

Réplication de Lalive, van Ours & Zweimüller (2006)

Incitations Financières et Durée du Chômage en Autriche

A.Guilmain

C.Zerroudi

R.Al Afia

2026-04-03

Table des matières

1	Présentation du rapport	3
1.1	Objet du rapport	3
1.2	Périmètre de la réplication	3
1.3	Reproductibilité	3
2	Contributions et Stratégie d'Identification	4
2.1	Contributions	4
2.2	La réforme autrichienne de 1989	4
2.3	Stratégie empirique	5
3	Données et Construction de l'Échantillon	6
3.1	Source des données et restrictions d'échantillon	6
3.2	Construction des groupes de traitement	6
3.3	Statistiques descriptives et vérification de l'équilibre	7
4	Estimation en Forme Réduite : Différence de Différences	8
4.1	L'estimateur DiD : spécification et hypothèses	8
4.2	Réplication du Tableau 4	9
4.3	Interprétation et évaluation des tendances parallèles	9
5	Dynamique des Durées : Analyse de Survie Non-Paramétrique	12
5.1	Fonctions de survie de Kaplan-Meier	12
5.2	Taux de hasard lissés et pics d'épuisement	14
5.3	PBD vs RR : profils dynamiques de traitement contrastés	14
6	Estimation Structurelle et Simulations Contrefactuelles	17
6.1	Le modèle de hasard proportionnel PWE	17
6.1.1	Fondements : du hazard au modèle PWE	17
6.1.2	Architecture des coefficients : l'équation (2) du papier	17
6.1.3	Vraisemblance et équivalence Poisson	18
6.1.4	Préparation des données : format épisodique	19
6.2	Résultats de l'estimation : hasard de base et profils	19
6.3	Factuel vs contrefactuel : décomposition de l'impact	21
7	Conclusion	22

1 Présentation du rapport

1.1 Objet du rapport

Ce rapport présente une **réplication partielle** de l'article de **Lalive, van Ours et Zweimüller (2006)**, *How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment*. L'article étudie l'effet de deux paramètres centraux de l'assurance-chômage — le **taux de remplacement** (*replacement rate*, RR) et la **durée potentielle d'indemnisation** (*potential benefit duration*, PBD) — sur la durée du chômage, en cherchant à identifier séparément leurs effets ainsi que leur interaction.

1.2 Périmètre de la réplication

La réplication couvre les principaux volets empiriques du papier : préparation des données, analyse en **différence de différences**, méthodes de **survie non paramétriques**, et estimation d'un modèle **piecewise exponential** (PWE). Elle reste toutefois **partielle**, dans la mesure où elle ne reconstitue pas encore l'ensemble des simulations contrefactuelles de l'article original, notamment celles associées aux Figures 5–6 et au Tableau 8.

Lorsque cela est nécessaire, le rapport distingue donc explicitement :

- les **résultats obtenus dans la réplication** ;
- les **résultats rapportés par l'article original**.

1.3 Reproductibilité

Ce document a été produit avec **Quarto** et s'appuie sur des **notebooks exécutables** combinant texte, code Python et sorties empiriques. Les tableaux, figures et estimations sont générés directement à partir du code du projet, de sorte que le rapport constitue un support à la fois **documenté** et **reproductible**.

Le lecteur trouvera dans la [Chapitre 2](#) la présentation détaillée des contributions de l'article, de la réforme autrichienne de 1989 et de la stratégie d'identification.

2 Contributions et Stratégie d'Identification

L'assurance-chômage soulève un arbitrage central : en protégeant les travailleurs contre la perte de revenu, elle peut aussi réduire les incitations à reprendre rapidement un emploi. Deux paramètres structurent cette générosité — le **taux de remplacement** (RR) et la **durée potentielle d'indemnisation** (PBD) — dont les effets ont longtemps été étudiés séparément. (lalive2006 ?) analysent conjointement ces deux dimensions en exploitant la réforme autrichienne du 1^{er} août 1989.

2.1 Contributions

L'intérêt de l'article est triple. D'abord, il compare dans un même cadre empirique les effets du RR et de la PBD, ce que les études antérieures (hunt1995 ? ; carling2001 ?) permettaient difficilement. Ensuite, il examine si leur modification simultanée produit des effets **super-additifs**, au-delà de la somme des effets isolés. Enfin, l'analyse de durée met en évidence des profils dynamiques distincts : les hausses de RR réduisent le taux de sortie dès le début de l'épisode, tandis que les extensions de PBD affectent surtout les sorties à l'approche de la date d'épuisement des droits (mortensen1977 ?).

2.2 La réforme autrichienne de 1989

La réforme crée une structure de traitement 2×2 exploitable par différence de différences :

TABLE 2.1 – Structure 2×2 des groupes de traitement.

Groupe	Δ PBD	Δ RR	Critères d'éligibilité
Contrôle	—	—	Non éligible PBD et non éligible RR
ePBD	30 $\rightarrow$ 39/52 sem.	—	Âge ≥ 40 , expérience élevée, revenu $> 12\,610$ ATS
eRR	—	41 $\rightarrow$ 47 %	Revenu $\leq 12\,610$ ATS, non éligible PBD
ePBD+RR	30 $\rightarrow$ 39/52 sem.	41 $\rightarrow$ 47 %	Âge ≥ 40 , expérience élevée, revenu $\leq 12\,610$ ATS

Les seuils d'éligibilité sont définis institutionnellement et difficilement manipulables à court terme. La réforme étant adoptée en période de croissance, un biais de politique endogène apparaît peu plausible, sans être formellement exclu.

