

Déterminants économiques et vulnérabilités structurelles de la criminalité en Europe : une analyse en données de panel (2010–2023)

Master 2 – Économétrie Appliquée
Année 2025-2026

Participants :

MAHAMADOU Issoufou Khadija
MOUDIR Mohammed Anis
RAZANABONAHITRA Miangaly
ROLAND Jarlay

Introduction	1
I. Méthodologie.....	4
1. Données et variables de l'étude	4
2. Traitement des valeurs manquantes	4
3. Modélisation	5
II. Résultats.....	6
1. Analyses descriptives.....	6
2. Analyses économétriques	10
Conclusion	11
Bibliographie	13

Introduction

La criminalité constitue un enjeu économique et social majeur dans l'ensemble des pays européens. Au-delà de ses coûts humains directs, elle engendre des coûts économiques significatifs liés aux dépenses publiques de sécurité, aux pertes de bien-être et à la détérioration de la cohésion sociale. Comprendre les déterminants de la criminalité est donc un objectif central pour l'analyse économique et pour l'élaboration de politiques publiques efficaces.

Le cadre théorique de référence en économie du crime est celui de **Becker (1968)** qui modélise la criminalité comme un choix rationnel où un individu compare les gains espérés d'une activité illégale aux gains d'activités légales, en tenant compte de la probabilité d'être appréhendé et de la sévérité de la sanction. Ce cadre suppose que la criminalité augmente lorsque les opportunités économiques légitimes se détériorent (par exemple par la pauvreté ou le chômage), et diminue lorsque la dissuasion est plus forte (par l'action policière et judiciaire). Il forme le socle théorique des analyses empiriques ultérieures associant conjoncture économique et criminalité.

Sur le plan empirique, **Machin et Meghir (2004)** fournissent quant à eux une validation centrale de cette approche. À partir de données britanniques, les auteurs montrent que la dégradation des incitations économiques (plus particulièrement au bas de la distribution des revenus) est associée à une augmentation significative de la criminalité, notamment des crimes contre les biens. Leur analyse confirme le rôle déterminant des conditions économiques dans l'explication des comportements criminels, tout en soulignant que ces facteurs n'expliquent qu'une partie des variations observées.

Toutefois, la littérature met également en évidence que les facteurs économiques monétaires ne suffisent pas à expliquer l'ensemble des écarts de criminalité. Dans une perspective internationale, **Fajnzylber, Lederman et Loayza (2002)** mettent en évidence un lien robuste entre les inégalités de revenus et la criminalité violente. Leur analyse suggère que la criminalité dépend non seulement du niveau moyen de richesse, mais aussi de sa distribution, renvoyant ainsi à des mécanismes sociaux plus larges que la seule pauvreté absolue, tel que la frustration relative.

Au-delà des facteurs économiques traditionnels, la littérature met en avant le rôle de vulnérabilités structurelles non monétaires. La structure familiale, notamment la prévalence des familles monoparentales, est associée à des niveaux plus élevés de criminalité, indépendamment du revenu moyen (**Robert J. Sampson et Groves 1989**). De même, le contexte résidentiel et

spatial (caractérisé par le surpeuplement des logements et la densité de population) influence la criminalité en augmentant les interactions sociales et les opportunités de délit, en particulier dans les environnements urbains (**Glaeser et Sacerdote**, 1999).

La littérature sur l'immigration propose quant à elle des conclusions plus nuancées. L'immigration n'est pas associée de manière systématique à une augmentation de la criminalité ; les effets observés dépendent largement du contexte institutionnel et économique. Les travaux existants suggèrent que la précarité statutaire et l'exclusion du marché du travail constituent des facteurs déterminants, plutôt que la présence d'une population immigrée en tant que telle (**Mastrobuoni et Pinotti**, 2015).

Malgré ces avancées, plusieurs lacunes subsistent. Les études européennes comparatives récentes demeurent limitées, et les analyses existantes intègrent rarement, dans un même cadre empirique, les facteurs économiques, familiaux, résidentiels et institutionnels. En particulier, les effets cumulés de vulnérabilités structurelles non monétaires restent sous-explorés. La présente étude vise à combler ces lacunes en adoptant une approche intégrée de la criminalité en Europe sur la période 2010–2023.

