

Anthony Lepinteur

Contrat permanent, secteur public et sécurité de l'emploi perçue : Une comparaison entre la France et la Suisse

Permanent contract, public sector, and perceived job security: A comparison between France and Switzerland

RÉSUMÉ

En utilisant des jeux de données longitudinaux français et suisses, nous testons la mesure dans laquelle un contrat permanent et un emploi dans le secteur public se traduisent par un plus grand sentiment de sécurité de l'emploi. Les travailleurs français et suisses considèrent toujours bénéficier d'une meilleure protection de l'emploi lorsqu'ils détiennent un contrat permanent. À l'inverse, l'effet protecteur d'un emploi dans le secteur public n'est observé qu'en Suisse. L'écart de magnitudes des coefficients entre les deux échantillons est une autre différence significative : l'effet d'un contrat permanent est deux à trois fois plus élevé en France. Ces différences sont particulièrement intéressantes puisqu'elles reflètent les différences institutionnelles entre les marchés du travail français et suisses et démontrent que l'effet protecteur des caractéristiques de l'emploi sont sensibles au contexte législatif.

MOTS-CLÉS

Sécurité de l'emploi ; Satisfaction dans la vie ; Panel.

ABSTRACT

Using French and Swiss longitudinal datasets, we test the extent to which a permanent contract and public sector employment translate into a greater sense of job security. French and Swiss workers always consider that they benefit from better job protection when they hold a permanent contract. Conversely, the protective effect of a job in the public sector is only observed in Switzerland. The difference in magnitudes of the coefficients between the two samples is another significant difference: the effect of a permanent contract is two to three times higher in France. These differences are particularly interesting as they reflect the institutional differences between the French and Swiss labor markets, and demonstrate that the protective effect of employment characteristics are sensitive to the legislative context.

KEYWORDS

Job security; Life satisfaction; Panel.

1. INTRODUCTION

L'insécurité économique suscite une attention croissante à la fois de la part de la société civile et de la communauté scientifique. La lutte contre l'insécurité économique est même considérée comme un des grands défis économiques à surmonter selon le rapport récemment piloté

par Blanchard et Tirole (2021). Osberg (1998) définit l'insécurité économique comme « l'anxiété produite par un manque de sécurité économique, c'est-à-dire par une incapacité à obtenir une protection contre des pertes économiques potentielles subjectivement significatives » (p. 23). La nature multidimensionnelle de l'insécurité économique rend cependant la création d'une mesure unique et synthétique chimérique. Rohde et al. (2022) recensent quatre familles d'indices d'insécurité économique différentes. Ces indices peuvent être fondés sur l'approche axiomatique, micro-économétrique, macroéconomique (ou agrégée) ou sur des variables subjectives.

L'approche subjective est adoptée dans ce manuscrit puisque nous nous attelons à comprendre l'anatomie de l'insécurité de l'emploi perçue. Cet objet d'étude est important à nos yeux pour au moins deux raisons. La première réside dans le fait que l'insécurité économique renvoie au risque futur de manquer de ressources. Or, les revenus du travail constituent la majeure partie des ressources d'un individu au cours de sa vie et une mise au chômage implique une perte de ressource (partielle ou totale) immédiate. Deuxièmement, une littérature bourgeonnante démontre que le sentiment d'insécurité de l'emploi affecte nos décisions. Par exemple, Clark et Lepinteur (2022) utilisent une réforme de la contribution Delalande en France pour isoler l'impact causal de l'insécurité de l'emploi sur les décisions de fertilité. Ces derniers montrent qu'une plus grande peur de perte d'emploi atténue immédiatement la probabilité d'avoir un enfant. Comolli et Vignoli (2021) confirme la validité externe de ces résultats en Italie. Clark et al.

(2023) démontrent également que la perception de l'insécurité de l'emploi affecte les décisions maritales. D'une manière générale, les réponses comportementales suivant une hausse de l'insécurité de l'emploi perçue sont cohérentes avec la théorie de la tempérance de Kimball (1992) selon laquelle un individu tempérant exposé à un plus grand risque dans une dimension (par exemple, le marché du travail) prend moins de risques dans les autres dimensions de sa vie.

Dans cet article, nous mobilisons un jeu de données français et un jeu de données suisse. Notre objectif est de comprendre dans quelle mesure la perception de l'insécurité de l'emploi est affectée par le type de contrat et le type d'employeur. Plus précisément, nous testons la croyance populaire selon laquelle les contrats à durée indéterminée et les emplois publics sont sources de sécurité.

Le contrat de travail à durée indéterminée (ou CDI) est, en France comme en Suisse, un accord contractuel entre un employeur et un employé qui, par définition, ne stipule pas la date à laquelle il prend fin. Il s'oppose à une série de contrat prenant diverses formes (contrat à durée déterminée, contrat à objet défini, travail intermittent, contrat saisonnier, apprentissage, ...) pour lesquelles la fin de la relation contractuelle est définie et dont le renouvellement peut être limité. La mobilisation des jeux de données français et suisse est particulièrement intéressante puisqu'elle permet de mener une analyse comparative dans laquelle s'opposent des marchés du travail régis par des cadres légaux totalement différents. Par exemple, en France, la rupture d'un contrat de travail par l'employeur est soumise à un ensemble de conditions strictes. Du point de vue de l'employeur, se séparer

d'un travailleur avec un contrat temporaire est donc relativement moins coûteux car il peut simplement attendre la fin du contrat. Se séparer d'un travailleur avec un contrat permanent implique à l'inverse la mise en place d'un processus de licenciement formel pouvant mener à une bataille juridique en cas de licenciement abusif. Dans le code du travail suisse, le principe de liberté du licenciement (ou liberté de résiliation) prévaut, quelle que soit la nature du contrat. Un employeur n'a donc pas besoin de raisons particulières pour licencier un travailleur. Si nous nous focalisons à présent sur le type d'employeur, les conditions de licenciements entre le public et privé en France ne sont pas exactement les mêmes mais elles protègent relativement bien les travailleurs dans les deux secteurs. En Suisse, les travailleurs du secteur public bénéficient juridiquement d'une meilleure protection que dans le secteur privé : selon l'art. 21 al. 3 de la loi générale du 4 décembre 1997, le licenciement d'un agent de la fonction publique suisse doit être justifié par un « motif fondé », prévalant ainsi sur le principe de liberté du licenciement du secteur privé énoncé auparavant.

