RAPPORT DE RECHERCHE

N° 2025-8

HERITAGE OLYMPIQUE ET PRATIQUE SPORTIVE : UNE EVALUATION DU LABEL "TERRE DE JEUX" DE PARIS 2024

YANNICK L'HORTY, FLORIAN MOUSSI-BEYLIE,
PIERRE-OLAF SCHUT

www.tepp.eu

TEPP – Théorie et Evaluation des Politiques Publiques - FR CNRS 2042

Héritage olympique et pratique sportive : une évaluation du label « Terre de Jeux » de Paris 2024

Septembre 2025

Yannick L'Horty[1] Florian Moussi-Beylie[2] Pierre-Olaf Schut[3]

Résumé : Attribué à 4500 communes depuis 2019, le label « Terre de Jeux » a été le principal instrument de promotion des Jeux olympiques et paralympiques dans les collectivités. L'objectif explicite était de favoriser durablement le développement de la pratique sportive, l'un des héritages attendus des Jeux de Paris 2024. Dans cette étude, nous réalisons une évaluation quantitative de l'effet du label « Terre de Jeux » sur la pratique sportive en France à l'aide d'une base de données communales en panel sur la période 2016–2022, combinant données sportives, socio-démographiques et géographiques. À l'aide d'estimations en doubles différences spatiales, l'analyse met en évidence un effet positif mais limité de la politique de label, qui aurait contribué à une augmentation du nombre de licenciés sportifs comprise entre 0,6 % et 2,3 % selon les estimations, ce qui correspond à une hausse du nombre de licenciés comprise entre 71 240 et 156 400. Cet effet n'est pas significatif dans toutes les régions et il est plus marqué dans les communes rurales qui disposent initialement de peu d'équipements sportifs.

Mots clés : Double différence spatiale, héritage olympique, pratique sportive, Paris 2024

Codes JEL : I38, R10, Z28

Déclarations d'intérêts : aucune.

[1] Univ Gustave Eiffel, Univ Paris Est Créteil, ERUDITE (EA 437), TEPP-CNRS (FR 2042), ORME, F-77454 Marne-La-Vallée, France, yannick.lhorty@univ-eiffel.fr

[2] Univ Gustave Eiffel, Univ Paris Est Créteil, ERUDITE (EA 437), TEPP-CNRS (FR 2042), ORME, F-77454 Marne-La-Vallée, France, florian.moussi-beylie@univ-eiffel.fr

[3] Univ Gustave Eiffel, ACP (EA 3350), ORME, F-77454 Marne-La-Vallée, France, po.schut@univ-eiffel.fr

1 Introduction

L'accueil de grands événements sportifs internationaux constitue un investissement majeur pour une ville ou un pays. Les coûts et avantages associés aux Jeux Olympiques et Paralympiques (JOP) s'avèrent bien souvent négatifs et peu attractifs pour les régions hôtes, en raison notamment de la « malédiction du vainqueur ». En situation de quasi-monopole de l'offre, les candidats sont incités à surenchérir en proposant les estimations les plus optimistes afin de remporter le droit d'organiser les Jeux, ce qui conduit *ex post* à des coûts réels largement supérieurs à ceux annoncés lors de la candidature (Andreff, 2014). Par ailleurs, l'impact économique observé après l'événement s'avère fréquemment bien en deçà des prévisions optimistes avancées par les organisateurs (Matheson, 2006), aboutissant ainsi à un rapport coût-bénéfice négatif pour la ville hôte (Baade & Matheson, 2016). Dans ce contexte, il devient essentiel de réfléchir à la manière dont ces événements peuvent produire des retombées positives et durables pour les territoires qui les accueillent.

Les acteurs publics largement mobilisés dans ces projets doivent justifier ce choix d'investissement par des retombées qui vont au-delà de l'événement lui-même (Thomson *et al.*, 2013). La notion d'héritage suppose qu'une production éphémère peut contribuer à des transformations durables du territoire hôte (Tomlinson, 2014). L'attention s'est d'abord portée sur l'héritage matériel et notamment les infrastructures sportives, touristiques et de transport. Toutefois, dans les grandes métropoles mondiales comme Tokyo, Paris ou Los Angeles qui accueillent les JOP d'été, les infrastructures sont déjà existantes. Il s'agit alors de construire un héritage immatériel qui se fonde sur des actions éducatives et sociales (Collinet & Schut, 2020) et la recherche d'un impact social (Gratton & Preuss, 2008). Dans ce registre, la participation sportive prend une place de premier plan. D'une part parce qu'elle découle logiquement de la nature de l'événement, d'autre part parce que le sport est devenu un multi-traitement pour améliorer à la fois le niveau d'éducation, l'intégration sociale et la santé (Marsault, 2017).

Dès la phase de candidature pour les JOP Paris 2024, la ministre des Sports s'avançait sur un objectif d'augmentation du nombre de pratiquants en France de 3 millions[4]. Pour

[1] https://www.lesechos.fr/2017/07/laura-flessel-nous-navons-quun-objectif-2024-153164

mettre en œuvre cette politique publique, le plan héritage du ministère des Sports fait la part belle aux labels. Deux labels se concrétisent rapidement : le label Génération 2024, qui ciblera les établissements scolaires ; le label « Terre de Jeux », à destination des collectivités territoriales, qui sont les structures publiques qui apportent le soutien financier et matériel le plus important au milieu associatif et qui gèrent la très grande majorité des équipements et sites de pratiques sportives[5].

Le label « Terre de Jeux » est une initiative lancée en 2019 par le Comité d'Organisation des Jeux Olympiques et Paralympiques de Paris 2024, en lien avec le ministère des Sports. Il vise à promouvoir le sport et les valeurs de l'olympisme sur l'ensemble du territoire national. Ce programme permet aux collectivités territoriales labellisées de s'engager dans des actions éducatives, sociales ou événementielles autour du sport, et de bénéficier d'une visibilité accrue. Les communes labellisées peuvent également candidater pour devenir centres de préparation aux Jeux et accéder au plan « 5000 équipements », destiné à financer la construction ou la rénovation d'infrastructures sportives. D'après l'Agence National du Sport, en 2025 on recense 4500 communes labélisées dont 35% ont bénéficiées du plan « 5000 équipements ».

Cette labellisation constitue une incitation non monétaire qui, par l'effet d'annonce qu'elle suscite, permet aux communes de bénéficier de l'image de marque et de la médiatisation associées aux Jeux Olympiques. Elle vise à encourager l'organisation d'activités liées au sport et à l'olympisme, dans l'objectif de renforcer et de pérenniser l'effet d'entraînement des JOP (Wicker & Frick, 2016). Toutefois, les travaux de Lion *et al.* (2022) soulignent que les preuves manquent pour démontrer que les Jeux, à eux seuls, peuvent accroître durablement la population sportive sans dispositifs d'accompagnement appropriés. Le label ambitionne ainsi de favoriser une augmentation pérenne du nombre de licenciés sportifs en France, en permettant à une part plus large de la population de bénéficier des effets psychosociaux positifs de la pratique sportive (Rasciute & Downward, 2010).

Notre étude vise à évaluer une politique publique sportive liée à l'organisation des JOP. Dans l'histoire des Jeux, c'est l'une des premières fois où la promotion de la pratique sportive est mise en avant par les organisateurs, au même titre que les impacts économiques et

[5] Source : INJEP (2022) Poids économique du sport

environnementaux, pour lesquels les preuves d'effets demeurent limitées. Nous conduisons notre analyse au niveau municipal afin de mesurer, à l'aide d'une approche en double différence puis en double différence spatiale, l'effet de la labellisation « Terre de Jeux » sur le nombre de licenciés sportifs, tous sports confondus, au sein de l'ensemble de la population communale. Les résultats suggèrent un effet positif de la labellisation, quoique modeste, spatialement limité et présentant une hétérogénéité marquée selon les régions françaises : la labellisation s'accompagne parfois d'une légère augmentation de la pratique sportive en amont des Jeux.

La section suivante présente une revue de la littérature sur ce sujet, avant de détailler la méthodologie adoptée, d'exposer les résultats obtenus et de proposer une discussion en conclusion.

2 Revue de littérature

A l'occasion des précédents événements sportifs internationaux, plusieurs pays hôtes ont mis en avant des effets attendus sur la pratique sportive. Les résultats obtenus sont cependant mitigés. C'est une question qui a fait l'objet de nombreuses analyses à partir de variables non uniformisées et dont les résultats restent controversés ou peu significatifs (Weed *et al.*, 2015). Au mieux, ils sont visibles mais éphémères ou insignifiants (Kokolakakis *et al.* 2019 ; Veal *et al.*, 2012). Potwarka et Wicker (2022) montrent, à travers une revue de la littérature, que l'effet d'entraînement d'un grand événement sportif international peut conduire à une augmentation de la pratique sportive, à condition que celui-ci soit accompagné de mesures spécifiques, notamment des initiatives de promotion de l'événement auprès de la population.

Certaines villes organisatrices des JOP ont déjà tenté de mettre en place des politiques publiques en amont de l'événement pour accroître la pratique sportive et tirer parti de l'effet de levier des Jeux. Kolotouchkina (2018) évalue ainsi l'impact de la stratégie du gouvernement japonais, qui a consisté à impliquer la population dans le processus d'organisation des Jeux — notamment à travers le choix des médailles et de la mascotte olympique — afin de promouvoir l'événement, d'en faire un symbole national et de renforcer l'engagement citoyen dans le sport.

Les JOP de Londres 2012 auraient pu offrir un terrain de comparaison pertinent. Les organisateurs souhaitaient initialement utiliser l'événement pour promouvoir la pratique sportive, avec pour objectif d'augmenter de deux millions le nombre de pratiquants entre 2008 et 2012 (objectif abandonné en 2011), et d'accentuer l'effet d'entraînement pré-Jeux. Cependant, dans un contexte de crise économique mondiale, les politiques d'austérité mises en œuvre par le gouvernement britannique ont entraîné une forte diminution des financements alloués au sport. Cette diminution des ressources a fragilisé l'offre sportive et entraîné une baisse de la participation, contredisant ainsi les ambitions initialement affichées (Gérard *et al*., 2020). Elle a également accentué des problèmes organisationnels, empêchant la création de l'héritage attendu, sans qu'aucune évolution notable ne soit observée dans la prévalence ou la participation sportive de la population britannique (Bauman *et al*., 2015).

L'intervention des pouvoirs publics à travers des politiques sportives dédiées peut favoriser l'existence d'un véritable héritage qui peut être amplifié lorsque ces politiques sont articulées avec d'autres actions sur les terrains économiques, sociaux ou culturels (Shi & Bairner, 2022). Mais la coïncidence de multiples actions publiques complique l'évaluation, d'autant que les politiques sportives liés à l'accueil des grands événements internationaux s'étendent sur des longues durées pendant lesquelles de nombreux événements se produisent. Au-delà des constats globaux, certains publics peuvent être davantage touchés par telle ou telle action. Le contexte local, la nature des actions déployées, les ressources matérielles et immatérielles qui peuvent être mobilisées localement, la qualité des relations entre acteurs publics et privés, sont autant de facteurs qui peuvent jouer un rôle déterminant dans le succès ou l'échec des politiques de soutien à la pratique sportive à un niveau communal (Byers *et al.*, 2019).

Mener une politique publique à travers un label n'est pas un choix anodin. Lascoumes et Le Gallès (2005) soulignent que les instruments de l'action publique ne sont pas de simples dispositifs techniques mais étaient porteurs de choix politiques. La labellisation est un choix bien particulier que Bergeron *et al.* (2014) ont analysé en profondeur. Elle doit être attractive car elle requiert un engagement volontaire. Elle n'est pas destinée à tous et permet donc à ceux qui sont labellisés de se distinguer vis-à-vis de leurs homologues. Elle peut néanmoins prendre de l'ampleur car les premiers labellisés font figure d'exemples à suivre. Elle porte en

elle cette dialectique d'uniformisation des comportements et d'action ciblée sur un nombre limité d'acteurs volontairement engagé.

Le label « Terre de Jeux » est un instrument de célébration des Jeux et de développement de la pratique sportive au service de l'héritage attendu par Paris 2024 et le Ministère des sports[6]. Le label n'est pas associé directement à des moyens financiers mais constitue une impulsion symbolique en vue d'organiser une mobilisation collective et un engagement populaire. L'évaluer revient à questionner l'héritage des Jeux et leur capacité transformante pour les territoires.

Le label « Terre de Jeux » a-t-il contribué à augmenter la pratique dans les associations sportives ? A travers cette question, il s'agit d'évaluer l'effet de l'action publique fondée sur un dispositif de labellisation. Plusieurs hypothèses structurent l'analyse. L'obtention du label est le résultat d'une action volontaire d'une collectivité. Il est donc envisageable que les communes qui se l'approprient soient essentiellement des communes déjà très dynamiques dans leurs politiques sportives et ayant donc un potentiel de développement limité. Il est également possible de percevoir de fortes disparités régionales en fonction de la proximité géographique de l'événement. Une troisième hypothèse consisterait à dire que, dans la mesure où le sport a une forte dimension intercommunale, la labellisation d'une commune a un effet d'entrainement sur les voisines.

3 Méthodologie et données

3.1 Spécifications économétriques

Pour mesurer l'effet de la politique publique « Terre de Jeux », notre analyse s'appuie sur une approche classique en doubles différences (DiD), dans la lignée d'Ashenfelter et Card (1985). Largement utilisée dans l'évaluation des politiques publiques, cette approche combine une différence avant-après avec la comparaison entre un groupe traité et un groupe témoin. Les résultats sont observés sur deux périodes. En première période, aucun groupe ne reçoit le

[6] Le guide du candidat définit trois dimensions dans sa vision : Célébration, Héritage, Engagement. Le volet héritage et largement en avant la participation sportive. https://centre.franceolympique.com/centre/fichiers/File/JO/2024/TERRE_DE_JEUX/04-terredejeux2024_-_guide_du_candidat_-_paris2024.pdf

traitement. En seconde période, seul le groupe traité est exposé au traitement, tandis que le groupe témoin ne l'est pas. Les mêmes unités sont suivies tout au long des deux périodes, ce qui permet de calculer les différences des effets moyens entre les groupes. La variable de résultat permettant de mesurer la pratique sportive est le nombre de licenciés inscrits dans une association sportive. L'équation utilisée est la suivante :

$$\mathrm{Lic_{it}} = \beta_0 \mathrm{Cons} + \beta_1 \mathrm{Label_{it}} + \beta_2 X_{it} + \mathrm{u_i} + \mathrm{n_t} + \varepsilon_{\mathrm{it}} \, (1)$$

Où $\mathrm{Lic_{it}}$ représente le logarithme naturel du nombre de licenciés dans la commune i durant l'année t. $\mathrm{Label_{it}}$ est une variable dichotomique de traitement, égale à 1 si la commune a été traitée, et à 0 sinon. X_{it} est un vecteur regroupant l'ensemble des variables de contrôle, nous intégrons également le logarithme du nombre de licenciés de l'année précédente, Lic_{it-1}, qui constitue un facteur déterminant pour l'année suivante (Weimar, Wicker, & Prinz, 2015, Moussi-Beylie, 2023) à travers des effets de pairs qui proviennent des interactions au sein du cercle social d'un individu (amis, parents, famille, *etc.*) et permettent une augmentation de sa consommation sportive (Bramoullé, Djebbari, & Fortin, 2009 ; Liu, Patacchini & Zenou, 2011). β_0 à β_2 sont les coefficients à estimer et $\varepsilon_{\mathrm{it}}$ représente le terme d'erreur. Nous contrôlons également pour les effets fixes individuels propres à chaque commune $\mathrm{u_i}$ et les effets fixes temporels $\mathrm{n_t}$.