Dans ce contexte, la présente étude avance que la criminalité violente, mesurée par le *taux d'homicides*, résulte à la fois de vulnérabilités économiques traditionnelles et de vulnérabilités structurelles non monétaires. Conformément à la littérature économique du crime, une augmentation de la pauvreté et du chômage est attendue d'accroître le taux d'homicides, en raison de la dégradation des opportunités économiques légales. À l'inverse, des dépenses de protection sociale plus élevées sont susceptibles de réduire la criminalité en amortissant les chocs économiques et sociaux, tandis qu'une présence policière plus importante devrait exercer un effet dissuasif et contribuer à la diminution des homicides.

Au-delà de ces mécanismes économiques et institutionnels, l'étude s'intéresse également au rôle de vulnérabilités structurelles non monétaires. Une proportion plus élevée de ménages monoparentaux est attendue être associée à un niveau plus élevé d'homicides, reflétant une charge familiale non partagée et un affaiblissement des mécanismes de contrôle social informel. De même, le surpeuplement des logements est susceptible d'accroître les tensions sociales et les conflits, conduisant à une augmentation de la criminalité. Par ailleurs, la structure démographique constitue un déterminant important : une part plus élevée de la population âgée de 15 à 24 ans est attendue être associée à des taux d'homicides plus élevés, les jeunes adultes étant statistiquement surreprésentés dans les infractions violentes.

La population étrangère est utilisée comme un proxy de vulnérabilité migratoire, avec un effet attendu ambigu et dépendant du contexte institutionnel. La présence policière est incluse afin de capter les mécanismes de dissuasion, avec un effet attendu négatif. Enfin, les dépenses de protection sociale sont introduites pour refléter la capacité des institutions à amortir les vulnérabilités économiques et sociales, avec un effet attendu négatif et potentiellement modérateur.

Enfin, l'étude postule que certaines vulnérabilités peuvent se renforcer mutuellement. En particulier, l'effet du chômage sur la criminalité violente est attendu être plus marqué dans les pays où la part de jeunes est plus élevée, traduisant une interaction entre vulnérabilité économique et vulnérabilité démographique.

I. Méthodologie

1. Données et variables de l'étude

Le choix des variables et des relations attendues découle directement de la littérature existante et permet de tester empiriquement la question de recherche dans un cadre cohérent avec les fondements théoriques et empiriques du champ.

Tableau 1: Récapitulatif des variables et leurs effets attendus

Variable	Justification issue de la littérature	Effet attendu
Pauvreté	Baisse du coût d'opportunité du crime	+
Chômage	Dégénération des opportunités légales	+
Inégalités (Gini)	Frustration relative, polarisation sociale	+
Dépenses sociales	Amortissement des vulnérabilités	-
Police	Dissuasion	-
Ménages monoparentaux	Fragilité sociale, contrôle informel affaibli	+
Surpeuplement	Tensions sociales, conflits	+
Densité	Opportunités criminelles accrues	+
Part population étrangère	Effet conditionnel	Ambigu
Part 15–24 ans	Surreprésentation des jeunes dans les crimes	+
Chômage × Jeunes	Effet cumulatif	+

2. Traitement des valeurs manquantes

Le choix des méthodes d'imputation a été guidé par trois principes fondamentaux de l'économétrie des données de panel : la **préservation de la structure du panel**, le **maintien de la variabilité intertemporelle** et la **minimisation du biais d'imputation**. L'interpolation

linéaire a été privilégiée pour les valeurs manquantes situées entre deux années observées, car elle préserve la dynamique temporelle sans introduire de discontinuités artificielles. Pour les valeurs manquantes en début ou en fin de période, les méthodes LOCF (Last Observation Carried Forward) et BOCF (Backward Observation Carried Forward) ont été employées afin d'éviter la perte d'unités transversales, qui aurait déséquilibré le panel et réduit la puissance des estimateurs de effets fixes. Cette approche hybride, documentée par Allison (2002) et Baltagi (2021), permet de conserver un panel équilibré – condition nécessaire pour l'application des estimateurs within (FE) et between (BE) – tout en limitant les distorsions liées à une imputation purement mécanique. Les limites inhérentes à ces méthodes (hypothèse de linéarité ou de stabilité) sont explicitement reconnues et feront l'objet de tests de robustesse dans la partie économétrique.

