

# Les déterminants du risque de récidive des sortants de prison : applications micro-économétriques sur données françaises

Benjamin Monnery<sup>†</sup>  
GATE Lyon St-Étienne

Mars 2013

## Résumé

Cet article se propose d'étudier les principaux déterminants de la probabilité instantanée de récidive des sortants de prison. La base de données utilisée provient d'une enquête nationale, réalisée par la Direction de l'Administration Pénitentiaire, qui suit pendant cinq ans un échantillon représentatif des détenus libérés en 1996-1997 en France. L'analyse économétrique de ces données fait appel à l'estimation de modèles de durée semi-paramétriques tenant compte des violations de l'hypothèse de proportionnalité des hasards. Les résultats obtenus confirment les rôles déterminants du sexe, de l'âge, de la nationalité, de l'accès à l'emploi et des antécédents, sur le comportement de récidive des anciens détenus en France. De plus, ils mettent en évidence des différences significatives en fonction du type d'infraction initialement commise, de la situation pénale des détenus à l'écrou et des aménagements de peine dont ils ont pu bénéficier (libération conditionnelle et placement à l'extérieur), ainsi que la présence d'effets fixes par prison. Enfin, cette étude remet en doute l'influence de certaines variables (statut matrimonial, niveau scolaire, domicile) et l'efficacité de la semi-liberté comme mesure de prévention de la récidive.

## Abstract

This article explores the main determinants of the hazard of recidivism among ex-prisoners. We use a nationally-representative sample of prisoners released in 1996-1997 in France, drawn from a 5-year follow-up survey run by the the French correctional administration. We estimate semi-parametric duration models which deal with violations of the proportional hazards hypothesis. Our results confirm the importance of sex, age, nationality, access to employment and prior convictions on recidivism within five years after release from prison. They also show significant differences in recidivism by type of initial offense, by penal status at entry, and by type of release (early release under parole, etc.), while prison fixed-effects are identified. Finally, our study casts doubt on the influence of certain variables (marital status at entry, education, homelessness) and on the effectiveness of *semi-liberté* as a way to prevent recidivism.

**JEL** : C41, K42

**Keywords** : economics of crime, recidivism, duration models

---

<sup>†</sup> Université de Lyon, Lyon, F-69007, France ; CNRS, GATE Lyon Saint-Étienne, Écully, F-69130, France

Les données utilisées ont été obtenues auprès de la Direction de l'Administration Pénitentiaire (DAP) du Ministère de la Justice et des Libertés. Je remercie chaleureusement Annie Kensey de la DAP (PMJ5) pour son aide précieuse dans l'obtention des données. Je remercie également Jean-Yves Lesueur pour son soutien et ses conseils tout au long de ce projet. Je reste néanmoins seul responsable des opinions exprimées et des erreurs éventuelles. Email : monnery@gate.cnrs.fr

## Introduction

Selon les derniers chiffres publiés par l'Administration Pénitentiaire<sup>1</sup>, le nombre de personnes détenues dans les prisons françaises a battu un nouveau record au 1er Décembre 2012 : il s'établit à 67 674 (+ 3,7% sur un an), soit environ 103 détenus pour 100 000 habitants. Les prisons françaises ne totalisant que 56 953 places opérationnelles, plus de la moitié des établissements (et quartiers) pénitentiaires sont confrontés à des problèmes de surpopulation carcérale. Enfin, chaque année, ce sont plus de 80 000 détenus qui sont libérés et doivent retrouver leur place dans la société. L'une des missions du système judiciaire et pénitentiaire français consiste à faciliter cette réinsertion et à réhabiliter les prisonniers, afin de prévenir la récidive<sup>2</sup> et le retour en prison. Plusieurs enjeux s'imposent donc : mesurer la récidive des sortants de prison, en comprendre les mécanismes, et tenter d'y apporter des solutions.

La dernière enquête nationale disponible sur la récidive, qui porte sur une cohorte de détenus libérés entre Juin et Décembre 2002, suggère que 59% des sortants de prison sont de nouveau condamnés dans les cinq ans, dont 80% à une peine de prison ferme (Kensey et Benaouda, 2011). En plus d'être massive, la récidive des sortants de prison est rapide, puisque les trois-quarts des récidivistes sont recondamnés dans les deux premières années suivant leur libération. Les enquêtes étrangères montrent que la situation de la France n'est pas isolée : en Angleterre et au Pays de Galles par exemple, 57,6% des prisonniers libérés en 1998 ont été de nouveau condamnés dans les deux ans qui ont suivi leur libération (Bowles et Florackis, 2007). Aux Etats-Unis, la dernière enquête nationale disponible suggère que près de 70% des détenus libérés en 1994 ont été ré-arrêtés dans les trois ans (Langan et Levin, 2002). Ces taux de récidive élevés génèrent des coûts supplémentaires importants pour la société, sous forme de coûts directs et indirects (coûts subis par les victimes, dépenses de police et de justice supplémentaires, dépenses liées à l'incarcération, pertes de capital social et humain et pertes de production en prison, etc.).

L'étude de la criminalité et de la récidive fait l'objet d'une attention croissante de la part des économistes, notamment depuis les travaux précurseurs de Gary Becker. Le modèle du criminel rationnel développé par Becker (1968) est ainsi à la base du champ de l'économie du crime, dont la particularité est d'appliquer des concepts et méthodes microéconomiques à l'étude des comportements illégaux et des institutions en charge de les contrôler. De nombreux travaux économétriques et expérimentaux se sont depuis inspirés du modèle de Becker et en ont testé la validité empirique ; cependant, ces études portent en général sur quelques pays seulement (États-Unis, Royaume-Uni, Italie, et quelques autres). Les applications sur données françaises sont à l'inverse très rares et ne tiennent pas compte de la dépendance d'état qui intervient dans les processus de récidive (Kensey et Benaouda, 2011 ; Maurin et Ouss, 2009). Cet article a donc pour objectif de contribuer à ce sujet en appliquant des outils issus de l'économétrie des modèles de durée à l'étude de données françaises.

La structure de l'article est la suivante : la première section propose un rapide survol des facteurs de récidive mis en évidence dans la littérature existante. La deuxième section présente les données, qui proviennent d'une enquête de la Direction de l'Administration Pénitentiaire. La troisième section discute de la modélisation économétrique choisie. La quatrième section présente les résultats économétriques issus de l'estimation des déterminants de la probabilité instantanée de récidive. Enfin, la dernière section conclut et aborde les prolongements possibles.

---

1. Les dernières statistiques mensuelles de la population écrouée et détenue en France sont disponibles à l'adresse suivante : [www.justice.gouv.fr/prison-et-reinsertion-10036/les-chiffres-clefs-10041/statistiques-mensuelles-de-la-population-detenu-et-ecrouee-23435.html](http://www.justice.gouv.fr/prison-et-reinsertion-10036/les-chiffres-clefs-10041/statistiques-mensuelles-de-la-population-detenu-et-ecrouee-23435.html)

2. Le terme "récidive" est utilisé dans son sens statistique et non juridique : il signifie simplement que l'ancien détenu commet une nouvelle infraction et est de nouveau condamné après sa libération

# 1 Les déterminants de la récidive : revue de la littérature

L'étude de la récidive des sortants de prison s'inscrit dans un champ de recherche pluridisciplinaire beaucoup plus large qui porte sur l'analyse de la délinquance et de la criminalité. Dans ce champ, certains chercheurs se concentrent sur l'explication des facteurs qui mènent à la criminalité tandis que d'autres tentent de mieux comprendre les sorties de délinquance, lesquelles s'inscrivent souvent dans de longs processus (Sampson et Laub, 2003). De façon générale, la littérature existante met en avant quatre types de facteurs dans l'analyse de la criminalité et de la récidive :

- Les facteurs socio-démographiques : sexe, âge, origine ethnique, statut matrimonial, niveau d'éducation, niveau de vie (accès à l'emploi, type d'emploi, revenus), etc.
- Les facteurs cognitifs et psychologiques : aversion au risque, préférence pour le présent, motivation, contrôle de soi, valeurs et émotions morales<sup>3</sup>, capacité à régler des problèmes<sup>4</sup>, santé mentale, addictions, etc.
- Les facteurs liés au passé criminel et judiciaire : nombre de condamnations antérieures, "ancienneté" de ces condamnations, types d'infractions, types de peines, etc.
- Les facteurs environnementaux : environnement socio-économique<sup>5</sup> (chômage, pauvreté, inégalités, etc.), environnement répressif (police, justice), environnement familial (soutien financier, contrôle social positif), effets de voisinages, effets de réseaux, etc.

Parmi les nombreuses théories existantes (Barlow et Kauzlarich, 2010), les économistes privilégient un cadre d'analyse de la criminalité, celui du choix rationnel. Plus précisément, le modèle théorique de Becker (1968) suggère que les agents arbitrent rationnellement entre activités légales et illégales, en optant pour la stratégie qui maximise leur utilité. De nombreux prolongements théoriques ont permis de raffiner ce modèle pour tenir compte d'autres types de facteurs (voir par exemple Van Winden et Ash (2012) pour la modélisation de facteurs cognitifs et émotionnels). Le modèle du choix rationnel prédit que les criminels, à l'instar des autres agents, réagissent aux incitations, qu'elles soient positives ou négatives. Il met ainsi en avant le rôle clé de la dissuasion (probabilité et coût de la sanction) sur les comportements criminels. Il permet également d'interpréter nombre des faits stylisés observés en matière de criminalité et de récidive, tels que le rôle favorable du niveau d'éducation ou de l'âge par exemple.