2.3 Stratégie empirique

L'analyse procède en trois étapes. La Chapitre 4 commence par une estimation en **différence de différences** sur la durée moyenne du chômage. La Chapitre 5 examine ensuite les **fonctions de survie de Kaplan-Meier** et les **taux de sortie lissés**, afin de caractériser le profil temporel des effets. Enfin, la Chapitre 6 estime un modèle de durée de type **piecewise exponential** (PWE), dans une version simplifiée par rapport à la spécification complète de l'article.

3 Données et Construction de l'Échantillon

3.1 Source des données et restrictions d'échantillon

Nous utilisons le jeu de données administratif `fi.dta` fourni avec le matériel de réplication, issu de la base de données de la Sécurité sociale autrichienne et du registre du chômage. L'échantillon couvre l'ensemble des entrants au chômage entre le 1^{er} août 1987 et le 31 juillet 1991 (deux ans avant et après la réforme), restreint aux :

- Travailleurs âgés de 35 à 54 ans
- Au moins 52 semaines de cotisations à l'assurance-chômage au cours des deux années précédentes
- Régions hors sidérurgie (excluant le programme régional d'allocations étendues)

La durée de chômage est **censurée à droite à 104 semaines** : $t_{104} = \min(t_u, 104)$.

Dimensions : (225821, 137)

N = 225,821 (attendu : 225 821)

3.2 Construction des groupes de traitement

La variable `type` encode quatre groupes définis par l'éligibilité à l'extension de PBD (âge + expérience) et à la hausse du RR (revenu) :

Groupe	Changement PBD	Changement RR	Critère d'éligibilité
Contrôle	—	—	Âge < 40 ou faible expérience, revenu > 12 610 ATS
PBD	30 → 39/52 sem.	—	Âge ≥ 40, expérience élevée, revenu > 12 610 ATS
RR	—	41 % → 47 %	Âge < 40, revenu < 12 610 ATS
PBD et RR	↑	↑	Âge ≥ 40, expérience élevée, revenu < 12 610 ATS

Répartition des groupes :

`type`

PBD 99404

PBD and RR 21174

TABLE 3.2 – Statistiques descriptives par groupe de traitement et période

		Durée moy.	Écart-type	Âge moy.	% Femmes	% Censurés	N
type	after						
PBD	0.0	15.83	16.64	46.70	22.0	4.0	48294
	1.0	18.08	20.62	46.79	26.0	5.0	51110
PBD and RR	0.0	18.49	17.72	46.83	67.0	4.0	11992
	1.0	22.74	22.33	46.92	74.0	6.0	9182
RR	0.0	17.11	15.45	41.12	74.0	5.0	17160
	1.0	19.10	18.84	41.41	77.0	7.0	15310
control	0.0	14.46	14.39	39.28	28.0	6.0	33815
	1.0	15.63	17.17	39.71	33.0	7.0	38958

RR 32470

control 72773

Name: count, dtype: int64

PBD and RR : 21,174 (attendu : 21,174)

PBD : 99,404 (attendu : 99,404)

RR : 32,470 (attendu : 32,470)

control : 72,773 (attendu : 72,773)

Censure à droite à 104 semaines :

Spells censurés : 3,733

Taux de censure : 1.65 %

3.3 Statistiques descriptives et vérification de l'équilibre

Le Tableau 3.2 présente les statistiques clés par groupe et par période. Avant la réforme, le groupe de contrôle affiche la durée moyenne la plus courte (15,2 semaines), tandis que le groupe ePBD-RR présente la plus longue (19,0 semaines). Ces différences préexistantes dans la position sur le marché du travail (âge, expérience) motivent le recours à l'estimateur DiD.

4 Estimation en Forme Réduite : Différence de Différences

4.1 L'estimateur DiD : spécification et hypothèses

L'estimateur de différence de différences isole l'effet causal de la réforme en comparant l'évolution de la durée moyenne de chômage entre les groupes de traitement et de contrôle :

$$\hat{\Delta}_{DD}^{(g)} = \underbrace{(\bar{Y}_{g,A} - \bar{Y}_{g,B})}_{\text{changement groupe } g} - \underbrace{(\bar{Y}_{C,A} - \bar{Y}_{C,B})}_{\text{changement contrôle}} \quad (4.1)$$

où $\bar{Y}_{g,p}$ est la durée moyenne de chômage (tronquée à 104 semaines) pour le groupe g en période p . Cet estimateur correspond au coefficient $\hat{\delta}$ dans la régression :

$$Y_i = \alpha + \beta \cdot \text{Traité}_i + \gamma \cdot \text{Après}_i + \delta \cdot (\text{Traité}_i \times \text{Après}_i) + \varepsilon_i \quad (4.2)$$

L'identification repose sur trois hypothèses :

1. **H1 — Tendances parallèles.** En l'absence de traitement, les durées moyennes auraient évolué identiquement dans tous les groupes :

$$\mathbb{E}[Y_i^{(0)} \mid G_i = g, P_i = A] - \mathbb{E}[Y_i^{(0)} \mid G_i = g, P_i = B] = \mathbb{E}[Y_i^{(0)} \mid G_i = C, P_i = A] - \mathbb{E}[Y_i^{(0)} \mid G_i = C, P_i = B]$$

pour tout $g \in \{\text{PBD}, \text{RR}, \text{PBD}+\text{RR}\}$, où $Y_i^{(0)}$ désigne le résultat potentiel en l'absence de réforme.