Nos résultats empiriques révèlent des similitudes et des différences importantes entre les échantillons évoquant ces cadres institutionnels. Les travailleurs français et suisses considèrent toujours bénéficier d'une meilleure protection de l'emploi lorsqu'ils détiennent un contrat permanent. À l'inverse, l'effet protecteur d'un emploi dans le secteur public n'est observé qu'en Suisse. L'écart de magnitude des coefficients entre les deux échantillons est une autre différence significative : l'effet d'un contrat permanent est deux à trois fois plus élevé en France. Ces diffé-

rences sont particulièrement intéressantes puisqu'elles reflètent les différences institutionnelles entre les marchés du travail français et suisses et démontrent que l'effet protecteur des caractéristiques de l'emploi sont sensibles au contexte législatif.

Nos conclusions contribuent à la littérature à différents niveaux. Tout d'abord, elles complètent une littérature qui s'est principalement concentrée sur les conséquences plus que sur les causes de la perception de la sécurité de l'emploi (Clark & Lepinteur, 2022 ; Clark et al., 2023 ; Comoli & Vignoli, 2021). Lorsque la littérature s'est intéressée sur les facteurs influençant la perception de la sécurité au travail, ces derniers se sont focalisés sur des facteurs macroéconomiques (Clark & Postel-Vinay, 2009 ; Farber, 2010) ou sur des pratiques managériales (Feather & Rauter, 2004 ; Yousef, 1998). L'étude des effets des contrats permanents et des emplois dans le secteur public recentre le débat sur des variables d'ajustement qui sont, dans une certaine mesure, sous le contrôle du travailleur. Nos résultats indiquent également que le pouvoir prédictif du type de contrat et d'employeur sur la perception de sécurité de l'emploi est relativement faible. Ainsi, nous prouvons qu'un contrat permanent ou un emploi dans le secteur public sont loin d'être suffisants pour expliquer l'entièreté du sentiment de sécurité de l'emploi. Enfin, le recours à deux jeux de données permet de conduire une analyse comparative et de tester la mesure dans laquelle nos conclusions sont sensibles aux caractéristiques du marché du travail et de l'appareil législatif qui le régit.

La suite de cet article est organisée selon l'ordre suivant. La Section 2 présente les jeux de données mobilisés ainsi que le

modèle empirique et les échantillons d'analyses. Les résultats principaux sont reportés et mis en perspective dans la Section 3. Cette même Section inclue un ensemble de tests de robustesse et des analyses d'hétérogénéité. Enfin, la Section 4 conclue.

2. DONNÉES ET MODÈLE EMPIRIQUE

2.1 Données

L'enquête Statistiques sur les Ressources et Conditions de Vies (SRCV) est utilisée pour constituer notre échantillon d'analyse français. SRCV est la partie française des données *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC). L'enquête est conduite à l'échelle du ménage tous les ans depuis 2004. Elle contient une enquête transversale et une enquête longitudinale (nous utilisons cette dernière dans notre analyse). L'enquête longitudinale repose sur un schéma rotatif et les ménages peuvent être interrogés jusqu'à neuf années consécutives. Entre 25 000 et 28 000 individus participent à cette enquête tous les ans. SRCV a pour but de collecter des informations sur la composition du ménage, la source et montant des revenus, l'épargne, la déprivation, le logement, l'éducation, l'emploi et la santé (entre autres). Chaque participant ayant un emploi doit indiquer s'il dispose d'un contrat à durée indéterminée et s'il travaille dans le secteur public ou privé. Depuis 2012, la demande suivante apparait : « Sur une échelle allant de 0 (pas du tout satisfait) à 10 (entièrement satisfait), indiquez votre satisfaction concernant la sécurité de votre emploi face au chômage ». La réponse donnée par les participants est une mesure dite « subjective » et « cognitive » de perception de la

sécurité de l'emploi. La dimension « cognitive » renvoie au fait que les travailleurs se reposent sur un processus de pensée et de perception afin de produire une évaluation à la fois globale (prenant en compte tous les aspects jugés importants du point de vue de la protection de l'emploi) et synthétique (au sens où ce processus est résumé par le choix d'une réponse sur une échelle ordonnée).

Le jeu de données suisse provient de l'enquête Panel Suisse des Ménages (PSM) Il s'agit d'une enquête longitudinale menée annuellement depuis 1999. Comme dans SRCV, PSM collecte une grande variété d'informations à l'échelle du ménage et à l'échelle individuelle sur des sujets tels que la composition du ménage et ses ressources. Les caractéristiques de l'emploi sont également l'objet d'une partie du questionnaire et il est possible de savoir si les participants disposent d'un contrat à durée indéterminée et d'un emploi dans le secteur public. Depuis 2004, les participants répondent également à la question suivante : « Diriez-vous que votre emploi est très stable, assez stable, un peu précaire ou tout à fait précaire ? ». Afin de faciliter l'analyse comparative avec les données françaises, nous assignons les valeurs suivantes aux réponses suisses : 1 pour « Tout à fait précaire », 2 pour « Un peu précaire », 3 pour « Assez stable » et 4 « Très stable ». Ce faisant, nous assumons que cette variable peut être interprétée de manière cardinale. Nous montrons dans les tests de robustesse que nos conclusions ne sont pas sensibles à cette hypothèse en re-estimant notre équation de base à l'aide d'un modèle logit ordonné. De plus, nous démontrons dans les tests de robustesse que la différence dans le nombre de catégories pour répondre (onze dans le cas France et

quatre dans le cas suisse) n'influence pas non plus notre raisonnement.

