



HAL
open science

Licenciements des entraîneurs de football en cours de saison et performances

Luc Arrondel, Richard Duhautois, Cédric Zimmer

► **To cite this version:**

Luc Arrondel, Richard Duhautois, Cédric Zimmer. Licenciements des entraîneurs de football en cours de saison et performances. *Revue Economique*, 2022, 73 (4), pp.637-656. 10.3917/reco.734.0637 . halshs-03917462

HAL Id: halshs-03917462

<https://shs.hal.science/halshs-03917462>

Submitted on 2 Jan 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Copyright

Licenciements des entraîneurs de football en cours de saison et performances sportives : le cas de la Ligue 1

Luc Arrondel*
Richard Duhautois**
Cédric Zimmer**

De nombreuses études ont analysé l'impact du changement d'entraîneurs sur les performances des clubs, notamment dans les championnats européens. Nous utilisons ici les informations provenant de la Ligue 1 sur la période 1998-2018. Les clubs français qui changent d'entraîneur ont des caractéristiques différentes des équipes qui ne le font pas. Certaines peuvent être observées (comme les points avant le licenciement), d'autres restent inobservables. Notre méthode empirique prend en compte les différences observables entre les clubs par appariement exact et corrige des caractéristiques non observées par doubles différences. Nos résultats montrent que les effets d'un changement d'entraîneur sur la performance de l'équipe ne sont pas significatifs, et ce même si l'on tient compte de certaines caractéristiques des coaches.

WITHIN-SEASON DISMISSALS OF FOOTBALL MANAGERS: EVIDENCE FROM THE FRENCH LIGUE 1

There have been many studies of the impact of manager turnover on club performance, especially in European leagues. Our paper examines the impact of within-season manager change on club performance using information from the French Ligue 1 over the period 1998–2018. The clubs that change their manager have different characteristics from clubs that do not. Some may be observed (as points before dismissal), and others remain unobservable in the data. We use an empirical method that takes observable differences between clubs into account (through exact matching) and corrects for unobserved characteristics (through difference-in-differences). Our results show that the overall effects of a change of manager on team performance are insignificant even if we take into account some characteristics of the coaches.

Mots clé : licenciement des entraîneurs de football, leadership, performance des équipes, appariement exact, Ligue 1

Keywords : football manager dismissals, leadership, team performance, exact-matching, French Ligue 1

Classification JEL : J44, L83.

* CNRS-PSE. *Correspondance* : 48 boulevard Jourdan, 75014 Paris, France. *Courriel* : luc. arrondel@psemail.eu

** CNAM-Lirsa et Ceet. *Correspondance* : 29 promenade Michel Simon, 93166 Noisy-le-Grand Cedex, France. *Courriels* : richard.duhautois@lecnam.net, cedric.zimmer@jeunesse-sports.gouv.fr

Les auteurs tiennent à remercier deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques qui ont permis d'améliorer la qualité de cet article.

INTRODUCTION

L'impact du leadership d'un PDG sur la « performance » d'une entreprise a été largement étudié dans la littérature, mais reste une question largement controversée : très important pour certaines entreprises, négligeable pour d'autres (Arnulf, Mathisen et Hærem [2012]). Dans le cas du football, l'analyse du « leadership » consiste à mesurer l'impact d'un entraîneur sur les résultats sportifs de son équipe. Mais là encore, les conclusions des études empiriques qui s'y sont intéressées sont partagées.

Kuper et Szymanski ([2018], p. 156) affirment que les entraîneurs ont très peu d'influence sur les performances de leurs joueurs : « Ils ajoutent si peu de valeur qu'il est tentant de penser qu'ils pourraient être remplacés par leurs secrétaires, ou leurs présidents, ou par des ours en peluche... » Pour cela, ils s'appuient sur l'efficacité du marché des salaires des footballeurs, qui expliquent, selon eux, 90 % de la dispersion des classements des championnats. L'impact de l'entraîneur concernerait alors uniquement les 10 % restants, mais qu'il partagerait, de plus, avec d'autres facteurs (préparation physique, alimentation, etc.). Kuper et Szymanski pensent que la vision de l'entraîneur providentiel (comme Alex Ferguson à Manchester ou Arsène Wenger à Arsenal) est la version footballistique de la « théorie des grands hommes » en histoire, liant les changements historiques aux personnages illustres. Mais selon eux, cette théorie a été rejetée par les historiens depuis des décennies. Ces dernières années, les chercheurs en leadership adoptent plutôt une « perspective post-héroïque » selon laquelle le leadership est considéré plutôt comme une résultante et non comme un « input » : « Les figures héroïques sont moins acteurs que nous ne le pensons, mais elles incarnent souvent les symboles d'une cause » (Stacey, Griffin et Shaw [2000], p. 170). Selon cette approche, le rôle d'un entraîneur serait davantage symbolique, plus proche d'un communicant qu'un acteur des victoires de son équipe : « plus proche de la reine [...] que d'un Premier ministre » (Kuper et Szymanski [2018], p. 162).

Anderson et Sally [2014] remettent cependant en cause l'hypothèse de Kuper et Szymanski de l'absence d'impact de l'entraîneur sur la performance sportive. Leur critique est plurielle. Tout d'abord, la corrélation entre les salaires des joueurs et la performance est, selon eux, bien plus faible que les 90 % avancés. L'estimation proposée par Anderson et Sally dépend de la période, de la méthode de calcul et du nombre de ligues considérées, mais certaines mesures montrent que la dispersion expliquée des performances sportives par les différences de masse salariale des clubs ne dépasserait pas 60 %. Cette corrélation, bien que forte, laisse néanmoins plus de place à d'autres facteurs de réussite, notamment au leadership de l'entraîneur. Ensuite, le salaire de l'entraîneur fait partie de la masse salariale des clubs, et donc les équipes les plus riches paient leur coach plus que les autres. Enfin, bien que le marché des footballeurs soit relativement efficace, les salaires sont néanmoins une mesure imparfaite du talent collectif des joueurs, talent qui pourrait dépendre également de celui de leur entraîneur.

Une alternative pour tester l'hypothèse de l'importance de l'entraîneur sur les performances de son équipe est de mesurer l'impact d'un changement de coach sur les résultats du club. De nombreuses études empiriques se sont penchées sur cette question, en particulier dans les principales ligues européennes. Les méthodes utilisées divergent mais les conclusions vont le plus souvent dans le sens d'une absence d'impact de l'entraîneur. De plus, la méthodologie adoptée

et la mesure de la performance retenue ne semblent pas influencer les résultats obtenus. Parmi toutes ces méthodes, celles qui consistent notamment à utiliser un groupe de contrôle – c'est-à-dire des clubs qui conservent leur entraîneur et qui présentent les « mêmes » caractéristiques que les clubs qui changent de coach – concluent toutes au peu d'influence des entraîneurs (Scelles et Llorca [2020]).

La principale difficulté pour tester cette hypothèse de l'impact du changement d'entraîneur est d'ordre économétrique. L'utilisation d'un groupe de contrôle permet de pallier le problème d'une éventuelle « régression vers la moyenne », mais pas celui de l'endogénéité : licencier un entraîneur n'est en effet pas aléatoire puisque cette décision est prise souvent à la suite de mauvais résultats, de sorte que les estimateurs les plus simples de différence de différences ne sont pas appropriés.

Dans cet article, nous testons l'impact du changement d'entraîneur en cours de saison sur la performance des clubs de Ligue 1 française sur la période 1998-2018. Les clubs qui changent de coach présentent des caractéristiques différentes de celles des équipes qui ne le font pas. Certaines de ces caractéristiques peuvent être observées (le nombre de points avant le licenciement), mais d'autres restent inobservables. Nous utilisons une méthode empirique qui prend en compte les différences observables entre les clubs (par appariement exact) et corrige des caractéristiques inobservables (par différence de différences). Notre méthode empirique se différencie de celle utilisée dans l'approche récente de Bryson, Buraimo et Simmons [2021] en ce sens que nous utilisons une méthode d'appariement exact ou quasi exact (et non un appariement par score de propension : PSM). Elle est également différente de la méthode de Scelles et Llorca [2020] qui analysent, comme nous le faisons, la Ligue 1, mais en traitant l'endogénéité par une approche par groupe de contrôle (CG).