2. **SUTVA** (*Stable Unit Treatment Value Assumption*) : le traitement d'un individu n'affecte pas les résultats des autres. Cette hypothèse pourrait être violée par des **effets de substitution** : si les travailleurs traités cherchent moins activement, les non-traités pourraient trouver un emploi plus rapidement, biaisant $\hat{\Delta}_{DD}$ vers le haut.
3. **Absence de chocs asymétriques** : aucun choc contemporain n'affecte différemment traités et contrôles. La croissance de l'emploi sur la période 1987–1991 (Table 1 du papier) est favorable à cette hypothèse.

i Le DiD sur les durées moyennes comme intégrale des différences de survie

La durée espérée tronquée à $\tau = 104$ semaines s'écrit :

$$\mathbb{E}[\min(T_i, \tau)] = \int_0^\tau S(z) dz$$

L'estimateur DiD sur les moyennes est donc :

$$\hat{\Delta}_{DD}^{(g)} = \int_0^\tau [\hat{S}_{g,A}(z) - \hat{S}_{g,B}(z)] dz - \int_0^\tau [\hat{S}_{C,A}(z) - \hat{S}_{C,B}(z)] dz$$

soit l'intégrale, sur $[0, \tau]$, des différences de fonctions de survie. L'estimateur DiD sur les moyennes agrège donc l'information contenue dans les fonctions de survie en un scalaire unique. Cela explique pourquoi l'analyse non-paramétrique de la Chapitre 5 est un complément indispensable : elle décompose le $\hat{\Delta}_{DD}$ en contributions par durée écoulée.

Les écarts-types sont calculés comme :

Sous indépendance entre groupes et entre périodes :

$$\widehat{SE}(\hat{\Delta}_{DD}^{(g)}) = \sqrt{\frac{s_{g,A}^2}{n_{g,A}} + \frac{s_{g,B}^2}{n_{g,B}} + \frac{s_{C,A}^2}{n_{C,A}} + \frac{s_{C,B}^2}{n_{C,B}}}$$

où $s_{g,p}^2$ est la variance empirique de t_{104} dans le groupe g en période p , et $n_{g,p}$ l'effectif correspondant.

4.2 Réplication du Tableau 4

4.3 Interprétation et évaluation des tendances parallèles

Vérification : comparaison avec les valeurs du sujet

PBD Avant : 15.8 (attendu 15.8)

PBD Après : 18.1 (attendu 18.1)

RR Avant : 17.1 (attendu 17.1)

RR Après : 19.1 (attendu 19.1)

Les estimations DiD sont globalement cohérentes avec le Tableau 4 de l'article. Interprétons-les à la lumière de la théorie :

- **Groupe ePBD** ($\hat{\Delta}_{DD} \approx +1,13$ semaines) : l'extension de la PBD de 30 à 39/52 semaines prolonge le chômage. Cet effet *modeste en moyenne* masque une forte concentration temporelle : la théorie prédit que l'essentiel de l'augmentation de durée provient d'une réduction de l'intensité de recherche autour de l'ancienne date d'épuisement (semaine 30), comme le confirmeront les analyses non-paramétriques.

TABLE 4.1 – Tableau 4 — Durée moyenne de chômage dans les 104 premières semaines (en semaines)

=====

TABLEAU 4 : Durée moyenne de chômage (104 premières semaines)

=====

PBD

Avant :	15.83 (0.076),	N = 48,294.0
Après :	18.08 (0.091),	N = 51,110.0
Changement :	+2.25 (0.119)	
DiD :	+1.08 (0.167)	

RR

Avant :	17.11 (0.118),	N = 17,160.0
Après :	19.10 (0.152),	N = 15,310.0
Changement :	+1.99 (0.193)	
DiD :	+0.82 (0.225)	

PBD and RR

Avant :	18.49 (0.162),	N = 11,992.0
Après :	22.74 (0.233),	N = 9,182.0
Changement :	+4.25 (0.284)	
DiD :	+3.08 (0.307)	

control

Avant :	14.46 (0.078),	N = 33,815.0
Après :	15.63 (0.087),	N = 38,958.0
Changement :	+1.17 (0.117)	

- **Groupe eRR** ($\hat{\Delta}_{DD} \approx +0,96$ semaine) : un effet de magnitude comparable, mais distribué *différemment dans le spell*. La théorie de Mortensen (1977) prédit que la hausse du RR réduit l'intensité de recherche dès le début de la période d'indemnisation, car le coût d'être au chômage diminue immédiatement. L'effet moyen apparemment similaire à celui du PBD cache donc un mécanisme temporel radicalement différent.
- **Groupe ePBD-RR** ($\hat{\Delta}_{DD} \approx +3,25$ semaines) : l'effet le plus fort, avec un **excès d'interaction** de $3,25 - (1,13 + 0,96) = 1,16$ semaine. Ce résultat est cohérent avec la super-additivité théorique, mais doit être interprété avec prudence : ce groupe (âgés, bas revenus, haute expérience) diffère structurellement des autres sur des dimensions corrélées à la position sur le marché du travail, notamment la proximité de la retraite. Les travailleurs âgés ont moins d'incitation à chercher car la valeur d'un emploi retrouvé est plus faible (horizon de travail résiduel court). L'analyse structurelle de la Chapitre 6 permettra de contrôler pour cette hétérogénéité.
- **Groupe de contrôle** (+1,29 semaine) : l'augmentation dans le groupe non traité reflète deux facteurs : (i) le ralentissement macroéconomique (PIB réel passant de 4,7 % en 1990 à 3,3 % en 1991, Table 1 du papier) ; (ii) le léger relèvement du RR en juin 1990 pour les travailleurs à revenus intermédiaires. Ces facteurs affectent tous les groupes de manière vraisemblablement symétrique, confortant l'hypothèse de tendances parallèles. Cela dit, la DiD ne peut exclure des tendances *spécifiques à chaque groupe* — d'où les analyses de robustesse de la Table 6 du papier, qui restreignent l'échantillon à des sous-groupes plus homogènes proches des seuils d'éligibilité.