La sélection de ces deux jeux d'enquêtes repose sur le fait qu'ils partagent de nombreux atouts. Ils incluent des milliers d'individus observés à de multiples reprises sur des périodes similaires. Ces jeux de données contiennent également des séries de variables sociodémographiques comparables, rendant l'harmonisation des échantillons possible. Enfin, ils incluent des questions qui, même si elles diffèrent par leur formulation, visent à capturer le même concept clé, à savoir la sécurité de l'emploi perçue.

2.2 Modèle empirique

Notre objectif est d'estimer l'effet d'un contrat à durée indéterminée et d'un emploi dans le secteur public sur la perception de la sécurité de l'emploi. Pour ce faire, nous mobilisons les jeux de données décrits ci-dessus et estimons le modèle suivant par les moindres carrés ordinaires :

$$SE_{it} = \beta_1 Permanent_{it} + \beta_2 Public_{it} + \alpha X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Dans ce modèle, la variable dépendante SE_{it} est la sécurité de l'emploi perçue par le travailleur i durant l'année t . Le nombre de valeurs que peut prendre la variable SE_{it} n'est pas la même dans l'enquête française et l'enquête suisse. Afin de pouvoir faciliter la comparaison des coefficients entre jeux de données, nous

standardisons SE_{it} afin que cette variable ait une moyenne de zéro et un écart-type de un.

Les variables d'intérêts sont $Permanent_{it}$ et $Public_{it}$. Il s'agit de deux variables muettes égales à un si un travailleur a respectivement un emploi à durée indéterminée et un emploi dans le secteur public. L'ensemble des contrats à durée déterminée (tels que les CDD classiques, contrat à objet défini, travail intermittent, contrat saisonnier etc) forme la catégorie de référence pour $Permanent_{it}$. Les travailleurs du secteur privé constituent le groupe de référence de $Public_{it}$. X_{it} est un vecteur de contrôle. Il contient un ensemble de variables sociodémographiques (l'âge, l'âge au carré, le genre et une variable muette pour les participants mariés et pour les participants avec une éducation post-secondaire) et des caractéristiques de l'emploi (une série de variables muettes indiquant le type d'occupation et le logarithme du revenu du travail annuel) étant susceptibles d'être corrélées à la fois avec SE_{it} , $Permanent_{it}$ et $Public_{it}$.¹ L'inclusion de ces contrôles a pour but de réduire le biais de variables omises. C'est également la raison pour laquelle nous introduisons des effets fixes individuels μ_i . Ces effets fixes impliquent que seules les variations intra-individuelles sont utilisées par le modèle. Cette approche permet de neutraliser l'influence de toutes les variables intemporelles pouvant être corrélées avec SE_{it} , $Permanent_{it}$ et

¹ La liste de variables de contrôle pourrait bien évidemment être plus longue. Le choix de ces variables répond cependant à une double exigence. Premièrement, nous ne voulons pas inclure des contrôles qui seraient des médiateurs de $Permanent_{it}$ et $Public_{it}$. Ce type de variables est souvent qualifié de « mauvais contrôles » (« bad controls » en anglais). Notre liste de variables répond également à notre volonté de n'inclure que des variables disponibles et comparables entre enquêtes. L'ajout de variables de contrôle disponibles dans un jeu de données seulement (telles que le secteur d'activités ou l'expérience au sein d'un emploi) est possible. L'inclusion de telles variables ne change pas nos conclusions. Les résultats de ces analyses supplémentaires sont disponibles sur demande.

$Public_{it}$ (telles que la structure génétique ou l'enfance). Enfin, nous contrôlons pour des effets fixes de temps λ_t afin de neutraliser l'effet de l'environnement macroéconomique (par exemple, les cycles économiques).

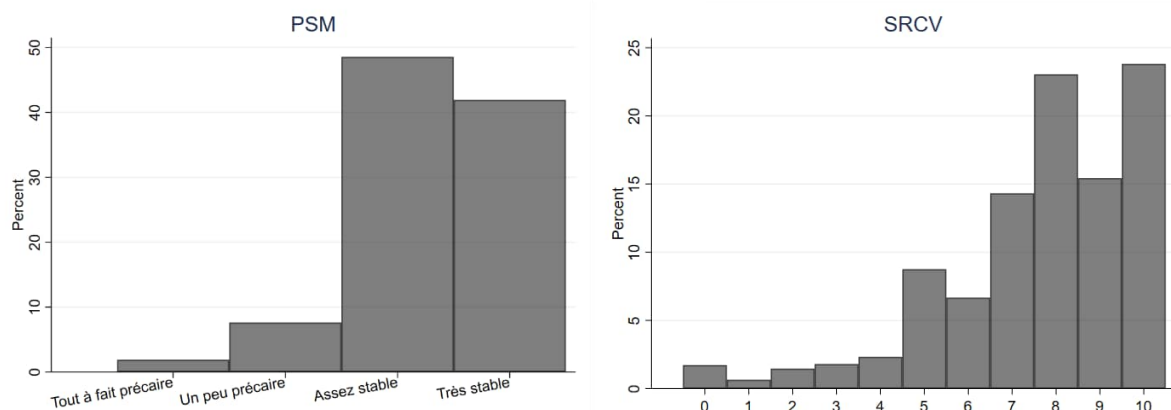
Le recours aux moindres carrés ordinaires suppose que SE_{it} peut-être interprétée cardinalement. Nous discutons cette hypothèse dans nos tests de robustesse plus bas et montrons qu'une lecture cardinale de SE_{it} n'influence pas nos conclusions. Les erreurs types sont clustérisées au niveau individuel. Enfin, le modèle (1) sera estimé séparément pour chaque jeu de données.

Notre première hypothèse est que β_1 et β_2 sont positifs. Si c'est le cas, notre modèle confirmera que la sécurité de l'emploi perçue s'améliore avec un contrat permanent et un emploi dans le secteur public. La deuxième hypothèse que nous visons à tester est celle de la différence entre les combinaisons ($\beta_1 ; \beta_2$) entre la France et la Suisse. Si le contexte institutionnel modère l'influence de $Permanent_{it}$ et $Public_{it}$, alors nous devrions observer des différences entre les

combinaisons de ($\beta_1 ; \beta_2$). Nous augmenterons également notre modèle d'un terme d'interaction entre $Permanent_{it}$ et $Public_{it}$ dans une spécification alternative. Ce faisant, nous testerons la complémentarité de leurs effets sur la perception de la sécurité de l'emploi.

