

MASTER ÉCONOMÉTRIE

Analyse des Données de Panel

Effet du Salaire Minimum sur le Chômage en Europe

Application de la méthodologie
Distributed Lag avec traitement continu

Basé sur l'article :

**“On Event Studies and Distributed-Lags in Two-Way Fixed Effects Models:
Identification, Equivalence, and Generalization”**

Kurt Schmidheiny & Sebastian Siegloch (2023)
Journal of Applied Econometrics, 38(5), 695–713

Mehdi Fehri & Emile Zeller

Janvier 2026

Résumé

Cette étude analyse l'effet dynamique du salaire minimum sur le chômage à partir d'un panel de 25 pays européens sur la période 2009–2022. La méthodologie repose sur les modèles à retards distribués (*Distributed Lag*) avec traitement continu, tels que formalisés par Schmidheiny & Siegloch (2023). L'estimation par effets fixes bidimensionnels suggère un effet cumulé de +12,1 points de pourcentage après 5 ans.

Cependant, l'examen systématique des hypothèses d'identification révèle des violations importantes. Les coefficients associés aux *leads* sont significativement négatifs, indiquant que le chômage diminuait *avant* les hausses de salaire minimum — pattern cohérent avec une causalité inverse. Les tests de robustesse (comparaison FE/FD, stabilité selon la fenêtre temporelle) et l'analyse de sensibilité de Rambachan & Roth (2023) confirment la fragilité des résultats.

Les résultats doivent donc être interprétés comme des **corrélations conditionnelles** plutôt que comme des effets causaux. Cette étude illustre l'importance d'une démarche critique de validation des hypothèses d'identification, même lors de l'application de méthodes économétriques récentes.

Contents

1	Introduction	3
2	Cadre méthodologique	3
2.1	Le modèle Distributed Lag	3
2.2	Binning et hypothèses d'identification	4
2.3	Test des tendances parallèles	4
3	Données et échantillon	4
3.1	Sources	4
3.2	Construction du panel	4
3.3	Variation intra-pays	5
4	Résultats principaux	5
4.1	Effets incrémentaux	5
4.2	Effets cumulés et graphique Event Study	6
5	Tests de robustesse	7
5.1	Comparaison Fixed Effects vs First Difference	7
5.2	Stabilité selon la fenêtre temporelle	7
6	Analyse de sensibilité	9
6.1	Méthode de Rambachan & Roth (2023)	9
7	Synthèse graphique	10
8	Discussion	10
8.1	Récapitulatif des diagnostics	10
8.2	Interprétation économique	11
9	Limites méthodologiques	11
9.1	Inapplicabilité des estimateurs robustes à l'hétérogénéité	11
9.2	Hétérogénéité des effets entre pays	12
9.3	Implications pour l'interprétation	13
9.4	Note sur les contrôles de conjoncture	13
10	Conclusion	13

1. Introduction

L'effet du salaire minimum sur l'emploi constitue l'une des questions les plus débattues en économie du travail. Depuis les travaux séminaux de [Card & Krueger \(1994\)](#), qui remettaient en cause le consensus néoclassique prédisant des effets négatifs sur l'emploi, la littérature empirique a produit des résultats contradictoires. Cette controverse a stimulé d'importants développements méthodologiques, notamment dans l'estimation des effets dynamiques de politiques publiques.

Les avancées récentes en économétrie des panels ont mis en lumière des problèmes potentiels dans les estimateurs à effets fixes bidimensionnels (TWFE) traditionnellement utilisés. [Goodman-Bacon \(2021\)](#) démontre que ces estimateurs peuvent être biaisés en présence d'hétérogénéité des effets de traitement entre cohortes. [Sun & Abraham \(2021\)](#) et de [Chaisemartin & D'Haultfœuille \(2020\)](#) proposent des estimateurs alternatifs robustes à cette hétérogénéité. Dans ce contexte, [Schmidheiny & Siegloch \(2023\)](#) clarifient les conditions d'identification dans les modèles event study et distributed lag, établissant leur équivalence sous certaines restrictions.

Cette étude applique rigoureusement la méthodologie de [Schmidheiny & Siegloch \(2023\)](#) à l'analyse de l'effet du salaire minimum sur le chômage dans un panel européen. Le traitement est défini comme *continu* — le logarithme du salaire minimum — plutôt que comme une indicatrice binaire d'adoption. Cette approche permet d'exploiter la variation d'intensité des politiques salariales entre pays et dans le temps.

L'objectif n'est pas seulement d'estimer des effets dynamiques, mais également de tester systématiquement les hypothèses d'identification sous-jacentes. Comme nous le verrons, cette démarche révèle des violations importantes qui invalident une interprétation causale des résultats.

2. Cadre méthodologique

2.1 Le modèle Distributed Lag

Conformément à [Schmidheiny & Siegloch \(2023\)](#), nous spécifions un modèle à retards distribués (DL) plutôt qu'une event study classique. Les auteurs démontrent que ces deux approches sont *numériquement équivalentes* sous binning approprié des bornes temporelles, le modèle DL offrant une mise en œuvre plus transparente.