L'analyse est effectuée au lieu de résidence de la personne détenant une licence sportive et non à son lieu de pratique. Par conséquent, une corrélation inverse pourrait exister entre le lieu de résidence et le lieu de pratique, ce dernier pouvant être situé dans une commune voisine. Comme un modèle en DiD simple ne parviendrait pas à corriger cet effet d'endogénéité et risquerait d'introduire des biais lorsque l'Hypothèse STUVA (Stable Unit Value Assumption) est enfreinte (Rubin, 1978), nous avons recours à une double différence spatiale (DiDS) pour contrôler les effets de diffusion spatiale (Chagas *et al.*, 2016).

Les corrélations spatiales dans un modèle économétrique spatial peuvent provenir de la variable dépendante, des variables indépendantes ou du terme d'erreur. L'avantage d'une spécification générale comme celle d'un modèle *Spatial Durbin Model* (SDM) est de capturer les corrélations spatiales dans ces trois dimensions (Elhorst, 2014). Nous retenons donc un modèle en doubles différences spatiales, basé sur le SDM, pour l'analyse empirique. En reprenant l'équation 1, nous obtenons :

$$Lic_{it} = \beta_0 \,\mathrm{Cons} + \beta_1 \sum_j \mathrm{w}_{ij} Lic_{jt} + \beta_2 \mathrm{Label}_{\mathrm{it}} + \beta_3 \sum_j \mathrm{w}_{ij}\, Label_{jt} + \beta_4 \mathrm{X}_{\mathrm{it}} + \beta_5 \sum_j \mathrm{w}_{ij}\, X_{jt} + \mathrm{u}_{\mathrm{i}} + \mathrm{n}_{\mathrm{t}} + \varepsilon_{\mathrm{it}} \quad (2)$$

Dans cette équation nous avons rajouté les termes w_{it} correspondant à la matrice de poids spatiaux exprimant la contiguïté entre les communes i et j. Le terme β_3 représente l'effet moyen de débordement spatiale de la labélisation d'une commune sur le nombre de licencié des communes voisines. Étant donné que les équations 1 et 2 introduisent le terme de retard spatial de la variable dépendante, l'une des hypothèses fondamentales des MCO, l'absence de corrélation entre les variables explicatives et le terme d'erreur, n'est plus satisfaite. Par conséquent, nous utilisons plutôt la méthode du maximum de vraisemblance (MLE) (Jia *et al.*, 2021).

Les modèles d'économétrie spatiale peuvent requérir une puissance de calcul considérable. De plus, lorsque le volume de données devient important, le calcul de la matrice des poids spatiaux repose sur des approximations susceptibles de biaiser les résultats des régressions (Arbia, Ghiringhelli, & Mira, 2019). Cela nous a conduit à ajuster notre approche initiale, qui visait à mener une étude nationale sur l'ensemble des 34 816 communes de l'Hexagone sur toute la période d'étude. Nous avons finalement restreint notre champ d'analyse en réalisant des études séparées sur chacune des régions hexagonales (hors Corse).

3.2 Matrice de poids spatiaux

D'après un rapport de l'INSEE[7] publié en 2025, le temps de trajet moyen en voiture pour accéder à un équipement sportif est de 5 minutes au niveau national. Toutefois, cette moyenne masque des disparités entre les communes urbaines et rurales. Dans les communes urbaines, les trajets varient généralement entre 2 et 8 minutes, tandis que dans les communes rurales, ils s'étendent de 3 à 18 minutes. Malgré ces écarts, les données révèlent une accessibilité globalement élevée aux équipements sportifs en France : 55 % de la population vit dans une commune disposant d'au moins 11 équipements sportifs. À l'inverse, seulement 3 % de la population réside dans une commune dépourvue d'équipements.

[7] INSEE (2025) Équipements sportifs : une offre plurielle et contrastée en ville, des temps d'accès plus longs en milieu rural.

Étant donné que cette étude porte sur la pratique sportive dans son ensemble, il est pertinent d'utiliser une matrice de voisinage entre communes, afin de mieux capturer les interactions spatiales entre territoires géographiquement proches. Une matrice basée uniquement sur la distance euclidienne aurait en effet une pertinence limitée, car elle ne reflèterait pas nécessairement les dynamiques de mobilité réelle entre communes, notamment pour la pratique sportive.

Nous recourons d'abord à une matrice de contiguïté de type « Reine » de rang 1 : deux communes sont dites voisines dès qu'elles partagent un point de frontière, qu'il s'agisse d'un segment ou simplement d'un sommet. Pour vérifier la robustesse de nos estimations à un rayon d'interaction plus large, nous mettons ensuite en œuvre une matrice « Reine » de rang 2, qui étend le voisinage au second anneau : une commune est alors reliée non seulement à ses voisines immédiates, mais aussi aux voisines de ces dernières, de sorte qu'un choc local peut se diffuser au-delà du premier cercle contigu. Enfin, nous mobilisons une matrice fondée sur le critère des k plus proches voisins (k=10) en retenant 10 voisins, c'est-à-dire que chaque commune est associée à ses dix communes géographiquement les plus proches indépendamment des limites administratives. Dans les trois cas, la structure de voisinage est d'abord décrite par une matrice binaire, $W(i,j) = 1$ si la commune j appartient au voisinage de la commune i et $W(i,j) = 0$, puis normalisée ligne par ligne, chaque poids étant divisé par le nombre total de voisins de la ligne concernée de façon que la somme des poids d'une commune soit égale à 1. Cette normalisation garantit que l'intensité moyenne de l'influence spatiale reste comparable malgré des périmètres de voisinage différents. Les modèles SDM sont ainsi estimés successivement avec la matrice « Reine » de rang 1, la « Reine » de rang 2 et la matrice k=10, ce qui permet de tester la sensibilité solidité des résultats à des hypothèses extrêmes de diffusion territoriale.

Dans le tableau A2 en annexe, nous avons calculé, pour chaque région, le nombre de communes et le nombre moyen de voisines par commune à partir d'une matrice de voisinage de type « Reine » de rang 1 et 2. On observe qu'en moyenne, une commune est contiguë à 5 autres, c'est-à-dire qu'elle partage une frontière (linéaire ou ponctuelle) avec environ cinq communes voisines sur le territoire français. Cette configuration justifie le recours, dans notre analyse, à des matrices fondées sur les k plus proches voisins, avec des valeurs de k égales à 10 soit en doublant le périmètre, afin de simuler différents rayons d'interaction spatiale

autour de cette moyenne. En utilisant une matrice « Reine » de rang 2 qui permet d'avoir une meilleure représentation du voisinage on peut observer en moyenne qu'une commune est entourée de 11 à 16 communes.

3.3 Description des variables

Le tableau 1 présente les variables utilisées dans notre étude ainsi que leurs sources. La variable d'intérêt est le logarithme du nombre de licenciés sportifs par commune et par année, tandis que la variable de traitement correspond à la labellisation « Terre de Jeux », introduite en 2019. Les variables de contrôle incluent la quantité d'infrastructures sportives, qui facilite l'accès à la pratique en réduisant les coûts de transport (Wicker, Hallmann & Breuer, 2013), ainsi que le nombre de clubs dans une commune, qui permet une offre plus diversifiée pour répondre à la demande et favoriser la concurrence. Nous contrôlons également l'effet du chômage, qui peut influencer la pratique sportive, les personnes au chômage en France consacrant davantage de temps aux loisirs (Brousse, 2015). Enfin, la population de la commune distingue les communes urbaines et rurales, car l'accès à la pratique sportive y diffère : les zones urbaines offrent généralement plus d'opportunités et une participation sportive plus élevée que les zones rurales[8].

Tableau 1 : Nature et source des variables

Variable	Description	Type	Source
Lic	Logarithme naturel du nombre de licenciés par commune	Numérique	INJEP-INSEE
Label	= 1 si la commune est labellisée, sinon 0	Dichotomique	COJOP 2024
Année	Tendance temporelle	Numérique	
Eq_sport	Nombre d'équipements sportifs par commune	Numérique	INJEP-INSEE
Clubs	Nombre de clubs par commune	Numérique	INJEP-INSEE
Chômage	Taux de chômage du département	Numérique	INSEE
Population	Logarithme naturel de la population de la commune	Numérique	INSEE

[8] Source : INSEE (2022), France, portrait social

3.4 Description des données

Le Tableau 2 présente les statistiques descriptives de notre base de données couvrant l'ensemble du territoire hexagonal entre 2016 et 2022. Cette base inclut les 13 régions administratives de la France hexagonale. Le nombre de licences sportives par commune varie de 1 à 58 308, avec une moyenne de 458 révélant une forte hétérogénéité entre les communes. Cette dispersion justifie le recours à une transformation logarithmique de notre variable d'intérêt.

Tableau 2 : Statistiques descriptives au niveau hexagonal

Variable	Min	Max	Médiane	Moyenne	Ecart-type
Population (log)	2,30	12,12	6,51	6,65	1,23
Eq_sport	1,00	803,00	5,00	10,59	21,49
Clubs	0,00	401,00	6,00	7,29	12,33
Chômage	5,83	12,6	8,73	8,70	1,57
Nombre de licences	1,00	58308,00	132,00	458,57	1352,04
Lic	1,00	5,77	3,12	3,16	0,62
Taux croissance des licences	-0,98	1,40	0,00	-0,02	0,17

Le Tableau 3 recense le nombre de communes labellisées en France hexagonale. On observe un pic de labellisations dès 2019, année de lancement du dispositif, suivi d'une baisse progressive au fil des années. En 2022, seules 4 communes supplémentaires ont obtenu le label, témoignant d'une raréfaction progressive des nouvelles labellisations. Les 4 communes labellisées en 2022 se trouvent uniquement en Ile-de-France (région 11).

Nos données couvrent la période 2016–2022. D'après la base en ligne recensant les communes labellisées « Terre de Jeux » entre 2019 et 2024, 2 348 communes ont obtenu le label. Le chiffre souvent avancé de 4 500 territoires labellisés inclut également des partenaires privées, institutionnels tels que les régions, les ambassades ou encore des acteurs du mouvement sportif. Après un nettoyage rigoureux des données et afin d'obtenir une base de panel cylindrique sur l'ensemble de la période, 1 242 communes labellisées ont été retenues pour l'analyse, offrant une un nombre représentatif de communes.

Tableau 3 : Effectifs des communes labellisées par région

Région	Communes	Label 2019	Label 2020	Label 2021	Label 2022	Label total	% Label
11	1080	120	78	60	4	262	24,26%
24	1470	23	29	28	0	80	5,44%
27	2104	16	13	6	0	35	1,66%
28	1636	28	15	12	0	55	3,36%
32	2265	61	47	24	0	132	5,83%
44	3080	47	25	36	0	108	3,51%
52	1086	43	28	50	0	121	11,14%
53	1100	16	16	38	0	70	6,36%
75	3472	24	26	35	0	85	2,45%
76	2839	41	33	34	0	108	3,80%
84	2496	40	22	28	0	90	3,61%
93	372	25	18	53	0	96	25,81%

4 Tests

Pour mettre en œuvre une méthode en double différences spatiale, deux conditions préalables doivent être remplies. Premièrement, il faut veiller à respecter l'hypothèse de tendance parallèle avant de procéder à toute régression. Deuxièmement, il est nécessaire de satisfaire aux critères de corrélation spatiale.

4.1 Tendances parallèles

La validité de l'approche par DiD repose sur l'hypothèse de tendances parallèles, qui stipule qu'en l'absence de traitement les trajectoires des groupes traité et témoin auraient évolué de manière similaire au fil du temps. Afin de tester cette hypothèse, nous procédons selon un « event study » basé sur l'équation (3) :

$$Lic_{it} = \beta_0 \,\mathrm{Cons} + \beta_1 \sum_j \mathrm{w}_{ij} Lic_{jt} + \sum_{k=-3}^{-1} \delta_k D_{kit} + \sum_{k=0}^{3} \theta_k D_{kit} + \beta_2 \mathrm{Label}_{\mathrm{it}} + \beta_3 \sum_j \mathrm{w}_{ij}\, Label_{jt} + \beta_4 \mathrm{X}_{\mathrm{it}} + \beta_5 \sum_j \mathrm{w}_{ij}\, X_{jt} + \mathrm{u}_{\mathrm{i}} + \mathrm{n}_{\mathrm{t}} + \varepsilon_{\mathrm{i}} \quad (3)$$

