majeures

Pour évaluer la possibilité d'occurrence d'accidents de niveau supérieur à ceux disponibles dans notre série temporelle ($H4$), il suffit de montrer qu'une régression exponentielle réalise un meilleur ajustement qu'une régression de type logistique (KJELLÉN, 2000) (Tableau 5).

Pour la régression des rejets dangereux, le maximum de notre série est la valeur 4 sur l'échelle européenne des accidents. Un seuil de saturation de 4,1 a ainsi été retenu. Le Fischer empirique de la régression (courbe de VERHULST-PEARL) a été calculé. L'équation est la suivante :

$$y_t = \frac{4,1}{(1 + b.r^t)},$$

où b un réel positif, t la fréquence cumulée associée à la gravité de l'accident y_t et r un paramètre indiquant la « rapidité » de l'atteinte d'un seuil de saturation.

Concernant la régression logistique pour les conséquences humaines de sociales, puisque les données étudiées présentent un maximum de 5, un seuil de saturation de 5,1 a été retenu :

$$y_t = \frac{5,1}{(1 + b.r^t)}.$$

La même procédure a été suivie pour les conséquences environnementales en retenant un seuil de saturation de 3,1. En termes de conséquences environnementales durant ces dix dernières années, l'accident le plus grave est de niveau 3.

Pour les trois conséquences des accidents dans le fret ferroviaire en France, il apparaît que la régression logistique ne permet pas de fournir un meilleur ajustement que la régression exponentielle (Tableau 5).

Compte tenu de la qualité de l'ajustement exponentiel, suivant KJELLÉN (2000), il serait raisonnable d'accepter l'hypothèse $H4$ pour les trois conséquences étudiées. De plus, d'après cet auteur, il serait possible d'estimer la périodicité d'accidents majeurs en termes de conséquences environnementales et humaines et de rejets dangereux.

Tableau 5 : Comparaison de la qualité des ajustements
logistiques et exponentiels

	Coefficient de détermination	Statistique de Fisher
Rejets dangereux (Logistique)	0,2958	11,76
Rejets dangereux (Exponentielle)	0,3975	18,48
Conséquences humaines (Logistique)	0,8368	143,62
Conséquences humaines (Exponentielle)	0,8973	244,74
Conséquences environnementales (Logistique)	0,5716	37,37
Conséquences Environnementales (Exponentielle)	0.6099	43,79

2.2.4. Évaluation de la périodicité des accidents majeurs

En faisant des prévisions à partir de deux régressions (la régression exponentielle et la régression d'accidents les plus graves du « *dog leg* »), des intervalles d'estimation de la périodicité des accidents de niveaux 5 et 6 pour les rejets et 6 pour les conséquences humaines ont été obtenus (Tableau 6).

Pour les conséquences environnementales de niveau 4, 5 et 6, aucune prévision de périodicité n'a été réalisée, car quel que soit le type de régressions les coefficients de détermination n'étaient pas suffisamment élevés pour ce faire (Tableaux 4 et 5). Le coefficient maximum est d'environ 0,61 pour un ajustement exponentiel, il est donc plus prudent de s'abstenir de faire des prévisions.

Tableau 6 : Prévision de la périodicité des accidents extrêmes

Variable (niveau)\Borne (régression)	Borne inférieure (« <i>dog leg</i> »)	Borne supérieure (exponentielle)
Rejets dangereux (niveau 5)	<i>41 ans et 10 mois</i>	57 ans et 3 mois
Rejets dangereux (niveau 6)	<i>53 ans et 4 mois</i>	63 ans et 9 mois
Variable (niveau)\Borne (régression)	Borne inférieure (exponentielle)	Borne supérieure (« <i>dog leg</i> »)
Conséquences humaines (niveau 6)	<i>42 ans et 10 mois</i>	50 ans et 11 mois

En italique, la prévision de période obtenue avec une régression fournissant la meilleure qualité d'ajustement

Par ailleurs, on peut être surpris de voir des prévisions de périodicité aussi élevées. Mais cela n'est pas étonnant, car si l'on constate un événement deux fois au cours de la période ou plus, il est normal qu'il y ait une période

d'occurrence d'environ 5 ans (la moitié de 10 ans). Puis, si l'on ne constate un événement de niveau supérieur qu'une fois au cours de la période, il devrait y avoir une période d'occurrence de plus de la moitié d'une décade, à condition que la période d'analyse soit représentative.