Le modèle s'écrit :

$$Y_{it} = \sum_{k=\underline{\ell}}^{\bar{\ell}} \gamma_k \cdot T_{i,t-k} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où Y_{it} désigne le taux de chômage du pays i à l'année t , $T_{it} = \log(\text{salaire minimum}_{it})$ est le traitement continu, μ_i représente les effets fixes pays, θ_t les effets fixes temporels, et ε_{it} le terme d'erreur.

Les coefficients γ_k mesurent les **effets incrémentaux** : l'impact d'une variation du traitement sur le chômage k périodes plus tard. Les **effets cumulés** β_k , équivalents aux coefficients d'une

event study, s'obtiennent par transformation :

$$\beta_k = \begin{cases} -\sum_{j=k+1}^{-1} \gamma_j & \text{si } k \leq -2 \\ 0 & \text{si } k = -1 \text{ (référence)} \\ \sum_{j=0}^k \gamma_j & \text{si } k \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

2.2 Binning et hypothèses d'identification

La fenêtre d'effet est définie sur l'intervalle $[\underline{\ell}, \bar{\ell}] = [-2, +5]$, incluant 2 leads pour tester les tendances parallèles et 5 lags pour capturer la dynamique post-traitement.

Le **binning aux bornes** implique une hypothèse cruciale : les effets sont supposés *constants* au-delà de la fenêtre. Formellement, $\beta_\ell = \beta_{\underline{\ell}}$ pour tout $\ell < \underline{\ell}$ et $\beta_\ell = \beta_{\bar{\ell}}$ pour tout $\ell > \bar{\ell}$. Cette restriction, nécessaire à l'identification en l'absence d'unités jamais traitées, doit être évaluée empiriquement (Remark 3 de l'article).

2.3 Test des tendances parallèles

L'hypothèse centrale d'identification est celle des **tendances parallèles** : en l'absence de traitement, l'évolution du chômage aurait été identique entre pays. Les coefficients associés aux leads $(\gamma_{-2}, \gamma_{-1})$ permettent de tester cette hypothèse :

$$H_0 : \gamma_{-2} = \gamma_{-1} = 0 \quad (3)$$

Un rejet de H_0 suggère que le chômage évoluait différemment *avant* les variations de salaire minimum, invalidant l'interprétation causale.

3. Données et échantillon

3.1 Sources

Les données proviennent d'Eurostat. Le salaire minimum mensuel brut (`earn_mw_cur`) est observé semestriellement; nous retenons la valeur de janvier. Le taux de chômage (`une_rt_a`) correspond à la population active de 15–74 ans, tous sexes confondus.

3.2 Construction du panel

Après exclusion des agrégats (EA20, EU27) et des observations manquantes, le panel comprend **25 pays européens** sur la période **2009–2022**, soit 332 observations pays-années. Les pays couverts incluent des économies à salaire minimum élevé (Luxembourg, France, Allemagne) et des économies à salaire minimum plus faible (Bulgarie, Roumanie, pays baltes).

Table 1: Statistiques descriptives

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Médiane	Max
Taux de chômage (%)	10,0	5,61	2,0	8,45	29,0
Salaire minimum (EUR)	736	—	123	544	2257
Log(salaire minimum)	6,359	0,700	4,81	6,30	7,72

Lecture : Le taux de chômage moyen dans l'échantillon est de 10%, avec une forte hétérogénéité entre pays (de 2% à 29%). Le salaire minimum varie d'un facteur 18 entre le pays le plus bas (123 EUR) et le plus élevé (2257 EUR).

3.3 Variation intra-pays

L'identification repose sur la variation *within-country* du salaire minimum. Cette variation est substantielle : l'écart-type intra-pays moyen de $\log(\text{SM})$ est de 0,189, avec une étendue moyenne de 0,543 unités log (soit environ 70% de variation relative). Cette variation est suffisante pour l'identification.

4. Résultats principaux

4.1 Effets incrémentaux

Le tableau 2 présente les coefficients γ_k estimés par moindres carrés ordinaires avec effets fixes bidimensionnels et erreurs-types clustérisées par pays.

Table 2: Coefficients incrémentaux γ_k du modèle Distributed Lag

k	γ_k	Erreur-type	IC 95%	p -value	
-2 (lead)	-5,28	2,17	[-9,54; -1,02]	0,015	**
-1 (lead)	-3,92	2,00	[-7,85; 0,00]	0,050	*
0	-0,79	1,66	[-4,05; 2,46]	0,633	
1	+1,75	0,89	[+0,01; 3,48]	0,049	*
2	+0,46	1,76	[-2,99; 3,90]	0,795	
3	+4,59	2,14	[+0,40; 8,78]	0,032	**
4	+3,07	1,31	[+0,51; 5,63]	0,019	**
5	+3,06	1,72	[-0,30; 6,43]	0,074	.