3. Modélisation

Sur la base des résultats de la littérature scientifique discutés dans la revue de littérature (Section 1), nous testons l'effet de facteurs socio-économiques et démographiques sur les homicides dans un panel pays–année (27 pays, 2010–2023, panel non équilibré, N = 375). La variable dépendante est le log du taux d'homicides pour 100 000 habitants.

Nous avons appliqué une transformation log sur les variables explicatives relatives à la pauvreté, aux dépenses de protection sociale, à la police, à la part des ménages monoparentaux, au surpeuplement, au chômage et à la part des jeunes dans la population (15–24 ans). Nous ajoutons une interaction chômage × jeunes pour tester si l'effet du chômage dépend de la structure d'âge. Le chômage et la part des 15–24 ans ont été centrés avant l'interaction pour faciliter l'interprétation.

L'équation du modèle est donc :

$$\ln(y_{it}) = \beta' X_{it} + \delta_t + a_i + u_{it}$$

où δ_t sont des effets fixes année et a_i l'effet spécifique du pays (l'erreur constante inobservée).

Nous comparons les estimateurs que nous avons vu en cours : POLS, FD, BE, FE et RE (avec effets année dans POLS/FE/RE). Les erreurs standards sont robustes et clusterisées par pays.

Pour identifier le modèle le plus approprié, nous appliquons les trois tests usuels. D'abord, le test LM de Breusch–Pagan (RE vs POLS) teste $H_0 : \text{Var}(a_i) = 0$ (absence d'effet spécifique des pays) contre $H_1 : \text{Var}(a_i) > 0$. Le rejet de H0 indique dans ce cas que la dimension panel est importante et que POLS seul n'est pas adapté.

Ensuite, le **F-test des effets fixes** (FE vs POLS) teste $H_0 : a_1 = \dots = a_N = 0$ contre H_1 selon laquelle il existe au moins un a_i différent de 0. Son rejet ($p = 0,000$) confirme la présence d'effets pays et justifie l'utilisation du modèle FE.

Enfin, le test de **Hausman** compare FE et RE en testant $H_0 : Cov(X_{it}, a_i) = 0$ (RE consistant) contre $H_1 : Cov(X_{it}, a_i) \neq 0$ (RE inconsistant). Le rejet de H_0 invite à retenir **FE** comme modèle principal.

II. Résultats

1. Analyses descriptives

1.1. Résumé descriptif global des variables du panel (2010–2023)

Table 2: Statistiques descriptives

	Obs	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Log du taux d'homicide	375	0.09	0.58	-1.14	1.85
Taux de pauvreté (seuil 60%)	375	16.57	3.73	8.60	25.40
Taux de chômage (% actifs)	375	8.55	4.58	2.00	27.80
Dépenses protection sociale (% PIB)	375	23.37	6.08	11.57	38.05
Effectifs de police (pour 100k hab.)	375	351.74	100.88	132.04	650.44
Taux de surpeuplement urbain (%)	375	22.34	15.15	1.20	58.60
Ménages monoparentaux (pour 1 000 hab.)	375	13.77	8.05	3.34	45.43
Part des jeunes 15-24 ans (%)	375	11.26	1.32	8.20	16.10
PIB par habitant	375	29696.67	20590.52	5080.00	122970.00
Indice de Gini (avant transferts)	375	35.06	3.64	24.30	46.80
Ordres de quitter le territoire (pour 100k)	375	138.02	213.23	3.16	1945.03
Part de nés à l'étranger (%)	375	12.42	8.66	0.91	50.41
Observations	375				

Source : Données Eurostat Panel de 27 pays européens.

La **Table 2** présente les statistiques descriptives de notre panel de 27 pays européens observés entre 2010 et 2023 ($N = 375$). Le taux d'homicides (en logarithme) montre une **forte hétérogénéité**, allant de -1,14 en Slovénie à 1,85 en Lettonie, soit un écart d'un facteur 20 une fois reconvertis : les niveaux de violence létale diffèrent fortement entre pays.

Les variables socio-économiques sont **inégalement dispersées**. Le chômage varie de 2,0 % à 27,8 % (moyenne : 8,6 %), tandis que les ménages monoparentaux présentent des écarts marqués (de 3,3 à 45,4 pour 1 000 habitants). À l'inverse, la part des jeunes et le taux de pauvreté sont relativement stables, suggérant une certaine homogénéité démographique.