Cette méthode supposant une fréquence plus forte pour des événements de moindre gravité, elle essaye d'inférer de leur fréquence, via un prolongement de tendance, la fréquence et la périodicité des événements plus graves non encore observés. Par exemple, sur la base d'un prolongement de régression exponentielle, nous avons trouvé une fréquence cumulée de 98,2549 % associée aux rejets dangereux de niveau 5. On peut en inférer une fréquence de $1 - 0,982549 = 1,745\%$ et une période de $1 / (1 - 98,2549\%) = 57,3$ ans. Nous avons procédé de la même façon pour l'autre régression donnant un meilleur ajustement. Ainsi, nous envisageons sur la base de ces projections, un rejet dangereux de niveau 5 sur une période de 41 ans.

CONCLUSION, DISCUSSIONS DES RÉSULTATS ET RECHERCHES FUTURES

Finalement, après avoir présenté brièvement une revue de la littérature sur le thème déréglementation et sécurité et les méthodes possibles utilisables pour traiter un tel sujet, nous avons exposé nos résultats. Les apports et les limites de ces résultats sont ici présentés au regard des objectifs de l'article.

Concernant le premier objectif de l'article, à savoir l'effet de la déréglementation sur la sécurité dans le fret ferroviaire en France, il semble que la déréglementation du fret ferroviaire n'ait pas eu d'impacts significatifs sur la sécurité en termes de conséquences. Cependant, le nombre d'accidents a significativement diminué suite à la déréglementation. En somme, on retiendra que le nombre d'accidents a significativement diminué après la déréglementation dans le fret ferroviaire en France, sans que les conséquences de ces accidents changent significativement. Il est possible de discuter nos sources. Cela amène des pistes de recherche future.

Nos données ne s'appuient que sur la base de données du BARPI et une triangulation des sources avec d'autres bases de données d'accidents (MARS, SNCF...) aurait pu améliorer la validité des résultats. Nonobstant, cette base de données semble être une référence en France en matière d'accidents pour les rapports d'enquête, la recherche en management des risques et en médecine d'urgence (RIBORDY et al., 2002 ; RAPPORT IGE, 2001 ; CHRISTOU, 1999).

De plus, notre étude ouvre la voie à d'autres travaux qui permettraient d'évaluer la portée et les limites de ces résultats. Pour pouvoir étendre la portée de nos résultats et tester les effets de la déréglementation sur la sécurité dans d'autres pays de l'OCDE, il pourrait être intéressant d'utiliser les bases de données du ZEMA -l'équivalent allemand du BARPI- et du

MAHB -une base de la Commission Européenne recensant les accidents majeurs dans l'Union Européenne et l'OCDE.

Une fois ces études réalisées et l'obtention d'un échantillon plus large, une méta-analyse pourrait donner une réponse à portée plus générale à la question de l'impact de la déréglementation sur la sécurité dans le fret ferroviaire.

Concernant le second objectif de l'article, à savoir l'application de la méthode de projection d'accident extrême, il a paru possible de faire des prévisions de la périodicité d'accidents plus graves que ceux connus dans ce secteur à ce jour. En s'appuyant sur la technique de KJELLÉN (2000) sur une période de 50 ans, on peut s'attendre à un accident majeur de niveau 6 (sur l'échelle européenne des accidents) en termes de conséquences humaines et sociales.

Il convient cependant de considérer ces résultats avec prudence. Par exemple, pour la projection de valeur extrême concernant le rejet de matières dangereuses, la régression exponentielle ne donne qu'un coefficient de détermination proche de 0,4 (Cf. Tableau 4). Cela ne permet pas de faire des prévisions fiables. Mais l'autre borne de la prévision est sûrement plus fiable puisque la régression sur les valeurs extrêmes de niveaux 2, 3 et 4 (seconde partie de la régression en « *dog leg* ») a un coefficient de détermination de plus de 0,78 (Cf. Tableau 4). Dans l'ouvrage de KJELLÉN (2000), il n'apparaît pas de réflexion quant à la possibilité de faire des projections en fonction de la qualité des ajustements. Ce manque d'information pourrait laisser croire que l'on peut en réaliser malgré un faible coefficient de détermination.

De plus, il est souhaitable de rappeler que nos projections ne sont valables que si les accidents de niveaux supérieurs ont les mêmes causes que les accidents les plus graves de notre période d'analyse. Ainsi, il se peut que l'histoire nous donne tort, car certaines causes ne se retrouvent pas dans les accidents de niveaux moyens de notre panel d'accidents, mais pourront être à l'origine d'accidents bien plus graves.

Par ailleurs, le fret ferroviaire en France a connu de nombreuses évolutions : ouverture pour les convois internationaux le 15 mars 2005, ouverture totale à la concurrence du fret ferroviaire le 1^{er} janvier 2007, entre autres. Ainsi, certaines modifications qui en découlent peuvent ne pas apparaître immédiatement. En effet, il se peut que les conséquences de l'insécurité se soient aggravées, donc que nous ne puissions plus appliquer notre projection d'accidents extrêmes, mais que, par chance, juste après la déréglementation les accidents ont été peu nombreux. C'est un des problèmes liés à la mesure d'une variable par ses conséquences, en l'occurrence la sécurité.