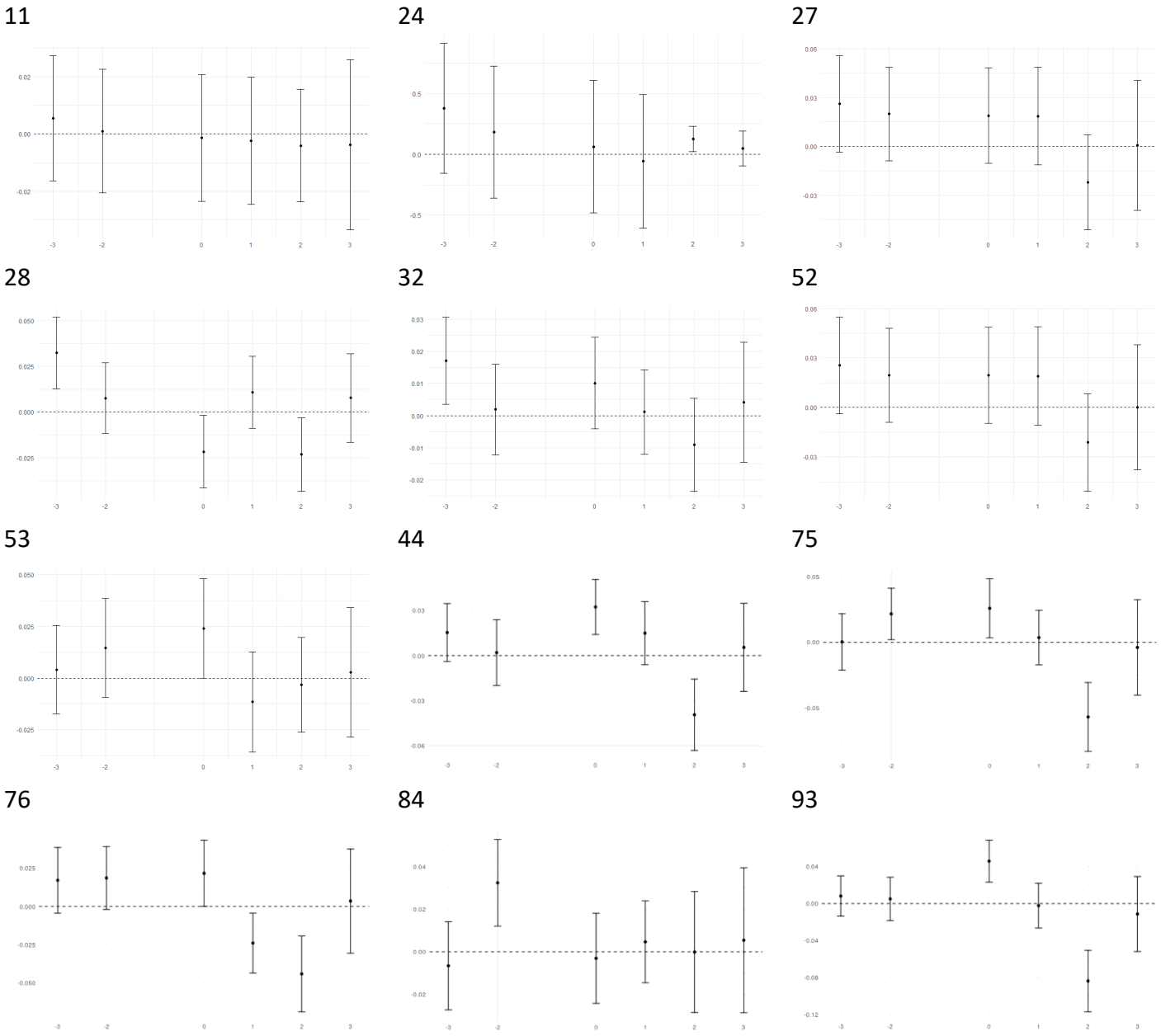
Où nous reprenons l'équation 2 en y ajoutant $\sum_{k=-4}^{-1} \delta_k D_{k,i,t}$ qui capturent les effets pour chaque année avant le traitement ($k = -4, -3, -2, -1$). Afin de vérifier les tendances parallèles avant le traitement, le coefficient δ_k ne doit pas être significatif avant traitement. $\sum_{k=0}^{3} \theta_k D_{k,i,t}$, capturent les effets pour chaque année après le traitement ($k = 0,1,2,3$). $D_{k,i,t}$ est une variable dichotomique valant 1 si la commune i est à k années de son traitement à l'année t.

Les données indiquent que 484 communes ont été labellisées en 2019, 350 en 2020, 404 en 2021, mais seulement 4 en 2022. En raison du très faible nombre de communes labellisées « Terre de Jeux » en 2022 dans notre base de données, nous avons décidé de regrouper celles de 2022 avec celles de 2021 dans une même cohorte pour l'analyse en « event study ». Ce nombre extrêmement réduit pour la dernière année entraîne des difficultés d'estimation, notamment des valeurs manquantes (NA), en particulier pour la cohorte 2022. Le regroupement permet ainsi d'améliorer la robustesse des estimations en évitant les biais liés à la taille insuffisante de certains groupes.

Dans ce cadre, le paramètre δ_k de l'équation (3) capture les effets dynamiques de la labellisation « Terre de Jeux » sur le nombre de licenciés sportifs. Toutefois, en économétrie spatiale, les coefficients de régression ne peuvent être interprétés directement comme des effets marginaux, en raison des mécanismes de rétroaction spatiale. Une variation d'une variable dans une commune peut en effet influencer les communes voisines, lesquelles rétroagissent à leur tour sur la commune initiale, générant ainsi des effets directs, indirects et totaux (Elhorst, 2014). Dans cette étude, l'effet direct désigne l'impact d'une variable indépendante sur le nombre de licenciés au sein d'une commune, tandis que l'effet indirect correspond à l'impact de cette variable sur les communes voisines, traduisant un phénomène de débordement spatial. L'effet total, somme des deux précédents, reflète l'effet global à l'échelle de l'ensemble du territoire.

La figure 1 trace l'effet direct estimé par un « Boostrap » par 1000 itérations et l'intervalle de confiance à 95 % des $D_{k,i,t}$ avec la matrice de pondération spatiale $\mathrm{w_i}$ pour la matrice de pondération spatiale du type « Reine » de rang 2 les plus proches. Les effets sont globalement non significatifs et proches de zéro, ce qui appuie l'hypothèse de tendances parallèles entre les groupes traité et témoin avant 2019 (Jia *et al.*, 2021). Néanmoins les régions 28, 32, 75 et 84 présentent une prétendance avant la mise en place du dispositif, nécessitant d'effectuer par la suite un appariement. Cette validation constitue un argument solide en faveur de la stratégie en double différence adoptée.

Figure 1 : Résultats des tests de tendances parallèles avec Reine de rang 2



4.2 Autocorrélation spatiale

Nous avons analysé l'autocorrélation spatiale, à la fois globale et locale, pour le logarithme du nombre de licenciés sportifs. Le diagramme de dispersion de l'indice de Moran local permet d'illustrer précisément les corrélations spatiales locales des variables. Ainsi, nous avons tracé les diagrammes de dispersion des indices de Moran locaux pour les licences sportives, en utilisant les matrices de poids spatiaux comme présenté dans les figures A1 et A2. L'axe horizontal représente les valeurs normalisées des licences sportives, tandis que l'axe vertical

affiche les valeurs de décalage spatial. Les points situés dans les premiers (en bas à gauche) et troisième quadrants (en haut à droite) du diagramme indiquent des agglomérations caractérisées par des niveaux faibles ou élevés de licenciés sportifs, respectivement, avec leurs voisins partageant des valeurs similaires (corrélations positives). En revanche, les points dans les deuxièmes et quatrièmes quadrants reflètent des agglomérations où les niveaux de licenciés sportifs diffèrent de ceux des voisins (corrélations négatives). La répartition des points montre que la majorité des communes se trouvent dans les premiers et troisièmes quadrants, ce qui suggère des corrélations spatiales positives significatives. Cela met en évidence une concentration spatiale, avec des groupes de communes affichant soit un fort, soit un faible niveau de licenciés sportifs.

Dans le tableau 4 nous avons également calculé l'indice global de Moran afin de tester la corrélation spatiale. Un indice de Moran supérieur à 0 indique une corrélation spatiale positive, tandis qu'un indice inférieur à 0 révèle une corrélation spatiale négative. Pour le logarithme du nombre de licenciés par commune, en utilisant les matrices de poids spatiaux $w_{i,t}$, l'indice global de Moran est estimé est supérieur à 0,3 pour l'ensemble des régions françaises hexagonales, ce qui indique une corrélation spatiale positive significative au seuil de 1 %. Cela suggère que, de manière globale, les communes avec des niveaux similaires de licenciés sportifs ont tendance à se regrouper spatialement. Cette corrélation spatiale implique qu'il n'est pas possible d'appliquer les modèles récents de doubles différences en « event study », tels que ceux proposés par Callaway & Sant'Anna (2021) ou De Chaisemartin & d'Haultfoeuille (2023). Ces méthodes requièrent, pour garantir l'indépendance des groupes traités et témoins, d'exclure de l'analyse les unités voisines lorsqu'une interdépendance spatiale est détectée. Or, dans notre cas, cela impliquerait de retirer une part substantielle des communes, compromettant la constitution d'un groupe de contrôle robuste et statistiquement satisfaisant.

Tableau 4 : Tests de Moran global

	Reine			K=10			Reine2		
Région	Moran_I	Z_score	p_value	Moran_I	Z_score	p_value	Moran_I	Z_score	p_value
11	0,66	33,48	0,00	0,84	181,64	0,00	0,60	53,19	0,00
24	0,44	25,48	0,00	0,73	183,39	0,00	0,37	37,21	0,00
27	0,38	22,75	0,00	0,71	214,11	0,00	0,33	32,02	0,00
28	0,35	18,56	0,00	0,71	188,61	0,00	0,31	26,09	0,00
32	0,53	37,08	0,00	0,77	241,91	0,00	0,48	58,09	0,00
44	0,52	40,12	0,00	0,78	282,30	0,00	0,44	56,82	0,00
52	0,57	27,79	0,00	0,78	169,40	0,00	0,33	32,02	0,00
53	0,45	22,47	0,00	0,74	159,97	0,00	0,38	33,25	0,00
75	0,52	45,78	0,00	0,77	298,35	0,00	0,44	67,32	0,00
76	0,52	39,18	0,00	0,78	271,57	0,00	0,44	55,11	0,00
84	0,61	46,13	0,00	0,82	267,39	0,00	0,54	70,74	0,00
93	0,53	15,64	0,00	0,77	97,36	0,00	0,33	32,02	0,00

4.3 Test de diagnostic du modèle SDID

Avant d'utiliser le modèle SDID, nous testons l'applicabilité du modèle SDM. Les résultats présentés dans le Tableau 5 indiquent que le test LM ainsi que le test LM robuste (Anselin *et al.*, 1996) rejettent fortement l'hypothèse nulle lors de l'utilisation des modèles SEM (modèle à erreurs spatiales) et SAR (modèle autorégressif spatial), ce qui signifie que l'adoption du SDM est appropriée. Ensuite, Les tests de rapport de vraisemblance (LR) donnent également des résultats significatifs au seuil de 1 %, ce qui indique que le SDM ne peut pas être réduit au SAR (modèle spatial autorégressif) ou au SEM. Cette double détection d'effets d'erreur et d'effets de dépendance dans la variable expliquée justifie l'utilisation d'un modèle plus général, en l'occurrence le modèle SDM (Spatial Durbin Model), afin de mieux saisir l'ensemble des dépendances spatiales présentes dans les données (Wang, Li & Wang, 2024).

Tableau 5 : Tests de validité des modèles économétriques spatiaux

Région	11	24	27	28	32	44	52	53	75	76	84	93
Reine												
LMerr	46,9***	73,2***	109,2***	34,6***	89,6***	168,7***	41,1***	61,7***	211,9***	151,6***	128,2***	21,8***
LMlag	25,4***	31,8***	48,4***	66,3***	33,9***	60,0***	45,1***	43,2***	45,0***	52,4***	45,5***	5,5***
RLMerr	52,5***	82,2***	125,1***	44,0***	100,2***	189,2***	50,5***	71,7***	230,7***	168,3***	142,1***	23,1***
RLMlag	31,1***	40,8***	64,3***	75,7***	44,5***	80,5***	54,6***	53,3***	63,8***	69,1***	59,3***	7,6***
Le SDM en SAR	93,4***	89,3***	406,1***	432,9***	300,8***	124,7***	149,1***	141,1***	109,9***	542,2***	97,0***	18,3***
Le SDM en SEM	169,7***	212,0***	261,1***	433,8***	473,4***	421,5***	248,0***	171,2***	433,5***	756,2***	318,4***	53,9***
K=10												
LMerr	104,4***	83,0***	99,2***	122,9***	112,8***	198,9***	103,0***	110,8***	167,3***	125,6***	168,7***	27,5***
LMlag	103,0***	195,6***	280,7***	140,1***	210,1***	446,3***	115,1***	117,5***	475,5***	406,4***	296,5***	36,1***
RLMerr	135,8***	127,2***	165,7***	168,9***	171,1***	320,7***	149,8***	152,0***	277,1***	210,7***	249,3***	38,3***
RLMlag	134,4***	239,7***	347,3***	186,0***	268,4***	568,1***	161,9***	158,7***	585,3***	491,5***	377,1***	46,9***
Le SDM en SAR	1642,7***	1787,5***	2514,5***	1977,3***	2413,7***	2290,8***	1561,4***	1057,9***	4621***	3206***	3427,7***	755,1***
Le SDM en SEM	213,9***	441,6***	486,9***	357,9***	718,0***	813,4***	499,4***	275,1***	894,7***	711,1***	657,0***	223,6***
Reine 2												
LMerr	18,7***	54,4***	63,4***	21,9***	50,3***	110,9***	21,4***	50***	116***	69,9***	65,6***	12,7***
LMlag	15,2***	11,6***	28,7***	41,4***	8,2***	21,3***	18,1***	9,3***	18,9***	27,9***	21***	1,9***
RLMerr	20,7***	58,1***	71,4***	26,8***	53,4***	118,7***	24,8***	53,1***	122,4***	76,2***	70,5***	13,3***
RLMlag	17,1***	15,3***	36,7***	46,4***	11,2***	29***	21,6***	12,4***	25,2***	34,1***	25,9***	2,6***
Le SDM en SAR	47,5***	27,1***	37,7***	84,7***	38,9***	34,6***	37,7***	67,4***	16,5***	43,2***	23,5***	37,7***
Le SDM en SEM	103,0***	142,0***	168,1***	123,0***	181,4***	289,5***	168,1***	111,7***	243,9***	192,5***	193,9***	168,1***

*Notes : * significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.*

5 Résultats

5.1 Doubles différences

À partir de l'équation (1), nous avons estimé l'impact de la labellisation « Terre de Jeux » sur la pratique sportive communale en utilisant une approche par doubles différences. Le Tableau 6 présente les résultats de l'ensemble des estimations réalisées au niveau régional. Ces résultats mettent en évidence un effet positif de la labellisation sur le nombre de licenciés, avec des impacts estimés variant d'une augmentation de 0,8 % pour la région 75 à 2,3 % pour la région 28. L'effet moyen sur le nombre de licenciés, obtenu en pondérant les coefficients régionaux par la part des communes labélisées dans chaque région, est de 1,4 %. Ces premiers résultats montrent un effet moyen positif mais relativement faible de la labellisation « Terre

de Jeux » dans la majorité des régions de l'hexagone sur le nombre de licenciés sportifs. Néanmoins, l'effet n'est pas significatif dans la région 84. Nous mesurons un effet moyen significatif d'environ 1,36 %, ce qui correspondrait à une hausse estimée de 142 784 licenciés sportifs attribuable à la labellisation. Toutefois, cette estimation est probablement surestimée en l'absence de correction des effets spatiaux.