Nos résultats montrent que les effets du changement d'entraîneur sur les performances de l'équipe ne sont pas significatifs. En décomposant entre matchs à domicile et rencontres à l'extérieur, nous obtenons néanmoins un effet positif mais seulement pour les matchs à domicile et à court terme. Cet impact est donc vraisemblablement davantage la conséquence de la pression exercée par les supporters qu'une différence de performance entre l'ancien et le nouveau coach. Cependant, lorsque nous tenons compte de l'ancienneté de l'entraîneur sur le marché du travail, cet effet disparaît.

L'article est organisé comme suit. La deuxième section présente la théorie et liste les conclusions des principales études empiriques. La troisième section décrit les données et fournit quelques statistiques descriptives et la quatrième section décrit la méthode d'estimation des effets du changement d'entraîneur sur la performance de l'équipe. La cinquième section présente les résultats de nos estimations.

THÉORIE ET CONCLUSIONS DES ÉTUDES EMPIRIQUES

Les propriétaires des clubs de football professionnels licencient souvent l'entraîneur par suite des mauvaises performances de l'équipe. Ces licenciements sont devenus de plus en plus fréquents, et la rotation des coaches s'est considérablement accélérée au cours des dernières décennies (d'Addona et Kind [2014]).

Au début des années 2010, la longévité moyenne des entraîneurs dans les clubs de *Premier League* anglaise était d'un peu moins d'un an et demi (Bridgewater [2010]); elle est à peu près la même en Ligue 1 française en 2020 : 53 matchs pour une longévité moyenne située entre 16 et 17 mois.

Dans un cadre principal-agent standard (Jovanovic [1979]), les actionnaires font appel à des managers pour gérer leur entreprise afin de maximiser leurs profits. Dans ce modèle standard, les travailleurs sont embauchés tant que le surplus généré par la collaboration dépasse les coûts d'embauche pour l'entreprise. Le contrat prend fin, soit par un licenciement de l'employeur, soit par une démission du travailleur, lorsque la collaboration pour l'une, l'autre ou les deux parties est inférieure à la valeur d'une option extérieure (Bryson, Buraimo et Simmons [2021]). Pour les sociétés cotées en bourse, les actionnaires, chaque année, observent les performances de l'entreprise et, en fonction de ces performances et des conditions prévalant sur le marché du travail, choisissent de conserver ou de licencier leur manager.

Le football professionnel est un domaine d'application particulièrement intéressant pour l'analyse de ces changements de « manager ». Contrairement au milieu financier, les performances d'un entraîneur sont en effet plus faciles à mesurer puisqu'il s'agit simplement de recenser les résultats des matchs. Si l'on se réfère au cadre principal-agent et sous l'hypothèse d'une information parfaite sur le marché du travail des entraîneurs, on s'attend à un impact positif du licenciement d'un entraîneur. Différentes raisons peuvent cependant justifier une absence d'effet (Peeters, Szymanski et Tervii [2017]) : l'information imparfaite sur les compétences des entraîneurs, un marché du travail des entraîneurs inefficace et l'existence de « contraintes de liquidité » pour les clubs (risque de relégation)¹. Dans cet environnement imparfait, d'autres motivations doivent alors être avancées pour expliquer le changement d'entraîneurs.

Le licenciement du coach pourrait améliorer la performance collective de l'équipe (schémas de jeu, composition de l'équipe...) et/ou augmenter la motivation individuelle des joueurs. En d'autres termes, le changement de coach serait susceptible de provoquer un choc psychologique chez les joueurs permettant d'améliorer les performances de l'équipe. D'autres raisons sont avancées par De Paola et Scopa [2012]. D'une part, les conseils d'administration des clubs peuvent « surestimer » leur capacité à prendre les bonnes décisions par des licenciements; d'autre part, la théorie du « bouc émissaire » suggère aussi que le changement d'entraîneur constitue un moyen pratique pour les dirigeants de calmer les actionnaires et les supporters, et ainsi éviter de porter la responsabilité des mauvaises performances de l'équipe.

Nous avons recensé vingt-neuf études réalisées entre 1997 et 2019 qui traitent du changement d'entraîneur dans le football : 17 portent sur les champions du *Big Five* européen (Allemagne, Angleterre, Espagne, France et Italie),

1. Le marché du travail des entraîneurs est un marché où les compétences des « travailleurs » ne peuvent être observées que sur le « terrain ». Les informations deviennent donc rapidement publiques. Les clubs ont alors une incitation socialement inefficace à embaucher des entraîneurs moins talentueux et expérimentés plutôt que des « entrants » plus prometteurs, notamment en raison du risque d'embaucher finalement un entraîneur aux faibles capacités. De plus, un club soumis à des contraintes de liquidité donnera plus de poids au risque de pertes (relégation) si les compétences de l'entraîneur s'avèrent faibles, et embauchera en conséquence un coach de « qualité » moyenne plutôt qu'un entraîneur présentant un profil de compétences « plus risqué » (Peeters, Szymanski et Tervii [2017]).

10 s'intéressent à d'autres pays européens (Autriche, Belgique, Danemark, Norvège Pays-Bas et Portugal) et 2 portent sur des ligues d'Amérique du Sud (Argentine et Colombie)². Le premier bilan de tous ces travaux concerne l'absence de consensus sur leurs conclusions : 7 études concluent à un effet négatif et significatif, 12 à l'absence d'effet, 6 à un effet positif et 4 ne se prononcent pas. Les résultats divergent d'ailleurs parfois pour le même pays.

Pour la *Bundesliga* allemande, les quatre études répertoriées (Salomo et Teichmann, [2000]; Wagner [2010]; Heuer *et al.* [2011]; Muehlheusser, Schneemann et Sliwka [2016]) aboutissent à toutes les conclusions possibles. Pour la *Premier League* anglaise, les six études recensées (Poulsen [2000]; Audas, Dobson et Goddard [2002]; Hughes *et al.* [2010]; Dobson et Goddard [2011]; Flint, Plumley et Wilson [2014]; Besters, Van Ours et Van Tuijl [2016]) concluent soit à l'absence d'effet, soit à un impact négatif du changement d'entraîneur. Les quatre études sur l'*Eredivisie* néerlandaise (Bruinshoofd et Ter Weel [2003]; Koning [2003]; Ter Weel [2011]; Van Ours et Van Tuijl [2016]) obtiennent des impacts principalement non significatifs. L'étude portant sur des données de la *Serie A* italienne (De Paola et Scoppa [2012]) conclut également que le changement d'entraîneur n'a aucun effet sur la performance des équipes. Une exception concerne la *Liga* espagnole (de Dios Tena et Forrest [2007]; González-Gómez, Picazo-Tadeo et García-Rubio [2011]; Lago-Peñas [2011]) où le licenciement de l'entraîneur aurait un effet plutôt positif sur la performance des clubs. Cependant, les trois études statistiques espagnoles se limitent à comparer la performance de l'équipe avant et après un changement de coach, sans introduire de groupe de contrôle (biais de régression vers la moyenne).

Les autres études recensées portent sur d'autres pays européens (Wirl et Sagmeister [2008]; Balduck, Buelens et Philippaerts [2010]; Balduck, Prinzie et Buelens [2010]; Arnulf, Mathisen et Hærem [2012]; Maximiano [2012]; Madum [2016]) et sur deux pays d'Amérique du Sud (Flores, Forrest et de Dios Tena [2012]; Giraldo *et al.* [2013]). Une seule de ces études trouve un effet positif du changement d'entraîneur sur les performances de son équipe mais seulement lors des matchs à domicile, les autres travaux obtenant des effets non significatifs ou négatifs.