Notes : N = 156 observations (après nettoyage). Effets fixes pays et année. Erreurs-types clustérisées par pays. Significativité : *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Lecture : Les lignes en rouge correspondent aux **leads** (périodes pré-traitement). Des coefficients significatifs pour les leads indiquent une violation des tendances parallèles. Ici, $\gamma_{-2} = -5,28$ signifie que le chômage était en moyenne 5,28 pp plus bas deux ans *avant* une hausse du salaire minimum — signe d'une potentielle causalité inverse.

Résultat clé : Les coefficients des leads sont **significativement négatifs**. Cela signifie que le chômage *diminuait* dans les années précédant une hausse du salaire minimum. Cette pattern suggère une **causalité inverse** : les gouvernements augmenteraient le salaire minimum lorsque la situation de l'emploi s'améliore.

4.2 Effets cumulés et graphique Event Study

La figure 1 présente les effets cumulés β_k , équivalents aux coefficients d'une event study généralisée. Le coefficient $\beta_{-1} = 0$ sert de référence (normalisation).

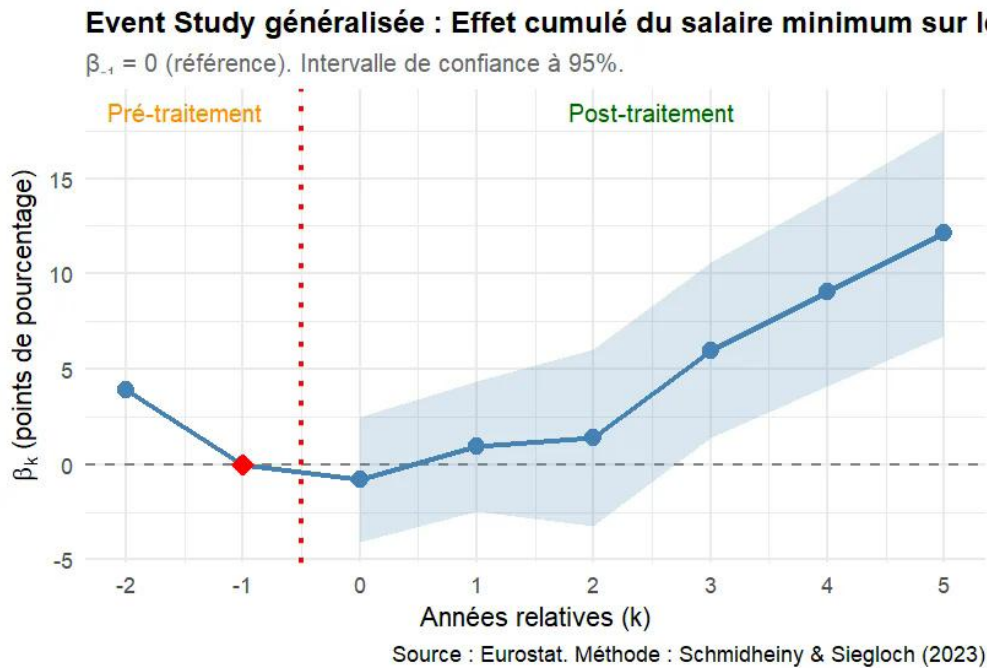


Figure 1: Event Study généralisée : Effet cumulé du salaire minimum sur le chômage

Notes : $\beta_{-1} = 0$ (référence). Bandes : intervalles de confiance à 95%. Le losange rouge indique la période de référence.

Lecture : Le coefficient $\beta_{-2} \approx +4$ (significatif) à gauche de la ligne rouge signale une **violation des tendances parallèles** : le chômage n'évolue pas de manière similaire avant les hausses de salaire minimum. Les coefficients post-traitement (β_3 à β_5) sont positifs et significatifs, mais leur interprétation causale est compromise par cette violation.

Table 3: Effets cumulés β_k (équivalent Event Study)

k	β_k	Erreur-type	IC 95%	Signif.
-2	+3,92	2,00	[0, 00; 7,85]	*
-1	0,00	—	—	(réf.)
0	-0,79	1,66	[-4,05; 2,46]	
1	+0,95	1,74	[-2,46; 4,37]	
2	+1,41	2,36	[-3,22; 6,04]	
3	+6,00	2,35	[+1,39; 10,61]	**
4	+9,07	2,52	[+4,12; 14,02]	***
5	+12,13	2,75	[+6,75; 17,52]	***

Lecture : $\beta_5 = +12,13$ signifie qu'une hausse de 1 unité log du salaire minimum entraîne une hausse de 12 pp du chômage après 5 ans.

Traduction concrète : Une hausse de 10% du SM correspond à $\Delta \log(\text{SM}) \approx 0,10$. L'effet estimé serait donc $0,10 \times 12,1 = +1,2$ pp de chômage. L'élasticité implicite est $\varepsilon = 12,1/0,10 \approx 1,2$ — soit **4 à 10 fois supérieure** aux estimations de la littérature (Card & Krueger : $\varepsilon \approx 0$; Neumark & Wascher : $\varepsilon \approx -0,1$ à $-0,3$). Cette magnitude implausible constitue un signal d'alarme supplémentaire.