De nombreuses expériences ont permis de tester la validité du modèle du criminel rationnel de Becker (1968). Farrington (2003) propose par exemple une revue exhaustive des expériences aléatoires menées en Grande-Bretagne. La plupart d'entre elles ne s'intéressent pas spécifiquement à la récidive mais étudient plutôt les comportements illégaux ou antisociaux, tels que le fait de mentir ou de voler de l'argent. Cependant, certaines expériences étudient spécifiquement l'efficacité de divers programmes en termes de récidive des anciens détenus : Folkard et al. (1976) s'interrogent par exemple sur l'effet de l'intensité du suivi en période de probation (ne trouvant aucun effet significatif). Plus récemment, Bierie (2009) compare les taux de récidive entre deux groupes aléatoires de détenus ayant purgé leur peine dans des conditions différentes (prison traditionnelle vs *boot camp*) : ses résultats suggèrent que des conditions de détention plus souples facilitent la réinsertion et réduisent les risques de récidive. Enfin, dans une expérience contrôlée, DeAngelo et Charness (2012) testent en laboratoire le rôle dissuasif des sanctions en matière de récidive (mesurée par la répétition volontaire d'excès de vitesse de

---

3. Voir par exemple Svensson et al. (2013) pour une étude empirique du rôle des sentiments de honte et de culpabilité en matière de délinquance juvénile aux Pays-Bas

4. *Coping skills* dans Zamble et Quinsey (1997, page 38)

5. Voir par exemple Kubrin et Stewart (2006) pour une des premières explorations empiriques sur ce sujet

la part des participants). Leurs résultats montrent notamment que les individus commettent moins d'infractions et récidivent moins lorsque le coût de la sanction augmente.

L'analyse économétrique du rôle de la dissuasion dans la prévention de la récidive a longtemps été insatisfaisante, du fait de la difficulté à identifier des effets causaux. Cependant, plusieurs travaux récents viennent confirmer l'effet dissuasif des peines de prison : Maurin et Ouss (2009) étudient par exemple l'effet des grâces collectives sur la récidive des sortants de prison en France : leurs résultats suggèrent que les réductions de peine collectives provoquent une augmentation de la probabilité de récidive. Profitant d'une vaste réforme pénale en Italie, Drago et al. (2009) exploitent quant à eux la variation aléatoire des peines de prison auxquelles s'expose chaque ancien détenu s'il récidive : les auteurs montrent que la probabilité de récidive diminue lorsque la peine prévue en cas de récidive s'allonge.

Au-delà du rôle de la dissuasion, une part croissante des travaux sur la récidive porte sur l'identification des effets causaux de la prison : la prison est-elle une "école du crime" où les détenus développent leur "capital criminel" (capital social et/ou capital humain), perdent toute attache avec leur réseau social (*social bond theory* - Hirschi, 1969), et dont ils ressortent avec un stigmate (*labeling theory* - Bernburg et al., 2006) ? Ou bien est-elle au contraire un moyen de réhabiliter les détenus et de les dissuader de récidiver ? Bien qu'une revue complète de cette littérature (et de ses controverses) dépasse largement l'objet de cet article, il est intéressant de noter que ce champ de recherche est très en vogue et que différentes approches sont adoptées pour documenter empiriquement l'effet de la prison sur la récidive. Di Tella et Schargrotsky (2013) étudient par exemple sur données argentines l'influence des types de sanction : plus précisément, ils montrent que les prévenus sous surveillance électronique récidivent significativement moins que ceux placés en détention provisoire (en contrôlant les biais de sélection par instrumentation). Chen et Shapiro (2007) sur données américaines puis Drago et al. (2011) sur données italiennes, s'intéressent quant à eux à l'effet des conditions de détention sur la probabilité de récidive : leurs résultats montrent que plus les conditions de détention sont dures (niveau de sécurité, isolement géographique, etc.), plus les prisonniers sont susceptibles de récidiver à leur sortie. Enfin, le rôle des interactions sociales en prison a fait l'objet de travaux récents, notamment de la part de Bayer et al. (2009) : cette étude porte sur un échantillon de 8000 jeunes détenus en Floride et trouve la présence d'effets de pairs en prison. Plus précisément, leurs résultats suggèrent que la probabilité individuelle de récidive dans un certain type d'infraction augmente lorsque l'individu en question a été exposé à des codétenus condamnés auparavant pour ce même type d'infraction. Ces interactions exogènes<sup>6</sup> pourraient s'expliquer par la création de réseaux criminels en prison et l'échange de capital humain spécifique. Sur données italiennes, Drago et Galbiati (2012) identifient quant à eux des interactions endogènes entre détenus de même nationalité, telles que le comportement de récidive des uns influence positivement celui des autres.

Les études citées jusqu'à présent utilisent des modèles binomiaux. Or, depuis les travaux précurseurs de Schmidt et Witte (1989)<sup>7</sup>, une part importante de la littérature économétrique internationale sur la récidive fait appel aux modèles de durée, afin de tenir compte de la dynamique temporelle de ce phénomène. En effet, l'un des faits stylisés les mieux établis indique que les risques de récidive sont particulièrement élevés à la sortie de prison (ou peu après) et diminuent ensuite jusqu'à s'approcher de zéro après plusieurs années. C'est par exemple le cas dans une récente étude du Minnesota Department of Corrections (2011) qui tente d'évaluer à l'aide de modèles semi-paramétriques de Cox l'effet des visites en prison (nombre, fréquence, timing, types

---

6. Au sens de Manski (2000)

7. Voir Avio (1998) pour une revue de leurs travaux

de relations) sur les risques de récidive des anciens détenus du Minnesota. Amirault et Lussier (2011) proposent quant à eux d'étudier l'obsolescence des condamnations antérieures comme facteur prédictif du comportement futur des criminels sexuels. Sur un échantillon d'anciens détenus en Norvège, Skardhamar et Telle (2009) étudient l'effet d'obtenir un emploi sur le hasard de récidive en estimant différents modèles de Cox (avec hétérogénéité inobservable partagée et avec la variable d'emploi variant dans le temps). De la même manière, Uggen (2000) réévalue l'efficacité d'un programme américain offrant aléatoirement un travail à d'anciens condamnés.

D'autres travaux se basent sur des modèles paramétriques (où la forme de la fonction de hasard est spécifiée de façon explicite) : Kim et al. (1993), par exemple, revisitent la pertinence du modèle du criminel rationnel de Becker (1968) en ce qui concerne les infractions liées aux stupéfiants. Ils incluent dans leur modèle Weibull des variables captant les coûts d'opportunité et les risques d'arrestation. Sur données britanniques, Bowles et Florackis (2007) étudient à l'aide de modèles exponentiels et Weibull la relation entre l'âge des condamnés et le risque de récidive. Afin de tenir compte d'éventuelles différences de dynamique entre les différents types d'infraction, ces chercheurs estiment également des modèles stratifiés et à hétérogénéité inobservable partagée.

Bierens et Carvalho (2002) proposent une amélioration importante de l'étude de la récidive en distinguant deux risques concurrents : la récidive violente et la récidive non-violente. Cette modélisation permet une meilleure prise en compte de la complexité du phénomène de récidive puisque l'effet de chaque variable est estimé à la fois sur le risque d'infraction violente et sur le risque d'infraction non-violente, ces risques étant corrélés. Une autre amélioration vient des "split population models", qui séparent l'échantillon en deux groupes - un premier groupe présentant un risque réel de récidive, et un deuxième groupe qui ne récidivera jamais (quelle que soit la longueur de la période d'observation utilisée). L'article de Schmidt et Witte (1989) est l'une des premières applications de cette méthode à l'analyse des comportements de récidive des anciens détenus aux Etats-Unis. Plus récemment, Escarela et al. (2000) proposent de mêler un "split population model" à un modèle à risques concurrents sur données britanniques.<sup>8</sup>

Tous ces travaux confirment les rôles décisifs du sexe, de l'âge et des antécédents en matière de récidive des anciens détenus : ainsi, les hommes, jeunes (entre 18 et 23 ans) et ayant déjà été condamnés plusieurs fois, présentent un risque instantané de récidive maximal, si bien qu'ils sont les plus prompts à récidiver. Ces faits stylisés ont longtemps reposé sur des bases de données anciennes et exclusivement américaines. Depuis, de nouvelles données ont pu être utilisées pour confirmer ces premiers résultats, mais aucune étude portant sur des données françaises n'a été menée jusqu'à présent.