Tableau 6 : Résultat des estimations DiD

Région	11	24	27	28	32	44	52	53	75	76	84	93
Label	0,019***	0,012***	0,013*	0,023***	0,012***	0,010**	0,015***	0,016***	0,008*	0,009**	0,006	0,013***
	(0,002)	(0,004)	(0,008)	(0,005)	(0,004)	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,003)
Contrôles	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Effets fixes communes	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Effets fixes temporels	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
AIC	-19250	-24109	-31871	-28735	-37403	-46053	-17509	-18245	-53608	-42555	-38771	-6034
N	7560	10290	14728	11452	15855	21560	7602	7700	24304	19873	17472	2604

*Notes : Les modèles incluent une constante ainsi que des effets fixes spatiaux et temporels. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. * significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.*

Ces estimations ne tiennent pas compte des dépendances spatiales entre les communes, en particulier des déplacements des pratiquants entre leur lieu de résidence et leur lieu de pratique, qui peut se situer dans une commune voisine — un phénomène fréquent en milieu rural. Il apparaît donc essentiel de contrôler ces effets spatiaux afin d'obtenir des estimations plus robustes et réalistes.

5.2 Doubles différences spatiales

Les résultats de l'impact du label « Terre de Jeux » sur le nombre de licences sportives par commune à partir de l'équation (2) sont présentés dans les Tableaux 7, 8 et 9. L'effet du label « Terre de Jeux » est robuste à tous les voisinages (contiguïté « Reine » de rang 1, k = 10 plus proches voisines et « Reine » de rang 2) dans quatre régions : Ile-de-France (11), Bourgogne-Franche-Comté (27), Grand Est (44) et Occitanie (76). Ces territoires constituent donc les situations « canoniques » où la labellisation accroît – certes faiblement mais de façon systématique – le nombre de licenciés de la commune bénéficiaire. À l'inverse, Nouvelle-Aquitaine (75) demeure non significative quelle que soit la matrice adoptée ; aucune preuve statistique n'indique que le label y stimule la pratique déclarée.

Entre ces deux pôles se trouvent les situations intermédiaires : Centre-Val de Loire (24), Pays de la Loire (52), Auvergne-Rhône-Alpes (84) et Provence-Alpes-Côte d'Azur (93) affichent un effet direct positif dans deux configurations sur trois. Pour Centre-Val de Loire l'impact disparaît lorsque l'on élargit le voisinage (« Reine » de rang 2), alors que pour les trois autres régions, c'est au contraire l'extension (k = 10 ou « Reine » de rang 2) qui révèle un effet qu'une contiguïté trop stricte n'avait pas détecté. Normandie (28), Hauts-de-France (32) et Bretagne (53) ne présentent un coefficient significatif que dans une seule spécification — celle des dix plus proches voisines. L'effet observé semble donc très localisé ; il s'évanouit dès que l'on revient à une définition plus géométrique (« Reine ») du voisinage.

Tableau 7 : DiDS SDM pour Reine

Reine												
Régions	11	24	27	28	32	44	52	53	75	76	84	93
Label	0,01***	0,04	0,006*	0,03	0,03	0,01***	0,01	-0,02	0,00	0,05***	0,00	0,03
	(0,00)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
Lag.Label	0,05	0,66	0,86	-0,92	-0,17	-0,01**	0,02	-0,54	-0,01	0,92	-0,68	0,63
	(0,06)	(0,92)	(1,18)	(0,83)	(0,68)	(0,01)	(0,47)	(0,39)	(0,01)	(0,73)	(1,23)	(0,55)
Contrôles	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Rho	-0,67	-0,62	-0,51	-0,61	-0,41	-0,27	-0,94	-0,87	-0,24	-0,47	-0,56	-0,60
Pvalue	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Wald stat	100,86	126,30	164,67	170,58	99,39	71,256	192,78	170,90	59,33	167,59	179,71	30,86
Pvalue	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AIC	-6658,7	-7003,3	-7392,4	-9742,7	-11021	-10440	-4788,1	-5383	-13494	-9534,9	-9727,9	-1650,7
Loglik	3452	3685	3942	5036	5684	5235	2552	2831	6762	5102	5135	903
N	7560	10290	14728	11452	15855	21560	7602	7700	24304	19873	17472	2604

*Notes : Les modèles incluent une constante ainsi que des effets fixes spatiaux et temporels. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. * significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.*

Tableau 8 : DiDS SDM pour K=10

K=10												
Régions	11	24	27	28	32	44	52	53	75	76	84	93
Label	0,01***	0,10***	0,14*	0,14**	0,09***	0,16***	0,10***	0,01***	0,01	0,08**	0,08**	0,05*
	(-0,02)	(-0,04)	(-0,07)	(-0,06)	(-0,03)	(-0,04)	(-0,03)	(-0,04)	(-0,03)	(-0,04)	(-0,04)	(-0,03)
Lag.Label	-0,02	-0,14	-0,12	-0,16	-0,02	-0,01	-0,12	-0,05	-0,40***	-0,07	-0,02	-0,12
	(0,08)	(0,16)	(0,29)	(0,22)	(0,14)	(0,16)	(0,29)	(0,15)	(0,15)	(0,15)	(0,16)	(0,29)
Contrôles	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Rho	0,851	0,822	0,844	0,852	0,837	0,851	0,847	0,857	0,86	0,876	0,873	0,838
Pvalue	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wald stat	22620	21252	40547	36015	38911	66213	22323	26265	84033	89245	73350	6590
Pvalue	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
AIC	-674	-451	-707	-1598	-1823	1219	-1665	-164	-2592	2088,7	556	-260
Loglik	462	411	602	958	1079,44	-307	990	223	1629	-718	-7	210

N	7560	10290	14728	11452	15855	21560	7602	7700	24304	19873	17472	2604

*Notes : Les modèles incluent une constante ainsi que des effets fixes spatiaux et temporels. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. * significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.*

Tableau 9 : DiDS SDM pour Reine 2

Reine 2												
Régions	11	24	27	28	32	44	52	53	75	76	84	93
Label	0,01***	0,04	0,01*	0,01	0,01	0,01***	0,01*	0,01	0,01	0,02***	0,01***	0,03***
	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,01)
Lag.Label	0,48	-0,03**	0,00	-1,19	-0,10	0,46	0,00	0,01	0,01	0,92	-1,05	1,06
	(0,68)	(0,01)	(0,00)	(0,75)	(0,40)	(0,81)	(0,00)	(0,90)	(0,90)	(0,69)	(1,54)	(1,25)
Con-troles	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Rho	-0,94	-0,91	-0,68	-0,82	-0,43	-0,56	-0,68	-0,77	-0,77	-0,70	-0,82	-0,68
Pvalue	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Wald stat	63,66	86,74	119,58	125,02	42,42	107,02	119,58	159,48	159,48	128,17	123,80	119,58
Pvalue	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AIC	-19199	-24116	-31857	-28802	-37339	-46059	-31857	-53648	-53648	-42539	-38739	-31857
Loglik	9728	12247	16179	14566	18843	23337	16179	27161	27161	21604	19646	16179
N	7560	10290	14728	11452	15855	21560	7602	7700	24304	19873	17472	2604

*Notes : Les modèles incluent une constante ainsi que des effets fixes spatiaux et temporels. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. * significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.*

Le tableau 10 compare, pour chaque région, les effets directs, indirects et totaux de la labellisation « Terre de Jeux » pour chaque région, estimés à partir des modèles SDM des tableaux 7, 8 et 9 à l'aide d'un Bootstrap à 1 000 itérations, avec trois définitions du voisinage : la contiguïté « Reine » de rang 1 (communes limitrophes), la matrice des dix plus proches voisines et la contiguïté « Reine » de rang 2 (premier + second anneaux). L'effet direct représente l'impact moyen de la labellisation sur le logarithme du nombre de licenciés dans la commune elle-même, en tenant compte des mécanismes de rétroaction spatiale (via le paramètre Rho). L'effet indirect quantifie la variation moyenne induite dans les communes voisines, traduisant les phénomènes de débordement spatial. Enfin, l'effet total correspond à la somme des effets direct et indirect, et mesure l'impact agrégé de la labellisation à l'échelle régionale. Comme dans les résultats précédents, les estimations révèlent des effets globalement modérés de la labellisation sur la pratique sportive déclarée.

Dans les trois cas, le modèle SDM indique que la labellisation accroît – mais faiblement – le nombre de licenciés dans la commune bénéficiaire ; lorsqu'il est significatif, le coefficient reste compris entre 0,4 % et 4 % selon le rayon retenu. Cette stabilité de l'effet direct confirme que le label agit surtout comme un dispositif local d'animation plutôt que comme un levier massif de croissance de la pratique.

Dans la matrice « Reine » de rang 1, l'effet direct du label est significatif dans huit régions : Centre-Val-de-Loire (24), Normandie (28), Hauts-de-France (32), Grand Est (44), Pays-de-la-Loire (52), Bretagne (53), Auvergne-Rhône-Alpes (84) et Provence-Alpes-Côte d'Azur (93). Il reste alors modeste (entre +1 % et +4 %), tandis que les retombées sur les communes voisines demeurent généralement non significatives ; la seule exception notable est la Bretagne (53), où l'on observe un déplacement négatif significatif. Aucun impact total significatif n'apparaît dans ce premier voisinage.

Lorsque l'on adopte la matrice k-voisins (k = 10), le coefficient direct devient significatif dans la quasi-totalité des territoires ; seules la région Île-de-France (11) et Nouvelle-Aquitaine (75) demeurent en deçà du seuil. En revanche, les « spillovers » sont négatifs : dix régions présentent un impact indirect négatif et significatif, compris entre –0,30 % et –1,20 %. Ces pertes effacent le gain local, si bien que l'effet total n'est jamais significatif hormis pour la région 28 ; le label semble ici capter les pratiquants des dix communes les plus proches plutôt que créer de nouvelles licences.

L'élargissement au second anneau « Reine » de rang 2 modifie encore la lecture. L'effet direct reste significatif et atteint désormais +2 % en Centre-Val-de-Loire (24) et Pays-de-la-Loire (52) ; il apparaît également en Île-de-France (11) et Bourgogne-Franche-Comté (27), qui étaient non significatives sous « Reine » de rang 1. Surtout, un « spillovers » change de signe : on observe des retombées positives éloignées et significatives pour la région Centre-Val-de-Loire (24, +1,65), permettant d'obtenir un impact global positif et significatif avec une augmentation au niveau régional de 1,6% du nombre de licenciés. À l'inverse, les régions déjà concurrentielles – Isère (28), Bretagne (53) et Auvergne-Rhône-Alpes (84) – conservent un « spillover » négatif (parfois significatif) et affichent un effet total nul ou défavorable.

En somme, le label produit un gain local robuste mais modeste ; sa diffusion spatiale dépend du rayon considéré. Sur un voisinage médian (k = 10), la dynamique est essentiellement concurrentielle ; à l'échelle du second anneau, elle devient positive dès lors que le tissu sportif régional permet une mise en réseau des équipements.

Tableau 10 : Résultats de l'estimation de l'effet de débordement spatial.

	REINE			K=10			REINE2		
Région	Directs	Indirects	Totaux	Directs	Indirects	Totaux	Directs	Indirects	Totaux
11	0,004	0,007	0.003	0,004**	-0,003	0,001	0,009***	0,230	0,240
	(0,004)	(0,011)	(0,011)	(-0,002)	(-0,002)	(-0,001)	0,003	0,365	0,367
24	0,014**	−0,019	−0,005	0,007***	-0,008***	0,000	0,021***	0,017**	0,017**
	(0,006)	(0,014)	(0,013)	(-0,002)	(-0,003)	(-0,001)	0,006	0,735	0,739
27	0,021	0,270	0,292	0,011**	-0,011	-0,001	0,017***	0,632	0,649
	(0,010)	(0,451)	(0,468)	(-0,005)	(-0,007)	(-0,003)	0,008	0,745	0,748
28	0,044***	−0,599	−0,555	0,007**	-0,012***	-0,005**	0,020***	-0,067*	-0,065
	(0,015)	(0,520)	(0,530)	(-0,003)	(-0,004)	(-0,002)	0,005	0,418	0,420
32	0,028**	−0,131	−0,103	0,005**	-0,005*	0,001	0,012***	-0,073	-0,061
	(0,014)	(0,489)	(0,500)	(-0,002)	(-0,003)	(-0,002)	0,004	0,265	0,267
44	0,018***	0,320	0,338	0,009***	-0,011***	-0,002	0,012**	0,310	0,323
	(0,006)	(0,249)	(0,254)	(-0,003)	(-0,003)	(-0,002)	0,005	0,513	0,517
52	0,022**	0,278	0,300	0,006***	-0,006**	0,000	0,017***	0,640	0,657
	(0,010)	(0,459)	(0,465)	(-0,002)	(-0,003)	(-0,001)	0,008	0,763	0,766
53	0,021***	−0,019**	0,002	0,007**	-0,007**	0,0	0,019***	-0,017***	0,001
	(0,007)	(0,009)	(0,004)	(-0,003)	(-0,003)	(-0,001)	0,006	0,006	0,003
75	0,008	−0,003	0,004	0,004**	-0,006**	-0,002	0,009	-0,005	0,004
	(0,009)	(0,012)	(0,006)	(0,002)	(0,003)	(0,002)	0,009	0,011	0,005
76	0,017***	0,276	0,293	0,005**	-0,006**	-0,001	0,013***	0,552	0,565
	(0,006)	(0,221)	(0,225)	(0,002)	(0,003)	(0,002)	0,005	0,409	0,411
84	0,002	−0,521	−0,521	0,005*	-0,007**	-0,002	0,004	-0,565	-0,561
	(0,010)	(0,462)	(0,471)	(0,003)	(0,003)	(0,002)	0,006	0,840	0,845
93	0,021***	0,251	0,272	0,001	-0,002	0,001	0,017	0,650	0,667
	(0,010)	(0,444)	(0,450)	(-0,002)	(-0,002)	(-0,001)	(0,008)	(0,728)	(0,730)

*Notes : Les modèles incluent une constante, contrôles ainsi que des effets fixes spatiaux et temporels. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. * significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %. Effets estimés par Bootstrap (1 000 itérations) à partir des modèles SDM.*

Nous mesurons un effet direct moyen significatif pour les estimations réalisées à partir des matrices de voisinage « Reine », « K = 10 » et « Reine 2 », respectivement de 2,31 %, 0,64 % et 1,56 %. Ces effets impliqueraient une augmentation moyenne du nombre de licenciés sportifs, sur la période observée, de 156 400, 71 239 et 130 704 à la suite de la labellisation.

De manière générale, la corrélation spatiale entre les communes tend à diminuer à mesure que l'on élargit le périmètre d'interaction spatiale, ce qui est confirmé dans le tableau 4, conformément à la première loi de la géographie (Tobler, 1970). Dans notre étude, les effets de débordement spatial apparaissent limités, avec des effets indirects rarement significatifs, et des effets totaux encore moins fréquemment significatifs. Cela suggère que l'impact de la

politique est principalement localisé, et que son influence s'atténue rapidement au-delà de la commune ciblée.

5.3 Des différences statistiques entre les régions

On observe que certaines régions présentent des résultats significatifs et robustes, quelle que soit la matrice de poids spatiaux utilisée, tandis que d'autres ne montrent pas systématiquement des effets significatifs. Nous avons donc vérifié s'il existait une différence statistique entre ces groupes de régions.