Enfin, deux études plus récentes semblent plutôt aller dans le sens d'un impact positif du changement de l'entraîneur sur les performances des clubs. Scelles et Llorca [2020], qui travaillent sur la première division française, obtiennent un effet positif du changement de coach. Bryson, Buraimo et Simmons [2021] sont les seuls à utiliser simultanément des informations provenant des deux premières divisions de quatre pays européens (Allemagne, Espagne, France et Italie). Ils prennent en compte tous les changements d'entraîneur, qu'ils fassent suite à une démission ou à un licenciement, et quelle que soit la période du changement, en cours ou en fin de saison. Ils obtiennent alors des résultats différents pour les démissions ou les licenciements : les démissions de l'entraîneur n'ont que peu ou pas d'impact sur les performances de l'équipe, alors que les équipes qui licencient leur entraîneur (en tenant compte de l'expérience des coachs) ont des améliorations faibles mais statistiquement significatives. Ces conclusions qui contrastent avec les précédents travaux nécessitent quelques nuances pour pouvoir

2. Nous avons omis certaines études recensées dans Scelles et Llorca [2020] qui ne testent pas véritablement l'impact des changements d'entraîneur : Audas, Dobson et Goddard [1997] et Bridgewater [2010].

les comparer : l'impact positif du changement d'entraîneurs semble essentiellement dû aux turnovers de l'intersaison puisqu'ils n'obtiennent aucun effet positif lorsqu'ils restreignent leur échantillon aux seuls licenciements en cours de saison (il y a très peu de démissions proprement dites en cours de saison).

Si la méthodologie utilisée et la mesure de la performance ne semblent pas expliquer la diversité des conclusions, les études utilisant un groupe de contrôle – les clubs qui ne changent pas d'entraîneur ayant les « mêmes » caractéristiques que les équipes qui en changent – obtiennent néanmoins plus fréquemment des effets non significatifs (Scelles et Llorca [2020]). La difficulté de s'appuyer sur une méthodologie qui n'utilise pas de groupe témoin réside dans le fait que le licenciement d'un manager est une décision prise par les propriétaires de clubs et n'est en conséquence pas aléatoire. Une façon de traiter cette endogénéité et d'identifier l'impact causal des changements d'entraîneur est d'utiliser une approche par appariement. Celle-ci consiste à créer des séquences contrefactuelles de matchs où les équipes qui n'ont pas effectué de changement d'entraîneur ont des séquences de matchs similaires à celles qui en ont changé (avant le licenciement).

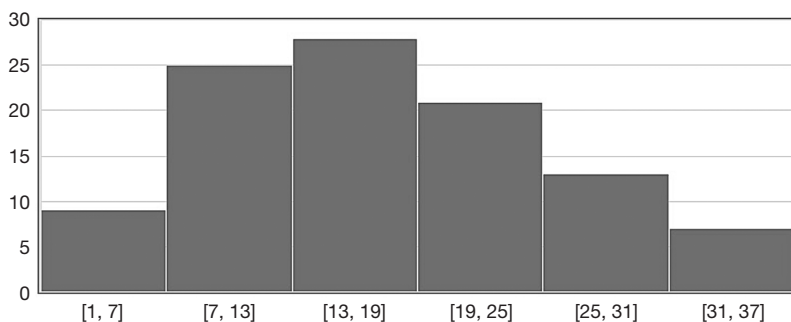
LES DONNÉES : LA LIGUE 1 DE 1998 À 2018

Nous avons collecté nos données à partir de deux sources : le site de la Ligue de football professionnelle française (lfp.fr) et le site footballdatabase.eu. Notre échantillon est constitué de tous les matchs joués en Ligue 1 de la saison 1998-1999 à la saison 2017-2018. Il y a 4 saisons où le championnat comprenait 18 équipes et 16 saisons, 20 équipes (soit 392 observations équipes-saisons et 7304 matchs). Afin de pouvoir distinguer plus facilement les licenciements des démissions, nous nous sommes concentrés uniquement sur les changements d'entraîneur en cours de saisons, qui correspondent dans leur très grande majorité à des licenciements. Au cours des 20 saisons observées, 103 entraîneurs ont été licenciés, soit 5,15 par saison en moyenne. Sur cette période, 94 changements d'entraîneur en cours de saison ont concerné des équipes différentes.

Ces statistiques sont comparables à celles des autres études concernant la Ligue 1 : 4,7 pour Scelles et Llorca [2020]. Dans les autres ligues européennes, le nombre de changements est légèrement supérieur : 5,6 pour la *Premier League* anglaise, 6,6 pour la *Jupiler League* belge et la *Bundesliga* allemande, 6,7 pour la *Liga* espagnole et 8,4 pour la *Serie A* italienne (Van Ours et Van Tuijl [2016]). C'est aux Pays-Bas que l'on change le moins souvent d'entraîneurs en cours de saison : 4,2 en moyenne avec 32 équipes (sur 39) qui ont connu au moins un changement.

Les entraîneurs sont licenciés le plus souvent lorsque leur équipe est classée 16^e, après une défaite à domicile dans 57 % des cas, et en moyenne à la mi-saison. Le graphique 1 présente le nombre de licenciements d'entraîneurs tout au long d'une saison en fonction du nombre de matchs joués (les quatre premières saisons observées étaient cependant plus courtes : championnat de 18 équipes avec seulement 34 matchs). Le mode des licenciements (28 %) concerne le milieu de saison (13-19 matchs joués), juste avant la pause hivernale qui semble le moment propice pour envisager un changement de coach. Par ailleurs, près de 75 % des licenciements se situent entre la 7^e et la 25^e journée.

Graphique 1. Fréquence des licenciements d'entraîneur en fonction du nombre de matchs joués (1998-2018)

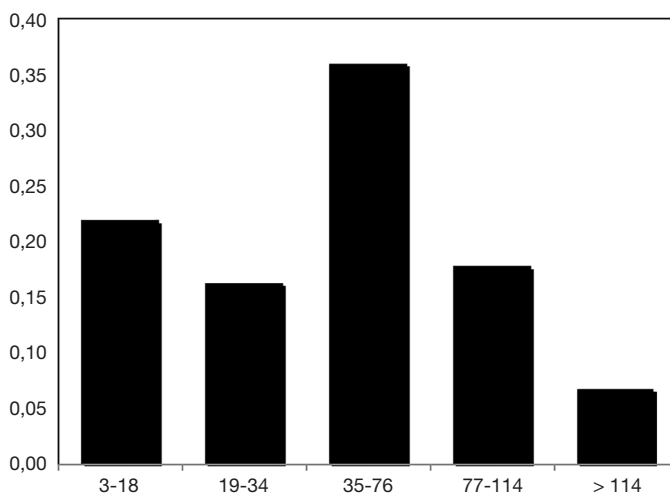


Source : Ligue de football professionnelle (lfp.fr) et footballdatabase.eu (nos calculs).

Au cours de la période observée (1998-2018), nous avons dénombré 262 « séquences » d'entraîneur (une séquence comprenant au moins deux matchs entraînés). La durée moyenne d'une séquence est de 53 matchs (cf. graphique 2) : 40 % des séquences durent moins d'une saison, un tiers durent entre une et deux saisons, et un quart plus de deux saisons.

Une première statistique intéressante consiste à croiser les équipes reléguées avec le changement d'entraîneur en cours de saison (cf. tableau 1). Sur la période 1998-2018, 24,0 % des équipes ont changé au moins une fois d'entraîneur, et un peu plus d'un tiers de ces équipes (35,1 %) sont reléguées en fin de saison. Seulement 8,7 % des équipes qui n'ont pas changé de coach sont reléguées. Un test du chi-2 ($F = 38,9, p < 0,0001$) montre que les deux distributions ne sont pas indépendantes : les équipes reléguées ont donc changé plus souvent d'entraîneur que les autres. Les clubs qui changent d'entraîneur présentent donc des caractéristiques spécifiques, notamment en termes de résultats et de classement avant le licenciement de l'entraîneur.