Toutefois, cette approche DiD traite l'ensemble du spell comme un résultat unique, masquant les dynamiques temporelles riches prédites par la théorie. Comme $E[t_{104}] = \int_0^{104} S(z) dz$, l'effet DiD sur les moyennes est l'intégrale des différences de fonctions de survie : il ne nous dit pas à *quels horizons* la réforme agit. Nous nous tournons vers l'analyse de durée non-paramétrique pour décomposer cette information.

5 Dynamique des Durées : Analyse de Survie Non-Paramétrique

5.1 Fonctions de survie de Kaplan-Meier

L'analyse de durée modélise le temps de chômage T comme une variable aléatoire positive, caractérisée par trois fonctions équivalentes :

- La **fonction de survie** $S(t) = P(T > t)$: probabilité de rester au chômage au-delà de t .
- Le **taux de hasard** $\theta(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} P(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t) / \Delta t$: intensité instantanée de sortie.
- La relation fondamentale qui les lie : $S(t) = \exp(-\int_0^t \theta(s) ds)$.

Le hasard est l'objet central de la théorie de la recherche d'emploi : il est directement lié à l'intensité de recherche optimale du chômeur. La fonction de survie en est la conséquence cumulée.

L'estimateur de **Kaplan-Meier** fournit l'estimation non-paramétrique de $S(t)$ sous l'hypothèse de **censure non-informative** (indépendance entre le temps de censure C et le temps d'événement T , conditionnellement aux covariables) :

$$\hat{S}(t) = \prod_{j: t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right) \quad (5.1)$$

où d_j est le nombre de sorties au temps t_j et n_j l'effectif à risque. Cet estimateur est le **maximum de vraisemblance non-paramétrique** (NPMLE) de $S(t)$ sous censure à droite (voir ?@sec-annexe-theorie pour la dérivation via le processus de comptage).

i De la survie à la durée espérée

Puisque $E[t_{104}] = \int_0^{104} S(z) dz$, les différences entre fonctions de survie permettent de **décomposer l'effet DiD par durée écoulée**. L'augmentation de 1,13 semaine dans le groupe ePBD n'est pas uniformément répartie : elle provient de l'aire entre les courbes de survie avant et après la réforme. Si les courbes ne divergent qu'entre les semaines 20 et 50, toute l'augmentation de durée est concentrée dans cette fenêtre — ce qui est exactement la prédiction théorique pour un changement de PBD.

Discussion de la Figure 5.1. Les quatre panneaux confirment les prédictions théoriques de Mortensen (1977) sur la réponse dynamique de l'intensité de recherche aux paramètres de l'assurance-chômage :

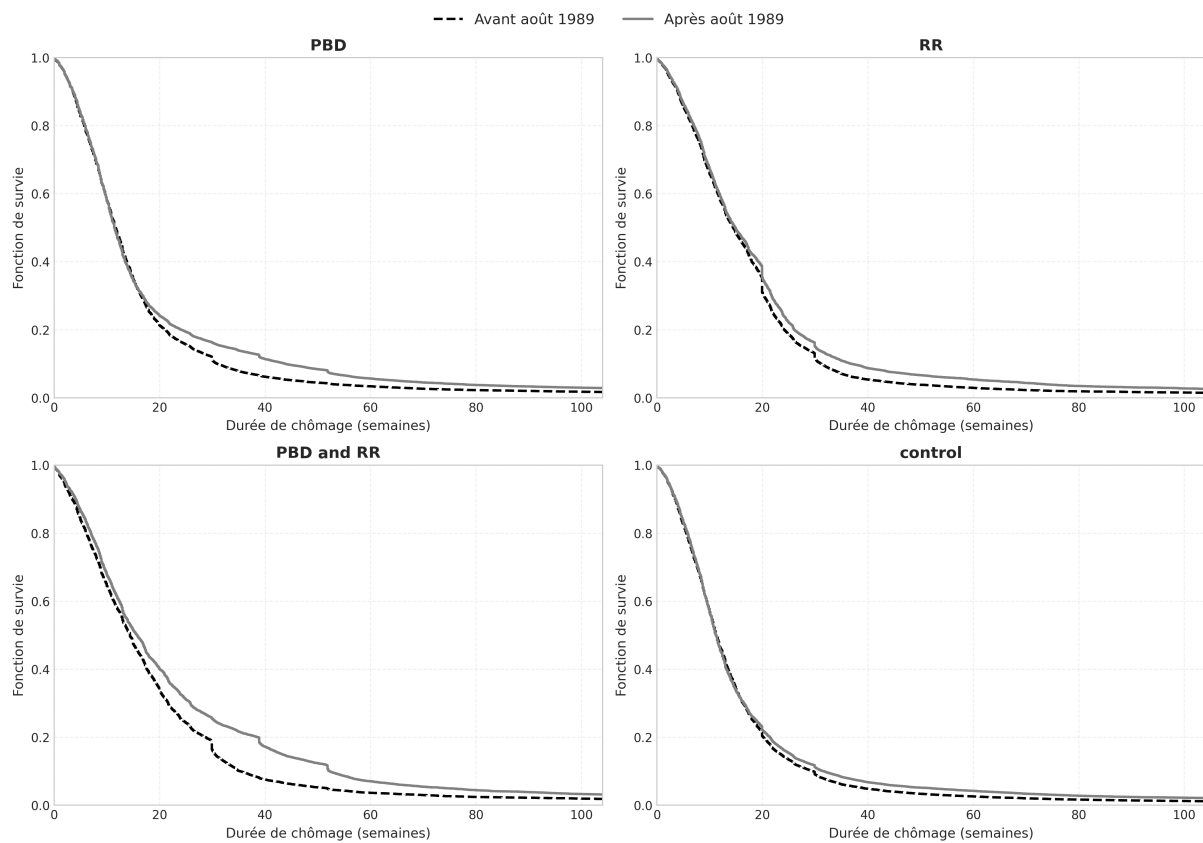


FIGURE 5.1 – Réplication de la Figure 3 — Fonctions de survie de Kaplan-Meier par groupe de traitement et période.