Pour estimer le modèle (1), nous avons recours à un échantillon d'analyse composé de travailleurs reportant des valeurs non-manquantes de SE_{it} , $Permanent_{it}$, $Public_{it}$ et X_{it} . De plus, nous nous focalisons sur les travailleurs âgés de 18 à 55 ans. Nous excluons les plus de 55 ans afin d'éviter d'avoir dans notre échantillon des travailleurs en pré-retraite dont la fin de carrière est déjà planifiée. Puisque notre modèle repose sur des variations intra-individuelles, nous limitons l'échantillon aux travailleurs observés au moins deux fois.² Enfin, nous analysons la période pour laquelle les variables d'intérêts dans les deux enquêtes sont disponibles, à savoir de 2012 à 2019. Cette sélection produit un échantillon de 27899 observations en Suisse (6 007 individus) et 37 944 observations en France (10 594 individus).

Graphique 1. Perception de la sécurité de l'emploi par échantillon



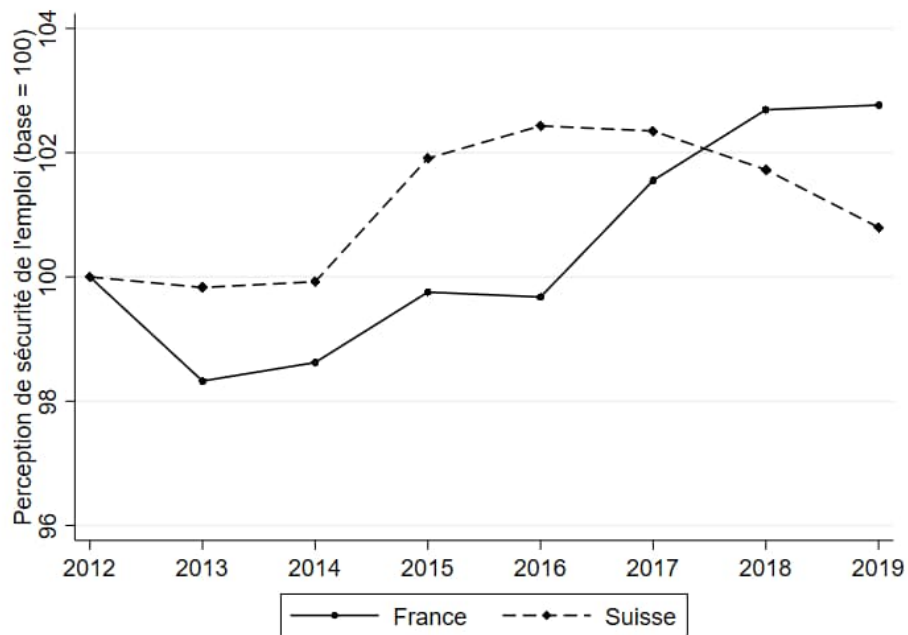
Notes. Ces graphiques sont basés sur les échantillons d'analyse.

² Nous discuterons également des potentiels problèmes liés à l'attrition dans nos tests de robustesse.

Le Graphique 1 montre la distribution des variables de sécurité de l'emploi dans les deux échantillons d'analyse. Les parts des travailleurs suisses considérant leur emploi « assez stable » et « très stable » s'élèvent respectivement à 48% et 43%. La distribution de l'échelle de satisfaction en France vis-à-vis de la sécurité de l'emploi est assez similaire : environ 80% de l'échantillon reporte une satisfaction supérieure à 7 et la moitié d'entre eux reporte même une satisfaction supérieure à 9. L'asymétrie négative que partage les

distributions de perception de sécurité de l'emploi dans les jeux de données suisses et françaises sont une chose courante avec les variables subjectives dans les pays développés. Reporter l'évolution des mesures de sécurité de l'emploi au travers du temps en France et en Suisse aurait peu de sens puisqu'elles ne sont pas exprimées avec la même échelle. C'est pourquoi nous avons décidé de normaliser les évolutions moyennes par pays en utilisant 2012 comme base 100.

Figure 1. Évolution de la perception de la sécurité de l'emploi (2012-2019)



Notes. Ces graphiques sont basés sur les échantillons d'analyse.

Ainsi, nous pouvons comparer dans la Figure 1, l'évolution de la sécurité de l'emploi dans les deux pays grâce à une métrique commune. Entre 2012 et 2014, la perception de la sécurité de l'emploi a un peu diminué dans les deux pays. De 2014 à 2017, nous observons une tendance générale à la hausse. La perception de la sécurité de l'emploi en Suisse a cependant

diminué entre 2017 et 2019 alors qu'elle a augmenté en France durant la même période. Le Tableau 1 reporte les statistiques descriptives. L'échantillon suisse est décrit dans la colonne (1) et l'échantillon français dans la colonne (2). La troisième colonne indique si les moyennes sont différentes entre les deux échantillons. L'échantillon français est en moyenne

plus vieux, composé de plus de femmes et de moins de travailleurs avec une éducation post-secondaire. Les salaires annuels sont également plus bas en France. Cela s'explique par la différence de monnaie. Dans un test alternatif, nous avons converti l'euro et le franc suisse en dollars déflatés tenant compte de la parité de pouvoir d'achat. Cet exercice diminue les

différences de salaires entre les deux pays mais les salaires suisses demeurent en moyennes plus élevés qu'en France. Ces différences de moyennes confirment la nécessité de contrôler l'ensemble des variables objectives observées dans notre modèle empirique afin d'atténuer les biais liés à la composition des échantillons.