Graphique 2. « Longévité » des entraîneurs en nombre de matchs



Source : Ligue de football professionnelle (lfp.fr) et footballdatabase.eu [nos calculs]

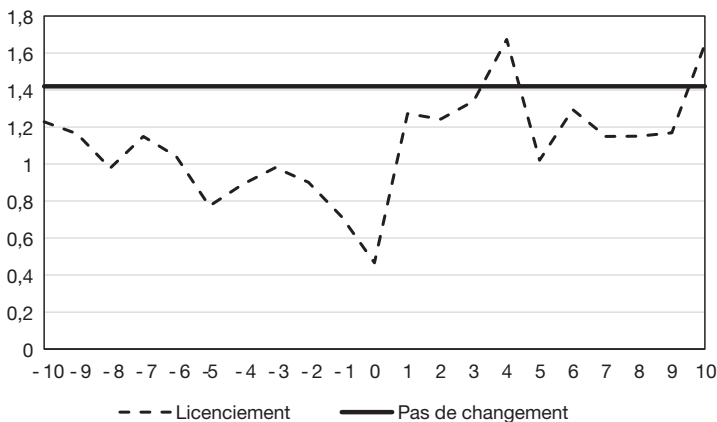
Tableau 1. *Changement d'entraîneur et relégation des clubs en fin de saison*

Relégation	Changement d'entraîneur		
	Non	Oui	Total
Non	272	61	333
Oui	26	33	59
Total	298	94	392

Source : Ligue de Football Professionnelle (lfp.fr) et footballdatabase.eu (nos calculs).

Dans la suite de cette étude, nous mesurons la performance sportive des équipes par le nombre de points gagnés³ : une équipe ayant licencié son entraîneur obtient 1,14 point en moyenne par match sur une saison, alors qu'un club qui conserve son coach en récolte 1,42. Le graphique 3 présente la performance des équipes (nombre de points moyen par match sur les 10 rencontres avant le changement d'entraîneur et sur les 10 confrontations après le licenciement). La ligne horizontale correspond au nombre de points moyens (1,42) des clubs qui conservent leur coach toute la saison. Comme dans toutes les études recensées précédemment, nous observons que les équipes qui changent d'entraîneur (représentées par la ligne en pointillée) voient leur performance baisser à partir du 10^e match avant la date du licenciement (date 0). Après le licenciement du coach, la performance de l'équipe se redresse et se stabilise autour de 1,2 point par match en moyenne, cependant à un niveau inférieur de celui des équipes qui ont conservé leur entraîneur. De nombreuses études suggèrent qu'il s'agit là simplement d'une « régression vers la moyenne » : la question est alors de savoir ce qui se serait passé si l'entraîneur n'avait pas été licencié.

Graphique 3. *Nombre moyen de points avant et après le changement d'entraîneur*

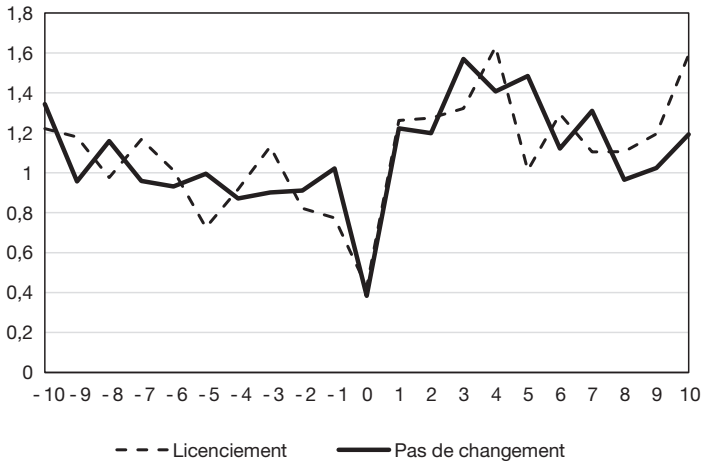


Source : Ligue de football professionnelle (lfp.fr) et footballdatabase.eu (nos calculs).

3. Pour vérifier la robustesse de nos résultats, nous avons également utilisé comme alternative au nombre de points gagnés, le nombre de buts marqués et celui de buts encaissés. Cette variante ne modifie pas nos résultats.

Avant d'envisager une approche par appariement pour tester l'impact causal du changement d'entraîneur, nous pouvons au préalable appliquer la méthodologie d'Arnulf, Mathisen et Hærem [2012] qui consiste à créer un groupe de contrôle constitué d'équipes qui présentent la même pente négative de performances, mais qui n'ont pas changé de coach. Cette méthode consiste alors à choisir parmi les 10 132 séquences sans changement d'entraîneur celles qui affichent une tendance similaire (sur les 10 matchs précédant la date du licenciement) à celle du club moyen ayant changé de coach. Comme critères d'identification, nous avons pris : 0 ou 1 point pour le dernier match, 3 ou 4 points entre 2 matchs avant et 5 matchs avant, 5 points entre 6 matchs avant et 10 matchs avant, et « Classement du club moins bon que la 12^e place ». Arnulf, Mathisen et Hærem [2012] n'utilisent pas exactement les mêmes critères et préfèrent lisser la tendance sur les 5 derniers matchs.

Graphique 4. Nombre moyen de points avant et après le changement d'entraîneur (avec groupe de contrôle)



Source : Ligue de football professionnelle (lfp.fr) et footballdatabase.eu (nos calculs).

Le graphique 4 présente les performances de l'équipe 10 matchs avant un licenciement d'entraîneur et 10 matchs après le changement. La courbe correspondant aux clubs ayant licencié leur entraîneur (ligne pointillée) n'est pas exactement identique à celle du graphique 1, car nous avons retenu ici uniquement les clubs que nous pouvons observer 10 matchs avant le changement. On constate qu'après le licenciement (date 0), les deux types de clubs (ceux ayant licencié et ceux ayant conservé leur coach) présentent des performances sportives identiques : 1,28 point pour les équipes ayant licencié vs 1,25 point pour les autres en moyenne après 10 matchs ($F = 0,11$, $p = 0,74$).

LA MÉTHODE EMPIRIQUE : UN MODÈLE D'APPARIEMENT EXACT AVEC DOUBLES DIFFÉRENCES

Comme nous l'avons déjà souligné, les clubs qui changent d'entraîneur ont des caractéristiques différentes de celles des clubs qui conservent leur coach. Certaines peuvent être observées (le nombre de points et le classement avant le licenciement), d'autres sont inobservables (pression des actionnaires et/ou des supporters...). Nous utilisons une méthode empirique qui prend en compte les différences observables entre les clubs par appariement exact et corrige des caractéristiques inobservées par différence de différences. L'objectif est bien d'identifier l'effet causal des changements d'entraîneur sur les performances des clubs.

La méthode comprend deux étapes. Tout d'abord, nous rendons comparables les clubs qui changent d'entraîneur et ceux qui ne le font pas. Ensuite, nous faisons correspondre les clubs qui changent de coach avec leurs « jumeaux » qui conservent leur entraîneur, et nous comparons l'évolution des performances des deux groupes de clubs avant et après le changement d'entraîneur. En termes de technique statistique, cette méthode combine la différence des différences avec l'appariement exact. Pour la première étape, la plupart des études recensées utilisent un modèle d'appariement par score de propension (PSM : *propensity score matching*) en utilisant un modèle paramétrique (Probit ou Logit). Pour notre part, nous appariions les clubs directement sur les caractéristiques observables de sorte que l'ensemble de l'estimation est non paramétrique (appariement exact).

Cette méthode n'est donc pas la même que celle de Bryson, Buraimo et Simmons [2021] : l'*entropy balancing* est soit une alternative à la méthode d'appariement par score de propension, soit une méthode complémentaire à la PSM (par repondération des résultats de la PSM). Contrairement à notre technique, l'*entropy balancing* conserve tous les entraîneurs, qu'ils appartiennent au groupe « traité » ou au groupe de « contrôle », et est utilisée en particulier dans les processus aléatoires. Dans notre cas, nous ne pouvons pas supposer que le licenciement d'un entraîneur est un processus aléatoire car certaines caractéristiques déterminent fortement les licenciements. De plus, dans notre échantillon, certains licenciements sont « hors support » et il est important de ne pas les prendre en compte dans nos estimations. L'*entropy balancing* aurait pu être utilisée dans notre étude si les licenciements d'entraîneur s'effectuaient de manière purement aléatoire⁴.