## 2 Présentation des données

Les données utilisées dans cette étude proviennent d'une enquête menée par Annie Kensey et Pierre-Victor Tournier (2005) pour la Direction de l'Administration Pénitentiaire. Cette enquête porte sur une cohorte de 2858 détenus condamnés libérés des prisons françaises entre le 1er Mai 1996 et le 30 Avril 1997. L'échantillon, tiré du Fichier National des Détenus, est représentatif de la population des prisonniers ayant été libérés en France durant cette période. De nombreuses informations socio-démographiques, judiciaires et carcérales, ont pu être collectées pour chacun

---

8. Bien que ces méthodes soient très attrayantes, elles nécessitent des périodes d'observation de la récidive particulièrement longues (de l'ordre d'une décennie minimum) pour distinguer de façon suffisamment fiable les individus à risque (*persisters*) de ceux qui ne récidiveront jamais (*desisters*). La durée d'observation standard étant de 2 à 3 ans dans les enquêtes existantes, cette méthode n'est donc que rarement appliquée.

de ces sortants de prison grâce à leur fiche pénale. Pour suivre leurs éventuels comportements de récidive, les casiers judiciaires ont été consultés en Juin 2002, soit environ cinq ans après la sortie de prison. Un certain nombre de dossiers étant inexploitable pour diverses raisons<sup>9</sup>, l'échantillon final qui est utilisé dans cette étude se compose de 2204 individus.

Pour plusieurs raisons, cette enquête semble s'approcher au plus près de la réalité de la récidive des anciens prisonniers. Tout d'abord, la durée d'observation de cinq ans est supérieure à celle utilisée dans les travaux standards (deux ou trois ans en général). Les quelques enquêtes existantes qui suivent les comportements criminels sur de très longues périodes (une ou plusieurs décennies) suggèrent qu'une période d'observation de cinq ans permet de rendre compte de la grande majorité des comportements de récidive. De plus, cette enquête utilise un critère de récidive fiable : une récidive est établie dès lors qu'au moins une nouvelle condamnation (sanctionnant des faits postérieurs à la date de libération) apparaît dans le casier judiciaire à la date de consultation des casiers (le 1er Juin 2002), quelle que soit la sanction prononcée (de la dispense de peine à la réclusion criminelle). A l'inverse, de nombreuses enquêtes étrangères considèrent qu'il y a récidive dès lors qu'un ancien détenu est de nouveau arrêté par la police, ou recondamné dans une zone géographique limitée (un même comté ou un même État des États-Unis par exemple). Enfin, en cas de récidive, l'enquête renseigne à la fois la date de la nouvelle condamnation et la date du début des faits sanctionnés. On dispose donc, pour chaque libéré, de la durée exacte séparant la libération de prison en 1996-1997, du début de la commission d'une nouvelle infraction ayant ensuite été condamnée et inscrite au casier judiciaire avant Juin 2002. La plupart des enquêtes existantes ne dispose que d'une date d'arrestation ou de condamnation, ce qui peut nuire à la précision des résultats issus de modèles de durée.

Le fait d'utiliser des données officielles (ici, la fiche pénale et le casier judiciaire) a cependant le désavantage de ne capter que la récidive "connue", c'est-à-dire celle qui a été suivie d'une arrestation, d'un jugement puis d'une condamnation, à l'inverse des enquêtes de délinquance auto-déclarée. De plus, certains anciens détenus ayant effectivement récidivé ont pu éventuellement obtenir une réhabilitation (mesure rare), si bien que leurs nouvelles condamnations ont pu être effacées du casier judiciaire.

Les variables socio-démographiques utilisées dans cette étude sont tirées de la fiche pénale de chaque détenu : elles sont renseignées sur déclaration des détenus au moment de leur écrou. Elles n'informent donc pas sur la situation du détenu au moment de sa libération ou dans les mois qui suivent, et leur fiabilité dépend du niveau de compréhension et de sincérité des détenus. Enfin, certaines variables captent une information limitée : la variable d'éducation, par exemple, est dichotomique et ne distingue que les détenus ayant un niveau "Collège" de ceux qui se sont arrêtés à la primaire et/ou sont illettrés, si bien que de fortes disparités de capital humain restent potentiellement inobservées. Les autres variables utilisées sont de source administrative et proviennent soit de la fiche pénale, soit du bulletin n° 1 du casier judiciaire. La Table 1 reporte la liste des variables, ainsi que leur moyenne, leur écart-type, et une courte définition.

L'échantillon est masculin à 96%, ce qui correspond *grosso modo* à la situation dans la population carcérale actuelle (96,6% d'hommes au 1er Décembre 2012). Seuls 63% des libérés de l'échantillon avaient un niveau scolaire supérieur ou égal au collège au moment de leur mise sous écrou. Un détenu libéré sur deux déclarait avoir une profession, et 17% déclaraient être mariés. La part des étrangers est de 29%, et 16% déclaraient ne pas avoir de domicile fixe. Les

---

9. Les casiers judiciaires de 653 anciens détenus n'ont pu être consultés ou utilisés dans l'analyse pour l'une des raisons suivantes : identité non applicable, personne décédée, dossier incomplet, erreur d'enregistrement. De plus, le seul individu ayant été écroué pour contrainte par corps a été exclu de l'échantillon

TABLE 1: STATISTIQUES DESCRIPTIVES (N = 2204)

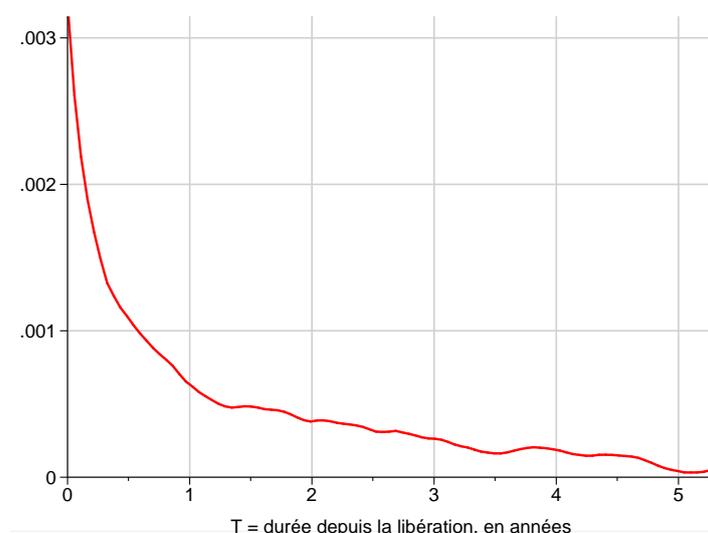
Variable	Moyenne	s.d.	Définition
Sexe	0.96	0.20	Homme (1) ou femme (0)
Niveau scolaire	0.63	0.48	Niveau secondaire (1) ou inférieur (0)
Profession	0.50	0.50	Profession déclarée (1) ou non (0)
Statut matrimonial	0.17	0.38	Marié (1) ou autres (0)
Étranger	0.29	0.46	Étranger (1) ou Français (0)
SDF	0.16	0.36	SDF (1) ou domicilié (0)
Age à la libération	31.89	10.11	Age à la libération, en années
Age < 23	0.18	0.39	
$23 \leq \text{Age} < 28$	0.24	0.43	
$28 \leq \text{Age} < 33$	0.20	0.40	
$33 \leq \text{Age} < 38$	0.14	0.34	
Age $\geq 38$	0.23	0.42	
Situation pénale à l'écrou			
Détenue provisoire courte	0.40	0.49	Procédure rapide*
Détenue provisoire	0.30	0.46	Procédure classique
Mise à exéc. de la peine	0.30	0.46	Pas de détention provisoire
Antécédents	2.96	3.41	Nb de condamnations précédentes au casier
Aucun	0.27	0.44	
Un	0.18	0.38	
Deux ou trois	0.23	0.42	
Quatre ou plus	0.32	0.47	
Nb d'affaires	1.32	0.76	Nb d'affaires ayant mené à la peine de prison
Durée d'incarcération	13.64	23.51	Durée effective, en mois
Libération conditionnelle	0.12	0.32	Libération conditionnelle (1) ou non (0)
Placement à l'extérieur	0.02	0.14	Placement à l'extérieur (1) ou non (0)
Semi-liberté	0.08	0.28	Semi-liberté (1) ou non (0)
Type d'infraction			Concerne l'infraction principale uniquement
Atteinte aux personnes	0.29	0.45	CBV, homicide, viols, violences
Atteinte aux biens	0.36	0.48	Vol (simple ou aggravé), recel, escroqueries
Stupéfiants	0.16	0.36	Trafic, cession et usage illicite de stupéfiants
Autres	0.19	0.40	Infractions routières, administratives, autres
Année de libération	0.37	0.48	Libéré en 1997 (1) ou en 1996 (0)
Récidive	0.58	0.49	Au moins une nouvelle condamnation
Retour en prison	0.44	0.50	Condamnation à une peine de prison ferme

\* Procédure rapide : comparution immédiate, flagrant délit, etc.

détenus avaient 32 ans en moyenne au moment de leur libération, mais 22 n'étaient pas encore majeurs (soit 1% de l'échantillon, à comparer au 1,1% de mineurs dans la population carcérale actuelle). 70% ont d'abord été écroués dans le cadre d'une détention provisoire (procédure rapide ou classique), alors que les 30% restants ont été écroués à la mise à exécution de la peine de prison ferme. En moyenne, chaque libéré comptait près de trois condamnations précédentes avant sa mise à l'écrou, mais 27% de l'échantillon n'avaient jamais été condamnés. Pour plus des trois-quarts de l'échantillon, la peine de prison ferme sanctionnait une seule affaire. La durée effective d'incarcération va de un jour à près de vingt ans : elle est en moyenne de 14 mois, la médiane étant de 5 mois<sup>10</sup>. Concernant les aménagements de peine, 12% des libérés ont bénéficié

10. Le lecteur intéressé pourra se référer à l'étude détaillée de Kensey et Tournier (2002) sur l'arithmétique de

FIGURE 1: Fonction de hasard non-paramétrique lissée



d'une libération conditionnelle (décidée en large majorité par un juge d'application des peines), 2% ont bénéficié d'un placement à l'extérieur, et 8% d'un régime de semi-liberté. La peine de prison sanctionnait une atteinte aux biens pour 36% de l'échantillon, une atteinte aux personnes pour 29%, et une infraction liée aux stupéfiants pour 16%<sup>11</sup>. La plupart des détenus présents dans l'échantillon ont été libérés durant l'année 1996 (entre le 1er Mai et le 31 Décembre). Les statistiques en matière de récidive sont comparables à celles provenant de l'enquête citée en introduction (Kensey et Benaouda, 2011) : 58% des 2204 sortants de prison de l'échantillon ont été de nouveau condamnés avant Juin 2002. Le taux de recondamnation à de la prison ferme est quant à lui de 44%.