5. Tests de robustesse

5.1 Comparaison Fixed Effects vs First Difference

Selon Schmidheiny & Siegloch (2023) (Section 3.4.4), si les effets ont pleinement convergé dans la fenêtre choisie, les estimateurs FE et FD doivent produire des résultats similaires. La figure 2 révèle des **divergences importantes**, notamment à l'horizon $k = 5$.

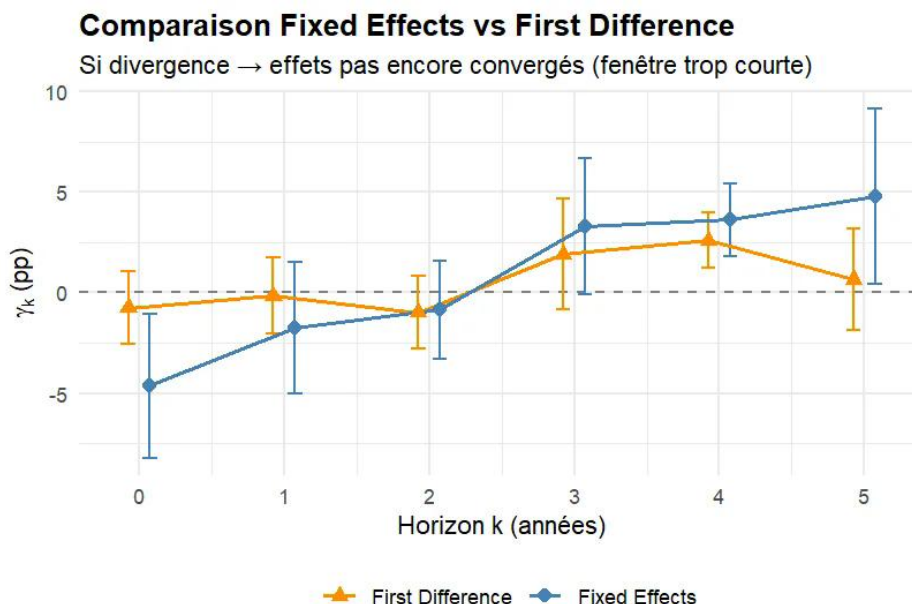


Figure 2: Comparaison des estimateurs Fixed Effects et First Difference

Notes : Écart maximum de 4,14 pp à $k = 5$.

Lecture : La divergence entre les deux estimateurs suggère que les effets dynamiques n'ont **pas convergé** dans la fenêtre $[0, 5]$. L'estimateur FE capte une moyenne pondérée des effets au-delà de $k = 5$, tandis que FD ne capte que l'effet incrémental exact à chaque horizon. Si les effets avaient convergé (c'est-à-dire si l'hypothèse de binning était vérifiée), les deux courbes seraient superposées.

5.2 Stabilité selon la fenêtre temporelle

La figure 3 présente l'effet cumulé total pour différentes longueurs de fenêtre. Les effets **augmentent continûment** avec le nombre de lags, sans stabilisation apparente.

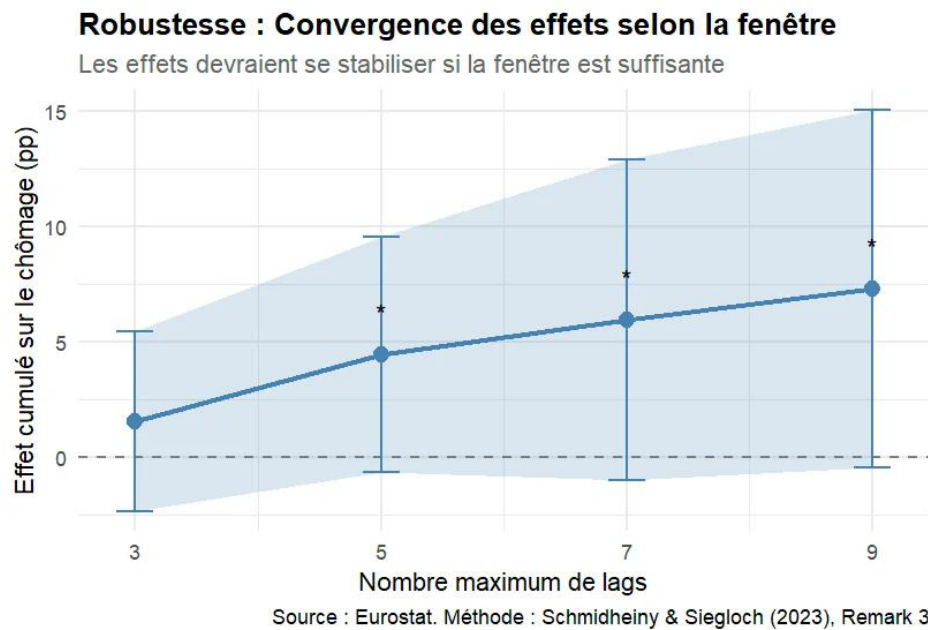


Figure 3: Robustesse : Convergence des effets cumulés selon la fenêtre

Notes : Effet cumulé total ($\sum \gamma_k$) pour différents nombres de lags.