Une étape clé de notre méthode concerne la construction du groupe de contrôle (les clubs qui ne changent pas d'entraîneur) pour les rendre comparables avec les clubs du groupe « traité » (ceux qui licencient leur coach). Lorsqu'il y a beaucoup de variables de contrôle, il peut être difficile de trouver un contrefactuel pour chaque club « traité ». Inversement, lorsqu'il y a trop peu de variables de contrôle, il est difficile de comparer les clubs. Cette méthode nécessite cependant un support commun, à savoir qu'il y ait des observations dans les deux groupes avec des caractéristiques similaires. L'appariement exact a l'avantage de garantir que les clubs sont appariés sur des variables clés pertinentes. Avec le

4. L'idée de l'*entropy balancing* est de parvenir à équilibrer les covariables, tout en réincorporant les observations traitées hors support par une repondération des poids issus du PSM. Cependant, dans notre cas, comme ces entraîneurs hors support ont des profils très spécifiques, cette repondération conduit à leur donner trop de poids et, en conséquence, à donner aussi trop de poids aux effets de traitement provenant des groupes appariés avec ces types de profil.

PSM, les clubs sont appariés sur un score de propension unique représentant la probabilité d'appartenir au groupe. Cette méthode peut être particulièrement utile lorsque le nombre de caractéristiques individuelles est important. Comme nous ne disposons que de peu de variables explicatives, l'appariement exact est donc une méthode plus satisfaisante. Pour vérifier la robustesse de nos estimations, nous avons cependant testé différents types d'appariement exact : un appariement « parfaitement exact » et quatre appariements « quasi exacts ».

Les tableaux 2a à 2c montrent les critères d'appariement, le nombre correspondant de clubs « traités » et de clubs de « contrôle ». Nous utilisons cinq variables d'appariement : le nombre de points du match précédant le licenciement (points $t = 0$) ; le nombre de points entre la 2^e et la 5^e journée avant le licenciement (nombre de points $t - 1$ à $t - 4$) ; le nombre de points entre la 6^e et la 10^e journée avant le licenciement (nombre de points $t - 5$ à $t - 9$) ; le classement à l'issue du match précédant le licenciement (classement $t = 0$) et l'ancienneté du nouvel entraîneur (en années d'expérience). L'appariement est exact lorsque les cinq critères sont les mêmes entre les clubs qui ont licencié leur entraîneur et les clubs qui l'ont conservé. Cependant, cet appariement « exact » n'est pas possible avec l'ancienneté de l'entraîneur car les correspondances sont trop peu nombreuses. Nous utilisons alors deux critères pour l'appariement : le premier en retenant les quartiles d'ancienneté ($q_1 = 6$, médiane = 13, $q_3 = 19$) et le second, en prenant simplement l'appartenance à l'intervalle $[- 3, + 3]$ années d'expérience.

Tableau 2a. Appariement sans ancienneté de l'entraîneur

	Critère d'appariement					
	Nombre de clubs « traités » (support commun)	Nombre de périodes des clubs du groupe de contrôle	Points $t = 0$	Nombre de points $t - 4$ à $t - 1$	Nombre de points $t - 5$ à $t - 9$	Classement $t = 0$
Appariement exact	61	187	Exact	Exact	Exact	Exact
Appariement quasi exact 1	79	551	Exact	Exact	+/- 1	Exact
Appariement quasi exact 2	81	859	Exact	Exact	+/- 2	Exact
Appariement quasi exact 3	82	488	Exact	+/- 1	Exact	Exact
Appariement quasi exact 4	84	2279	Exact	+/- 1	+/- 2	Exact

Tableau 2b. Appariement avec ancienneté de l'entraîneur en quartiles

	Critère d'appariement					
	Nombre de clubs « traités » (support commun)	Nombre de périodes des clubs du groupe de contrôle	Points $t = 0$	Nombre de points $t - 4$ à $t - 1$	Nombre de points $t - 5$ à $t - 9$	Classement $t = 0$
Appariement exact	24	40	Exact	Exact	Exact	Exact
Appariement quasi exact 1	50	126	Exact	Exact	+/- 1	Exact
Appariement quasi exact 2	63	204	Exact	Exact	+/- 2	Exact
Appariement quasi exact 3	55	123	Exact	+/- 1	Exact	Exact
Appariement quasi exact 4	80	559	Exact	+/- 1	+/- 2	Exact

Tableau 2c. Appariement avec ancienneté de l'entraîneur comprise entre - 3 et + 3 années

	Critère d'appariement					
	Nombre de clubs « traités » (support commun)	Nombre de périodes des clubs du groupe de contrôle	Points $t = 0$	Nombre de points $t - 4$ à $t - 1$	Nombre de points $t - 5$ à $t - 9$	Classement $t = 0$
Appariement exact	17	23	Exact	Exact	Exact	Exact
Appariement quasi exact 1	41	72	Exact	Exact	+/- 1	Exact
Appariement quasi exact 2	51	114	Exact	Exact	+/- 2	Exact
Appariement quasi exact 3	39	62	Exact	+/- 1	Exact	Exact
Appariement quasi exact 4	73	318	Exact	+/- 1	+/- 2	Exact

Le tableau 2a présente les caractéristiques de l'appariement sans l'ancienneté de l'entraîneur, le tableau 2b avec l'ancienneté du coach divisée en quartiles et le tableau 2c avec l'ancienneté de l'entraîneur comprise entre - 3 et + 3 années d'ancienneté. Les « appariements quasi exacts » 1, 2, 3 et 4 sont les cas où nous permettons à une ou deux variables du groupe de contrôle de varier de plus ou moins 1 (ou 2) point(s) par rapport au groupe des clubs « traités ». Cela nous permet de retrouver tous (ou presque tous) les clubs « traités » dans le support commun.

Pour tester la significativité de nos estimateurs, nous calculons deux écarts types. L'écart type « analytique » est calculé comme suit :

$$\frac{1}{N_1} V(Y/T = 1) + \frac{\sum_{i \in T=0} p_i^2}{N_1^2} V(Y/T = 0),$$

avec N_1 le nombre de clubs « traités » (dans le support), $V(\cdot)$ les variances de chaque groupe de clubs et p_i le poids de chaque équipe dans le groupe de contrôle. Nous estimons également un écart type par *bootstrap* (avec 500 réplifications). Les deux valeurs étant presque identiques, la significativité des effets est donc robuste par rapport à la méthode de calcul utilisée.

LES RÉSULTATS : PAS D'EFFET DU CHANGEMENT D'ENTRAÎNEUR

Les tableaux 3a à 3c présentent, selon les critères d'appariement, les effets moyens du traitement sur les traités (ATT : *average treatment-on-the-treated*) pour les performances évaluées sur les 5 et les 10 matchs avant et après le changement de l'entraîneur.

La première colonne de résultats rapporte les effets avant appariement, c'est-à-dire pour l'ensemble des observations : lorsque la comparaison ne tient pas compte des caractéristiques observables de l'entraîneur, la différence entre les clubs qui changent d'entraîneur avec leurs « jumeaux » qui conservent leur coach est positive et significative, comme nous l'avons déjà observé sur le graphique 3 (entre 0,17 et 0,45 point par match selon les fenêtres temporelles).

Mais mis à part quelques cas, les estimateurs (ATT) sont toujours non significatifs, que l'on inclue ou non l'ancienneté de l'entraîneur.

Prenons le cas des appariements qui ne prennent pas en compte l'ancienneté de l'entraîneur et observons les points de l'équipe (tableau 3a) juste avant le changement d'entraîneur ($t - 5$ à $t - 1$) avec les points de l'équipe juste après ($t + 1$ à $t + 5$) : les équipes qui changent de coach gagnent en moyenne environ 0,10 point de plus par match que les équipes qui conservent leur entraîneur. Ces résultats qui sont assez stables selon le niveau d'appariement ne sont cependant pas significatifs.