Les politiques publiques diffèrent également nettement : les dépenses de protection sociale oscillent entre 11,6 % et 38,1 % du PIB, et les effectifs policiers entre 132 et 650 agents pour 100 000 habitants, reflétant des modèles de sécurité et de protection sociale contrastés.

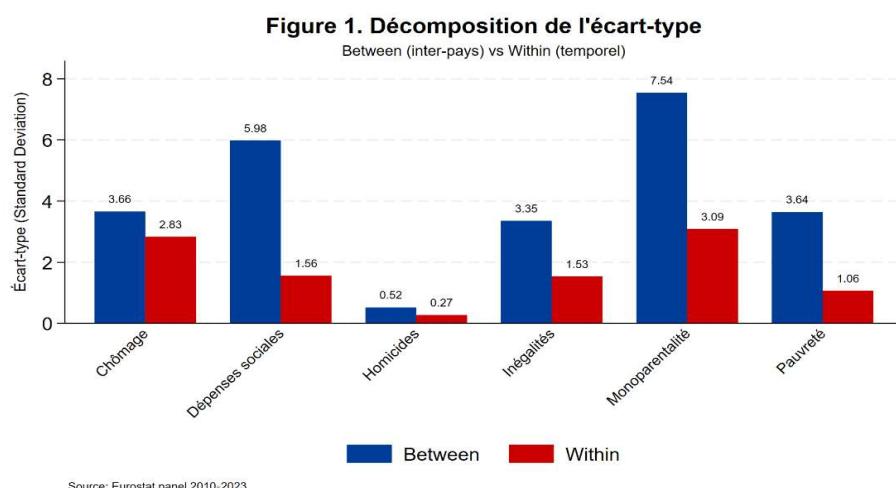
Le panel est quasi équilibré, à l'exception de quelques données manquantes pour les Pays-Bas (2010–2012), permettant une analyse robuste des variations **entre pays et dans le temps**.

1.2.Décomposition de la variance en variation inter et intra pays

La **Figure 1** révèle deux enseignements majeurs sur la nature des données étudiées. Premièrement, la comparaison visuelle montre que les barres bleues (**variation Between**) sont systématiquement plus hautes que les barres rouges (**variation Within**), établissant que les disparités structurelles entre pays européens dépassent toujours les évolutions annuelles au sein de chaque État.

Cet écart atteint son maximum pour les dépenses de protection sociale et la pauvreté, avec des parts de Between s'élevant respectivement à 94 % et 92 %. Ces variables constituent ainsi des socles institutionnels lourds et stables, où la quasi-totalité de l'information provient des différences entre modèles nationaux, tandis que les fluctuations de court terme sont marginales. Deuxièmement, l'importance relative de la variation temporelle varie sensiblement d'un indicateur à l'autre. Le chômage se distingue par la part de Within la plus élevée du panel (37 %), signalant une sensibilité marquée aux cycles économiques et offrant une marge d'analyse pour les politiques conjoncturelles. Les homicides, bien qu'ancrés dans un contexte national fort (79 % de Between), conservent une variation annuelle significative (21 %), constituant la matière première statistique pour évaluer l'impact des politiques publiques sur la réduction de la violence au sein des États membres.

Figure 1: Décomposition de la variabilité totale en variabilité between & within



1.3.Étude de la trajectoire des homicides en Europe (2010-2023) : une baisse structurelle

La **figure 2** ci-dessous met en évidence une dynamique de baisse structurelle du taux d'homicides en Europe. Entre 2010 et 2023, la moyenne européenne est passée de 1,39 à 0,90 homicide pour 100 000 habitants, soit une diminution cumulative de 35,3 %. Cette trajectoire descendante est confirmée par une pente de régression hautement significative ($\beta = -0,035$; $p < 0,001$) et un

coefficient de détermination élevé ($R^2 = 0,91$), attestant de la robustesse statistique de la tendance.

L'analyse révèle toutefois des phases contrastées. Après une période de relative stabilité (2010-2015), l'année 2016 marque une rupture avec une baisse annuelle de 11,8 %, installant durablement la moyenne sous le seuil de 1,0 homicide/100k dès 2019. Si la période 2020-2021 a porté le taux à un point bas historique (0,88), le rebond de 2022 (+12,4 %) rappelle la sensibilité des homicides aux chocs conjoncturels. Le retour à la baisse en 2023 (0,90) confirme néanmoins la résilience de la tendance structurelle. Cette déflation soutenue de la violence mortelle invite désormais à examiner si elle est corrélée à l'évolution des indicateurs socio-économiques et à la solidité des systèmes de protection sociale nationaux, hypothèses testées dans la section économétrique suivante.