Lecture : Ce graphique teste le Remark 3 de Schmidheiny & Sieglöcher (2023) : si la fenêtre est suffisamment longue, les effets cumulés devraient se **stabiliser** (former un plateau). Ici, l'effet continue d'augmenter de 3 à 9 lags, sans convergence visible. Cela suggère soit que les effets mettent plus de 9 ans à se matérialiser pleinement, soit que l'instabilité reflète des problèmes de spécification.

Table 4: Stabilité des effets cumulés selon la fenêtre

Max lags	β_{cum}	Erreur-type	IC 95%	N
3	+1,54	1,98	[-2,34; 5,43]	257
5	+4,44	2,61	[-0,67; 9,56]	207
7	+5,93	3,55	[-1,02; 12,88]	156
9	+7,30	3,95	[-0,45; 15,05]	109

Notes : Coefficient de variation = 51%. L'instabilité des estimations selon la fenêtre constitue un signal d'alarme.

6. Analyse de sensibilité

6.1 Méthode de Rambachan & Roth (2023)

Face à la violation des tendances parallèles, nous appliquons l'analyse de sensibilité de Rambachan & Roth (2023). Cette méthode construit des intervalles de confiance robustes sous l'hypothèse que les violations post-traitement sont bornées par un multiple \bar{M} des violations pré-traitement observées.

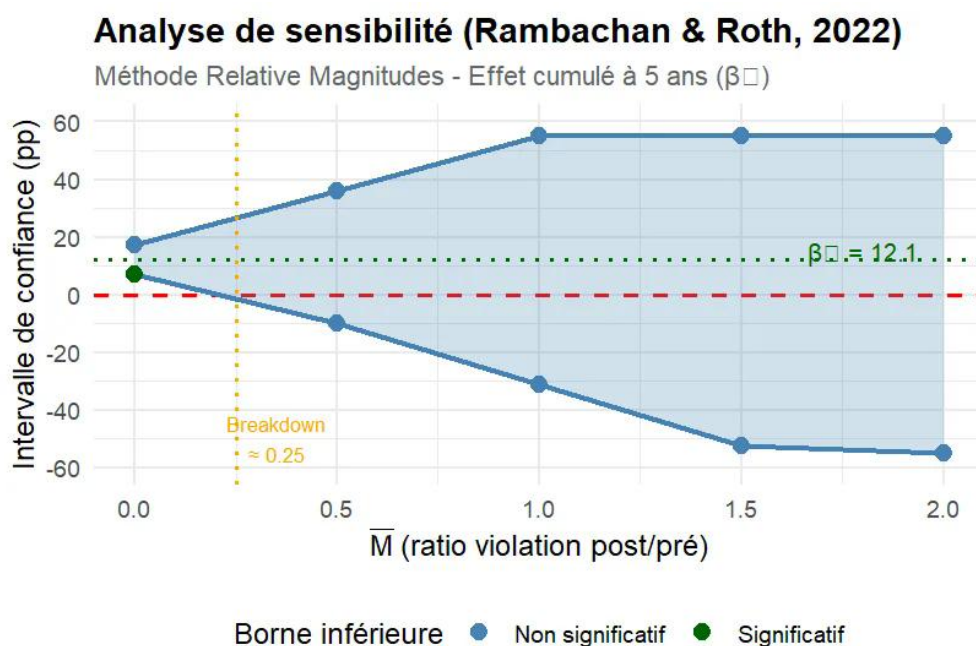


Figure 4: Analyse de sensibilité (Rambachan & Roth) — Méthode Relative Magnitudes

Notes : Intervalles de confiance pour β_5 en fonction de \bar{M} . La ligne pointillée verte indique l'estimation ponctuelle ($\beta_5 = 12, 1$).

Lecture : Le paramètre \bar{M} représente le ratio maximal entre les violations des tendances parallèles en période post-traitement et celles observées en pré-traitement. À $\bar{M} = 0$ (pas de violation post), l'effet reste significatif. Dès $\bar{M} = 0, 5$, l'intervalle de confiance inclut zéro. Le **breakdown point** $\bar{M} \approx 0, 25$ indique une identification extrêmement fragile.

Table 5: Intervalles de confiance robustes pour β_5

\bar{M}	Borne inf.	Borne sup.	Significatif ?
0	+6,88	+17,3	Oui
0,5	-9,96	+35,8	Non
1,0	-31,2	+55,0	Non
1,5	-52,6	+55,0	Non
2,0	-55,0	+55,0	Non

Le **breakdown point** est atteint pour $\bar{M} \approx 0, 25$. Cela signifie qu'il suffit que les violations post-traitement représentent seulement 25% des violations pré-traitement pour que l'effet devienne non significatif. Cette fragilité extrême confirme l'absence de robustesse des résultats.

7. Synthèse graphique

La figure 5 rassemble les quatre diagnostics principaux.