Dans le tableau A3 en annexe, la ventilation des communes selon la date d'obtention du label révèle un même schéma : la proportion moyenne de licenciés est constamment plus faible dans les régions où l'effet « Terre de Jeux » s'est avéré significatif dans les trois matrices que dans les régions où il ne l'est pas. En d'autres termes, la robustesse de l'impact direct ne s'observe pas dans les territoires initialement les plus sportifs ; elle apparaît, au contraire, dans les régions où le niveau moyen de licences est inférieur. Le label semble ainsi jouer un rôle de rattrapage plutôt que de renforcer des dynamiques déjà en place.

Nous avons également examiné s'il existait des différences statistiques entre ces deux groupes de régions sur les variables de contrôle. Les résultats de cette analyse sont présentés dans le tableau A4. Les régions dans lesquelles l'effet « Terre de Jeux » reste significatif quelle que soit la matrice de voisinage présentent un profil socio-sportif sensiblement différent de celui des autres territoires. Elles rassemblent, en moyenne, des communes plus petites : la population moyenne y est inférieure. Elles disposent également d'un parc d'associations sportives plus restreint, avec 6,8 clubs en moyenne contre 7,9 dans les régions où le coefficient du label perd sa significativité. Dans le même temps, elles se caractérisent par un taux de chômage supérieur de près de 0,53 points (8,97 % contre 8,44 %), un niveau absolu de licences plus faible (550,8 licenciés dans les communes « instables » contre 393,4 dans les communes « robustes », différence de 157 licences) et un niveau de pratique légèrement moindre lorsque l'on raisonne en logarithme (3,14 vs 3,18).

Autrement dit, les régions pour lesquelles l'impact du label résiste à tous les tests sont plutôt composées de petites communes, modestement dotées en clubs, affichant un contexte socio-économique plus défavorisé et un volume initial de pratique plus bas. Ces

caractéristiques suggèrent que le label agit comme un levier de rattrapage dans les territoires les moins pourvus, alors qu'il peine à produire un effet supplémentaire là où la densité d'offre sportive et la taille des communes sont plus élevées.

6 Test de robustesse

Afin de traiter le biais de sélection de l'échantillon, conformément aux recommandations de Heyman *et al.* (2007), nous utilisons une méthode combinant l'appariement par score de propension avec le modèle spatial en doubles différences. Cette approche permet de construire un groupe de contrôle comparable au groupe traité, en tenant compte des caractéristiques observables des communes.

Dans un premier temps, les observations sont réparties en deux groupes : un groupe traité, composé des villes ayant mis en œuvre la politique « Terre de Jeux », et un groupe de contrôle, constitué des villes non labellisées. La période d'observation retenue s'étend de 2016 à 2022. Nous estimons ensuite les scores de propension à l'aide d'un modèle Logit, qui intègre l'ensemble des variables explicatives de l'équation (1) ainsi qu'une variable indicatrice représentant la mise en œuvre de la politique. À partir de ces scores, nous réalisons l'appariement des communes selon la méthode des trois plus proches voisins, afin de garantir une proximité statistique entre les deux groupes. Pour renforcer la validité de l'appariement, les communes ne disposant pas de correspondance sur l'ensemble de la période sont supprimées. Le modèle DiDS est ensuite estimé sur cette base, en intégrant une matrice de pondération spatiale recalculée à partir de cet échantillon de type « Reine » de rang 2.

Dans le tableau 11, nous présentons les résultats du modèle ASP-DiDS estimé à partir d'une matrice de poids spatiaux de type « Reine » de rang 2. Ces résultats confirment nos analyses précédentes (tableaux 9 et 10), en soulignant que la labellisation exerce principalement un effet local sur la commune bénéficiaire. La diffusion spatiale de cet impact vers les communes voisines reste très limitée et l'effet global observé demeure relativement modeste, compris entre 1 % et 6 %.

Tableau 11 : Résultats de l'ASP DiDS

Régions	11	24	27	28	32	44	52	53	75	76	84	93
Label	0.03***	0.04***	0.03	0.05***	0.03***	0.02*	0.02**	0.02**	-0.01	0.01	0.01	0.03***
	(0,01)	(0,01)	(0,03)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
W.Label	0,71	0,2	-0,15	-0,01	0,18	0,15	0,01	0,03	-0,19	0,03	0,06	0,36
	(0,81)	(0,11)	(0,20)	(0,14)	(0,10)	(0,12)	(0,15)	(0,09)	(0,1)	(0,09)	(0,1)	(0,59)
Direct	0.03***	0.04***	0.05*	0.06***	0.02***	0.02	0.02**	0.02**	-0.01	0.01	0.00	0.03
	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Indirect	-0,02	-0,02	-0,07	-0,05	0,08	0,1	-0,06	-0,04	0,02	0,05	0,05	0,3
	(0,01)	(0,05)	(0,12)	(0,09)	(0,06)	(0,08)	(0,10)	(0,03)	(0,04)	(0,06)	(0,06)	(0,46)
Total	0.01**	0.02	-0.03	0.00	0.11	0.12	-0.05	-0.01	0.01	0.05	0.05	0.33
	(0.00)	(0,05)	(0,13)	(0,10)	(0,07)	(0,09)	(0,10)	(0,02)	(0,03)	(0,05)	(0,06)	(0,47)
Loglik	273	797	405	517	1626	804	990	923	1037	1312	1059	914
N	5507	1680	735	1155	2772	2268	2541	1470	1785	2268	1890	2016

*Notes : Les modèles incluent une constante ainsi que des effets fixes spatiaux et temporels. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. * significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %. Effets direct, indirect et total estimés par Bootstrap (1 000 itérations) à partir des modèles SDM.*

7 Analyse de l'hétérogénéité

Dans cette section, nous étudions l'hétérogénéité spatiale. Nous avons déjà amorcé ce travail en menant des analyses par région, ce qui permet de capturer une partie de cette hétérogénéité. Cependant, les comportements en matière de pratiques sportives diffèrent fortement entre les zones urbaines et rurales. Dans les premières, les individus pratiquent majoritairement en club, souvent à proximité de leur domicile. À l'inverse, dans les zones rurales, les habitants doivent fréquemment se déplacer entre communes pour accéder aux infrastructures et activités sportives[9]. Cette hétérogénéité se manifeste également dans l'offre sportive : on observe des différences marquées d'investissement dans les équipements, avec une plus grande concentration et davantage de diversité des infrastructures dans les zones urbaines, ainsi qu'un niveau plus élevé de subventions aux clubs. De plus, la densité et le type de clubs varient fortement entre les communes urbaines et rurales, ce qui conduit à des pratiques sportives distinctes. Par conséquent, l'effet du label « Terre de Jeux » peut différer selon qu'une commune soit urbaine ou rurale et plus ou moins doté en infrastructures sportives tout comme les interactions spatiales associées.

[9] Source : INSEE (2022) Loisirs des villes, loisirs des champs : territoires et caractéristiques sociales des personnes influent sur leurs loisirs sportifs et culturels.

Pour examiner ces effets hétérogènes, nous proposons un modèle en doubles différences spatiales avec triples interactions (DDDS, Cai et al., 2016) :

$$Lic_{it} = \beta_0 \text{Cons} + \beta_1 Lic_{it-1} + \beta_2 \sum_j w_{ij} Lic_{jt} + \beta_3 \text{Label}_{it} + \delta_1 \text{Label}_{it} H_{jt} + \beta_4 \sum_j w_{ij} Label_{jt} + \delta_2 \sum_j w_{ij} Label_{jt} H_{jt} + \beta_5 X_{i,t} + \beta_6 \sum_j w_{ij} X_{jt} + u_i + n_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

où H regroupe les variables caractérisant l'hétérogénéité locale, à savoir : un indicateur binaire $Urbain$, égal à 1 si la commune est urbaine et 0 sinon ; la variable Pop, correspondant à la taille de la commune mesurée par le logarithme de sa population ; et Eq_sport, représentant le nombre d'équipements sportifs présents dans la commune. Ces variables permettent d'évaluer si l'effet du label « Terre de Jeux » diffère selon la localisation géographique, la taille urbaine et la dotation en infrastructures sportives. Les autres variables du modèle conservent leur interprétation précédente.

Le tableau 12 recense les résultats des DDDS. L'analyse des effets directs et indirects du label « Terre de Jeux » selon les caractéristiques locales des communes confirme une forte hétérogénéité spatiale. L'effet direct du label apparaît positif et statistiquement significatif dans plusieurs départements (notamment les départements 11, 24, 28, 32, 52, 75, 84 et 93), bien que d'une ampleur modérée. Cette dynamique suggère un certain succès du dispositif dans certains territoires, sans toutefois générer un impact systématique à l'échelle nationale. L'interaction entre le label et la taille de la commune (capturée par la variable Label*Pop) montre que les effets sont significativement plus faibles dans les communes plus peuplées. Cela suggère que les grandes villes, souvent mieux dotées en infrastructures et en offre sportive, bénéficient moins de ce type de labellisation. Par ailleurs, les effets directs du label sont également moins marqués, voire négatifs, dans certaines communes urbaines (Label*Urbain), ce qui confirme une efficacité plus grande dans les territoires ruraux ou de densité intermédiaire.

Tableau 12 : analyse de l'hétérogénéité

Effet direct	11			24			27			28			32			44		
Label	0,027***	0,002	0,005	0,030***	0,004*	0,004**	0,010	-0,001	0,004	0,042**	-0,004	0,015***	0,012	0,001	0,002	0,015	-0.001	0,00
	(0,008)	(0,002)	(0,003)	(0,011)	(0,002)	(0,002)	(0,022)	(0,004)	(0,004)	(0,019)	(0,003)	(0,004)	(0,009)	(0,002)	(0,003)	-0,014	(0.00)	(0,00)
Label*Pop	-0,003***			-0,003***			-0,001			-0,005**			-0,002			-0,002		
	(0,001)			(0,001)			(0,002)			(0,002)			(0,001)			(0,002)		
Label*Eq_sport		-0,000			-0,000**			0,000			-0,000			-0,000			-0.000	
		(0,000)			(0,000)			(0,000)			(0,006)			(0,000)			(0.00)	
Label*Urbain			-0,004			-0,010***			-0,008			-0,032***			-0,004			0,00
			(0,003)			(0,003)			(0,006)			(0,005)			(0,003)			(0,00)
Effet indirect																		
Label	-0,028	-0,001	-0,006	-0,080***	-0,005)	-0,008**	-0,016*	-0,005	-0,005	-0,049	-0,002	-0,012	-0,041	0,000	-0,008	-0,076**	-0,005	-0,01
	(0,024)	(0,005)	(0,006)	(0,029)	(0,005)	(0,004)	(0,006)	(0,010)	(0,010)	(0,056)	(0,006)	(0,011)	(0,034)	(0,005)	(0,008)	(0,036)	(0.01)	-0,01
Label*Pop	0,003			0,010***			0,014*			0,005			0,006			0,010**		
	(0,003)			(0,003)			(0,008)			(0,005)			(0,004)			(0,004)		
Label*Eq_sport		0,000			0,000			0,000			-0,000			0,000			0.000	
		(0,000)			(0,000)			(0,000)			(0,000)			(0,000)			(0.00)	
Label*Urbain			0,007			0,023***			0,015			0,012			0,024**			0,01
			(0,007)			(0,009)			(0,017)			(0,015)			(0,011)			-0,01
Log-L	9919	9914	9914	12676	12672	12672	16841	16840	16840	15104	15101	20328	19495	19489	17635	24071	24069	19557
N	7560	7560	7560	10290	10290	10290	14728	14728	14728	11452	11542	12362	15855	15855	16366	21560	21560	23176
Effet direct	52			53			75			76			84			93		
Label	0,006	-0,000	0,001	0,027***	0,003	0,004*	0,006	0,001	0,001	-0,002	-0,002	-0,000	0,018*	-0,005***	0,002	0,028**	0,002	0,003
	(0,010)	(0,002)	(0,002)	(0,015)	(0,002)	(0,002)	(0,009)	(0,002)	(0,002)	(0,094)	(0,002)	(0,003)	(0,011)	(0,002)	(0,003)	(0,012)	(0,002)	(0,003)
Label*Pop	-0,001			-0,003***			-0,001			0,001			-0,003**			-0,003**		

	(0,001)			(0,002)			(0,001)			(0,001)			(0,000)			(0,001)		
La-bel*Eq_sport		-0,000			-0,000			-0,000			0,001*			0,000			0,000	
		(0,000)			(0,000)			(0,000)			(0,000)			(0,000)			(0,00)	
Label*Ur-bain			-0,004)			-0,002			-0,002			-0,005			-0,008***			-0,002
			(0,004)			(0,003)			(0,003)			(0,004)			(0,004)			(0,004)
Effet indirect																		
Label	0,023	0,002	-0,005	-0,009	-0,004	-0,004	0,006	-0,000	-0,005	-0,043	-0,001	-0,003	-0,037	0,006	-0,009	-0,020	0,000	0,000
	(0,029)	(0,004)	(0,005)	(0,047)	(0,006)	(0,005)	(0,04)	(0,006)	(0,007)	(0,036)	(0,006)	(0,007)	(0,038)	(0,006)	(0,010)	(0,047)	(0,000)	(0,011)
Label*Pop	-0,003			0,001			-0,001			0,006			0,004			0,003		
	(0,003)						(0,004)			(0,005)			(0,004)			(0,005)		
La-bel*Eq_sport		-0,000			0,000			-0,000			0,000			-0,000***			0,000	
		(0,000)			(0,000)			(0,000)			(0,000)			(0,000)			(0,000)	
Label*Ur-bain			-0,012			0,001			0,007			0,015			0,007			0,004
			(0,011)			(0,008)			(0,011)			(0,012)			(0,014)			(0,000)
Log-L	9260,	9259	7182	9774	9773	8681	28210	28210	28210	22368	22369	17817	20223	20222	16576	3204	3202	2471
N	7602	7602	8302	7700	7700	8099	24304	24304	24304	19873	19873	21438	17472	17472	18668	2604	2604	2758

*Notes : Les modèles incluent une constante ainsi que des effets fixes spatiaux et temporels. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. * significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %. Effets direct et indirect estimés par Bootstrap (1 000 itérations) à partir des modèles SDM.*

Concernant les effets indirects capturant les externalités spatiales, les résultats apparaissent globalement plus hétérogènes et peu robustes. Quelques départements présentent des effets négatifs significatifs, ce qui peut traduire une dilution de l'impact du label dans les communes voisines non labellisées, ou une concurrence accrue pour les ressources sportives. D'autres effets indirects sont positifs mais rarement significatifs, suggérant que la diffusion spatiale de la dynamique impulsée par le label reste limitée. Ces résultats invitent à nuancer les ambitions nationales en matière d'héritage sportif diffusé par le biais d'un label unique. Ils soulignent la nécessité d'un accompagnement différencié selon les territoires, en tenant compte de leur densité, de leur niveau d'équipement sportif et de leur position dans l'espace géographique local.