Tableau 1. Statistiques descriptives

	Suisse (1)	France (2)	Différence (2)-(1)
Age	39.42 [10.90]	40.89 [9.01]	1.47*** (0.08)
Femme	0.53 [0.50]	0.59 [0.49]	0.06*** (0.00)
Education post-Secondaire	0.46 [0.50]	0.44 [0.50]	-0.02*** (0.00)
Marié	0.68 [0.47]	0.46 [0.50]	-0.23*** (0.00)
Contrat à durée indéterminée	0.90 [0.31]	0.86 [0.34]	-0.03*** (0.00)
Secteur public	0.39 [0.49]	0.17 [0.38]	-0.22*** (0.00)
Salaires annuels (en log)	10.92 [0.90]	9.85 [0.74]	-1.07*** (0.0)

Notes. Ce tableau reporte les moyennes de variables socio-démographiques dans les colonnes (1) et (2). Leurs écart types sont entre crochets. La colonne (3) reporte les différences des moyennes ainsi que leurs erreurs types entre parenthèses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

3. RÉSULTATS

3.1 Résultats principaux

Dans le Tableau 2, nous reportons les coefficients associés aux variables muettes « contrat permanent » et « secteur public » ainsi que ceux attirés par les variables de contrôles. Ces derniers peuvent être utilisés par le lecteur afin d'évaluer la magnitude relative des effets principaux. Les quatre premières colonnes de ce Tableau correspondent à l'échantillon suisse et les quatre dernières colonnes correspondent à l'échantillon français. Dans les colonnes (1) et (6), nous estimons

un simple modèle dans lequel les seules variables de contrôles sont les effets fixes temporels. Nous augmentons ensuite le modèle de variables de contrôles sociodémographiques et liés à l'emploi des participants dans les colonnes (2), (3), (7) et (8). Enfin, nous reportons dans les colonnes (4) et (9) nos coefficients d'intérêt en ayant recours au modèle décrit par l'Equation (1). L'inclusion séquentielle de contrôles a pour but d'illustrer les différents degrés de sélection pouvant biaiser nos coefficients.

Tableau 2. Effets du Contrat permanent et du secteur public sur la perception de la sécurité de l'emploi

	Perception de la sécurité de l'emploi (standardisée)									
	Suisse					France				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Contrat Permanent (CP)	0.200*** (0.033)	0.424*** (0.036)	0.394*** (0.037)	0.264*** (0.037)	0.221*** (0.047)	0.779*** (0.027)	0.814*** (0.027)	0.728*** (0.028)	0.605*** (0.045)	0.579*** (0.046)
Secteur Public (SP)	0.285*** (0.019)	0.320*** (0.019)	0.315*** (0.019)	0.124*** (0.023)	0.049 (0.054)	0.653*** (0.016)	0.631*** (0.017)	0.583*** (0.018)	0.080 (0.052)	-0.055 (0.097)
CP * SP					0.090 (0.057)					0.207 (0.107)
Age		-0.045*** (0.007)	-0.051*** (0.008)				-0.058*** (0.007)	-0.066*** (0.007)		
Age au carré		0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)				0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)		
Femme		-0.027 (0.020)	0.003 (0.022)				0.019 (0.015)	0.072*** (0.016)		
Education post-Secondaire		0.020 (0.021)	0.013 (0.023)				0.120*** (0.016)	0.036 (0.019)		
Marié		0.047* (0.023)	0.049* (0.023)	-0.016 (0.031)	-0.016 (0.031)		0.045** (0.015)	0.044** (0.015)	-0.003 (0.029)	-0.003 (0.029)
Salaire annuel (en log)			0.061*** (0.013)	0.012 (0.017)	0.013 (0.017)			0.170*** (0.013)	0.019 (0.016)	0.019 (0.016)
<i>Observations</i>	27899	27899	27899	27899	27899	37941	37941	37941	37941	37941
<i>Individus</i>	6007	6007	6007	6007	6007	10594	10594	10594	10594	10594
<i>R²</i>	0.022	0.049	0.052	.	.	0.138	0.147	0.160	.	.
<i>Intra-R²</i>	.	.	.	0.010	0.010	.	.	.	0.028	0.028
<i>Effets fixes occupations</i>	.	.	✓	✓	✓	.	.	✓	✓	✓
<i>Effets fixes individuels</i>	.	.	.	✓	✓	.	.	.	✓	✓

Notes. Ces nombres proviennent de régressions linéaires. Les erreurs-types sont clustérisées au niveau individuel. Toutes les régressions incluent des effets fixes de vague. Les contrôles sociodémographiques incluent l'âge, l'âge au carré, le genre et une variable muette pour les participants mariés et pour les participants avec une éducation post-secondaire. Les contrôles liés à l'emploi incluent une série de variables muettes pour le type d'occupation et le salaire annuel exprimé en logarithme. L'inclusion des effets fixes individuels implique de ne pas contrôler pour les variables fixes dans le temps. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Le Tableau 2 révèle à la fois des similitudes et des différences importantes entre les échantillons. Au rang des similitudes, on remarque que les associations entre les variables muettes d'intérêt et la variable dépendante sont relativement sensibles à l'introduction de variables contrôles. Que ce soit en Suisse ou en France, ces changements confirment que la probabilité d'avoir un contrat permanent ou de travailler dans le secteur public ne sont pas aléatoires et que le biais de variables omises doit être sérieusement pris en compte. Une seconde similitude importante réside dans la stabilité de la direction de l'association entre contrats permanents et perception de la sécurité de l'emploi : tous les modèles et échantillons indiquent que la détention objective d'un contrat permanent se traduit par une plus forte protection de l'emploi.

De nombreuses différences sont à noter. Tout d'abord, l'association positive entre la perception de l'emploi et le fait d'avoir un emploi dans le secteur public subsiste dans l'échantillon malgré l'inclusion de nombreux contrôles. Ce n'est pas le cas dans l'échantillon français : l'inclusion des effets fixes individuels réduit le coefficient attiré par le secteur public qui n'est plus statistiquement différent de zéro. En d'autres termes, nous pouvons conclure que la différence de perception de sécurité de l'emploi entre les travailleurs du secteur privé et du secteur public

en France est le produit d'effets de sélection.³ À l'inverse, si on considère que le problème de variables omises est infinitésimal dans le modèle incluant les effets fixes individuels, alors on peut conclure qu'un emploi dans le secteur public améliore la perception de sécurité sur le marché du travail en Suisse.⁴ Comme indiqué ci-dessus, le problème de sélection doit être sérieusement pris en compte.