RÉFÉRENCES

BARNETT A., HIGGINS M. (1988) Airline safety: the last decade. **Management Science**, Vol. 35, n° 1, pp.1-21.

BRISCOE G.J. (1982) **Risk Management Guide**. EG&G Idaho, Inc. SSDC-11, June 1997.

BUTTON K. (1989) The deregulation of US interstate aviation: an assessment of causes and consequences (part 1). **Transport Reviews**, Vol. 9, n° 3, pp. 189-215.

CARROLL J.S., RUDOLPH J.W., HATAKENAKA S. (2002) Learning from experience in high-hazard organizations. **Research in Organizational Behavior**, Vol. 24, pp. 87-137.

CHANTERAC G. DE, COLLIARD J. (1998) Les gares, au centre de la politique de sûreté de la SNCF. **Revue Générale des Chemins de Fer**, n° 4, pp.103-104.

CHRISTOU M.D. (1999) Analysis and control of major accidents from the intermediate temporary storage of dangerous substances in marshalling yards and port areas. **Journal of Loss Prevention in the Process Industries**, Vol. 12, n° 1, pp.109-119.

CORSI T., FANARA P. (1989) Effects of new entrants on motor carrier safety. In L. MOSES, I. SAVAGE (éds.) **Transportation Safety in an Age of Deregulation**. New York, Oxford University Press.

DAICOFF D. (1988) Deregulation and motor carrier safety. **Logistics and Transportation Review**, Vol. 24, n° 2, pp. 175-184.

ELVIK R. (2006) Economic deregulation and transport safety: A synthesis of evidence from evaluation studies. **Accident Analysis and Prevention**, Vol. 38, n° 4, pp. 678-686.

EVANS A. (2004) **Rail safety and rail privatisation in Britain**. Manuscript for inaugural lecture as Lloyds Register Professor of transport Risk Management, Imperial college, London.

EVANS A. (2007) Rail safety and rail privatisation in Britain. **Accident Analysis and Prevention**, Vol. 39, n° 3, pp. 510-523.

FRIGHT W., DERBY N. (1986) Road safety effects of deregulation of heavy freight transport. Proceedings of **13th ARRB Conference**, Australian Road Research Board, Vermont South, Vol. 9.

HADJ-MABROUCK H., DOGUI M. (1999) Approche d'intégration des facteurs humains dans la sécurité des transports ferroviaires guidés projet « facthus ». **Revue Générale des Chemins de Fer**, n° 11, pp. 17-34.

HEALTH AND SAFETY EXECUTIVE-UK (2002) **Railway Safety**. HSE's annual report on the safety record of the railways in Great Britain during 2001/02. Londres, Health and Safety Executive.

JORDAN W.A. (1989) Airline safety: has deregulation made a difference? **Transport Reviews**, Vol. 9, n° 4, pp. 305-314.

- JOVANIS P. (1988) Motor carrier safety and economic deregulation: US experiences, European prospects. Proceedings of **OECD conference Road Transport Deregulation: Experience, evaluation, research, seminar T9**, Paris, OECD.
- KANAFANI A., KEELER T. (1990) Airline safety posture: evidence from service-difficulty reports. **Journal of Transportation Engineering**, Vol. 119, n° 4, pp. 203-209.
- KJELLEN U. (2000) **Prevention of Accidents Through Experience Feedback**. London and New York, Francis & Taylor.
- MOSES L., SAVAGE I. (1989) **Transportation Safety in an Age of Deregulation**. USA, Oxford University Press.
- PERIN C. (2005) **Shouldering Risks: The Culture of Control in the Nuclear Power Industry**. New-York, Princeton University Press.
- RAPPORT IGE (2001) **Usine de la société Grande Paroisse à Toulouse Accident du 21 septembre 2001**. Paris, Ministère de l'Aménagement du Territoire et de l'Environnement.
- RIBORDY V., YERSIN B., VITTOZ G. (2002) Catastrophe ou accident majeur : risques dans les pays industrialisés. **Revue Médicale Suisse**, n° 2401, pp. 1424-1429.
- SAVAGE I. (2003) Deregulation and safety: experiences from the United States. **Risit workshop: deregulation and transport safety in rail transport**, Bruxelles, 16 octobre.
- SNCF (2006) Accident de Zoufftgen -Conclusions communes des enquêteurs des CFL et de la SNCF. **SNCF informations et presse**, Paris, 15 octobre.
- STEPHANS R. (2004) **System Safety for the 21st Century**. New-Jersey, Wiley-Interscience.
- WOLLMAR C. (2001) **Broken rails. How privatisation wrecked Britain's railways**. Londres, Aurum Press.