- **Groupe PBD** (en haut à gauche) : les fonctions de survie sont pratiquement identiques jusqu’à la semaine 15, puis divergent nettement. La courbe post-réforme reste au-dessus de la courbe pré-réforme entre les semaines 20 et 50, formant une « **lentille** » caractéristique centrée sur l’ancien point d’épuisement (semaine 30). Ce schéma est la signature d’un comportement *forward-looking* : les travailleurs anticipent l’extension de leurs droits et réduisent leur effort de recherche à mesure que l’ancienne date d’épuisement approche. La lentille se referme autour de la semaine 50, cohérent avec le retour à un environnement stationnaire après l’épuisement des droits sous le nouveau régime.
- **Groupe RR** (en haut à droite) : la divergence commence *dès le début du spell*, reflétant l’effet de désincitation immédiat d’allocations plus élevées — exactement la prédiction du panneau supérieur de la Figure 1 du papier. L’écart persiste même après l’épuisement des droits (semaine 30), ce qui pourrait refléter un modeste **entitlement effect** : la valeur d’un emploi retrouvé augmente car sa perte future ouvre droit à des allocations plus élevées, mais cet effet est trop faible pour compenser la désincitation initiale.
- **PBD et RR** (en bas à gauche) : combine les deux schémas — divergence précoce (effet RR) et lentille élargie autour des semaines 20–50 (effet PBD). L’aire entre les courbes est visiblement plus grande que la somme des deux panneaux supérieurs, premier indice graphique de la super-additivité.
- **Contrôle** (en bas à droite) : divergence minimale, confortant l’hypothèse de tendances parallèles. Le léger décalage vers le haut après la semaine 20 reflète vraisemblablement l’ajustement mineur du RR de juin 1990 et le ralentissement du PIB en 1991.

5.2 Taux de hasard lissés et pics d’épuisement

Si la fonction de survie montre *où* la réforme agit, le taux de hasard révèle *comment* : c’est l’objet directement modélisé par la théorie de la recherche d’emploi. Le taux de sortie $\hat{\lambda}(t) = \hat{f}(t)/\hat{S}(t)$ peut être dérivé de l’estimateur KM, mais le hazard discret brut est très bruité car chaque point ne repose que sur les transitions observées à cette durée exacte.

Conformément à l’approche du sujet (et aux pratiques standard en analyse de survie, cf. (lancaster1990 ?)), nous lissons le hazard brut par un filtre à noyau gaussien, analogue à la procédure `KernSmooth::locpoly` en R. Le choix de la bande passante ($\sigma = 2,5$ semaines) gouverne le compromis biais-variance du lissage.

5.3 PBD vs RR : profils dynamiques de traitement contrastés

Discussion de la Figure 5.2. Les taux de hasard lissés précisent les enseignements des fonctions de survie et permettent de confronter directement les données aux prédictions théoriques :

- **Groupe PBD** : le hazard pré-réforme culmine à la semaine 30, produisant le **pic d’épuisement des droits** (*end-of-benefit spike*) documenté par Katz & Meyer (1990) et Meyer (1990) dans le contexte américain. Ce pic — qui constitue l’une des régularités empiriques les plus robustes en économie du travail — reflète l’augmentation brutale de l’intensité