L'écart de magnitude des coefficients entre les deux échantillons est une autre différence significative. Puisque nous avons standardisé les mesures de perception de la sécurité de l'emploi, nous pouvons comparer la magnitude des coefficients entre les modèles. Selon les colonnes (4) et (8), l'effet d'un contrat permanent est deux à trois fois plus élevé en France. La même logique s'applique au ratio entre les coefficients par pays. L'amélioration de la perception de la sécurité de l'emploi générée par un contrat permanent est deux fois plus forte que celle produite par un emploi dans le secteur public en Suisse.

Ces différences sont particulièrement intéressantes une fois mises en perspective avec les différences de systèmes de protection de l'emploi français et suisse. L'indice de protection de l'emploi calculé par l'OCDE est beaucoup plus élevé en France qu'en Suisse.⁵ Un travailleur français bénéficiant d'un contrat à durée indéterminée est relativement mieux protégé

³ Le coefficient positif qui subsiste dans la colonne (9), bien que non-significatif, pourrait capturer le fait que les travailleurs du secteur public ne souffrent pas de l'anxiété liée de perte d'emploi causée par une fermeture d'entreprise.

⁴ Le problème de causalité inverse subsiste. Cependant, nous avons réalisé un test de causalité dans lequel nous avons trouvé qu'un contrat à durée indéterminée et un emploi dans le secteur public prédisent une meilleure perception de la sécurité de l'emploi future. À l'inverse, une meilleure sécurité de l'emploi perçue aujourd'hui ne prédit pas la probabilité d'avoir un contrat à durée indéterminée ou un emploi dans le secteur public. Ce test de causalité à la Granger supporte l'idée que le problème de causalité inverse est limité.

⁵ https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EPL_OV

qu'un travailleur suisse toutes choses égales par ailleurs. En France, la rupture d'un contrat à durée indéterminée par l'employeur est soumise à un ensemble de conditions strictes et un employé considérant avoir été abusivement licencié peut poursuivre son employeur en justice.⁶ Dans le code du travail suisse, le principe de liberté du licenciement (ou liberté de résiliation) prévaut.⁷ Un employeur n'a pas donc besoin de raisons particulières pour licencier un travailleur avec un contrat à durée indéterminée. Ainsi, il n'est pas étonnant de voir que le pouvoir protecteur d'un contrat permanent est beaucoup plus faible en Suisse qu'en France.

À l'inverse, l'écart du niveau de protection contre le risque de chômage entre le secteur privé et public en France est beaucoup plus faible qu'en Suisse. Dans le cadre français, les conditions de licenciements entre le public et privé ne sont pas exactement les mêmes mais elles protègent relativement bien les travailleurs dans les deux secteurs.⁸ En Suisse, les travailleurs du secteur public bénéficient d'une meilleure protection que dans le secteur privé. Aux termes de l'art. 21 al. 3 de la loi générale du 4 décembre 1997, le licenciement d'un agent de la fonction publique suisse doit être justifié par un « motif fondé ». Bien que la définition d'un motif fondé ait changé au fil du temps, ce principe assure toujours plus de protection que celui de la liberté de résiliation du secteur privé. Ces différences institutionnelles se reflètent dans le Tableau 2 : travailler dans le secteur public

ou privé n'affecte pas la perception de sécurité de l'emploi des travailleurs français alors que les travailleurs suisses se sentent significativement mieux protégés dans le secteur public.

Dans les colonnes (5) et (10), nous vérifions si les effets d'un contrat permanent et d'un emploi dans le secteur public sont indépendants. Pour ce faire, nous augmentons notre modèle d'un terme d'interaction entre les variables $Permanent_{it}$ et $Public_{it}$. Nous pouvons estimer le coefficient de ce terme d'interaction puisqu'environ 32% et 16% des travailleurs suisses et français, respectivement, ont un contrat permanent et un emploi dans le secteur public dans notre échantillon. Ce terme d'interaction attire un coefficient positif dans les deux échantillons – avec des niveaux de significativité de 11% en Suisse et de 5.4% en France. Malgré un léger manque de précision, ces coefficients suggèrent qu'un contrat permanent et un emploi dans le secteur public ont des effets complémentaires bénéfiques.

Finalement, le Tableau 2 reporte différentes valeurs de R^2 afin d'évaluer la qualité du pouvoir prédictif des différents modèles reportés. Ces valeurs oscillent entre 0.022 et 0.160 pour les R^2 standards et 0.010 et 0.028 pour les R^2 intra-individuels. Le fait que ces valeurs ne soient pas proches soit plus proches de 0 que de 1 confirme qu'avoir un contrat permanent ou travailler dans le secteur public, ne peut pas être considéré comme suffisant pour approximer la perception de la sécurité de l'emploi avec précision. À l'inverse, certains pourraient s'inquiéter de la faible

⁶ <https://www.service-public.fr/particuliers/vosdroits/F10033>

⁷ <https://www.ch.ch/fr/travail/démission-et-licenciement>

⁸ <https://www.service-public.fr/particuliers/vosdroits/F514> et <https://www.service-public.fr/particuliers/vosdroits/N480>

valeur du pouvoir prédictif de nos modèles. Cependant, ces valeurs sont cohérentes avec les standards des modèles utilisant les échelles de satisfaction comme variables dépendantes.