Effet du salaire minimum sur le chômage — Panel européen

Méthodologie : Schmidheiny & Sieglöcher (2023)

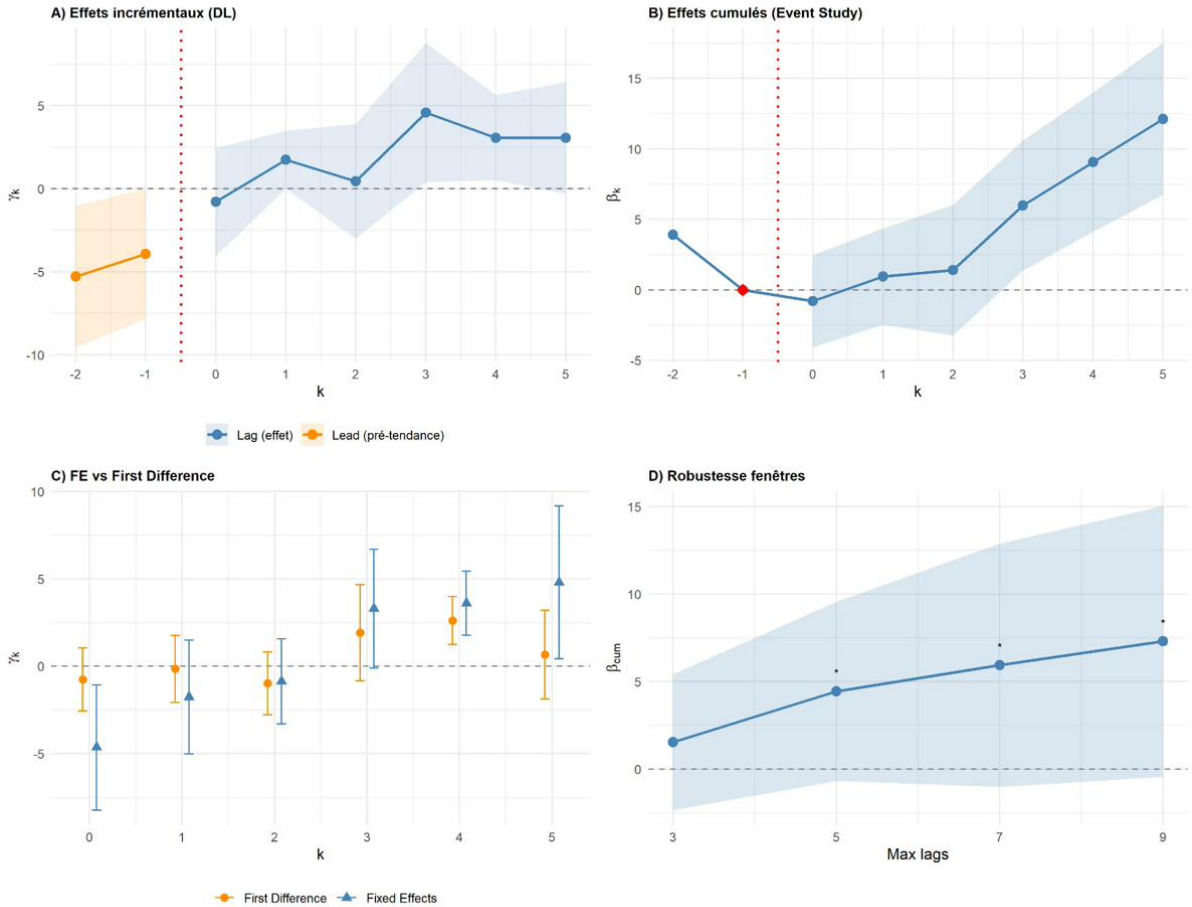


Figure 5: Synthèse : Effet du salaire minimum sur le chômage — Panel européen

Notes : Panel A : Effets incrémentaux γ_k (modèle DL). Panel B : Effets cumulés β_k (Event Study). Panel C : Comparaison FE vs FD. Panel D : Robustesse selon la fenêtre. Intervalles de confiance à 95%, erreurs-types clustérisées par pays.

8. Discussion

8.1 Récapitulatif des diagnostics

Table 6: Récapitulatif des tests de validité

Test	Résultat	Statut
Tendances parallèles ($\gamma_{-2} = \gamma_{-1} = 0$)	$p < 0,05$	Rejetées
Convergence FE/FD	Écart max 4,14 pp	Divergence
Stabilité fenêtres	CV = 51%	Instable
Breakdown point	$\bar{M} \approx 0,25$	Fragile

8.2 Interprétation économique

Les quatre diagnostics convergent vers une conclusion négative pour l'interprétation causale. Le coefficient $\beta_{-2} = +3,92$ (significatif) indique que le chômage était plus élevé 2 ans avant les hausses de salaire minimum — autrement dit, le chômage *diminuait* dans les pays qui allaient augmenter leur salaire minimum. Cette pattern est cohérente avec une **causalité inverse** : les gouvernements augmentent le salaire minimum lorsque la conjoncture de l'emploi est favorable.