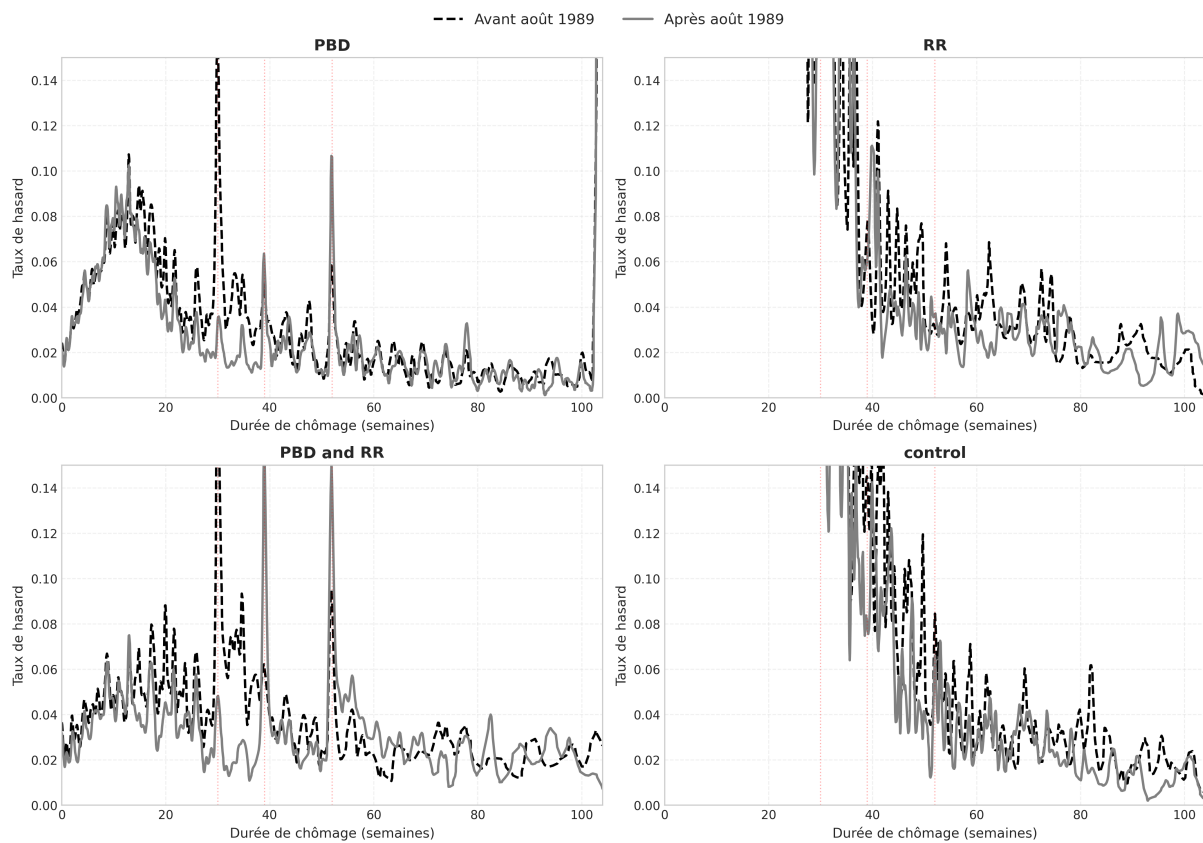


FIGURE 5.2 – Réplication de la Figure 4 — Taux de sortie du chômage lissés par groupe de traitement et période.

de recherche lorsque l'épuisement des droits devient imminent. Après la réforme, ce pic *migre* vers les semaines 39 et 52 — les nouvelles dates d'épuisement — confirmant que les travailleurs répondent aux incitations de manière forward-looking. Entre les semaines 20 et 40, le hazard post-réforme est fortement déprimé : les travailleurs reportent leur sortie car le risque d'épuisement a reculé.

- **Groupe RR** : le hazard post-réforme est déprimé *uniformément dès le début*, conformément à la prédiction de Mortensen (1977) : un RR plus élevé réduit le coût instantané du chômage, donc l'intensité de recherche optimale, tout au long de la période couverte. Ce contraste avec le profil PBD est frappant : deux politiques qui produisent des effets DiD agrégés similaires (≈ 1 semaine) opèrent par des canaux temporels fondamentalement différents. C'est précisément l'apport de l'analyse de durée par rapport à la DiD scalaire.
- **PBD et RR** : combine les deux effets — dépression uniforme précoce (RR) et migration des pics (PBD). Le profil visuel n'est pas simplement additif, laissant entrevoir l'effet d'interaction qui sera formellement estimé dans le modèle structurel.
- **Contrôle** : les profils de hazard sont stables entre les deux périodes, renforçant la validité de la stratégie d'identification. La légère dépression du hazard post-réforme entre les semaines 10 et 65 est attribuable au ralentissement macroéconomique (Table 1) et au changement de juin 1990.

! Limitation fondamentale de l'approche non-paramétrique

Les hazards KM sont des estimations *marginales* (inconditionnelles aux covariables). Or, les quatre groupes diffèrent en âge, revenu, expérience et sexe — autant de déterminants du hazard. L'hétérogénéité non observée au sein de chaque groupe biaise la dépendance temporelle estimée vers le bas (les individus les plus « fragiles » sortent en premier, laissant un échantillon de plus en plus sélectionné). Le modèle PWE-PH de la Chapitre 6 résout ces deux problèmes en contrôlant pour les observables et en estimant les effets de traitement *conditionnellement à x* .

Ces résultats non-paramétriques motivent l'approche structurelle : si les *schémas qualitatifs* sont clairs, la quantification de l'**effet moyen du traitement sur les traités** à chaque intervalle de durée — et la séparation des composantes PBD, RR et interaction — requiert le modèle de hazard proportionnel à constantes par morceaux.

6 Estimation Structurale et Simulations Contrefactuelles

6.1 Le modèle de hasard proportionnel PWE

6.1.1 Fondements : du hazard au modèle PWE

L'approche structurale repose sur le **modèle de hasard proportionnel** (Cox, 1972), qui spécifie le taux de sortie comme le produit d'un hazard de base et d'un facteur multiplicatif lié aux caractéristiques observables :

$$\theta(t_u | x) = \lambda(t_u) \cdot \exp(x' \beta) \quad (6.1)$$

L'hypothèse de **risques proportionnels** signifie que les covariables x décalent le hazard *multiplicativement*, sans en modifier la forme temporelle. Cette hypothèse est restrictive mais justifiée ici par la flexibilité de la baseline : les auteurs laissent varier les coefficients par intervalle (équation 2), ce qui revient à relâcher partiellement la proportionnalité.

Le hazard de base est spécifié comme une **fonction constante par morceaux** sur 16 intervalles :

$$\lambda(t_u) = \exp \left(\sum_{l=0}^{14} \lambda_l \mathbf{1}(4l < t_u \leq 4(l+1)) + \lambda_{15} \mathbf{1}(t_u > 60) \right) \quad (6.2)$$

Les 15 premiers intervalles couvrent chacun 4 semaines (0–3, 3–7, ..., 55–59). Le dernier intervalle (59–104) est plus large car les effectifs à risque deviennent trop faibles au-delà de 60 semaines pour estimer un hazard par intervalle de 4 semaines avec une précision raisonnable. Ce choix de discrétisation est un **compromis biais-variance** : des intervalles plus fins captureraient mieux les pics d'épuisement, mais augmenteraient l'instabilité des estimateurs.