La Figure 1 donne une première illustration de la dynamique temporelle de la récidive. Plus précisément, elle représente l'évolution du taux de hasard dans le temps<sup>12</sup>, c'est-à-dire l'évolution de la probabilité de récidive en  $t$  parmi les libérés qui sont toujours "à risque" à cette date (ceux qui n'ont pas encore récidivé ou sont censurés à droite). On constate que le hasard de récidive est maximal à la sortie de prison, puis diminue rapidement jusqu'à  $T = 1$  an, pour se rapprocher finalement de zéro après cinq ans. La forme de cette fonction de hasard (monotone décroissante, convexe) se démarque quelque peu des hasards traditionnellement observés dans la littérature existante, qui sont d'abord croissants puis décroissants convexes. En effet, la plupart des études portant sur des enquêtes étrangères considèrent, faute de données plus précises, que la durée de récidive est égale à la durée séparant la sortie de prison de la première arrestation ou de la première condamnation, si bien que les durées ainsi utilisées intègrent un "retard" dû au délai nécessaire à la police et à la justice pour arrêter les suspects, les poursuivre et les condamner. Ce délai explique la forme croissante du hasard observée pendant les premiers mois dans nombre d'études étrangères.

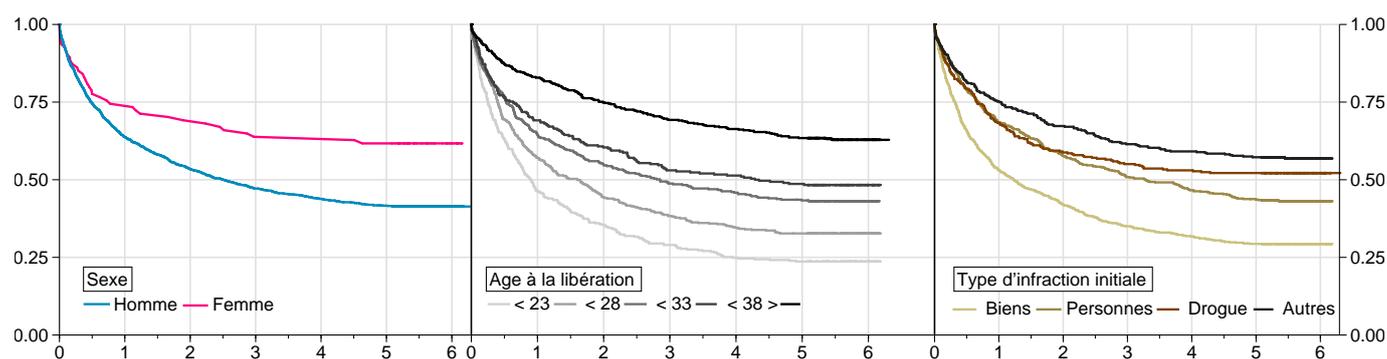
Les statistiques non-paramétriques présentées jusqu'ici donnent une image de la récidive au niveau agrégé. Cependant, de fortes disparités existent entre les détenus en matière de risque de récidive. Avant de passer à des estimations économétriques, il peut être intéressant d'illus-

l'exécution des peines, portant sur ce même échantillon

11. En cas d'infractions multiples, c'est l'infraction la plus grave qui est retenue

12. La fonction de hasard est ici lissée par la fonction kernel alternative de Epanechnikov, disponible sous Stata

FIGURE 2: Fonctions de survie selon le sexe, l'âge à la libération et le type d'infraction initiale



trer les différences de survie<sup>13</sup> en fonction de certaines caractéristiques socio-démographiques et judiciaires. La Figure 2 illustre par exemple les fonctions de survie en fonction du sexe, de l'âge à la libération et du type d'infraction initiale, trois variables qui sont traditionnellement reconnues comme d'importants déterminants de la récidive : outre une différence notable entre hommes et femmes, on peut observer que les trois-quarts des jeunes de moins de 23 ans récidivent dans la période d'observation, contre 39% chez les plus de 38 ans. Enfin, les taux de survie varient fortement entre les quatre types d'infraction retenus ici, les détenus ayant été initialement condamnés pour une atteinte aux biens étant les plus prompts et les plus nombreux à récidiver. Ces différences sont une première indication de la complexité et de la pluralité du phénomène de la récidive des sortants de prison : les risques de récidive varient de façon significative entre groupes de détenus (ici, par groupes de sexe, d'âge ou d'infraction commise). L'analyse économétrique qui suit, en raisonnant "toutes choses égales par ailleurs" et en étudiant précisément les durées avant récidive<sup>14</sup>, confirme la complexité de la récidive et permet d'isoler l'influence de chaque variable sur la dynamique temporelle de ce phénomène.

### 3 Modélisation économétrique

La modélisation économétrique retenue dans cette étude a pour but d'offrir une meilleure compréhension de la récidive des sortants de prison, en en identifiant les principaux déterminants. Elle tente aussi de capter au mieux l'hétérogénéité existante entre les détenus libérés, afin de limiter les biais de variables omises, fréquents dans la recherche empirique existante.

Pour ce faire, toutes les variables socio-démographiques disponibles dans la base de données ont été intégrées lors des estimations économétriques : certaines d'entre elles sont reconnues comme des déterminants majeurs de la récidive dans la littérature existante (le sexe, l'âge, la situation professionnelle, le niveau d'éducation) tandis que d'autres ont des rôles moins documentés mais méritent d'être prises en compte, notamment par souci de bonne spécification du modèle (statut matrimonial, nationalité, domicile).

Le passé judiciaire des détenus est également pris en compte puisque tous les travaux empiriques existants concluent que la présence d'antécédents, qui indique précisément qu'un individu a déjà récidivé par le passé, est un des meilleurs prédicteurs du comportement de récidive fu-

13. Le taux de survie mesure la part des anciens détenus n'ayant pas récidivé avant  $t$ , autrement dit ceux qui ont "survécu" dans l'état de non-récidive

14. Les individus n'ayant pas récidivé dans la période d'observation sont dits "censurés à droite". Les modèles de durée tiennent compte de ces problèmes de censure

tur. L'interprétation de ce fait stylisé fait cependant débat<sup>15</sup> puisque le poids prédictif des antécédents peut se comprendre soit comme une dépendance d'état (la récidive est un cercle vicieux), soit comme la marque d'une hétérogénéité initiale dans la population des prisonniers (certains individus se caractérisent par une forte propension à récidiver, si bien qu'ils accumulent les condamnations; d'autres non). De plus, il est à noter que le poids prédictif des condamnations antérieures peut s'amoinrir avec le temps, comme le montrent Amirault et Lussier (2011) : faute de renseignements disponibles sur la date des antécédents, ce point ne peut être étudié ici.

Des variables supplémentaires sont intégrées aux modèles pour mieux capter les différences de propension à récidiver entre libérés : ces différences peuvent être approchées par la nature et le nombre d'infractions commises (variables "type d'infraction" et "nombre d'affaires") mais aussi par la plus ou moins grande sévérité de la justice avant le procès (détention provisoire, procédure rapide, ou non), lors du procès (durée d'incarcération<sup>16</sup>) et pendant la période d'incarcération (aménagement de peine : libération conditionnelle, placement à l'extérieur et semi-liberté). La situation pénale à l'échou (détention provisoire ou non) n'est généralement pas prise en compte dans les études économétriques étrangères, mais cette variable peut capter d'importantes différences de propension à la récidive entre détenus : en effet, les magistrats peuvent recourir à la détention provisoire et aux procédures rapides pour éviter une récidive des prévenus qu'ils jugent les plus à risque. Toutes ces variables reposent à la fois sur des critères objectifs et sur des jugements plus subjectifs de la part des magistrats, et permettent d'approximer au mieux la propension à la récidive des détenus.