8 Discussion et conclusion

L'objet de cette étude était d'évaluer les effets d'une action de promotion institutionnelle des Jeux Olympiques, la labellisation des communes dans le cadre du programme « Terre de Jeux », en tant qu'instrument destiné à encourager la pratique sportive en amont des Jeux et à favoriser la construction d'un héritage social. Les résultats indiquent un effet positif mais limité de cette politique publique.

Plusieurs limites méthodologiques invitent à nuancer la portée de ces résultats. Les tests de tendances parallèles réalisés via une approche en « event study » révèlent peu d'effets significatifs et positifs à la suite de la labellisation. De plus, les analyses en double différence spatiale (DiDS), menées avec différentes matrices de pondération spatiale pour capter les dynamiques de déplacement intercommunal des pratiquants, montrent des résultats peu robustes et fortement hétérogènes selon les régions. Ces constats suggèrent un impact quantitatif globalement limité du dispositif. Nous mesurons néanmoins, selon la matrice de pondération spatiale utilisée, une augmentation du nombre de licences sportives liée à la labellisation comprise entre 71 240 et 156 400. Si cette hausse témoigne d'un impact positif, elle demeure relativement modeste au regard du volume total de licences en France, qui avoisine les 15 millions.

Cela ne signifie pas pour autant l'absence d'effets concrets, mais plutôt la difficulté à les objectiver par des approches exclusivement quantitatives. Une piste de recherche future

consisterait à prolonger l'analyse lorsque les données couvrant l'ensemble de la période jusqu'en 2024 seront disponibles, afin d'identifier les contextes locaux dans lesquels la labellisation s'est révélée la plus efficace. Cette approche pourrait être complétée par une enquête qualitative auprès des collectivités labellisées, afin d'identifier les mécanismes spécifiques ayant permis une appropriation réussie du programme. Enfin, une analyse différenciée par genre, classe d'âge et discipline sportive permettrait d'identifier les populations et fédérations les plus réceptives à cette politique.

Nos estimations sont soumises à un problème potentiel d'endogénéité. Toutefois, le modèle APS-DiD permet d'en atténuer partiellement les effets. Bien que l'estimation par variables instrumentales constituerait une approche pertinente pour corriger ce biais, nous n'avons identifié aucun instrument suffisamment robuste ou valide pour être utilisé dans notre cadre d'analyse.

Bibliographie

Andreff, W. (2014). The Winner's Curse in Sports Economics. *Contemporary Research in Sports Economics,* 1, 177-205. ⟨halshs-01243890⟩

Anselin, L., Bera, A K., Florax, R., & Yoon, M J. (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), 77-104. https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02111-6

Arbia, G., Ghiringhelli, C., & Mira, A. (2019). Estimation of spatial econometric linear models with large datasets: How big can spatial Big Data be? *Regional Science and Urban Economics*, *76*, 67-73. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2019.01.006

Ashenfelter, O., & Card, D. (1985). Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs. *The Review of Economics and Statistics*, *67*(4), 648–660. https://doi.org/10.2307/1924810

Baade, R. A., Matheson, V. A. (2016). Going for the Gold: The Economics of the Olympics. *Journal of Economic Perspectives,* 30 (2), 201–18. https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.30.2.201

Bauman, A.E., Kamada, M., Reis, R.S., Troiano, R.P., Ding, D., Milton, K., Murphy, N., Hallal, P.C. (2021). An evidence-based assessment of the impact of the Olympic Games on population levels of physical activity. *Lancet*, 398 (10298), 456–464. https://doi.org/10.1016/S0140-6736(21)01165-X

Bergeron, H., Castel, P., & Dubuisson-Quellier, S. (2014). Gouverner par les labels Une comparaison des politiques de l'obésité et de la consommation durable. *Gouvernement et action publique*, 3(3), 7-31. https://doi.org/10.3917/gap.143.0007.

Byers, T., Hayday, E., & Pappous, A. S. (2019). *A new conceptualization of mega sports event legacy delivery: Wicked problems and critical realist solution. Sport Management Review, 23 (2), 171–182*.

Bramoullé, Y., Djebbari, H., & Fortin, B. (2009). Identification of peer effects through social networks. *Journal of econometrics*, 150 (1), 41–55. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.12.021

Brousse, C. (2015). Travail professionnel, tâches domestiques, temps « libre » : quelques déterminants sociaux de la vie quotidienne. *Économie et statistique*, *478*(1), 119-154.

Breuer, C., Hallmann, K., & Wicker, P. (2011). Determinants of sport participation in different sports. *Managing Leisure*, *16*(4), 269-286. https://doi.org/10.1080/13606719.2011.613625

Cai, X., Lu, Y., Wu, M., Yu, L. (2016). Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi–natural experiment in China. *Journal of Development Economics.* 123, 73–85. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2016.08.003

Callaway, B. and P. H. C. Sant'Anna (2021). Difference-in-Differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics* 225 (2), 200–230. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001

Chagas, A.L.S., Azzoni, C.R., Almeida, A.N. (2016). A spatial difference–in–differences analysis of the impact of sugarcane production on respiratory diseases. *Regional Science and Urban Economics*. 59, 24–36. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.04.002

Collinet, C., & Schut, P.-O. (2020) L'héritage social des Jeux olympiques. Mov Sport Sci/Sci Mot, 107, 1–2.

De Chaisemartin, C. and X. D'Haultfoeuille (2023). Credible answers to hard questions: Differences-in-differences for natural experiments. SSRN Electronic Journal. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4487202

Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels* (Vol. 479, p. 480). Heidelberg: Springer.

Gérard, S., Brittain, I., Jones, A., & Thomas, G. (2020). The impact of austerity on the London 2012 Summer Olympics participation legacy from a grassroots sports club perspective: an institutional logics approach. *Leisure Studies*, 39(5), 629–643. https://doi-org.univ-eiffel.idm.oclc.org/10.1080/02614367.2020.1776756

Gratton, C., & Preuss, H. (2008). Maximizing Olympic impacts by building up legacies. *The International Journal of the History of Sport,* 25(14), 1922–1938. https://doi.org/10.1080/09523360802439023

Heyman, F., Sjöholm, F., & Gustavsson Tingvall, P. (2007). Is there really a foreign ownership wage premium? Evidence from matched employer–employee data. *Journal of International Economics*. 73(2), 355-376. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.04.003

Jia, R., Shao, S., & Yang, L. (2021). High-speed rail and CO2 emissions in urban China: A spatial difference-in-differences approach. *Energy Economics*, *99*, 105271. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105271

Kokolakakis, T., Lera-López, F. & Ramchandani, G. (2019). Did London 2012 deliver a sports participation legacy? *Sport Management Review*, 22 (2), 276-287, https://doi.org/10.1016/j.smr.2018.04.004.

Kolotouchkina, O. (2018). Engaging citizens in sports mega-events: The participatory strategic approach of Tokyo 2020 Olympic. *Communication & Society*, 31, 45–58

Lascoumes, P. et Le Galès, P. (2005). Introduction : L'action publique saisie par ses instruments. Dans P. Lascoumes & P. Le Galès Gouverner par les instruments (p. 11-44). Presses de Sciences Po. https://doi.org/10.3917/scpo.lasco.2005.01.0011.

Lee, L.F. & Yu, J. (2010). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*. 154(2), 165-185. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.08.001

Liu, X., Patacchini, E., & Zenou, Y. (2011). Peer effects in education, sport, and screen activities: Local aggregate or local average? https://ssrn.com/abstract=1890000

Lion, A., Vuillemin, A., Léon, F., Delagardelle, C., & van Hoye, A. (2023). Effect of Elite Sport on Physical Activity Practice in the General Population: A Systematic Review. *Journal of Physical Activity and Health*, 20(1), 77-93. https://doi.org/10.1123/jpah.2022-0123

Matheson, V. A. (2006). Mega-Events: The effect of the world's biggest sporting events on local, regional, and national economies. *Economics Department Working Papers.* Paper 68. https://crossworks.holycross.edu/econ_working_papers/68

Marsault, C. (2017). Le sport-santé, un objet médical, social ou sportif ? Le dispositif strasbourgeois « sport-santé sur ordonnance » comme objet politique transversal. Sciences sociales et sport, 10(1), 21-49. https://doi.org/10.3917/rsss.010.0021.

Moussi-Beylie, F. (2023). The trickle-down theory: a reality in French sports? *TEPP working paper,* n° 2023-04.

Potwarka, L. R., & Wicker, P. (2021). Conditions under Which Trickle-Down Effects Occur: A Realist Synthesis Approach. *Sustainability*, *13*(1), 69. https://doi.org/10.3390/su13010069

Shi, P., & Bairner, A. (2022). Sustainable Development of Olympic Sport Participation Legacy: A Scoping Review Based on the PAGER Framework. *Sustainability*, *14*(13), 8056. https://doi.org/10.3390/su14138056

Rasciute, S. & Downward, P. (2010). Health or happiness? What is the impact of physical activity on the individual? *Kyklos*, 63(2), 256–270. https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1467-6435.2010.00472.x

Rubin, D. B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of educational Psychology*, *66*(5), 688. https://doi.org/10.1037/h0037350

Tobler, W. R. (1970). A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography*, *46*, 234–240. https://doi.org/10.2307/143141

Thomson, A., Schlenker, K. & Schulenkorf, N. (2013). Conceptualizing Sport Event Legacy. Event Management, 17 (2), 111-122. https://doi.org/10.3727/152599513X13668224082260

Tomlinson, A. (2014). Olympic legacies: recurrent rhetoric and harsh realities. Contemporary Social Science, 9 (2), 137-158. https://doi.org/10.1080/21582041.2014.912792

Veal, A. J., Toohey, K., & Frawley, S. (2012). The sport participation legacy of the Sydney 2000 Olympic Games and other international sporting events hosted in Australia. *Journal of Policy Research in Tourism, Leisure and Events*, *4*(2), 155–184. https://doi.org/10.1080/19407963.2012.662619

Wang, J., Li, Z., & Wang, Y. (2024). How does China's energy-consumption trading policy affect the carbon abatement costs? An analysis based on spatial difference-in-differences method. *Energy*, 294. https://doi.org/10.1016/j.energy.2024.130705

Weed, M., Coren, E., Fiore, J., Wellard, I., Chatziefstathiou, D., Mansfield, L. & Dowse, S.

(2015). The Olympic Games and raising sport participation: A systematic review of evidence and an interrogation of policy for a demonstration effect. *European sport management quarterly*, 15 (2), 195-226. https://doi.org/10.1080/16184742.2014.998695

Weimar, D., Wicker, P., & Prinz, J. (2015). Membership in nonprofit sport clubs: A dynamic panel analysis of external organizational factors. *Nonprofit and voluntary sector quarterly*, 44 (3), 417–436. https://doi-org.univ-eiffel.idm.oclc.org/10.1177/089976401454842

Wicker, P. & Frick, B. (2016). Recruitment and retention of referees in nonprofit sport organizations: The trickle-down effect of role models. *VOLUNTAS,* 27, 1304–1322. https://doi.org/10.1007/s11266-016-9705-4

Wicker, P., Hallmann, K., & Breuer, C. (2013). Analyzing the impact of sport infrastructure on sport participation using geo-coded data: Evidence from multi-level models. *Sport management review*, *16*(1), 54-67. https://doi.org/10.1016/j.smr.2012.05.001

Annexes

Tableau A1 : Régions

Code région	Nom
11	Ile-de-France
24	Centre-Val de Loire
27	Bourgogne-Franche-Comté
28	Normandie
32	Hauts-de-France
44	Grand Est
52	Pays de la Loire
53	Bretagne
75	Nouvelle-Aquitaine
76	Occitanie
84	Auvergne-Rhône-Alpes
93	Provence-Alpes-Côte d'Azur

Tableau A2 : Nombre de communes et nombre moyen de voisines par région (matrice de contiguïté de type « Reine » et « Reine 2 »)

Région	N communes	Reine	Reine2
11	1080	5,16	16,15
24	1470	5,06	15,64
27	2104	4,05	11,67
28	1636	3,96	11,10
32	2265	4,86	15,08
44	3080	4,53	13,61
52	1086	4,88	11,67
53	1100	4,95	15,62
75	3472	4,98	15,44
76	2839	4,61	14,20
84	2496	5,03	15,49
93	372	4,99	11,67

Figure A1 : Graphique du I de Moran local pour une matrice de contiguïté « Reine »