3.2 Tests de robustesse

Certains choix méthodologiques doivent être discutés. Nous reportons l'ensemble des résultats concernant nos tests de robustesse dans le Tableau 3. La première colonne de chaque panel reporte les coefficients de base afin de faciliter la lecture. Tout d'abord, nous avons fait le choix de recourir à un modèle linéaire et de considérer les réponses aux questions sur la perception de l'emploi comme cardinales (Ferrer-i-Carbonell & Frijters,

2004). Ce choix se justifie en partie par le fait qu'il existe encore aujourd'hui des débats méthodologiques concernant l'inclusion d'effets fixes individuels dans des modèles non-linéaires. Nous proposons d'utiliser l'un des modèles de logit ordonné les plus récents, à savoir celui de Baetschmann et al. (2015). Ce modèle permet d'inclure des effets fixes individuels mais le calcul d'effets marginaux ne peut être réalisé. Le signe et la significativité des coefficients du modèle restent cependant directement interprétables. Les résultats appariés dans la colonne (2) du Tableau 3 et sont qualitativement similaires à nos résultats principaux. Nos conclusions ne sont donc pas sensibles à l'usage d'un modèle linéaire.

Tableau 3. Contrat permanent, secteur public et perception de la sécurité de l'emploi : Tests de robustesse

	Perception de la sécurité de l'emploi			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A : Suisse				
Contrat Permanent	0.264*** (0.037)	0.602*** (0.082)	0.021 (0.015)	0.264*** (0.037)
Secteur Public	0.124*** (0.023)	0.352*** (0.064)	0.052*** (0.011)	0.122*** (0.023)
<i>Observations</i>	27899	27899	27899	27899
<i>Individus</i>	6007	6007	6007	6007
Panel B : France				
Contrat Permanent	0.605*** (0.045)	1.000*** (0.207)	0.139*** (0.016)	0.605*** (0.045)
Secteur Public	0.080 (0.052)	0.446 (0.359)	0.062** (0.023)	0.079 (0.052)
<i>Observations</i>	37941	37941	37941	37941
<i>Individus</i>	10594	10594	10594	10594

Notes. La variable dépendante est la perception de la sécurité de l'emploi continue, à part dans la colonne (3), dans laquelle la variable dépendante est une variable muette pour un niveau élevé de sécurité. La colonne (1) réplique les coefficients principaux. La colonne (2) reporte les coefficients venant d'un modèle de logit ordonné avec des effets fixes individuels de Baetschmann et al. (2015). La colonne (3) montre les coefficients d'un modèle de probabilité linéaire. La colonne (4) introduit une variable muette égale à un pour les individus quittant l'échantillon dans la vague $t+1$. Toutes les régressions incluent des effets fixes de vagues, des effets fixes individuels et les contrôles variant temporellement mentionnés dans les notes du Tableau 2. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Le fait que le nombre de catégories pour répondre à la question sur la sécurité de l'emploi ne soit pas le même entre l'enquête suisse et l'enquête française peut poser problème. C'est pourquoi nous avons décidé de transformer les deux mesures de sécurité de l'emploi en variable muette égale à un pour indiquer un niveau de sécurité de l'emploi élevé. Pour l'enquête suisse, un niveau de protection élevé correspond aux individus répondant « Très stable ». Pour l'enquête française, nous considérons qu'un niveau de protection élevé correspond aux individus dont la satisfaction avec la sécurité de l'emploi est égale à neuf ou plus. Nous avons sélectionné ces deux seuils afin d'avoir des variables muettes dont les distributions sont similaires. Nous re-estimons notre modèle principal via un modèle de probabilité linéaire avec effets fixes individuels et reportons les résultats dans la colonne (3) du Tableau 3. Encore une fois, les résultats sont qualitativement identiques à ceux de notre modèle principal. Cela suggère que la différence dans le nombre de catégories n'affecte pas nos conclusions.

L'attrition dans un jeu de données longitudinales peut être problématique si celle-ci est corrélée avec les variables d'intérêt du modèle. Afin de vérifier si c'est le cas, nous reproduisons notre modèle principal mais utilisons une variable muette indiquant si un travailleur disparaîtra de l'échantillon dans la vague suivante. Cet exercice nous indique que ni la détention d'un contrat permanent ou la détention d'un emploi dans le secteur public en France ne prédisent la probabilité de quitter l'échantillon d'analyse. L'échantillon Suisse révèle cependant que les travailleurs du secteur public ont une plus faible chance de quitter l'échantillon. Il n'y a pas de différence entre ceux ayant

un contrat permanent ou non-permanent cependant. Les résultats de ces analyses sont disponibles sur demande. Afin d'adresser concrètement le problème d'attrition, nous proposons d'inclure une variable muette indiquant si un travailleur va disparaître de l'échantillon dans la prochaine vague comme variable de contrôle supplémentaire. Nous reportons les résultats dans la dernière colonne du Tableau 3 et les résultats restent les mêmes.

4. CONCLUSION

En ayant recours à des données individuelles de travailleurs suisses et français, nous avons exploré la mesure dans laquelle la détention d'un contrat à durée indéterminée et d'un emploi dans le secteur public améliore la perception de protection de l'emploi. L'analyse économétrique reposant sur des variations intra-individuelles dévoile les résultats suivants. En Suisse, la sécurité de l'emploi perçue augmente avec l'obtention d'un contrat permanent et d'un emploi dans le secteur public. En France, seul le fait d'avoir un contrat à durée indéterminée améliore la perception de la sécurité de l'emploi. De plus, l'effet d'un contrat permanent est beaucoup plus élevé en France qu'en Suisse.

Nos résultats sont importants pour différentes raisons. D'un point de vue politique, cela signifie que les leviers d'action de lutte contre l'insécurité économique sont fortement sensibles au contexte législatif structurant le marché du travail. Du point de vue académique, cette hétérogénéité entre pays montre combien il est nécessaire de tester la validité externe de nos analyses. Nos résultats permettent également de mettre en avant

combien le sentiment de sécurité de l'emploi ne peut être simplement résumé à un type de contrat ou à un type d'employeur. Bien qu'il influence grandement nos choix de vie, ce sentiment nous reste encore en grande partie inconnue. Nous encourageons vivement l'émergence de nouvelles recherches visant à mieux saisir les déterminants du sentiment de sécurité de l'emploi.

LIENS D'INTÉRÊT

L'auteur ne déclare aucun conflit d'intérêts.