Enfin, une variable dichotomique représentant l'année de libération (1996 ou 1997) permet de capter d'éventuels effets de cohortes : cette variable de contrôle nous assure que, si les libérés de 1996 diffèrent de façon systématique des libérés de 1997 par des caractéristiques inobservables (par exemple liées à l'environnement institutionnel ou économique qu'ils rencontrent à la sortie), ces effets de cohortes ne biaiseront pas les estimations. De la même manière, les estimations intègrent des effets fixes par prison (dernier établissement pénitentiaire fréquenté par l'ancien détenu) afin de contrôler d'éventuelles différences entre les prisons françaises (conditions de détention, qualité de la préparation à la réinsertion, etc.). Ces variables dichotomiques peuvent également capter (imparfaitement faute d'informations géographiques) l'hétérogénéité des contextes économiques et sociaux dans lesquels sont libérés les prisonniers.

Par cette spécification, on espère identifier des déterminants de la probabilité instantanée de récidive tout en limitant au maximum le risque de biais de variables omises. Cependant, ce risque ne peut être écarté a priori puisque les détenus peuvent différer par certaines caractéristiques inobservables importantes, telles que le contrôle de soi (santé mentale, addictions), l'envie de s'en sortir, le capital social, etc.

La spécification du modèle repose également sur une hypothèse qui mérite d'être discutée : la mesure de la récidive utilisée dans cette étude (présence d'une nouvelle infraction constatée et sanctionnée dans les cinq ans) est soumise aux contingences de la politique policière et pénale. Ainsi, si des différences sont intervenues dans le temps (entre 1996/1997 et 2002) en matière de priorisation des crimes et délits à sanctionner, ou en matière de moyens alloués à la police et à la justice par exemple, tout modèle de durée ne tenant pas compte de ces changements dans le temps ne serait pas spécifié correctement. La modélisation retenue dans cette étude

---

15. Voir par exemple Amirault et Lussier (2011) pour une exploration empirique de ce débat

16. L'effet du temps passé en prison sur la récidive fait l'objet d'un intense débat dans la recherche depuis plusieurs décennies. La présente étude n'a pas pour ambition d'y contribuer, mais l'inclusion d'une variable de durée d'incarcération reste un facteur important à contrôler dans toute étude de la récidive des sortants de prison

repose donc sur l’hypothèse (bien souvent implicite dans la littérature existante) qu’il n’y a pas eu de changements systématiques dans les pratiques policières et judiciaires en France durant la période d’observation. Malgré d’indéniables réformes<sup>17</sup>, la période 1997-2002 a été marquée par une certaine stabilité institutionnelle, si bien que cette hypothèse nous semble relativement crédible.

## 4 Résultats des estimations économétriques

La plupart des analyses de survie appliquées à la récidive font appel au modèle semi-paramétrique de Cox, qui s’écrit comme suit :

$$h_i(t) = h_0(t) \cdot e^{X_i\beta} \quad (1)$$

où  $h_0(t)$  représente le hasard de base (non paramétrisé). Ce modèle flexible fait l’hypothèse que chaque variable explicative affecte le hasard de base de façon multiplicative et constante dans le temps. Ainsi, la forme du hasard de base est supposée être la même pour tous les sortants de prison, quel que soit leur profil. Or, on peut penser que les dynamiques temporelles de récidive diffèrent entre un détenu condamné pour homicide et un autre condamné pour trafic de stupéfiants, par exemple (Bowles et Florackis, 2007 ; Kim et al., 1993). Des tests statistiques (basés sur les résidus de Schoenfeld) tendent à confirmer cette intuition et suggèrent que plusieurs variables violent l’hypothèse de proportionnalité des hasards : le sexe, la nationalité, la situation pénale à l’écrou, les aménagements de peine et le type d’infraction initiale (on note  $Z$  ce vecteur de variables supposées violer l’hypothèse de proportionnalité)<sup>18</sup>. Ces résultats ne sont pas étonnants : les libérés étrangers, par exemple, peuvent différer des français à la fois par la dynamique de leur comportement effectif de récidive, et par leur comportement d’émigration, deux possibilités qui constitueraient une violation de l’hypothèse de proportionnalité. De plus, les libérés conditionnels font l’objet d’un suivi temporaire à leur sortie de prison par les services pénitentiaires d’insertion et de probation (SPIP) : ainsi, ce contrôle renforcé des libérés conditionnels peut altérer leur dynamique de récidive pendant le délai d’épreuve.

La non-proportionnalité des hasards générant un biais sur les coefficients estimés (vers zéro lorsque les hasards convergent dans le temps) et sur leurs écart-types, il est important de corriger cette violation d’hypothèse. L’approche retenue dans la suite de cet article consiste à estimer un modèle semi-paramétrique de Cox incluant des termes d’interactions entre les variables  $Z$  et le (logarithme du) temps<sup>19</sup> :

$$h_i(t) = h_0(t) \cdot e^{X_i\beta + Z_i\theta \ln(t)} \quad (2)$$

Cette spécification permet à chaque variable  $Z \in X$  d’avoir un effet qui varie dans le temps (de façon logarithmique), autrement dit d’avoir deux effets : le premier sur le niveau du hasard de récidive (à tout instant) et le deuxième sur l’évolution de ce hasard dans le temps<sup>20</sup>. Cette

17. Loi 98-468 relative à la prévention et à la répression des infractions sexuelles ainsi qu’à la protection des mineurs ; Loi 99-515 renforçant l’efficacité de la procédure pénale ; Loi 2000-515 renforçant la protection de la présomption d’innocence et les droits des victimes

18. Les résultats de ces tests sont disponibles dans la Table 3 en annexe

19. La fonction logarithme implique que l’effet d’une variable explicative s’estompe de plus en plus avec le temps (de façon non-linéaire) ce qui semble plus réaliste qu’une fonction linéaire. Cependant, la Table 5 montre à titre indicatif les résultats avec  $f(t) = t$  et  $f(t) = \sqrt{t}$

20. Voir par exemple Box-Steffensmeier (2004) pour plus d’explications sur cette méthode. Il est à noter que cette approche fournit des résultats très similaires à ceux obtenus en estimant un modèle Weibull généralisé, où le paramètre de dépendance temporelle  $p$  est une fonction des variables  $Z$

distinction n'est pas seulement nécessaire d'un point de vue méthodologique (pour relâcher l'hypothèse de proportionnalité des hasards), elle est également utile pour mieux comprendre la récidive des sortants de prison, et donc pour mieux la prévenir. En effet, cette méthode peut par exemple permettre de distinguer des détenus présentant un risque de récidive très élevé à la sortie, mais diminuant rapidement ensuite (d'où la nécessité d'un soutien très intensif au moment de la sortie) d'autres détenus qui présentent quant à eux un risque de récidive modéré à la sortie mais stable dans le temps (si bien qu'un accompagnement de long-terme serait plus approprié). Il paraît décisif de tenir compte de ces deux dimensions pour mieux préparer les sorties de prison et améliorer la prévention de la récidive.

La Table 2 présente, sous forme de *hazard ratios*<sup>21</sup>, les résultats issus d'un modèle de Cox à termes d'interactions temporelles. Dans ce modèle, toutes les variables explicatives  $X$  décrites dans la Section 3 sont incluses, excepté le type d'infraction initiale qui apparaît uniquement dans le vecteur  $Z$  des variables violant l'hypothèse de proportionnalité. Cette spécification permet de minimiser l'indice BIC par rapport aux deux alternatives testées (inclusion du type d'infraction dans  $X$  uniquement, ou dans  $X$  et dans  $Z$ ), dont les résultats sont disponibles dans la Table 4 en annexe. Les estimations obtenues à partir du Modèle 1 suggèrent ainsi que l'évolution du risque instantané de récidive dans le temps diffère significativement d'un type d'infraction à l'autre (le Modèle 3 rejette l'hypothèse d'un double effet du type d'infraction, à la fois sur le risque instantané et sur sa dynamique). On peut cependant noter que les trois spécifications fournissent des résultats quasi-identiques en ce qui concerne le rôle des autres variables explicatives. Nous nous concentrons maintenant sur les estimations issues du Modèle 1.

Tout d'abord, les résultats obtenus mettent en évidence un double effet du sexe sur la probabilité instantanée de récidive : toutes choses égales par ailleurs, les hommes ont un hasard de récidive inférieur de 69% à celui des femmes au moment de leur libération, mais cette hiérarchie des risques s'inverse très rapidement (après seulement 57 jours<sup>22</sup>) car le hasard de récidive des hommes décroît bien moins vite que celui des femmes. Ces résultats suggèrent que les femmes présentent un risque de récidive relativement élevé à la sortie, mais que celui-ci décroît ensuite relativement rapidement : ceci semble indiquer que, outre une minorité qui récidive très tôt, la plupart des femmes résistent mieux dans le temps au risque de récidive, peut-être grâce à une meilleure réinsertion sociale et familiale. En termes de politiques publiques, ces résultats suggèrent qu'un suivi court et intensif pourrait être particulièrement approprié auprès des femmes libérées.