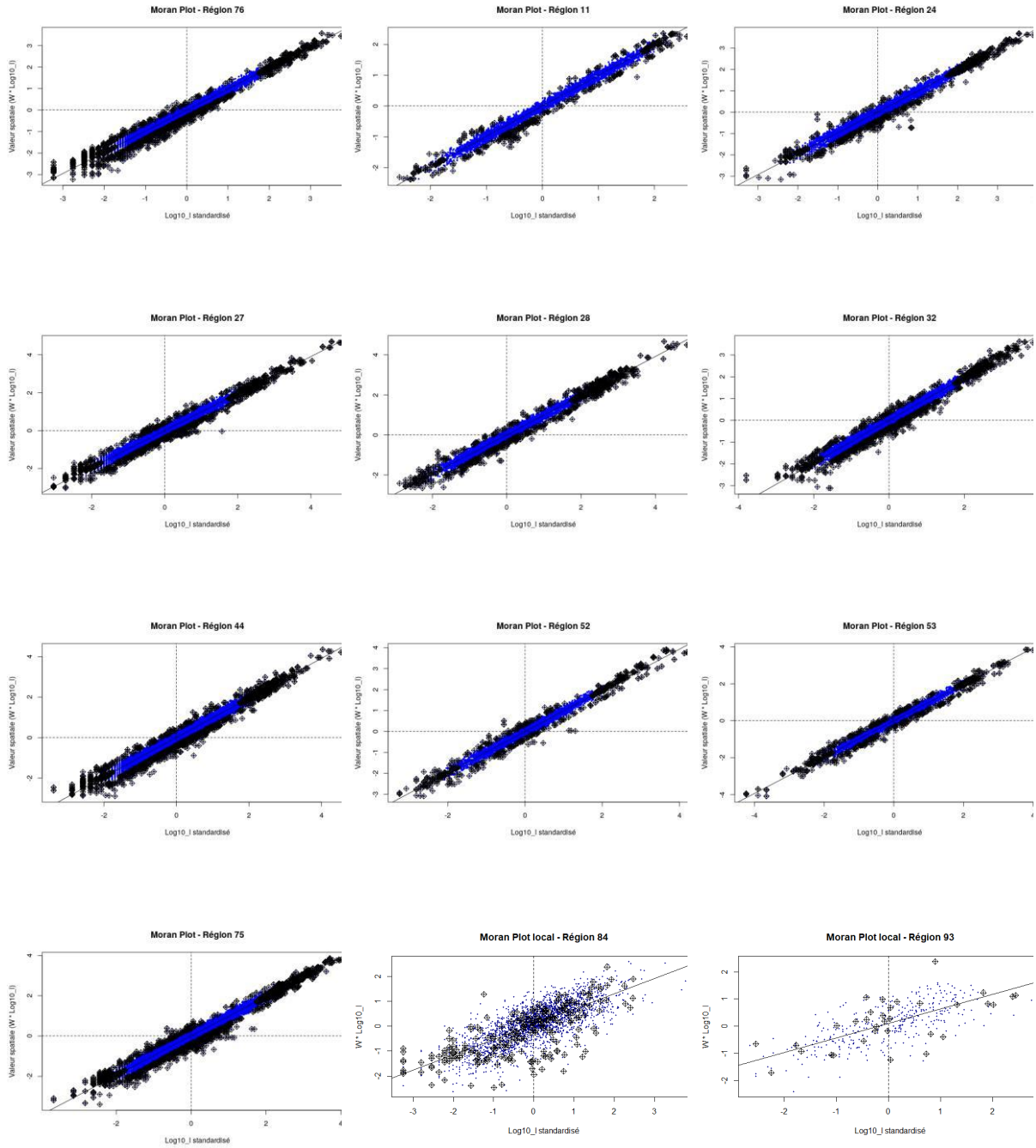


Figure A2 : Graphique du I de Moran local pour k=10

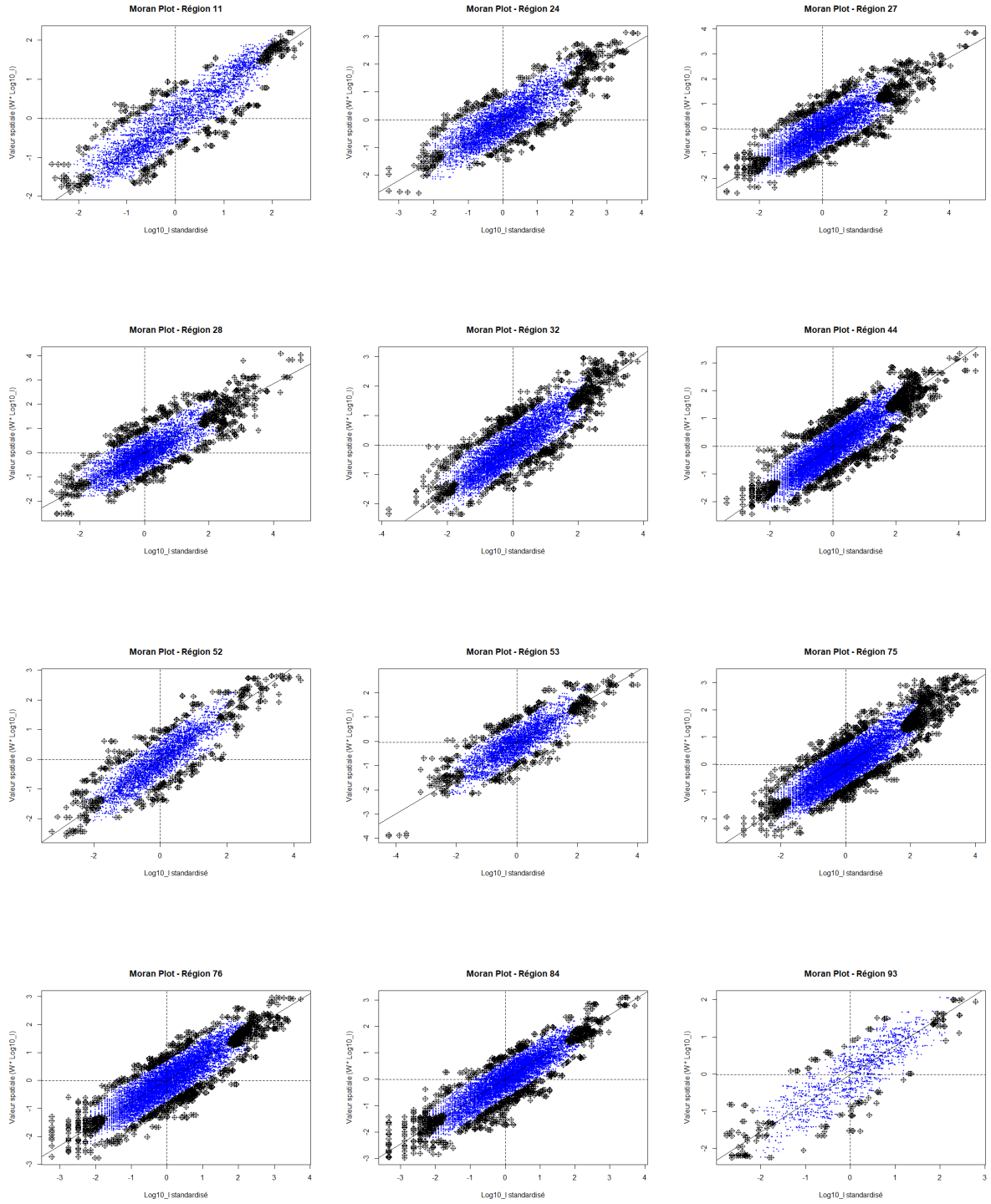


Tableau A3 : tests de proportion sur le nombre de labellisés entre les régions significatifs et non significatifs à la DiDS

Date de labélisation	Effectif	Effectif Significatif	Effectif non Significatif	prop_signif	prop_non_signif	difference	IC_bas	IC_haut	p_value
2019	3388	1813	1575	0,02	0,02	0,00	-0,01	0,00	0,00
2020	2450	1351	1099	0,01	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00
2021	2828	1554	1274	0,02	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00
2022	28	0	28	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	8694	4718	3976	0,05	0,06	-0,01	-0,02	-0,01	0,00

Tableau A4 : Test de différence des moyennes entre régions significatifs et non significatifs

Variable	Moyenne_Significatif	Moyenne_Non_Significatif	Diff	t_statistic	p_value
Population (log)	6,61	6,71	0,09	14,91	0,00
Clubs	6,84	7,94	1,10	17,21	0,00
Chômage	8,97	9,44	-0,53	0,80	0,43
Nombre de licences	393,38	550,81	157,43	21,90	0,00
Lic	3,14	3,18	0,04	12,92	0,00
Eq_sport	10,18	11,15	0,00	8,91	0,97
Taux croissance des licences	-0,02	-0,01	0,00	1,55	0,12

TEPP Rapports de Recherche 2025

25-7. Discriminations à l'embauche, âge et origine : une évaluation à l'aide d'un test multi-critères
Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit, François-Charles Wolff

25-6. Mesurer l'hétérogénéité territoriale de l'accessibilité aux soins: Aller au-delà de l'APL
Arnaud Chéron, Franck Maunoury, Anthony Terriau

25-5. Des difficultés de recrutement dans la restauration ? Un test de discrimination dans l'accès à l'apprentissage à Paris
Denis Anne, Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Ngoc-Thao Noet

25-4. Évaluation des facteurs de risque du passage de l'arrêt maladie à l'invalidité en France
Mohamed Ali Ben Halima, Narimene Louati, Karim Aït Bouziad, Marie-Anne Cousin-Renié, William Dab

25-3. Accès en master et origine ethnique : l'inégalité des chances
Sylvain Chareyron, Berlanda Desuza Fils-Aimé, Yannick L'Horty

25-2. Les discriminations persistent en France et la fonction publique n'est toujours pas abritée, dans aucun de ses versants
Laetitia Challe, Yannick L'Horty

25-1. A la recherche d'effets de territoire dans l'insertion des jeunes ultra-marins. Le cas des sortants du Service Militaire Adaptée
Denis Anne, Guillaume Labbé, Yannick L'Horty

TEPP Rapports de Recherche 2024

24-13. Prévenir les discriminations par une action de formation : une évaluation
Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

24-12. Discrimination à l'embauche des femmes voilées en France : un test sur l'accès à l'apprentissage
Denis Anne, Amynata Bagayoko, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

24-11. Les discriminations ne prennent pas de vacances : Un état des lieux dans l'hébergement de loisir
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

24-10. Peut-on parler de discriminations dans l'accès à l'école?
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

24-9. Discriminations, une exception culturelle?
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

24-8. L'apport de données localisées pour évaluer l'empreinte économique d'une université : Une application à l'université Gustave Eiffel
Laetitia Challe, Yannick L'Horty

24-7. Les discriminations à l'embauche dans l'enseignement supérieur et la recherche
Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit, François-Charles Wolff

24-6. La mobilité professionnelle des personnes en situation de handicap : une étude de cas sur l'établissement public de la Caisse des Dépôts
Yannick L'Horty, François Maheu

24-5. Quelles préférences spatiales pour la localisation des parcs éoliens en mer ?
François-Charles Wolff, Pierre-Alexandre Mahieu, Brice Trouillet, Alexia Pigeault, Nicolas Rollo

24-4. Télétravailler : du choc de la pandémie à son adoption durable
Serge Blondel, Loïc Corven, François Langot, Jonathan Sicsic

24-3. Sélection à l'entrée en master : les effets de l'origine et de la religion
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Berlanda Desuza Fils-Aimé, Yannick L'Horty

24-2. Discriminations dans l'accès aux associations sportives : les effets du genre, de l'origine et du revenu
Denis Anne, Florian Moussi-Beylie

24-1. L'indice de diversité patronymique : enjeux, principes et applications
Moussa Kheddache, Yannick L'Horty

TEPP Rapports de Recherche 2023

23-13. La taxation du capital : pourquoi ? Comment ?
Etienne Lehmann

23-12. Pénalités périphériques et accès à l'emploi
Yannick L'Horty

23-11. Un modèle d'équilibre général calculable pour analyser les effets de la transition énergétique à La Réunion
Avotra Narindrajanahary, Olivia Ricci

23-10. Les inégalités économiques et sociales dans les Outre-Mer français : un héritage de l'histoire et des institution coloniales
Jean-François Hoarau

23-9. Programme "Passeport Commpétences / Badges numériques" Régions Bourgogne-Franche-Comté et Normandie
Equipe porteuse : Crem Caen, Tepp

23-8. Inégalités de niveau de vie en Nouvelle-Calédonie, l'impact du nickel : mesure et décomposition
Fréderic Chantreuil, Isabelle Lebon, Heloïse Rozier

23-7. Analyse de l'Impact économique Local des établissements caennais d'Enseignement Supérieur et de Recherche
Frédéric Chantreuil, Isabelle Lebon, Samuel Lerestif

23-6. Décomposition des inégalités liées au genre au sein de la fonction publique
Mathieu Bunel, Fréderic Chantreuil, Fréderic Gavrel, Jean-Pascal Guironnet, Isabelle Lebon

23-5. Qu'avons-nous appris en évaluant les accélérateurs de BPI France ?
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

23-4. Sélection à l'entrée en master : les effets du genre et de l'origine
Sylvain Chareyron, Berlanda Desuza Fils-Aimé, Yannick L'Horty

23-3. Discriminations ethno-raciales dans l'accès au logement social : un test des guichets d'enregistrement
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

23-2. Le recrutement à l'épreuve de la distance et des crises
Laetitia Challe

23-1. Quels facteurs expliquent la faible coopération en horticulture?
Serge Blondel, Ngoc-Thao Noet

TEPP Rapports de Recherche 2022

22-8. Discrimination à l'embauche, grossesse et parentalité : une première évaluation expérimentale
Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit, François-Charles Wolff

22-7. Origine ou couleur de peau? Anatomie des discriminations à l'embauche dans le secteur du prêt-à-porter
Dianké Tchabo

22-6. Discriminations dans l'accès à l'emploi : les effets croisés du genre, de l'origine et de l'adresse
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

22-5. Handicap et discriminations dans l'accès au logement : un test multicritères sur les malvoyants
Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

22-4. Discrimination dans l'accès aux masters : une évaluation expérimentale
Sylvain Chareyron, Louis-Alexandre Erb, Yannick L'Horty

22-3. Dynamique des conglomérats et politique antitrust
Armel Jacques

22-2. Droits connexes et aides sociales locales : un nouvel état des lieux
Denis Anne, Yannick L'Horty

22-1. Etat des lieux, menaces et perspectives futures pour le tourisme à La Réunion : un regard macroéconomique à travers la détection de ruptures structurelles
Jean-François Hoarau

TEPP Rapports de Recherche 2021

21-13. Retarder l'âge d'ouverture des droits à la retraite provoque-t-il un déversement de l'assurance-retraite vers l'assurance-maladie ? L'effet de la réforme des retraites de 2010 sur l'absence-maladie
Mohamed Ali Ben Halima, Camille Ciriez, Malik Koubi, Ali Skalli

21-12. Discriminations en outre-mer : premiers résultats d'un testing
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Rebecca Peyrière

21-11. Evaluation de la mise en place du prélèvement forfaitaire unique
Marie-Noëlle Lefebvre, Etienne Lehmann, Michaël Sicsic, Eddy Zanoutene

21-10. Confinement et discrimination à l'embauche : enseignements expérimentaux
Laetitia Challe, Yannnick L'Horty, Pascale Petit François-Charles Wolff

21-9. Endettement stratégique dans un duopole mixte
Armel Jacques

21-8. Recours et non-recours à la prime d'activité : une évaluation en termes de bien-être
Cyrine Hannafi, Rémi Le Gall, François Legendre

21-7. Mixité et performances des entreprises
Laetitia Challe, Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

21-6. Les écarts de rémunération au recrutement des femmes et des hommes : une investigation en entreprise
Sylvain Chareyron, Mathilde Leborgne, Yannick L'Horty

21-5. Discriminations dans l'accès à l'emploi : une exploration localisée en pays Avesnois
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Mathilde Leborgne, Yannick L'Horty, Pascale Petit

21-4. Droits et devoirs du RSA : l'impact des contrôles sur la participation des bénéficiaires
Sylvain Chareyron, Rémi Le Gall, Yannick L'Horty

21-3. Accélérer les entreprises ! Une évaluation ex post
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

21-2. Préférences et décisions face à la COVID-19 en France : télétravail, vaccination et confiance dans la gestion de la crise par les autorités
Serge Blondel, Sandra Chyderiotis, François Langot, Judith Mueller, Jonathan Sicsic

21-1. Confinement et chômage en France
Malak Kandoussi, François Langot

TEPP Rapports de Recherche 2020

20-5. Discriminations dans le recrutement des personnes en situation de handicap : un test multi-critère
Yannick L'Horty, Naomie Mahmoudi, Pascale Petit, François-Charles Wolff

20-4. Evaluation de la mise au barème des revenus du capital
Marie-Noëlle Lefebvre, Etienne Lehmann, Michaël Sicsic, Eddy Zanoutene

20-3. Les effets du CICE sur l'emploi, la masse salariale et l'activité : approfondissements et extensions pour la période 2013-2016
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