BIBLIOGRAPHIE

Baetschmann, G., Staub, K. E., & Winkelmann, R. (2015). Consistent estimation of the fixed effects ordered logit model. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 178(3), 685–703. <https://doi.org/10.1111/rssa.12090>

Blanchard, O., & Tirole, J. (2021). Les grands défis économiques. *Rapport de la Commission internationale présidée par Olivier Blanchard et Jean Tirole*. <https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/fs-2021-rapport-les-grands-defis-economiques-juin-0.pdf>

Clark, A., & Postel-Vinay, F. (2009). Job security and job protection. *Oxford Economic Papers*, 61(2), 207–239. <https://doi.org/10.1093/oep/gpn017>

Clark, A. E., D'Ambrosio, C., & Lepinteur, A. (2023). Marriage as insurance: Job protection and job insecurity in France. *Review of Economics of the Household*, 21(4),

1157–1190. <https://doi.org/10.1007/s11150-022-09635-5>

Clark, A. E., & Lepinteur, A. (2022). A natural experiment on job insecurity and fertility in France. *Review of Economics and Statistics*, 104(2), 386–398. https://doi.org/10.1162/rest_a_00964

Comolli, C. L., & Vignoli, D. (2021). Spreading uncertainty, shrinking birth rates: A natural experiment for Italy. *European Sociological Review*, 37(4), 555–570. <https://doi.org/10.1093/esr/jcab001>

Farber, H. S. (2010). Job loss and the decline in job security in the United States. In K. G. Abraham, J. R. Spletzer, & M. Harper (Eds.), *Labor in the new economy* (pp. 223–262). University of Chicago Press.

Feather, N. T., & Rauter, K. A. (2004). Organizational citizenship behaviours in relation to job status, job insecurity, organizational commitment and identification, job satisfaction and work values. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 77(1), 81–94. <https://doi.org/10.1348/096317904322915928>

Ferrer-i-Carbonell, A., & Frijters, P. (2004). How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness? *The Economic Journal*, 114(497), 641–659. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2004.00235.x>

Kimball, M. S. (1992). Precautionary motives for holding assets. In J. Eatwell, M. Milgate, & P. Newman (Eds.), *The New Palgrave dictionary of money and finance*

(pp. 158–161). Palgrave Macmillan.
<https://doi.org/10.1007/978-1-349-11721-5>

Osberg, L. (1998). *Economic insecurity*. Social Policy Research Centre, UNSW.
<https://doi.org/10.26190/unsworks/219>

Rohde, N., D'Ambrosio, C., & Watson, B. (2022). Empirical methods for modelling economic insecurity. In *Advances in Economic Measurement* (pp. 265–306). Palgrave Macmillan.

https://doi.org/10.1007/978-981-19-2023-3_6

Yousef, D. A. (1998). Satisfaction with job security as a predictor of organizational commitment and job performance in a multicultural environment. *International Journal of Manpower*, 19(3), 184–194.
<https://doi.org/10.1108/01437729810216694>

PRÉSENTATION DE L'AUTEUR

Anthony Lepinteur

Département des sciences cognitives et du comportement (DBCS), Université du Luxembourg, Luxembourg

Ses recherches portent principalement sur l'intersection entre l'économie du travail et l'économie des états subjectifs afin de comprendre la mesure dans laquelle les politiques du marché du travail (e.g., flexi-sécurité) influencent notre bien-être et nos comportements.

Contact : anthony.lepinteur@uni.lu

Pour citer cet article :

Lepinteur, A. (2024). Contrat permanent, secteur public et sécurité de l'emploi perçue : Une comparaison entre la France et la Suisse. *Sciences & Bonheur*, 9, 40–54.

Le bonheur comme objet d'étude

Sciences & Bonheur (ISSN: 2498-244X) est la première revue scientifique et francophone consacrée au bonheur lancée en 2016. La revue est pluridisciplinaire, démocratique et s'intéresse aux questions liées au bonheur. Francophone, elle invite les chercheurs des différentes zones de la francophonie à se positionner sur le sujet. Pluridisciplinaire, elle accueille des spécialistes venant de toute discipline : psychologie, sociologie, management, anthropologie, histoire, géographie, urbanisme, médecine, mathématiques, sciences de l'éducation, philosophie, etc. S'intéressant au bonheur et aux mesures subjectives, la revue s'attache avant tout à la façon dont les individus perçoivent, ressentent et retranscrivent un environnement, une situation ou un rapport social.

Une revue scientifique gratuite et accessible en ligne

En présentant et discutant différents modèles, elle se veut le lieu de débats constructifs et critiques liés aux sciences du bonheur. Elle offre également une tribune aux investigations liées aux expériences variées de la « bonne vie ». Théorique, empirique mais aussi critique, elle accueille la production de savoirs sur le bonheur dans leurs dimensions épistémologiques, conceptuelles, méthodologiques, ou sémantiques. Mais si la revue considère que le bonheur doit être étudié d'un point de vue scientifique, elle souhaite rendre accessible ses développements aux citoyens et estime qu'étant donné le sujet, l'échange et la diffusion avec la société civile sont essentiels. Contrairement à bon nombre de revues, notamment les revues anglo-saxonnes dédiées au même sujet, elle est entièrement gratuite pour les lecteurs et pour les auteurs afin de permettre une diffusion non fondée sur des critères économiques.

Appel à contributions

Sciences & Bonheur accueille toute contribution, qu'il s'agisse d'une revue de questions, d'une étude empirique ou même de la recension d'un ouvrage en lien avec le bonheur. Chaque contribution fait l'objet de deux évaluations indépendantes par un comité d'experts. Un guide est fourni sur le site internet de la revue pour accompagner le processus de rédaction et de soumission. Les contributions peuvent s'insérer dans un numéro thématique ou d'un numéro varia.

Contact et informations complémentaires

Direction de la publication : Gaël Brulé et Laurent Sovet

Site de la revue : <https://sciences-et-bonheur.org>

Contact : edition@sciences-et-bonheur.org