Tableau 3a. *Estimateur ATT sans ancienneté de l'entraîneur (nombre moyen de points par match)*

ATT	Avant appariement	Appariement exact	Appariement quasi exact 1	Appariement quasi exact 2	Appariement quasi exact 3	Appariement quasi exact 4
$\Delta(t_1 \text{ à } t_{10}/L_{-1} \text{ à } t_{-10})$	0,325*** (0,062)	0,059 (0,080)	0,050 (0,065)	0,053 (0,064)	0,042 (0,062)	0,061 (0,058)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ à } t_{-5})$	0,447*** (0,087)	0,123 (0,112)	0,105 (0,094)	0,137 (0,092)	0,113 (0,089)	0,103 (0,079)
$\Delta(t_6 \text{ à } t_{10}/L_{-6} \text{ à } t_{-10})$	0,170* (0,093)	-0,042 (0,121)	-0,066 (0,109)	-0,102 (0,098)	-0,019 (0,094)	-0,018 (0,095)
$\Delta(t_6 \text{ à } t_{10}/t_{-1} \text{ à } t_{-10})$	0,270*** (0,082)	-0,017 (0,099)	-0,012 (0,089)	-0,041 (0,083)	0,060 (0,081)	0,038 (0,078)

Note : * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Tableau 3b. *Estimateur ATT avec ancienneté de l'entraîneur en quartiles (nombre moyen de points par match)*

ATT	Avant appariement	Appariement exact	Appariement quasi exact 1	Appariement quasi exact 2	Appariement quasi exact 3	Appariement quasi exact 4
$\Delta(t_1 \text{ à } t_{10}/L_{-1} \text{ à } t_{-10})$	0,325*** (0,062)	0,098 (0,127)	0,135 (0,077)	0,082 (0,072)	-0,022 (0,084)	0,037 (0,064)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ à } t_{-5})$	0,447*** (0,087)	0,205 (0,166)	0,168* (0,099)	0,096 (0,099)	-0,072 (0,120)	0,068 (0,087)
$\Delta(t_6 \text{ à } t_{10}/L_{-6} \text{ à } t_{-10})$	0,170* (0,093)	-0,305 (0,214)	0,009 (0,141)	-0,025 (0,129)	0,014 (0,138)	-0,064 (0,105)
$\Delta(t_6 \text{ à } t_{10}/t_{-1} \text{ à } t_{-10})$	0,270*** (0,082)	-0,280 (0,175)	-0,014 (0,120)	-0,016 (0,105)	0,069 (0,110)	-0,003 (0,082)

Note : * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Tableau 3c. *Estimateur ATT avec ancienneté de l'entraîneur comprise entre - 3 et + 3 années (nombre moyen de points par match)*

ATT	Avant appariement	Appariement exact	Appariement quasi exact 1	Appariement quasi exact 2	Appariement quasi exact 3	Appariement quasi exact 4
$\Delta(t_1 \text{ à } t_{10}/L_{-1} \text{ à } t_{-10})$	0,325*** (0,062)	0,196 (0,166)	0,162* (0,090)	0,139 (0,079)	-0,009 (0,107)	0,062 (0,070)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ à } t_{-5})$	0,447*** (0,087)	0,259 (0,203)	0,169 (0,115)	0,105 (0,113)	-0,029 (0,153)	0,033 (0,093)
$\Delta(t_6 \text{ à } t_{10}/L_{-6} \text{ à } t_{-10})$	0,170* (0,093)	-0,088 (0,302)	-0,008 (0,176)	0,040 (0,141)	-0,145 (0,170)	-0,018 (0,113)
$\Delta(t_6 \text{ à } t_{10}/t_{-1} \text{ à } t_{-10})$	0,270*** (0,082)	-0,064 (0,247)	0,007 (0,139)	0,024 (0,118)	0,033 (0,146)	-0,021 (0,090)

Note : * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Lorsque nous contrôlons de l'ancienneté de l'entraîneur (en quartiles, tableau 3b), les impacts sont plus faibles et non significatifs sauf pour l'appariement quasi exact n° 1. Dans ce dernier cas, l'effet est d'environ 0,17 point par match et est significatif à 10 %. Même si les effectifs des groupes traités et de contrôle sont très faibles, ces estimations révèlent néanmoins l'existence d'un effet positif à court terme. Pour les autres fenêtres temporelles, on constate qu'il n'y a aucun effet significatif du changement d'entraîneur et que les estimateurs sont souvent proches de zéro⁵.

Tableau 4. *Estimateur ATT pour les matchs à domicile et à l'extérieur (nombre moyen de points par match)*

ATT	Appariement exact	Appariement quasi exact 1	Appariement quasi exact 2	Appariement quasi exact 3	Appariement quasi exact 4
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ to } t_{-5})$ À domicile sans ancienneté	0,145 (0,111)	0,159 (0,098)	0,175* (0,097)	0,228** (0,089)	0,182** (0,087)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ to } t_{-10})$ À domicile sans ancienneté	0,104 (0,109)	0,093 (0,094)	0,104 (0,092)	0,144 (0,088)	0,126 (0,079)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ to } t_{-5})$ À domicile avec ancienneté	0,294 (0,193)	0,086 (0,125)	0,049 (0,108)	0,106 (0,122)	0,110 (0,089)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ to } t_{-10})$ À domicile avec ancienneté	0,227 (0,184)	0,085 (0,124)	0,014 (0,108)	0,047 (0,121)	0,063 (0,085)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ to } t_{-5})$ À l'extérieur sans ancienneté	0,071 (0,115)	0,081 (0,095)	0,084 (0,090)	0,044 (0,092)	0,069 (0,078)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ to } t_{-10})$ À l'extérieur sans ancienneté	0,030 (0,112)	0,015 (0,088)	0,013 (0,081)	-0,040 (0,085)	0,014 (0,077)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ to } t_{-5})$ À l'extérieur avec ancienneté	0,081 (0,206)	0,217* (0,119)	0,211* (0,107)	-0,014 (0,128)	0,083 (0,090)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ to } t_{-10})$ À l'extérieur avec ancienneté	0,014 (0,200)	0,216* (0,116)	0,176 (0,101)	-0,072 (0,125)	0,036 (0,090)

Note : * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Le tableau 4 présente les mêmes effets ATT mais en distinguant les matchs à domicile et à l'extérieur, et ce après le changement d'entraîneur. Nous utilisons donc tous les matchs avant le changement de coach comme dans les estimations précédentes, et nous retenons soit les matchs à domicile, soit ceux à l'extérieur après le licenciement. En conséquence, nous n'utilisons que les journées $t + 1$ à $t + 5$ (un match sur deux).

Les résultats montrent que le licenciement de l'entraîneur a un effet sur les performances à domicile pour trois estimateurs retenant des appariements quasi exacts (sans contrôle de l'ancienneté de l'entraîneur) et en considérant seulement

5. Nous avons recueilli des informations sur les départs de 103 entraîneurs. Parmi eux, 86 ont été réellement licenciés et 17 sont considérés par la presse comme des démissions. Mais parmi ces 17 démissions potentielles, seules 7 seraient de « vraies » démissions, c'est-à-dire des départs que les propriétaires des clubs n'ont pas provoqués. Les effets des tableaux 3a à 3c ont donc été réestimés sur le seul échantillon des entraîneurs officiellement licenciés, en excluant ceux qui auraient pu éventuellement démissionner (cf. annexe). Les effets obtenus confirment ceux obtenus sur l'ensemble des départs d'entraîneurs en cours de saison.

les 5 journées avant et après le changement de coach : environ 0,17 à 0,23 point en plus par match. Les effets deviennent non significatifs si nous utilisons les 10 matchs avant le changement d'entraîneur comme référence ou si nous ajoutons l'ancienneté du coach dans les variables de contrôle. Cela suggère le fait que les caractéristiques des entraîneurs seraient susceptibles d'avoir un effet sur les performances des matchs à domicile. En ce qui concerne les matchs à l'extérieur, aucun de nos estimateurs les plus complets ne permet de conclure à un effet du changement d'entraîneur sur les résultats : tous les estimateurs ATT sont non significatifs à 5 %.