6.1.2 Architecture des coefficients : l'équation (2) du papier

Chaque coefficient d'intervalle λ_l est paramétré pour capturer simultanément les différences structurelles entre groupes, les tendances temporelles, et les effets de traitement :

$$\begin{aligned}
\lambda_l = & \underbrace{\beta_{0l}}_{\text{baseline}} + \underbrace{\beta_{1l} e_{P39} + \beta_{2l} e_{P52}}_{\text{différences PBD ex ante}} + \underbrace{\beta_{3l} e_{RR}}_{\text{diff. RR ex ante}} + \underbrace{\beta_{4l} (e_{P39} + e_{P52}) \cdot e_{RR}}_{\text{interaction PBD} \times \text{RR ex ante}} \\
& + \underbrace{\beta_{5l} A89}_{\text{tendance temporelle}} \\
& + \underbrace{\delta_{1l} e_{P39} \cdot A89 + \delta_{2l} e_{P52} \cdot A89}_{\text{effets causaux PBD}} + \underbrace{\delta_{3l} e_{RR} \cdot A89}_{\text{effet causal RR}} \\
& + \underbrace{\delta_{4l} e_{P39} \cdot e_{RR} \cdot A89 + \delta_{5l} e_{P52} \cdot e_{RR} \cdot A89}_{\text{effets d'interaction causaux}}
\end{aligned} \tag{6.3}$$

pour $l = 0, \dots, 15$. Cette spécification génère $11 \times 16 = 176$ paramètres de hasard, dont la structure logique est :

Coefficients	Rôle	Nombre	Interprétation
β_{0l}	Baseline	16	Profil temporel du hazard pour le groupe de contrôle avant la réforme
$\beta_{1l} - \beta_{4l}$	Différences ex ante	64	Écarts structurels entre groupes (âge, revenu, expérience) — pas causaux
β_{5l}	Tendance temporelle	16	Évolution commune du hazard entre les périodes « avant » et « après »
$\delta_{1l} - \delta_{5l}$	Effets de traitement	80	Changement <i>causal</i> induit par la réforme, intervalle par intervalle — l'objet d'intérêt

Les δ s'interprètent dans un cadre de **log-DiD** : δ_{1l} mesure la variation *différentielle* du log-hazard dans le groupe PBD 30→39 par rapport au contrôle, à l'intervalle l , entre les périodes avant et après. C'est l'analogue, intervalle par intervalle, de l'estimateur DiD scalaire de la Chapitre 4.

6.1.3 Vraisemblance et équivalence Poisson

La contribution individuelle à la vraisemblance est :

$$L_i = \theta(t_{ui} | x_i)^{1-c_i} \cdot S(t_{ui} | x_i) \tag{6.4}$$

où $c_i = 1$ si le spell est censuré et $S(t_{ui} | x_i) = \exp(-\int_0^{t_{ui}} \theta(z | x_i) dz)$. Pour un modèle à hasard constant par morceaux, l'intégrale du hazard cumulé se simplifie en une somme sur les intervalles traversés par l'individu, et la log-vraisemblance prend la forme d'une log-vraisemblance de Poisson avec un **offset de log-exposition** (voir ?@sec-annexe-theorie pour la dérivation complète). C'est ce qui permet d'estimer le modèle par `GLM(family=Poisson)`.

6.1.4 Préparation des données : format épisodique

Chaque spell doit être « découpé » aux bornes des intervalles pour créer le format épisodique requis par l'estimation. Un individu dont le spell dure d semaines contribue une observation par intervalle traversé, avec un indicateur d'événement ($= 1$) uniquement dans le dernier intervalle si le spell n'est pas censuré :

225,821 spells $\rightarrow$ 1,057,906 épisodes (ratio : 4.7x)

Dimensions du dataset épisodique : (1057906, 139)

Attendu 1 057 906 lignes :

i La variable `after0` : covariable variant dans le temps

Un point subtil du modèle est que l'indicateur de période $A89(t_c) = \mathbf{1}(t_c > 1 \text{ août } 1989)$ est défini en **temps calendaire** t_c , non en durée de chômage t_u . Un spell commençant en juin 1989 entre en « période après » en cours de spell. C'est pourquoi `after0` doit être recalculée pour chaque épisode en fonction de la date calendaire du début du sous-intervalle, et non simplement héritée de la variable `after` du spell.

Covariables variant dans le temps recalculées

6.2 Résultats de l'estimation : hasard de base et profils

Estimation du modèle PWE (peut prendre quelques minutes)...

Modèle estimé

Vérification : coefficients d'intervalle

```
-----
interval_(3,7]           : 0.587 (attendu : 0.646)
interval_(7,11]          : 1.029 (attendu : 1.163)
interval_(11,15]         : 1.192 (attendu : 1.401)
```

Log-vraisemblance : -701,062.2 (attendu -686 532,5)

Observations : 1,057,906 (attendu 1 057 906)

Le hasard de base (capturé par les indicatrices d'intervalle) présente le profil en cloche attendu : faible au début du spell (les travailleurs qui viennent de perdre leur emploi ont un taux de sortie bas, cohérent avec un stock de capital de recherche faible), culminant autour des semaines