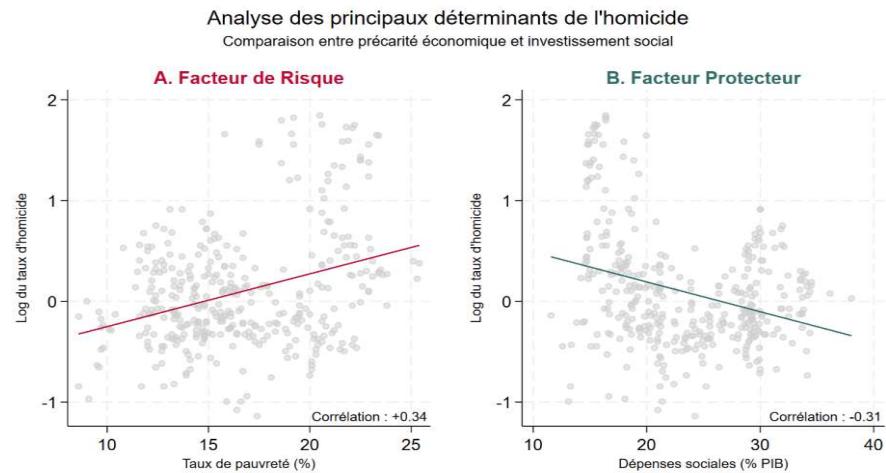
Figure 2: Evolution dans le temps du taux moyen d'homicides de 2010 à 2023



1.4. Relations entre variables

L'analyse des corrélations (**Figure 3**) identifie les principaux leviers structurels de la violence dans notre échantillon. Le taux de pauvreté ($r = 0,34$) et les dépenses de protection sociale ($r = -0,31$) se détachent comme les déterminants les plus significatifs : plus la précarité est élevée, plus le nombre d'homicides augmente, tandis qu'un investissement social accru est systématiquement associé à une baisse de la mortalité violente. Ces facteurs socio-économiques apparaissent plus influents que la dimension répressive, la corrélation avec les effectifs de police restant faible ($r = -0,13$). Si ces résultats descriptifs confirment l'idée d'un « État-providence protecteur », leur interprétation nécessite toutefois une analyse multivariée.

Figure 3: Déterminants principaux du taux d'homicides



1.5. Distribution spatiale des homicides intentionnels et des dépenses de protection sociale en Europe

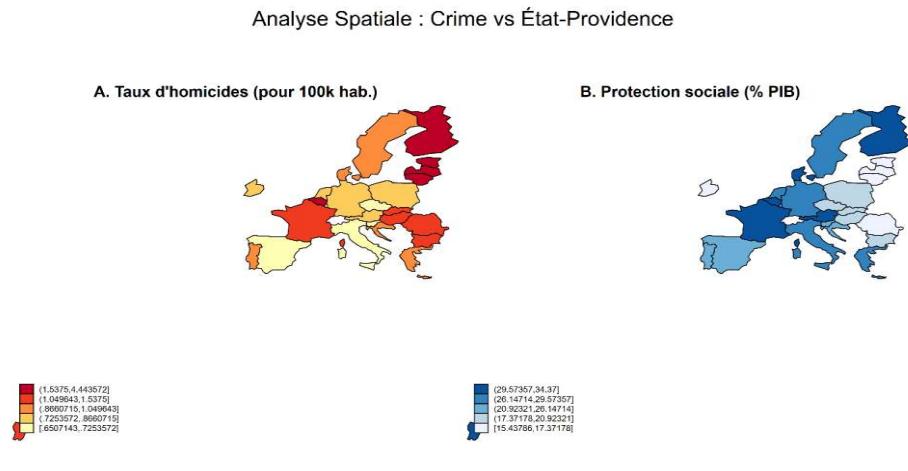
La figure 4 révèle une **fracture Est-Ouest** majeure au sein de l'Union Européenne. Sur la carte A (Homicides), le "point chaud" de la criminalité violente se situe au **Nord-Est**, particulièrement dans les États baltes (Lettonie et Lituanie) où le taux dépasse les 4 pour 100 000 habitants. En miroir, la carte B montre que ce bloc géographique coïncide avec les niveaux de protection sociale les plus faibles de l'échantillon, oscillant autour de **16 % du PIB**.