Canaux de causalité inverse

Plusieurs mécanismes peuvent expliquer cette endogénéité :

1. **Politique pro-cyclique.** Les gouvernements disposent de marges de manœuvre budgétaires et politiques plus importantes lorsque la conjoncture est favorable. Une baisse du chômage s'accompagne généralement de recettes fiscales accrues et d'un climat social apaisé, facilitant l'adoption de hausses du salaire minimum.
2. **Règles d'indexation.** Dans plusieurs pays européens, le salaire minimum est partiellement indexé sur l'inflation, le salaire médian ou la croissance économique. Ces variables sont elles-mêmes corrélées négativement avec le chômage, créant une corrélation mécanique entre amélioration de l'emploi et hausse du SM.
3. **Économie politique.** Les hausses de salaire minimum sont plus faciles à faire adopter politiquement lorsque le marché du travail est tendu. Les oppositions patronales sont moins audibles quand les entreprises font face à des difficultés de recrutement plutôt qu'à des problèmes de sureffectifs.

Ces trois canaux prédisent exactement la pattern observée : le chômage diminue *avant* les hausses de salaire minimum, non pas parce que les agents anticipent la politique, mais parce que la politique *répond* à l'amélioration du marché du travail.

9. Limites méthodologiques

Au-delà des problèmes d'identification documentés ci-dessus, plusieurs limites structurelles méritent une discussion approfondie.

9.1 Inapplicabilité des estimateurs robustes à l'hétérogénéité

La littérature récente a développé des estimateurs robustes au problème d'hétérogénéité des effets de traitement entre cohortes. Sun & Abraham (2021) proposent un estimateur *interaction-weighted* qui évite la contamination des effets entre cohortes traitées à des dates différentes. Callaway & Sant'Anna (2021) développent une approche similaire basée sur l'agrégation de comparaisons groupe-temps.

Ces estimateurs ne sont cependant pas directement applicables à notre contexte, et ce pour plusieurs raisons :

1. **Traitement continu vs. binaire.** Les estimateurs de Sun & Abraham et Callaway & Sant'Anna sont conçus pour des traitements *binaires* : une unité passe d'un état "non traité"

à “traité” à une date unique. Dans notre cas, le traitement — le logarithme du salaire minimum — est *continu* et varie chaque année. Il n’existe pas de “date d’adoption” unique, mais une succession de variations d’intensité.

2. **Traitements multiples et réversibles.** Le salaire minimum peut augmenter, stagner, voire diminuer en termes réels. Les estimateurs standards supposent un traitement *absorbant* : une fois traitée, l’unité reste traitée. Cette hypothèse est violée dans notre contexte.
3. **Rôle du binning en l’absence de groupe de contrôle “pur”.** Contrairement aux event studies classiques, nous n’avons pas de pays “jamais traité” au sens de Sun & Abraham (2021) — tous les pays de notre échantillon ont un salaire minimum qui varie dans le temps. Cependant, comme le soulignent Schmidheiny & Siegloch (2023) (Remark 5), le **binning aux bornes** de la fenêtre temporelle génère des observations qui jouent le rôle de groupe de contrôle : les observations situées au-delà de la fenêtre d’effet (où l’effet est supposé constant) permettent d’identifier les effets fixes temporels. Cette identification repose donc entièrement sur l’hypothèse de constance des effets hors fenêtre — hypothèse que nos tests de robustesse (Section 5.2) remettent précisément en question.

Des travaux récents proposent des extensions au cas du traitement continu. Callaway et al. (2024) développent un cadre pour les différences-en-différences avec traitement continu, mais sous des hypothèses restrictives (notamment une forme de monotonicité du traitement). L’application de ces méthodes à notre contexte constituerait une extension naturelle de ce travail.

9.2 Hétérogénéité des effets entre pays

Notre modèle impose une **hypothèse d’homogénéité forte** : l’effet d’une variation du salaire minimum est supposé identique dans tous les pays, quelle que soit leur structure économique. Cette hypothèse est peu plausible pour plusieurs raisons :

1. **Structure du marché du travail.** Les rigidités institutionnelles (protection de l’emploi, pouvoir syndical, générosité de l’assurance-chômage) modulent la transmission des chocs salariaux à l’emploi. Un même choc de salaire minimum peut se traduire par des ajustements sur les quantités (emploi) dans certains pays, et sur les prix (compression salariale, inflation) dans d’autres.
2. **Composition sectorielle.** Les secteurs intensifs en main-d’œuvre peu qualifiée (hôtellerie-restauration, commerce de détail, agriculture) sont plus exposés au salaire minimum. La part de ces secteurs dans l’emploi total varie fortement entre pays européens.
3. **Niveau de développement économique.** L’impact d’une hausse du salaire minimum dépend vraisemblablement du niveau de PIB par habitant, de la productivité du travail et du coût de la vie. Regrouper dans un même panel des pays comme le Luxembourg et la Bulgarie impose implicitement que l’effet marginal d’un euro supplémentaire de salaire minimum est identique — hypothèse difficilement défendable.