Les résultats suivants suggèrent que ni le statut matrimonial, ni le niveau scolaire, ni le fait d'être sans domicile fixe, n'impacte significativement la probabilité instantanée de récidive. Ces résultats semblent a priori contre-intuitifs, mais il convient de rappeler que toutes ces informations sont recueillies à la date de mise à l'écrou (et non à la date de libération) sur déclaration, et qu'elles sont d'un niveau de précision très limité (variables dichotomiques). Les libérés ayant déclaré une profession à la date d'écrou présentent un hasard de récidive significativement inférieur aux autres, de l'ordre de 12%, ce qui est cohérent avec la théorie des choix rationnels (entre activités légales et illégales) de Becker (1968). A leur sortie de prison, les libérés étrangers présentent un hasard de récidive très supérieur à celui des français (*hazard ratio* = 2,31) mais on peut remarquer que ce risque diminue beaucoup plus vite chez les étrangers (18% plus vite), probablement en partie parce qu'ils sont plus souvent amenés à émigrer dans les mois suivant leur libération. Les coefficients associés aux variables d'âge et d'âge au carré montrent que les

21. Les *hazard ratios* s'obtiennent en calculant  $\exp(\hat{\beta})$

22. car  $\exp\left(\frac{\hat{\beta}_{sexe}}{\hat{\theta}_{sexe}}\right) = \exp\left(\frac{\ln 0.309}{\ln 1.333}\right) = 57$  jours

TABLE 2: Modèle de Cox avec termes d'interactions temporelles

		Modèle 1	
<b>Variabiles indépendantes X</b>	<b>Haz. ratio</b>	<b>p-val</b>	
Sexe (1 = Homme)	0.309*	0.010	
Statut matrimonial (1 = Marié)	0.925	0.414	
Niveau scolaire (1 = Secondaire)	1.037	0.590	
Profession (1 = Oui)	0.875*	0.048	
Nationalité (1 = Etrangère)	2.307***	0.000	
SDF	1.107	0.262	
Age à la libération	0.895***	0.000	
Age à la libération au carré	1.001***	0.000	
Nb d'antécédents	1.243***	0.000	
Nb d'antécédents au carré	0.994***	0.000	
Situation pénale			
Pas de détention provisoire (réf)	1	-	
Détention provisoire courte	3.163***	0.000	
Détention provisoire	1.709+	0.094	
Nb d'affaires	1.105*	0.013	
Durée d'incarcération (x100j)	0.988	0.203	
Libération conditionnelle	0.264**	0.006	
Placement à l'extérieur	0.104*	0.040	
Semi-liberté	0.513	0.199	
Année de libération (1 = 1997)	0.918	0.173	
<b>Dépendance temporelle : <math>Z \cdot \ln(t)</math></b>			
Sexe	1.333**	0.001	
Nationalité	0.823***	0.000	
Libération conditionnelle	1.221*	0.016	
Placement à l'extérieur	1.433+	0.050	
Semi-liberté	1.115	0.215	
Situation pénale			
Pas de détention provisoire (réf)	1	-	
Détention provisoire courte	0.843***	0.000	
Détention provisoire	0.893*	0.044	
Type d'infraction initiale			
Atteintes aux biens (réf)	1	-	
Atteintes aux personnes	0.989	0.431	
Stupéfiants	0.951**	0.006	
Autres	0.929***	0.000	
<b>Effets fixes par prison</b>	oui		
LR-test	227.85**	0.002	
<b>Log-vraisemblance</b>	-8829.7		
<b>Observations</b>	2204		

**Notes :** Les seuils de significativité sont notés + (10%), \* (5%), \*\* (1%) et \*\*\* (0.1%). En cas de durées égales, on utilise la méthode d'Efron. Les effets fixes par prison sont captés par des dichotomiques pour les 171 établissements pénitentiaires représentés dans l'échantillon. Un test du ratio de vraisemblance à 170 degrés de liberté teste la présence d'effets fixes par prison.

jeunes libérés présentent un risque instantané de récidive très supérieur aux libérés plus âgés, ce qui est un résultat classique. Cependant, cette relation s'atténue (lentement) avec l'âge : par exemple, un libéré âgé de 30 ans présente un risque de récidive deux fois inférieur à celui d'un jeune de 20 ans<sup>23</sup>) tandis que ce ratio vaut 36% pour un détenu âgé de 40 ans. A l'inverse, le risque instantané de récidive est une fonction croissante concave du nombre d'antécédents : le fait pour un détenu de compter un antécédent augmente son hasard de récidive de 24% par rapport à un détenu sans condamnation précédente. Cet effet marginal positif décroît lentement puisqu'il reste supérieur à 16% après cinq antécédents : ainsi, un détenu comptant cinq condamnations précédentes présente un risque de récidive deux fois et demi supérieur à celui d'un libéré sans antécédent. Les estimations obtenues suggèrent aussi que le hasard de récidive à la sortie de prison tout comme sa dynamique temporelle varient, significativement et toutes choses égales par ailleurs, en fonction de la situation pénale du détenu à l'échec. Par rapport aux détenus ayant été écroués au moment de la mise à exécution de leur peine, les libérés d'abord placés en détention provisoire présentent un risque instantané de récidive plus élevé à la sortie, mais ce risque décroît plus rapidement dans le temps. Les détenus condamnés en procédure rapide par exemple (détention provisoire courte) ont un hasard de récidive à la sortie trois fois supérieur à celui observé dans la catégorie de référence. Pour autant, ce risque de récidive décroît 16% plus rapidement ensuite, ce qui semble suggérer qu'une partie des individus condamnés en procédure rapide ont une très forte propension à la récidive dès la sortie (on peut penser que ces détenus-là s'inscrivent dans un mode de vie délinquant où des opportunités illégales se présentent à eux régulièrement). Les résultats montrent également que le hasard augmente avec le nombre d'affaires pour lesquelles le détenu a été initialement condamné : chaque affaire supplémentaire est associée à une augmentation de la probabilité instantanée de récidive de 11%. A l'inverse, le hasard de récidive semble indépendant de la durée d'incarcération, toutes choses égales par ailleurs<sup>24</sup>. Les coefficients associés à la variable de libération conditionnelle (LC) montrent que cette mesure intervient de deux façons dans le phénomène de la récidive : à leur sortie de prison, les libérés conditionnels présentent un risque instantané de récidive près de quatre fois inférieur à celui des libérés en fin de peine (*hazard ratio* = 0,264) mais cet écart se réduit lentement dans le temps (il subsiste pendant plus de deux ans). Le fait que les libérés conditionnels soient beaucoup moins enclins à récidiver que les autres peut faire l'objet d'interprétations diverses entre lesquelles il est malheureusement difficile d'arbitrer ici : effet causal bénéfique d'une sortie de prison anticipée, effet causal bénéfique du suivi/contrôle effectué par les SPIP<sup>25</sup>, biais de sélection, etc. Le deuxième aménagement de peine étudié, à savoir le placement à l'extérieur, a un effet très similaire à celui de la LC. Étrangement, on ne retrouve pas ce même résultat chez les bénéficiaires d'une semi-liberté (les semi-libérés ne se différencient pas significativement des non-aménagés en matière de hasard de récidive) alors que cette mesure est en substance très proche du placement à l'extérieur<sup>26</sup> : ce résultat semble suggérer que la semi-liberté n'est pas

---

23. Ce chiffre se calcule à l'aide de la formule suivante :  $\frac{\hat{h}_{age=30}}{\hat{h}_{age=20}} = \frac{\exp(30 \cdot \hat{\beta}_{age} + 30^2 \cdot \hat{\beta}_{age^2})}{\exp(20 \cdot \hat{\beta}_{age} + 20^2 \cdot \hat{\beta}_{age^2})} = 0.54$

24. La durée d'incarcération reste non-significative lorsqu'elle est traitée comme une variable catégorielle distinguant courtes peines et longues peines. Pour une discussion des effets causaux de la durée d'incarcération, se référer aux travaux cités dans la Section 1

25. Les Services Pénitentiaires d'Insertion et de Probation ont pour mission de suivre les libérés conditionnels à leur sortie de prison, pendant une durée au moins égale au reliquat de leur peine - le "délai d'épreuve"

26. La semi-liberté comme le placement à l'extérieur ont pour vocation de permettre à un détenu d'effectuer une activité hors de prison (travail, formation, soins, etc.) pendant la journée voire la semaine. Les différences de résultats entre ces deux aménagements de peine peuvent peut-être s'expliquer par le fait que le placement est une mesure plus sélective (2% de l'échantillon, contre 8% pour la semi-liberté) et qu'elle permet généralement des périodes de sortie plus longues

un moyen efficace de réduire la récidive. Les estimations issues du Modèle 1 montrent également qu'il existe des différences significatives entre type d'infraction initiale dans l'évolution du hasard de récidive : plus précisément, le hasard de récidive décroît significativement plus vite chez les détenus condamnés pour des affaires de stupéfiants et des infractions autres, que chez ceux condamnés pour atteintes aux biens et aux personnes. Enfin, il est intéressant de noter que les effets fixes par prison se révèlent très significatifs : le type d'établissement pénitentiaire (qui n'a pas pu être contrôlé ici) est probablement un facteur important tant les populations de détenus sont différentes entre une maison d'arrêt et une centrale par exemple. Mais on peut également imaginer que des différences de conditions de détention existent entre établissements (accès à des programmes de réinsertion par le travail et l'enseignement, accès aux soins, sécurité, conditions matérielles, visites des proches et de bénévoles, etc.) et ne sont pas sans effet sur le devenir des détenus après leur sortie de prison.