Autrement dit, nos résultats montrent que pour la Ligue 1 française, la performance de l'équipe pour les matchs à domicile s'améliore légèrement à court terme après le licenciement de l'entraîneur mais que cet effet disparaît à moyen et à long terme et lorsque nous contrôlons de l'ancienneté du coach. Un choc psychologique sur les joueurs et les supporters pourrait expliquer cet effet à court terme sur les performances à domicile, effet observé également dans d'autres études empiriques. Mais cette amélioration des résultats semble surtout s'expliquer par l'expérience du nouvel entraîneur.

CONCLUSION

L'idée que le leadership d'un PDG (d'un entraîneur de football) influence les performances de l'entreprise (de l'équipe) fait débat. Dans le monde du football, Kuper et Szymanski [2018] considèrent que « l'obsession des grands entraîneurs de football » est une version footballistique de la « théorie du grand homme en histoire », une approche que les historiens semblent avoir abandonnée depuis longtemps : selon les deux auteurs, les entraîneurs ont finalement très peu d'influence sur les résultats de leur équipe. À l'inverse de cette opinion, Anderson et Sally [2014] pensent que la « théorie du grand homme » n'est pas obsolète en économie, et que l'influence des entraîneurs sur les résultats des clubs est loin d'être négligeable.

Une manière de tester l'hypothèse du leadership d'un entraîneur sur les performances de son équipe consiste à mesurer l'impact d'un changement de coach en cours de saison. Les propriétaires de clubs licencient généralement l'entraîneur lorsque l'équipe est dans une mauvaise phase quant à ses performances : le licenciement des coaches est en effet devenu une pratique de plus en plus courante au cours des dernières décennies, notamment dans les principaux championnats européens.

Dans un modèle principal-agent et sous l'hypothèse de l'efficacité du marché du travail des entraîneurs, on s'attend à un impact positif du licenciement du coach. L'absence d'effet peut s'expliquer par l'imperfection de l'information, notamment sur les capacités des entraîneurs, à un marché du travail inefficace et/ou à l'existence de contraintes de liquidité pour les clubs (risque de relégation). D'autres raisons peuvent également être avancées : changer le schéma de jeu de l'équipe ; stimuler la motivation des joueurs ; calmer les actionnaires et/ou les supporters et ainsi rejeter la responsabilité des mauvaises performances sur les entraîneurs (hypothèse du « bouc émissaire »).

De nombreuses études se sont intéressées à cette question de l'impact du changement d'entraîneur sur les performances sportives des clubs, notamment ceux appartenant aux grands championnats européens. Les conclusions divergent parfois mais il existe néanmoins un relatif consensus sur le fait du peu d'influence des coaches sur les performances de leur équipe. La principale difficulté pour tester l'hypothèse est d'ordre statistique : il faut contrôler à la fois le phénomène bien connu de « régression vers la moyenne » (après des performances médiocres, on ne peut que remonter) et celui de l'endogénéité. En effet, même si l'on utilise un groupe de contrôle, changer un entraîneur n'est pas une décision aléatoire puisqu'elle intervient souvent après une série de mauvais résultats.

Dans cet article, nous étudions l'impact des changements d'entraîneur, en cours de saison, sur la performance des clubs, dans le cas de la Ligue 1 française (1998-2018). Au cours des vingt saisons observées, 103 coaches ont été licenciés, soit 5,2 par saison en moyenne. Les clubs français qui changent d'entraîneur ont des caractéristiques différentes des équipes qui conservent leur coach. Certaines peuvent être observées (comme les points avant le licenciement et certaines caractéristiques de l'entraîneur...), d'autres restent inobservables (pression des fans ou des propriétaires, etc.). Notre méthode empirique prend en compte les différences observables entre les clubs par appariement exact et corrige des caractéristiques non observées par doubles différences. L'objectif est alors d'identifier le pur effet causal des changements d'entraîneur sur les performances des clubs.

Nos résultats montrent que, globalement, les effets du changement d'entraîneur sur les performances de l'équipe sont non significatifs. Pour certaines spécifications, nous obtenons néanmoins un effet positif à court terme, c'est-à-dire sur les 5 matchs qui suivent le changement. Cet effet ne semble qu'un choc à court terme, et non un effet à long terme puisque sur les 10 matchs qui suivent le licenciement, l'effet est nul. De plus, lorsque nous décomposons l'analyse entre les matchs à domicile et ceux à l'extérieur, nous observons que l'effet n'est positif et significatif que pour les rencontres à « la maison ». La pression des supporters au stade pourrait expliquer ce résultat. Mais le fait que cet effet disparaisse lorsque l'ancienneté de l'entraîneur sur le marché du travail est prise en compte laisse supposer que les caractéristiques des entraîneurs sont susceptibles d'avoir un effet sur les résultats des matchs à domicile.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ANDERSON C. et SALLY D. [2014], *The Numbers Game : Why Everything You Know About Soccer Is Wrong*, New York, Viking/Penguin.
- ARNULF J. K., MATHISEN J. E. et HÆREM T. [2012], « Heroic Leadership Illusions in Football Teams : Rationality, Decision Making and Noise-Signal Ratio in the Firing of Football Managers », *Leadership*, 8 (2), p. 169-185.
- AUDAS R., DOBSON S. et GODDARD J. [1997], « Team Performance and Managerial Change in the English Football League », *Economic Affairs*, 17 (3), p. 30-36.
- AUDAS R., DOBSON S. et GODDARD J. [2002], « The Impact of Managerial Change on Team Performance in Professional Sports », *Journal of Economics and Business*, 54 (6), p. 633-650.
- BALDUCK A. L., BUELENS M. et PHILIPPAERTS R. [2010], « Short-Term Effects of Midseason Coach Turnover on Team Performance in Soccer », *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 81 (3), p. 379-383.

- BALDUCK A. L., PRINZIE A. et BUELENS M. [2010], « The Effectiveness of Coach Turnover and the Effect on Home Team Advantage, Team Quality and Team Ranking », *Journal of Applied Statistics*, 37 (4), p. 679-689.
- BESTERS L. M., VAN OURS J. C. et VAN TUIJL M. A. [2016], « Effectiveness of In-Season Manager Changes in English Premier League Football », *De Economist*, 164 (3), p. 335-356.
- BRIDGEWATER S. [2010], *Football Management*, Berlin, Springer.
- BRUINSHOOFD A. et TER WEEL B. [2003], « Manager to Go? Performance Dips Reconsidered with Evidence from Dutch Football », *European Journal of Operational Research*, 148 (2), p. 233-246.
- BRYSON A., BURAIMO B. et SIMMONS R. [2021], « Special Ones? The Effect of Head Coaches on Football Team Performance », *IZA Discussion Paper*, 14104.
- D'ADDONA S. et KIND A. [2014], « Forced Manager Turnovers in English Soccer Leagues : A Long-Term Perspective », *Journal of Sports Economics*, 15 (2), p. 150-179.
- DE PAOLA M. D. et SCOPPA V. [2012], « The Effects of Managerial Turnover : Evidence from Coach Dismissals in Italian Soccer Teams », *Journal of Sports Economics*, 13 (2), p. 152-168.
- DIOS TENA J. DE et FORREST D. [2007], « Within-Season Dismissal of Football Coaches : Statistical Analysis of Causes and Consequences », *European Journal of Operational Research*, 181 (1), p. 362-373.
- DOBSON S. et GODDARD J. [2011], *The Economics of Football*, Cambridge, Cambridge University Press.
- FLINT S. W., PLUMLEY D. J. et WILSON R. J. [2014], « You Don't Know What You're Doing! The Impact of Managerial Change on Club Performance in the English Premier League », *Managing Leisure*, 19 (6), p. 390-399.
- FLORES R., FORREST D. et DIOS TENA J. DE [2012], « Decision Taking under Pressure : Evidence on Football Manager Dismissals in Argentina and Their Consequences », *European Journal of Operational Research*, 222 (3), p. 653-662.
- GIRALDO A., MENDOZA J., ROSAS A. et TELLEZ D. [2013], « Managerial Turnover : Coach Dismissals and Team Performance in Colombia », *Mimeo*, Universidad Javeriana-Bogota.
- GONZÁLEZ-GÓMEZ F., PICAZO-TADEO A. J. et GARCÍA-RUBIO M. Á. [2011], « The Impact of a Mid-Season Changes of Manager on Sporting Performance », *Sport, Business and Management: An International Journal*, 1 (1), p. 28-42.
- HEUER A., MÜLLER C., RUBNER O., HAGEMANN N. et STRAUSS B. [2011], « Usefulness of Dismissing and Changing the Coach in Professional Soccer », *PLOS One*, 6 (3), art. e17664.
- HUGHES M., HUGHES P., MELLAHI K. et GUERMAT C. [2010], « Short-Term Versus Long-Term Impact of Managers : Evidence from the Football Industry », *British Journal of Management*, 21 (2), p. 571-589.
- JOVANOVIĆ B. [1979], « Job Matching and the Theory of Turnover », *Journal of Political Economy*, 87 (5), p. 972-990.
- KONING R. H. [2003], « An Econometric Evaluation of the Effect of Firing a Coach on Team Performance », *Applied Economics*, 35 (5), p. 555-564.
- KUPER S. et SZYMANSKI S. [2018], *Soccernomics : Why England Loses, Why Spain, Germany, and Brazil Win, and Why the US, Japan, Australia and Even Iraq Are Destined to Become the Kings of the World's Most Popular Sport*, New York, Nation Books.
- LAGO-PEÑAS C. [2011], « Coach Mid-Season Replacement and Team Performance in Professional Soccer », *Journal of Human Kinetics*, 28, p. 115-122.
- MADUM A. [2016], « Managerial Turnover and Subsequent Firm Performance : Evidence from Danish Soccer Teams », *International Journal of Sport Finance*, 11 (1), p. 46-62.
- MAXIMIANO S. [2012], « Does Replacing a Manager Improve Performance? » *Mimeo*, Perdue University.
- MUEHLHEUSSER G., SCHNEEMANN S. et SLIWKA D. [2016], « The Impact of Managerial Change on Performance : The Role of Team Heterogeneity », *Economic Inquiry*, 54 (2), p. 1128-1149.