À l'opposé, le **flanc Ouest** (France, Danemark, Autriche) dessine une zone de pacification sociale. Dans ces pays, l'investissement dans l'État-providence est massif, dépassant systématiquement les **30 % du PIB**. Cette "ceinture protectrice" est corrélée visuellement aux taux d'homicide les plus bas de notre panel (souvent inférieurs à 0,7), confirmant ainsi l'existence d'une relation inverse entre dépenses sociales et violence structurelle.

Enfin, certaines **nuances régionales** apparaissent. En Europe du Nord, la Finlande présente un profil hybride avec un fort investissement social couplé à une criminalité légèrement supérieure à celle de ses voisins scandinaves. Parallèlement, le bassin méditerranéen affiche une position intermédiaire, parvenant à maintenir des taux d'homicide modérés malgré des budgets de protection sociale moins élevés que ceux du bloc continental.

Ces disparités régionales dans la suite **vont être** testées par une analyse économétrique de panel.

Figure 4: Analyse spatiale comparative du taux d'homicides et de la protection sociale en Europe (2010-2023)



2. Analyses économétriques

Le Tableau ci-dessous présente les estimations POLS, FD, BE, FE et RE.

Tableau 3 : Estimations économétriques sur données de panel : POLS, FD, BE, FE et RE (variable dépendante : $\ln(\text{homicides})$)

Variables	(1) POLS	(2) FD	(3) BE	(4) FE	(5) RE
($\ln(\text{pauvreté})$)	0.628**(0.258)	0.070(0.332)	0.914**(0.377)	0.066(0.340)	0.318(0.288)
($\ln(\text{dépenses sociales})$)	- 0.539**(0.256)	0.749(0.508)	-0.265(0.404)	0.389(0.307)	-0.212(0.254)
($\ln(\text{police})$)	-0.500(0.341)	- 0.062(0.237)	-0.563(0.417)	- 0.137(0.284)	-0.269(0.207)
($\ln(\text{ménages monoparentaux})$)	0.334**(0.160)	0.177(0.126)	0.335(0.195)	- 0.140(0.119)	-0.011(0.111)
($\ln(\text{surpeuplement})$)	-0.000(0.080)	- 0.140(0.105)	-0.037(0.116)	0.036(0.088)	0.041(0.075)
($c_{\ln(\text{chômage})}$)	0.250(0.156)	0.013(0.123)	0.527*(0.303)	0.040(0.117)	0.052(0.109)
($c_{\ln(\text{part 15-24})}$)	1.056(0.629)	0.178(0.593)	1.154(0.946)	0.292(0.513)	0.435(0.514)
Interaction chômage × jeunes	1.145*(0.626)	0.112(0.542)	5.302**(2.488)	- 0.133(0.372)	0.024(0.401)
PIB/habitant ($\times 10\ 000$)	-0.087*(0.029)	- 0.018(0.057)	-0.064(0.045)	0.020(0.045)	-0.052*(0.031)
Effets fixes année	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Effets fixes pays	Non	Non	Non	Oui	Non (aléatoires)
Observations (N)	375	348	27	375	375

Lecture : Les coefficients s'interprètent comme des *élasticités* car la variable dépendante et la plupart des variables explicatives sont en logarithme : une hausse de 1% d'une variable explicative est associée à une variation d'environ β pourcent des homicides pour 100 mille

habitants (toutes choses égales par ailleurs). Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types (robustes, clusterisés par pays).

Les étoiles indiquent le niveau de significativité (* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$)

Les tests confirment la présence d'une forte hétérogénéité entre pays (LM et F-test) et montrent que l'hypothèse du modèle RE est rejetée (Hausman). Par conséquent, l'interprétation principale repose sur les estimations FE, tandis que POLS/BE sont présentés surtout comme corrélations entre pays.

1) Pour les résultats POLS/BE

Plusieurs coefficients ont un sens qui correspond à ce que nous attendions : pib/habitant négatif, pauvreté positive (H1), chômage positif (H6) et interaction chômage×jeunes positive (H8) sont significatifs dans POLS et/ou BE. Les dépenses sociales sont négatives et significatives en POLS (H2), mais ce n'est plus le cas dans les autres modèles. Les variables police, surpeuplement et part des jeunes ne sont pas significatives (H3, H5, H7). La monoparentalité est faiblement positive en POLS, mais non significative (H4).