## 5 Conclusion

Cette étude s'inscrit dans un champ de recherche visant à mieux comprendre les déterminants et la dynamique temporelle de la récidive. L'analyse statistique de ce phénomène étant limitée en France, cette étude contribue à la recherche française actuelle sur la récidive en mobilisant pour la première fois des outils économétriques issus des modèles de durée.

En accord avec la littérature internationale, les résultats confirment les rôles déterminants du sexe, de l'âge, de la nationalité, de l'accès à l'emploi et des antécédents judiciaires en matière de récidive des anciens détenus. Les estimations montrent notamment que les femmes et les étrangers présentent un risque de récidive particulièrement élevé au moment de la sortie, mais que ces tendances s'inversent rapidement. En termes de politique publique, ces résultats suggèrent qu'une meilleure préparation de la sortie et un suivi renforcé des femmes et des étrangers dans les semaines suivant leur libération pourraient être bénéfiques. A l'inverse, les estimations ne permettent pas d'identifier un quelconque rôle en matière de récidive du statut matrimonial à l'échec, du niveau scolaire, de la domiciliation, ou encore de la durée d'incarcération. De façon assez novatrice, les estimations obtenues mettent en évidence des différences entre les détenus qui ont fait de la détention provisoire en procédure rapide, et les autres : les résultats montrent qu'une partie des écroués récidive très vite à la sortie, malgré l'intervention rapide d'une sanction judiciaire (comparution immédiate, flagrant délit). Il semble que l'incarcération n'a pas eu l'effet de dissuasion et de réhabilitation escompté sur ce groupe de condamnés, mais qu'elle a simplement permis de les neutraliser pendant un certain temps. On observe également que les condamnés pour atteintes aux biens sont les plus prompts à récidiver, toutes choses égales par ailleurs. Enfin, concernant les aménagements de peine, les résultats montrent que les libérés conditionnels et les placés à l'extérieur présentent des risques de récidive durablement inférieurs aux autres libérés. A ce stade, il apparaît à l'inverse que la semi-liberté ne constitue par une mesure efficace pour prévenir la récidive.

Sur le plan méthodologique, plusieurs améliorations sont à envisager : modèles à risques concurrents, *split population models*, inclusion d'un paramètre d'hétérogénéité inobservable, etc. De plus, il pourrait être particulièrement intéressant d'étudier plus précisément le rôle des conditions de détention et des interactions sociales (entre co-détenus et avec l'extérieur) sur la récidive. Enfin, considérant les discussions actuelles sur la prévention de la récidive en France, l'identification des effets causaux de la libération conditionnelle semble constituer un enjeu politique majeur.

## Annexes

TABLE 3: Tests de Proportionnalité des Hasards, basés sur les résidus du Shoenfeld

<b>Variabiles indépendantes X</b>	Modèle A	Modèle B
Sexe (1 = Homme)	0.086	0.038
Statut matrimonial (1 = Marié)	0.669	0.694
Niveau scolaire (1 = Secondaire)	0.618	0.773
Profession (1 = Oui)	0.409	0.350
Nationalité (1 = Etrangère)	0.059	0.002
SDF	0.939	0.655
Age à la libération	0.095	0.087
Age à la libération au carré	0.253	0.235
Nb d'antécédents	0.459	0.422
Nb d'antécédents au carré	0.516	0.430
Situation pénale		
Pas de détention provisoire (réf)	-	-
Détention provisoire courte	0.115	0.054
Détention provisoire	0.474	0.402
Nb d'affaires	0.064	0.169
Type d'infraction initiale		
Atteintes aux biens (réf)	-	-
Atteintes aux personnes	0.044	0.066
Stupéfiants	0.038	0.026
Autres	0.050	0.159
Durée d'incarcération (x100j)	0.500	0.354
Libération conditionnelle	0.220	0.043
Placement à l'extérieur	0.030	0.069
Semi-liberté	0.309	0.022
Année de libération (1 = 1997)	0.609	0.709
<b>Effets fixes par prison</b>	oui	non
<b>Observations</b>	2204	

**Notes :** Les valeurs reportées correspondent à la p-value associée au test de proportionnalité des hasards pour chaque variable explicative  $X$ , après estimation de différents modèles de Cox et régression des résidus de Shoenfeld obtenus sur les durées.

TABLE 4: Modèles de Cox avec termes d'interactions temporelles

Variables indépendantes X	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	Haz. ratio	p-val	Haz. ratio	p-val	Haz. ratio	p-val
Sexe (1 = Homme)	0.309*	0.010	0.317*	0.012	0.312*	0.012
Statut matrimonial (1 = Marié)	0.925	0.414	0.924	0.409	0.924	0.411
Niveau scolaire (1 = Secondaire)	1.037	0.590	1.040	0.556	1.036	0.601
Profession (1 = Oui)	0.875*	0.048	0.875*	0.045	0.874*	0.046
Nationalité (1 = Etrangère)	2.307***	0.000	2.458***	0.000	2.149***	0.000
SDF	1.107	0.262	1.102	0.286	1.097	0.308
Age à la libération	0.895***	0.000	0.894***	0.000	0.895***	0.000
Age à la libération au carré	1.001***	0.000	1.001***	0.000	1.001***	0.000
Nb d'antécédents	1.243***	0.000	1.243***	0.000	1.244***	0.000
Nb d'antécédents au carré	0.994***	0.000	0.994***	0.000	0.994***	0.000
Situation pénale						
Pas de détention provisoire (réf)	1	-	1	-	1	-
Détention provisoire courte	3.163***	0.000	3.068***	0.000	3.200***	0.000
Détention provisoire	1.709+	0.094	1.660	0.113	1.748+	0.083
Nb d'affaires	1.105*	0.013	1.105*	0.013	1.106*	0.012
Durée d'incarcération (x100j)	0.988	0.203	0.988	0.224	0.988	0.207
Libération conditionnelle	0.264**	0.006	0.262**	0.006	0.264**	0.006
Placement à l'extérieur	0.104*	0.040	0.104*	0.041	0.104*	0.041
Semi-liberté	0.513	0.199	0.520	0.209	0.508	0.194
Type d'infraction initiale						
Atteintes aux biens (réf)	-	-	1	-	1	-
Atteintes aux personnes			0.933	0.357	0.813	0.404
Stupéfiants			0.792*	0.018	1.214	0.498
Autres			0.700***	0.000	1.228	0.417
Année de libération (1 = 1997)	0.918	0.173	0.918	0.172	0.918	0.169
<b>Dépendance temporelle : <math>Z \cdot \ln(t)</math></b>						
Sexe	1.333**	0.001	1.327**	0.002	1.331**	0.001
Nationalité	0.823***	0.000	0.812***	0.000	0.834***	0.000
Libération conditionnelle	1.221*	0.016	1.223*	0.015	1.221*	0.016
Placement à l'extérieur	1.433+	0.050	1.432+	0.051	1.429+	0.052
Semi-liberté	1.115	0.215	1.111	0.231	1.117	0.209
Situation pénale						
Pas de détention provisoire (réf)	1	-	1	-	1	-
Détention provisoire courte	0.843***	0.000	0.848**	0.001	0.841***	0.000
Détention provisoire	0.893*	0.044	0.898+	0.055	0.889*	0.039
Type d'infraction initiale						
Atteintes aux biens (réf)	1	-	-	-	1	-
Atteintes aux personnes	0.989	0.431			1.025	0.581
Stupéfiants	0.951**	0.006			0.920	0.118
Autres	0.929***	0.000			0.894*	0.031
<b>Effets fixes par prison</b>						
LR-test	oui		oui		oui	
	227.9**	0.002	226.8**	0.002	228.4**	0.002
<b>Log-vraisemblance</b>	-8829.7		-8832.4		-8828.5	
<b>BIC</b>	17875		17880		17896	
<b>Observations</b>	2204		2204		2204	

**Notes :** Les seuils de significativité sont notés + (10%), \* (5%), \*\* (1%) et \*\*\* (0.1%). En cas de durées égales, on utilise la méthode d'Efron. Les effets fixes par prison sont captés par des dichotomiques pour les 171 établissements pénitentiaires représentés dans l'échantillon. Un test du ratio de vraisemblance à 170 degrés de liberté teste la présence d'effets fixes par prison.