Conséquences pour l’estimation TWFE : En présence d’hétérogénéité des effets, l’estimateur TWFE ne converge pas vers une moyenne pondérée “raisonnable” des effets individuels. Comme le montrent Goodman-Bacon (2021) et de Chaisemartin & D’Haultfœuille (2020), certains poids

peuvent être négatifs, conduisant à des estimations dont le signe même peut être erroné. Dans notre contexte, où l'hétérogénéité entre pays est vraisemblablement forte, cette source de biais s'ajoute aux problèmes d'endogénéité déjà identifiés.

9.3 Implications pour l'interprétation

Ces limites renforcent la conclusion de prudence. Même si les tendances parallèles étaient vérifiées, l'hétérogénéité non prise en compte et l'inapplicabilité des corrections modernes rendraient l'interprétation des coefficients TWFE délicate. L'effet estimé de +12,1 pp ne peut être interprété ni comme un effet causal moyen, ni comme une moyenne pondérée d'effets hétérogènes ayant une interprétation économique claire.

9.4 Note sur les contrôles de conjoncture

Une extension naturelle consisterait à inclure des variables de contrôle conjoncturelles (croissance du PIB, inflation, output gap) pour tenter d'absorber l'endogénéité liée aux cycles économiques. Cependant, cette approche pose plusieurs problèmes :

- Les **effets fixes année** (θ_t) captent déjà toute la variation temporelle commune à l'ensemble des pays (conjoncture européenne moyenne, cycles globaux). Ajouter des contrôles temporels agrégés serait redondant.
- Des contrôles **pays×année** (comme la croissance du PIB national) poseraient des problèmes d'endogénéité : le chômage et le PIB sont co-déterminés, et le salaire minimum peut lui-même affecter la croissance via ses effets sur l'emploi et la consommation.
- Le risque de **bad control** est élevé : si le PIB est un médiateur de l'effet du salaire minimum sur le chômage, son inclusion biaiserait l'estimation.

Cette piste n'est donc pas poursuivie ici, mais mériterait une analyse approfondie dans un cadre permettant de traiter explicitement l'endogénéité (variables instrumentales, contrôle synthétique).

10. Conclusion

Cette étude applique rigoureusement la méthodologie des modèles à retards distribués de Schmidheiny & Siegloch (2023) à l'analyse de l'effet du salaire minimum sur le chômage en Europe.

Résultat statistique : L'estimation produit un effet cumulé de $\beta_5 = +12,1$ points de pourcentage ($SE = 2,75$, $p < 0,001$) après 5 ans. Traduit en termes économiques : une hausse de 10% du salaire minimum serait associée à une augmentation de 1,2 pp du taux de chômage.

Validité causale : Les tests de validation **invalident** une interprétation causale de ce résultat :

- Tendances parallèles rejetées ($\beta_{-2} = +3,92$, $p = 0,05$)
- Divergence FE/FD (écart max 4,14 pp)
- Instabilité selon la fenêtre (CV = 51%)
- Breakdown point très bas ($\bar{M} \approx 0,25$)
- Élasticité implicite ($\varepsilon \approx 1,2$) incompatible avec la littérature

La pattern des leads suggère une **causalité inverse** : les gouvernements augmentent le salaire minimum lorsque la conjoncture de l'emploi s'améliore, via des mécanismes de politique pro-cyclique, d'indexation automatique, ou d'économie politique.

Par ailleurs, les limites méthodologiques — notamment l'inapplicabilité des estimateurs robustes à l'hétérogénéité de Sun & Abraham (2021) au cas du traitement continu, et l'hypothèse forte d'homogénéité des effets entre pays — empêchent toute correction ex post des biais potentiels.

En résumé : Les résultats de cette étude doivent être interprétés comme des **corrélations conditionnelles** entre salaire minimum et chômage, et non comme des effets causaux. Ce travail illustre l'importance d'une démarche de validation systématique des hypothèses d'identification — l'application mécanique de méthodes économétriques sophistiquées sans examen critique peut conduire à des interprétations erronées.

References

- Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. C. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200–230.
- Callaway, B., Goodman-Bacon, A., & Sant'Anna, P. H. C. (2024). Difference-in-differences with a continuous treatment. *Working Paper*.
- Card, D., & Krueger, A. B. (1994). Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84(4), 772–793.
- de Chaisemartin, C., & D'Haultfœuille, X. (2020). Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. *American Economic Review*, 110(9), 2964–2996.
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254–277.
- Neumark, D., & Wascher, W. (2007). Minimum wages and employment. *Foundations and Trends in Microeconomics*, 3(1–2), 1–182.
- Rambachan, A., & Roth, J. (2023). A more credible approach to parallel trends. *Review of Economic Studies*, 90(5), 2555–2591.
- Schmidheiny, K., & Siegloch, S. (2023). On event studies and distributed-lags in two-way fixed effects models: Identification, equivalence, and generalization. *Journal of Applied Econometrics*, 38(5), 695–713.
- Sun, L., & Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175–199.