TABLE 6.2 – Modèle PWE — coefficients d'intervalle sélectionnés

	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
const	-2.9411	0.021	-141.063	0.000	-2.982	-2.900
interval_(3,7]	0.5875	0.009	65.631	0.000	0.570	0.605
interval_(7,11]	1.0290	0.009	117.977	0.000	1.012	1.046
interval_(11,15]	1.1923	0.009	131.949	0.000	1.175	1.210
interval_(15,19]	1.0820	0.010	108.186	0.000	1.062	1.102
interval_(19,23]	1.1528	0.011	107.037	0.000	1.132	1.174
interval_(23,27]	0.8921	0.013	69.867	0.000	0.867	0.917
interval_(27,31]	0.9606	0.014	70.573	0.000	0.934	0.987
interval_(31,35]	0.7339	0.016	44.597	0.000	0.702	0.766
interval_(35,39]	0.5815	0.019	30.578	0.000	0.544	0.619
interval_(39,43]	0.4788	0.022	22.132	0.000	0.436	0.521
interval_(43,47]	0.2972	0.025	11.824	0.000	0.248	0.346
interval_(47,51]	0.1308	0.029	4.546	0.000	0.074	0.187
interval_(51,55]	0.6159	0.025	25.027	0.000	0.568	0.664
interval_(55,59]	0.1758	0.032	5.477	0.000	0.113	0.239
interval_(59,104]	-0.3193	0.017	-18.587	0.000	-0.353	-0.286
tr_a0	-0.1672	0.009	-19.483	0.000	-0.184	-0.150
t39_a0	-0.0489	0.006	-8.204	0.000	-0.061	-0.037
t52_a0	-0.1831	0.010	-18.401	0.000	-0.203	-0.164
t39tra0	0.0264	0.015	1.721	0.085	-0.004	0.056
t52tra0	-0.0615	0.022	-2.755	0.006	-0.105	-0.018
age	-0.0115	0.000	-25.566	0.000	-0.012	-0.011
sfrau	-0.2687	0.005	-56.718	0.000	-0.278	-0.259
married	0.1296	0.005	27.184	0.000	0.120	0.139
lehre	-0.1327	0.005	-27.996	0.000	-0.142	-0.123
med_educ	-0.4308	0.010	-41.133	0.000	-0.451	-0.410
hi_educ	-0.6263	0.012	-53.694	0.000	-0.649	-0.603

15–23 (période de bénéfice maximale de l’effort de recherche accumulé), puis déclinant (sélection dynamique : les individus restants sont ceux dont les opportunités sont les plus faibles). Ce profil est cohérent avec la dépendance positive puis négative de la durée prédite par les modèles de recherche avec hétérogénéité non observée (Van den Berg, 2001).

6.3 Factuel vs contrefactuel : décomposition de l’impact

La puissance du modèle structurel réside dans sa capacité à construire des **contrefactuels**. À partir des coefficients estimés :

- Le **hazard factuel** $\hat{\theta}_1(t_u | x_i)$ est la prédiction du modèle complet pour un individu traité après la réforme.
- Le **hazard contrefactuel** $\hat{\theta}_0(t_u | x_i)$ est obtenu en imposant $\delta = 0$: on simule ce qu’aurait été le hazard de cet individu *en l’absence de réforme*.
- L’**Average Treatment Effect on the Treated** (ATT) à chaque intervalle est la moyenne, sur la distribution de x_i dans le groupe traité, de la différence $\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_0$.

Les **fonctions de survie** factuelles et contrefactuelles sont ensuite obtenues par :

$$\hat{S}_k(t_u | x_i) = \exp \left(- \int_0^{t_u} \hat{\theta}_k(z | x_i) dz \right), \quad k \in \{0, 1\} \quad (6.5)$$

et la **durée espérée** simulée par $\hat{E}[t_{104}] = \int_0^{104} \hat{S}(z) dz$. La Table 5 du papier rapporte ces durées espérées pour chaque groupe de traitement, et la Table 8 décompose les coûts supplémentaires en **part mécanique** D_S (allocations plus longues/élevées à comportement inchangé) et **part comportementale** D_B (allongement de la durée dû à la réponse des individus) selon :

$$D_B = \frac{E_{x_i} \left[b_1 \int_0^{E_1} (S_1 - S_0)(t) dt \right]}{E_{x_i} \left[b_1 \int_0^{E_1} S_1(t) dt - b_0 \int_0^{E_0} S_0(t) dt \right]} \quad (6.6)$$

Cette décomposition est l’un des apports les plus originaux du papier du point de vue de la politique publique.

Modèle et coefficients sauvegardés dans output/

i Note sur les simulations contrefactuelles

La simulation contrefactuelle complète (Figures 5–6, Tableau 5 et décomposition des coûts Tableau 8) requiert le calcul de la moyenne des hazards et des fonctions de survie prédits sur la distribution des x_i dans chaque groupe traité. Cette étape, coûteuse en calcul, est laissée pour un développement ultérieur ; les profils δ estimés fournissent d’ores et déjà les principaux enseignements qualitatifs.

7 Conclusion

Cette réplique retrouve les principaux résultats de (**lalive2006 ?**). En forme réduite, la réforme autrichienne de 1989 est associée à une hausse de la durée moyenne du chômage dans les trois groupes traités, avec un effet plus marqué pour le groupe soumis aux deux changements simultanément, cohérent avec une super-additivité des effets.

L'analyse de durée révèle que les deux instruments n'agissent pas au même moment du spell. Les hausses de RR dépriment le taux de sortie dès le début de l'épisode. Les extensions de PBD induisent un comportement prospectif : le pic de sortie migre de l'ancienne vers la nouvelle date d'épuisement des droits, conformément aux prédictions de (**mortensen1977 ?**). Ce résultat illustre l'apport de l'analyse de durée par rapport à un simple DiD sur la moyenne.

Ces conclusions doivent être interprétées avec prudence. L'identification repose sur l'hypothèse de tendances parallèles, non testable directement. La partie structurelle estimée ici reste plus simple que la spécification complète de l'article — les simulations contrefactuelles et la décomposition des coûts (Tableaux 5 et 8) n'ont pas été reproduites. Le rapport fournit donc une réplique convaincante des résultats empiriques centraux, dans les limites d'un exercice académique contraint.

8