2) Pour les résultats FE/FD

Une fois contrôlés les effets fixes pays et les effets fixes année, la plupart des effets deviennent non significatifs. Autrement dit, sur 2010–2023, les variations annuelles de pauvreté, chômage, dépenses sociales, police, etc. expliquent peu la variation des homicides au sein d'un même pays. Nous concluons donc que les relations observées dans POLS/BE sont principalement dues à des différences structurelles entre pays, plutôt que des effets de court terme “within”.

Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'analyser les déterminants de la criminalité violente en Europe à partir d'un panel de pays observés sur la période 2010–2023. En s'inscrivant dans le cadre de l'économie du crime, elle visait à dépasser une approche strictement économique en intégrant des vulnérabilités structurelles non monétaires et des facteurs institutionnels. La criminalité a été mesurée par le taux d'homicides, indicateur pertinent dans une perspective comparative internationale.

Les analyses descriptives mettent en évidence une baisse globale des homicides en Europe sur la période étudiée, accompagnée de fortes disparités entre pays. Les résultats économétriques

montrent que les modèles à effets fixes pays sont les plus adaptés, mais que les variations intra-pays de court terme expliquent peu l'évolution des homicides. Ce résultat suggère que la criminalité violente est principalement liée à des caractéristiques structurelles relativement stables propres à chaque pays.

En revanche, les estimations en coupe transversale confirment l'existence de relations cohérentes avec la théorie : la pauvreté et le chômage sont positivement associés aux homicides, tandis que les dépenses de protection sociale présentent un effet négatif. L'interaction positive entre le chômage et la part des jeunes indique que certaines vulnérabilités économiques et démographiques peuvent se renforcer mutuellement.

Ces résultats soulignent le rôle central des institutions et des vulnérabilités structurelles dans l'explication des écarts persistants de criminalité violente en Europe. Ils mettent en évidence l'intérêt d'une approche intégrée, combinant facteurs économiques, sociaux et institutionnels, pour mieux comprendre les déterminants de la criminalité violente et éclairer les politiques publiques en matière de prévention et de cohésion sociale.

Limites : Premièrement, même avec les effets fixes, on ne peut pas affirmer causalité. Certaines variables (police, dépenses sociales, chômage) peuvent aussi évoluer *en réaction* à la criminalité. Ensuite, sur 2010–2023, plusieurs variables changent assez peu à l'intérieur d'un pays, donc les modèles FE/FD ont moins de variation et peuvent manquer de puissance. Il faut aussi garder en tête que le panel est non équilibré et qu'on a un nombre d'observation limité avec que 27 pays : les écarts-types clusterisés restent fiables, mais avec peu de clusters. Enfin, on mesure surtout des effets contemporains, or, certains changements et politiques agissent avec un décalage.

Pistes d'améliorations : Pour aller plus loin, on pourrait tenter de rassembler davantage d'observations pour pouvoir avoir plus de variation *within* et intégrer des variables supplémentaires comme des variables retardées relatives au chômage, aux dépenses sociales et à la police. On pourrait également rajouter dans ce cas de figure quelques variables de contrôles qui ont du être écartées par manque d'observations (par exemple inégalités, urbanisation, indicateurs justice/incarcération).

Bibliographie

- Becker, G. S. (1968). *Crime and punishment: An economic approach*. **Journal of Political Economy**, 76(2), 169–217.
- Fajnzylber, P., Lederman, D., & Loayza, N. (2002). *Inequality and violent crime*. **Journal of Law and Economics**, 45(1), 1–39.
- Glaeser, E. L., & Sacerdote, B. (1999). *Why is there more crime in cities?* **Journal of Political Economy**, 107(S6), S225–S258.
- Machin, S., & Meghir, C. (2004). *Crime and economic incentives*. **Journal of Human Resources**, 39(4), 958–979.
- Mastrobuoni, G., & Pinotti, P. (2015). *Legal status and the criminal activity of immigrants*. **American Economic Journal: Applied Economics**, 7(2), 175–206.
- Sampson, R. J., & Groves, W. B. (1989). *Community structure and crime: Testing social-disorganization theory*. **American Journal of Sociology**, 94(4), 774–802.