TABLE 5: Modèles de Cox avec deux spécifications alternatives de la dépendance temporelle

Variables indépendantes X	$f(t) = \sqrt{t}$		$f(t) = t$	
	Haz. ratio	p-val	Haz. ratio	p-val
Sexe (1 = Homme)	0.617	0.122	0.886	0.612
Statut matrimonial (1 = Marié)	0.925	0.415	0.928	0.434
Niveau scolaire (1 = Secondaire)	1.033	0.631	1.032	0.641
Profession (1 = Oui)	0.870*	0.040	0.869*	0.038
Nationalité (1 = Etrangère)	1.343*	0.023	1.049	0.627
SDF	1.112	0.243	1.106	0.267
Age à la libération	0.895***	0.000	0.894***	0.000
Age à la libération au carré	1.001***	0.000	1.001***	0.000
Nb d'antécédents	1.246***	0.000	1.250***	0.000
Nb d'antécédents au carré	0.994***	0.000	0.993***	0.000
Situation pénale				
Pas de détention provisoire (réf)	1	-	1	-
Détention provisoire courte	2.001***	0.000	1.622***	0.000
Détention provisoire	1.216	0.265	1.078	0.563
Nb d'affaires	1.105*	0.013	1.103*	0.015
Durée d'incarcération (x100j)	0.987	0.192	0.988	0.208
Libération conditionnelle	0.503**	0.003	0.648**	0.007
Placement à l'extérieur	0.301*	0.015	0.470*	0.024
Semi-liberté	0.513	0.672	0.741	0.150
Année de libération (1 = 1997)	0.915	0.153	0.909	0.125
<b>Dépendance temporelle : <math>Z \cdot f(t)</math></b>				
Sexe	1.045**	0.008	1.001*	0.035
Nationalité	0.974***	0.000	0.999**	0.002
Libération conditionnelle	1.024*	0.015	1.000*	0.035
Placement à l'extérieur	1.048*	0.016	1.001*	0.015
Semi-liberté	1.017	0.116	1.000*	0.049
Situation pénale				
Pas de détention provisoire (réf)	1	-	1	-
Détention provisoire courte	0.975***	0.000	0.999**	0.001
Détention provisoire	0.986+	0.061	1.000+	0.076
Type d'infraction initiale				
Atteintes aux biens (réf)	1	-	1	-
Atteintes aux personnes	1.001	0.877	1.000	0.310
Stupéfiants	0.985**	0.003	0.999**	0.002
Autres	0.982***	0.000	0.999**	0.002
<b>Effets fixes par prison</b>				
LR-test	oui		oui	
	231.6**	0.002	232.5**	0.002
<b>Log-vraisemblance</b>	-8831.3		-8837.3	
<b>Observations</b>	2204		2204	

**Notes :** Les seuils de significativité sont notés + (10%), \* (5%), \*\* (1%) et \*\*\* (0.1%). En cas de durées égales, on utilise la méthode d'Efron. Les effets fixes par prison sont captés par des dichotomiques pour les 171 établissements pénitentiaires représentés dans l'échantillon. Un test du ratio de vraisemblance à 170 degrés de liberté teste la présence d'effets fixes par prison.

# Bibliographie

- AMIRAULT, J. AND LUSSIER, P. 2011. Population heterogeneity, state dependence and sexual offender recidivism : The aging process and the lost predictive impact of prior criminal charges over time. *Journal of Criminal Justice* 39, 4, 344–354.
- AVIO, K. 1998. The economics of prisons. *European Journal of Law and Economics* 6, 2 (September), 143–175.
- BARLOW, H. AND KAUZLARICH, D. 2010. *Explaining Crime : A Primer in Criminological Theory*. G - Reference, Information and Interdisciplinary Subjects Series. Rowman & Littlefield.
- BAYER, P., HJALMARSSON, R., AND POZEN, D. 2009. Building criminal capital behind bars : Peer effects in juvenile corrections. *The Quarterly Journal of Economics* 124, 1, 105–147.
- BECKER, G. S. 1968. Crime and punishment : An economic approach. *Journal of Political Economy* 76, 169.
- BERNBURG, J. G., KROHN, M. D., AND RIVERA, C. J. 2006. Official labeling, criminal embeddedness, and subsequent delinquency : A longitudinal test of labeling theory. *Journal of Research in Crime and Delinquency* 43, 1, 67–88.
- BIERENS, H. J. AND CARVALHO, J. R. 2002. A competing risk analysis of recidivism. Working paper.
- BIERIE, D. 2009. Cost matters : a randomized experiment comparing recidivism between two styles of prisons. *Journal of Experimental Criminology* 5, 371–397.
- BOWLES, R. A. AND FLORACKIS, C. 2007. Duration of the time to reconviction : Evidence from UK prisoner discharge data. *Journal of Criminal Justice* 35, 4, 365–378.
- BOX-STEFFENSMEIER, JANET M & JONES, B. S. 2004. *Event history modeling : A guide for social scientists*. Cambridge University Press, New York.
- CHEN, M. K. AND SHAPIRO, J. M. 2007. Do harsher prison conditions reduce recidivism? A discontinuity-based approach. *American Law and Economics Review* 9, 1, 1–29.
- DEANGELO, G. AND CHARNESS, G. 2012. Deterrence, expected cost, uncertainty and voting : Experimental evidence. *Journal of Risk and Uncertainty* 44, 73–100.
- DI TELLA, R. AND SCHARGRODSKY, E. 2013. Criminal recidivism after prison and electronic monitoring. *Journal of Political Economy* forthcoming.

- DRAGO, F. AND GALBIATI, R. 2012. Indirect effects of a policy altering criminal behavior : Evidence from the Italian prison experiment. *American Economic Journal : Applied Economics* 4, 2, 199–218.
- DRAGO, F., GALBIATI, R., AND VERTOVA, P. 2009. The deterrent effects of prison : Evidence from a natural experiment. *Journal of Political Economy* 117, 2 (04), 257–280.
- DRAGO, F., GALBIATI, R., AND VERTOVA, P. 2011. Prison conditions and recidivism. *American Law and Economics Review* 13, 1, 103–130.
- ESCAROLA, G., FRANCIS, B., AND SOOTHILL, K. 2000. Competing risks, persistence and desistance in analyzing recidivism. *Journal of Quantitative Criminology* 16, 4, 385–414.
- FARRINGTON, D. P. 2003. British randomized experiments on crime and justice. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 589, 1, 150–167.
- FOLKARD, M. S., SMITH, D. E., AND SMITH, D. D. 1976. Impact : Volume 2, the results of the experiment. Tech. rep., Home Office Research Study n 36.
- HIRSCHI, T. 1969. *Causes of Delinquency*. Campus (Berkeley, Calif.). University of California Press.
- KENSEY, A. AND BENAOUA, A. 2011. Les risques de récidive des sortants de prison. une nouvelle évaluation. *Cahiers d'études pénitentiaires et criminologiques* 36.
- KENSEY, A. AND TOURNIER, P.-V. 2002. Arithmétique de l'exécution des peines. *DAP-PMJ1 : Travaux & Documents* n° 60.
- KENSEY, A. AND TOURNIER, P.-V. 2005. Prisonniers du passé? cohorte des personnes condamnées, libérées en 1996-1997 : examen de leur casier judiciaire 5 ans après la levée d'écrou (échantillon national aléatoire stratifié selon l'infraction). *Direction de l'Administration Pénitentiaire, Coll. Travaux & Documents*, 348 pages.
- KIM, J. I., BENSON, B. L., RASMUSSEN, D. W., AND ZUEHLKE, T. W. 1993. An economic analysis of recidivism among drug offenders. *Southern Economic Journal* 60, 1 (July), 169–183.
- KUBRIN, C. E. AND STEWART, E. A. 2006. Predicting who reoffends : The neglected role of neighborhood context in recidivism studies. *Criminology* 44, 1, 165–197.
- LANGAN, P. A. AND LEVIN, D. J. 2002. Recidivism of prisoners released in 1994. Tech. rep., U.S. Dept. of Justice, Office of Justice Programs, Bureau of Justice Statistics.
- MANSKI, C. F. 2000. Economic analysis of social interactions. *Journal of Economic Perspectives* 14, 3 (Summer), 115–136.
- MAURIN, E. AND OUSS, A. 2009. Sentence reductions and recidivism : Lessons from the Bastille Day quasi experiment. IZA Discussion Papers 3990, Institute for the Study of Labor (IZA). Feb.
- Minnesota Department of Corrections 2011. The effects of prison visitation on offender recidivism. Report, Minnesota Department of Corrections. Nov.

- SAMPSON, R. J. AND LAUB, J. H. 2003. Desistance from crime over the life course. In *Handbook of the Life Course*, J. Mortimer and M. Shanahan, Eds. Handbooks of Sociology and Social Research. Springer US, 295–309.
- SCHMIDT, P. AND WITTE, A. D. 1989. Predicting criminal recidivism using 'split population' survival time models. *Journal of Econometrics* 40, 1 (January), 141–159.
- SKARDHAMAR, T. AND TELLE, K. 2009. Life after prison : The relationship between employment and re-incarceration. Discussion Papers 597, Research Department of Statistics Norway. Oct.
- SVENSSON, R., WEERMAN, F. M., PAUWELS, L. J., BRUINSMA, G. J., AND BERNASCO, W. 2013. Moral emotions and offending : Do feelings of anticipated shame and guilt mediate the effect of socialization on offending? *European Journal of Criminology* 10, 1, 22–39.
- UGGEN, C. 2000. Work as a turning point in the life course of criminals : A duration model of age, employment, and recidivism. *American Sociological Review* 65, 4, 529–546.
- VAN WINDEN, F. AND ASH, E. 2012. On the behavioral economics of crime. *Review of Law and Economics* 8, 1, 181–213.
- ZAMBLE, E. AND QUINSEY, V. L. 1997. *The Criminal Recidivism Process*. Cambridge Criminology Series. Cambridge University Press.