- PEETERS T., SZYMANSKI S. et TERVIL M. [2017], « The Inefficient Advantage of Experience in the Market for Football Managers », *Tinbergen Institute Discussion Paper*, TI 2017-116/VII.
- POULSEN R. [2000], « Should He Stay or Should He Go? Estimating the Effect of Firing the Manager in Soccer », *Chance*, 13 (2), p. 29-32.
- SALOMO S. et TEICHMANN K. [2000], « The Relationship of Performance and Managerial Succession in the German Premier Football League », *European Journal for Sport Management*, 7, p. 99-199.
- SCELLES N. et LLORCA M. [2020], « Head Coach Change and Team Performance in the French Men's Football Ligue 1, 2000-2016 », *Economics Bulletin*, 40 (2), p. 920-937.
- STACEY R., GRIFFIN D. et SHAW P. [2000], *Complexity and Management : Fad or Radical Challenge to Systems Thinking*, Londres, Routledge.
- TER WEEL B. [2011], « Does Manager Turnover Improve Firm Performance? Evidence from Dutch Soccer, 1986-2004 », *De Economist*, 159 (3), p. 279-303.
- VAN OURS J. C. et VAN TUIJL M. A. [2016], « In-Season Head-Coach Dismissals and the Performance of Professional Football Teams », *Economic Inquiry*, 54 (1), p. 591-604.
- WAGNER S. [2010], « Managerial Succession and Organizational Performance : Evidence from the German Soccer League », *Managerial and Decision Economics*, 31 (6), p. 415-430.
- WIRL F. et SAGMEISTER S. [2008], « Changing of the Guards : New Coaches in Austria's Premier Football League », *Empirica*, 35 (3), p. 267-278.

ANNEXE

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS SUR LES SEULS LICENCIEMENTS D'ENTRAÎNEUR
(SANS LES 17 QUI ONT DÉMISSIONNÉ)

Tableau A1. Appariement sans ancienneté de l'entraîneur

	Nombre de clubs « traités » (support commun)	Nombre de périodes des clubs du groupe de contrôle	Points $t = 0$	Critère d'appariement		
				Nombre de points $t - 4$ à $t - 1$	Nombre de points $t - 5$ à $t - 9$	Classement $t = 0$
Appariement exact	52	168	Exact	Exact	Exact	Exact
Appariement quasi exact 1	67	485	Exact	Exact	+/- 1	Exact
Appariement quasi exact 2	69	765	Exact	Exact	+/- 2	Exact
Appariement quasi exact 3	70	434	Exact	+/- 1	Exact	Exact
Appariement quasi exact 4	71	1 990	Exact	+/- 1	+/- 2	Exact

Tableau A2. Estimateur ATT sans ancienneté de l'entraîneur
(nombre moyen de points par match)

Estimateur ATT	Avant appariement	Appariement exact	Appariement quasi exact 1	Appariement quasi exact 2	Appariement quasi exact 3	Appariement quasi exact 4
$\Delta(t_1 \text{ à } t_{10}/t_{-1} \text{ à } t_{-10})$	0,359*** (0,062)	0,092 (0,077)	0,064 (0,069)	0,074 (0,064)	0,070 (0,054)	0,064 (0,052)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ à } t_{-5})$	0,463*** (0,087)	0,118 (0,112)	0,081 (0,097)	0,129 (0,093)	0,107 (0,088)	0,100 (0,088)
$\Delta(t_6 \text{ à } t_{10}/t_{-6} \text{ à } t_{-10})$	0,229*** (0,093)	0,038 (0,131)	0,037 (0,113)	-0,021 (0,110)	0,070 (0,104)	0,009 (0,096)
$\Delta(t_6 \text{ à } t_{10}/t_{-1} \text{ à } t_{-10})$	0,290*** (0,082)	0,036 (0,102)	0,053 (0,097)	0,003 (0,096)	0,112 (0,093)	0,037 (0,082)

Note : * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Tableau A3. Appariement avec ancienneté de l'entraîneur en quartiles

	Nombre de clubs « traités » (support commun)	Nombre de périodes des clubs du groupe de contrôle	Points $t = 0$	Critère d'appariement		
				Nombre de points $t - 4$ à $t - 1$	Nombre de points $t - 5$ à $t - 9$	Classement $t = 0$
Appariement exact	21	35	Exact	Exact	Exact	Exact
Appariement quasi exact 1	43	111	Exact	Exact	+/- 1	Exact
Appariement quasi exact 2	53	183	Exact	Exact	+/- 2	Exact
Appariement quasi exact 3	46	108	Exact	+/- 1	Exact	Exact
Appariement quasi exact 4	68	496	Exact	+/- 1	+/- 2	Exact

Tableau A4. Estimateur ATT avec ancienneté de l'entraîneur en quartiles
(nombre moyen de points par match)

Estimateur ATT	Avant appariement	Appariement exact	Appariement quasi exact 1	Appariement quasi exact 2	Appariement quasi exact 3	Appariement quasi exact 4
$\Delta(t_1 \text{ à } t_{10}/t_{-1} \text{ à } t_{-10})$	0,359*** (0,062)	0,121 (0,115)	0,118 (0,076)	0,076 (0,071)	0,013 (0,079)	0,029 (0,057)
$\Delta(t_1 \text{ à } t_5/t_{-1} \text{ à } t_{-5})$	0,463*** (0,087)	0,202 (0,158)	0,124 (0,106)	0,067 (0,100)	-0,105 (0,126)	0,043 (0,091)
$\Delta(t_6 \text{ à } t_{10}/t_{-6} \text{ à } t_{-10})$	0,229** (0,093)	-0,233 (0,219)	0,042 (0,140)	0,006 (0,143)	0,141 (0,149)	-0,025 (0,109)
$\Delta(t_6 \text{ à } t_{10}/t_{-1} \text{ à } t_{-10})$	0,290*** (0,082)	-0,226 (0,174)	-0,004 (0,126)	-0,012 (0,118)	0,133 (0,117)	0,000 (0,088)

Note : * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.