20-2. Discrimination en raison du handicap moteur dans l'accès à l'emploi : une expérimentation en Ile-de-France
Naomie Mahmoudi

20-1. Discrimination dans le recrutement des grandes entreprises: une approche multicanal
Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty et Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2019

19-7. Les effets des emplois francs sur les discriminations dans le recrutement : une évaluation par testing répétés
Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

19-6. Les refus de soins discriminatoires: tests multicritères et représentatifs dans trois spécialités médicales
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

19-5. Mesurer l'impact d'un courrier d'alerte sur les discriminations liées à l'origine
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Souleymane Mbaye

19-4. Evaluation de la mise au barème des revenus du capital: Premiers résultats
Marie-Noëlle Lefebvre, Etienne Lehmann, Michael Sicsic

19-3. Parent isolé recherche appartement : discriminations dans l'accès au logement et configuration familiale à Paris
Laetitia Challe, Julie Le Gallo, Yannick L'horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

19-2. Les effets du Service Militaire Volontaire sur l'insertion des jeunes : un bilan complet après deux années d'expérimentation
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'horty

19-1. Discriminations à l'embauche: Ce que nous apprennent deux décennies de testings en France
Loïc Du Parquet, Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2018

18-7. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: nouveaux approfondissements et extensions pour la période 2013-2015
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

18-6. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: approfondissements et extensions pour la période 2013-2015
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

18-5. Les discriminations dans l'accès à l'emploi privé et public: les effets de l'origine, de l'adresse, du sexe et de l'orientation sexuelle
Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit, François-Charles Wolff

18-4. Handicap et discriminations dans l'accès à l'emploi : un testing dans les établissements culturels
Louise Philomène Mbaye

18-3. Investissement et embauche avec coûts d'ajustement fixes et asymétriques
Xavier Fairise, Jérôme Glachant

18-2. Faciliter la mobilité quotidienne des jeunes éloignés de l'emploi: une évaluation expérimentale
Denis Anne, Julie Le Gallo, Yannick L'Horty

18-1. Les territoires ultramarins face à la transition énergétique: les apports d'un MEGC pour La Réunion
Sabine Garabedian, Olivia Ricci

TEPP Rapports de Recherche 2017

17-12. Le travail à temps partiel en France: Une étude des évolutions récentes basée sur les flux
Idriss Fontaine, Etienne Lalé, Alexis Parmentier

17-11. Les discriminations dans l'accès au logement en France: Un testing de couverture nationale
Julie Le Gallo, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

17-10. Vous ne dormirez pas chez moi! Tester la discrimination dans l'hébergement touristique
Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Loïc du Parquet, Pascale Petit

17-9. Reprendre une entreprise : Une alternative pour contourner les discriminations sur le marché du travail
Souleymane Mbaye

17-8. Discriminations dans l'accès à la banque et à l'assurance : Les enseignements de trois testings
Yannick L'Horty, Mathieu Bunel, Souleymane Mbaye, Pascale Petit, Loïc Du Parquet

17-7. Discriminations dans l'accès à un moyen de transport individuel : Un testing sur le marché des voitures d'occasion
Souleymane Mbaye, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Loïc Du Parquet

17-6. Peut-on parler de discriminations dans l'accès à la formation professionnelle ? Une réponse par testing
Loïc Du Parquet, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Pascale Petit

17-5. Evaluer une action intensive pour l'insertion des jeunes: le cas du Service Militaire Volontaire
Dennis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

17-4. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: une nouvelle évaluation ex post pour la période 2013-2015
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

17-3. La faiblesse du taux d'emploi des séniors: Quels déterminants?
Laetitia Challe

17-2. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post: Résultats complémentaires
Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

17-1. Les discriminations dans l'accès au logement à Paris: Une expérience contrôlée
Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2016

16-10. Attractivité résidentielle et croissance locale de l'emploi dans les zones d'emploi métropolitaines
Emilie Arnoult

16-9. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post
Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

16-8. Discriminations ethniques dans l'accès au logement: une expérimentation en Nouvelle-Calédonie
Mathieu Bunel, Samuel Gorohouna, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Catherine Ris

16-7. Les Discriminations à l'Embauche dans la Sphère Publique: Effets Respectifs de l'Adresse et De l'Origine
Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Pascale Petit

16-6. Inégalités et discriminations dans l'accès à la fonction publique d'Etat : une évaluation par l'analyse des fichiers administratifs de concours
Nathalie Greenan, Joseph Lafranchi, Yannick L'Horty, Mathieu Narcy, Guillaume Pierné

16-5. Le conformisme des recruteurs: une expérience contrôlée
Florent Fremigacci, Rémi Le Gall, Yannick L'Horty, Pascale Petit

16-4. Sélectionner des territoires de contrôle pour évaluer une politique localisée : le cas des territoires de soin numériques
Sophie Buffeteau, Yannick L'Horty

16-3. Discrimination à l'embauche à l'encontre des femmes dans le secteur du bâtiment : les résultats d'un testing en Ile-De-France
Emmanuel Duguet, Souleymane Mbaye, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

16-2. Accès à l'emploi selon l'âge et le genre: Les résultats d'une expérience contrôlée Laetitia Challe, Florent Fremigacci, François Langot, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

16-1. Faut-il encourager les étudiants à améliorer leur orthographe?
Estelle Bellity, Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Laurent Sarfati

TEPP Rapports de Recherche 2015

15-5. A la recherche des incitations perdues : pour une fusion de la prime d'activité, de la CSG, des cotisations sociales et de l'impôt sur le revenu
Etienne Lehmann

15-4. Crise économique, durée du chômage et accès local à l'emploi : Eléments d'analyse et pistes d'actions de politique publique locale
Mathieu Bunel, Elisabeth Tovar

15-3. L'adresse contribue-t-elle à expliquer les écarts de salaires ? Le cas de jeunes sortant du système scolaire
Emilia Ene Jones, Florent Sari

15-2. Analyse spatiale de l'espace urbain : le cas de l'agglomération lyonnaise
Emilie Arnoult, Florent Sari

15-1. Les effets de la crise sur les disparités locales de sorties du chômage : une première exploration en Rhône-Alpes
Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Florent Sari

TEPP Rapports de Recherche 2014

14-6. Dépréciation du capital humain et formation continue au cours du cycle de vie : quelle dynamique des externalités sociales ?
Arnaud Chéron, Anthony Terriau

14-5. La persistance du chômage ultra-marin
Yannick L'Horty

14-4. Grèves et productivité du travail : Application au cas français
Jérémy Tanguy

14-3. Le non-recours au RSA "socle seul": L'hypothèse du patrimoine
Sylvain Chareyron

14-2. Une évaluation de l'impact de l'aménagement des conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer
Emmanuel Duguet, Christine Le Clainche

14-1. Renforcer la progressivité des prélèvements sociaux
Yannick L'Horty, Etienne Lehmann

TEPP Rapports de Recherche 2013

13-10. La discrimination à l'entrée des établissements scolaires privés : les résultats d'une expérience contrôlée
Loïc du Parquet, Thomas Brodaty, Pascale Petit

13-9. Simuler les politiques locales favorisant l'accessibilité à l'emploi
Mathieu Bunel, Elisabeth Tovar

13-8. Le paradoxe des nouvelles politiques d'insertion
Jekaterina Dmitrijeva, Florent Fremigacci, Yannick L'Horty

13-7. L'emploi des seniors : un réexamen des écarts de taux d'emploi européens
Laetitia Challe

13-6. Effets de quartier, effet de département : discrimination liée au lieu de résidence et accès à l'emploi
Pascale Petit, Mathieu Bunel, Emilia Ene Jones, Yannick L'Horty

13-5. Comment améliorer la qualité des emplois salariés exercés par les étudiants ? Les enseignements d'une expérience contrôlée
Jekaterina Dmitrijeva, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

13-4. Evaluer l'efficacité d'une campagne de valorisation du bénévolat : les enseignements de deux expériences contrôlées sur le marchédu travail
Thomas Brodaty, Céline Emond, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

13-3. Les différents parcours offerts par l'Education Nationale procurent-t-ils les mêmes chances d'accéder à l'emploi?
Florent Fremigacci, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

13-2. Faut-il subventionner le permis de conduire des jeunes en difficulté d'insertion ?
Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Pascale Petit, Bénédicte Rouland, Yiyi Tao

13-1. Anatomie d'une politique régionale de lutte contre les discriminations
Yannick L'Horty

TEPP Rapports de Recherche 2012

12-9. Emploi et territoire : réparer les fractures
Yannick L'Horty

12-8. Inadéquation des qualifications et fracture spatiale
Frédéric Gavrel, Nathalie Georges, Yannick L'Horty, Isabelle Lebon

12-7. Comment réduire la fracture spatiale ? Une application en Île-de-France
Nathalie Georges, Yannick L'Horty, Florent Sari

12-6. L'accès à l'emploi après un CAP ou un baccalauréat professionnel : une évaluation expérimentale
Florent Fremigacci, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

12-5. Discriminations à l'embauche des jeunes en Île-de-France : un diplôme plus élevé compense-t-il une origine maghrébine ?
Emilia Ene Jones

12-4. Evaluer les réformes des exonérations générales de cotisations sociales
Mathieu Bunel, Céline Emond, Yannick L'Horty

12-3. Evaluer un dispositif sectoriel d'aide à l'emploi : l'exemple des hôtels cafés restaurants de 2004 à 2009
Mathieu Bunel

12-2. L'intermédiation financière dans l'analyse macroéconomique : le défi de la crise
Eleni Iliopulos, Thepthida Sopraseuth

12-1. Etre Meilleur Apprenti de France : quels effets sur l'accès à l'emploi ? Les enseignements de deux expériences contrôlées sur des jeunes d'Ile-de-France
Pascale Petit, Florent Fremigacci, Loïc Du Parquet, Guillaume Pierne

TEPP Rapports de Recherche 2011

11-14. Quelles politiques publiques pour protéger la biodiversité ? Une analyse spatiale
Jean De Beir, Céline Emond, Yannick L'Horty, Laetitia Tuffery

11-13. Le grand Paris de l'emploi
Yannick L'Horty, Florent Sari

11-12. Le WIKI IO : réduire les risques de décrochage et d'abandon à la sortie du collège
Solène Coursaget, Emmanuel Duguet, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Emmanuel Quenson

11-11. Pourquoi tant de chômeurs à Paris ?
Yannick L'Horty, Florent Sari

11-10. Les effets des aides publiques aux hôtels cafés restaurants et leurs interactions : une évaluation sur micro-données d'entreprises
Mathieu Bunel, Yannick L'Horty

11-9. Evaluer l'impact d'un micro-programme social : une étude de cas expérimentale
Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Pascale Petit

11-8. Discrimination résidentielle et origine ethnique : une étude expérimentale en Île-de-France
Pascale Petit, Emmanuel Duguet, Yannick L'Horty

11-7. "10 000 permis pour réussir". Evaluation quantitative
Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Sophie Kaltenmark, Pascale Petit

11-6. Les effets du bénévolat sur l'accès à l'emploi. Une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés d'Ile-de-France
Jonathan Bougard, Thomas Brodaty, Céline Emond, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

11-5. Discrimination à l'embauche des jeunes franciliens et intersectionalité du sexe et de l'origine : les résultats d'un testing
Pascale Petit, Emmanuel Duguet, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Florent Sari

11-4. Ce que font les villes pour les ménages pauvres. Résultat d'une enquête auprès des villes de plus de 20 000 habitants
Denis Anne, Céline Emond, Yannick L'Horty

11-3. Être mobile pour trouver un emploi? Les enseignements d'une expérimentation en région parisienne
Loïc Du Parquet, Emmanuel Duguet, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Florent Sari

11-2. Comment développer les emplois favorables à la biodiversité en Île-de-France ?
Jean de Beir, Céline Emond, Yannick L'Horty, Laëtitia Tuffery

11-1. Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Île-de-France
Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Loïc du Parquet, Pascale Petit, Florent Sari

La Fédération TEPP

La fédération de recherche « Théorie et Evaluation des Politiques publiques » (FR 2042 CNRS) rassemble des équipes de recherche en Economie, Sociologie et Gestion :

- L'**Equipe de Recherche sur l'Utilisation des Données Individuelles en lien avec la Théorie Economique**, **ERUDITE**, équipe d'accueil n°437 rattachée à l'Université Paris-Est Créteil et à l'Université Gustave Eiffel ;
- Le **Centre de Recherches en Economie et en Management**, **CREM**, unité mixte de recherche n°6211 rattachée au CNRS, à l'Université de Rennes 1 et à l'Université de Caen Basse-Normandie ;
- Le **Centre Pierre Naville**, **CPN**, équipe d'accueil n°2543 rattachée à l'Université d'Evry-Paris Saclay ;
- Le **Centre de Recherche en Economie et Droit**, **CRED**, équipe d'accueil n°7321, rattachée à l'Université Panthéon-Assas ;
- Le **Centre d'Etude des Politiques Economiques**, **EPEE**, équipe d'accueil n°2177 rattachée à l'Université d'Evry Paris-Saclay ;
- Le **Groupe d'Analyse des Itinéraires et des Niveaux Salariaux**, **GAINS**, équipe d'accueil n°2167 rattachée à Le Mans Université ;
- Le **Groupe de Recherche ANgevin en Économie et Management**, **GRANEM**, unité mixte de recherche UMR-MA n°49 rattachée à l'Université d'Angers ;
- Le **Laboratoire d'Economie et de Management Nantes-Atlantique**, **LEMNA**, équipe d'accueil n°4272, rattachée à Nantes Université ;
- Le **Laboratoire interdisciplinaire d'étude du politique Hannah Arendt - Paris-Est**, **LIPHA-PE**, équipe d'accueil n°7373 rattachée à l'Université Paris-Est Créteil et à l'Université Gustave Eiffel ;
- Le **Centre d'Economie et de Management de l'Océan Indien**, **CEMOI**, équipe d'accueil n°13, rattachée à l'Université de la Réunion ;
- Le **Laboratoire d'économie de Poitiers**, **LéP**, équipe d'accueil n°2249, rattachée à l'Université de Poitiers ;
- L'UMR **Structures et marchés agricoles, ressources et territoires**, **SMART**, unité mixte de recherche n°1302, rattachée à l'INRAE et à l'Institut Agro Rennes-Angers ;
- Le **Centre de recherche en économie et en droit sur le développement insulaire**, **CREDDI**, équipe d'accueil n°2438, rattachée à l'Université des Antilles.

TEPP rassemble 230 enseignants-chercheurs et 100 doctorants. Elle est à la fois l'un des principaux opérateurs académiques d'évaluation de politiques publiques en France, et la plus grande fédération pluridisciplinaire de recherche sur le travail et l'emploi. Elle répond à la demande d'évaluation d'impact de programmes sociaux à l'aide de technologies avancées combinant modélisations théoriques et économétriques, techniques de recherche qualitatives et expériences contrôlées.

www.tepp.eu