

Les syndicats et les inégalités de revenus: témoignages d'un panel de pays européens

Roberta MONTEBELLO*, Jonathan SPITERI*
et Philip VON BROCKDORFF*

Résumé. Cet article examine la relation entre les syndicats et la hausse des inégalités de revenus observée dans les économies avancées au cours des dernières décennies. Le rôle des syndicats dans la lutte contre l'inégalité croissante des revenus a été négligé dans les études empiriques, malgré son ambiguïté théorique. Le modèle empirique de référence, estimé pour 26 pays européens de 2005 à 2018, spécifie l'inégalité des revenus en fonction du taux de syndicalisation, de sa valeur au carré et d'un ensemble de variables de contrôle. Les institutions du marché du travail, autres que les syndicats, sont incorporées dans le modèle pour évaluer les effets distributifs de la densité syndicale dans l'ensemble du cadre institutionnel. Les auteurs constatent que la densité syndicale a une relation en forme de U inversé statistiquement significative et persistante avec l'inégalité des revenus.

Mots-clés: inégalités de revenus, syndicats, institutions du marché du travail, Europe.

1. Introduction

Au cours des dernières décennies, différentes mesures de l'inégalité de revenus ont souligné une inégalité accrue dans la plupart des économies développées, après des années de modération (Hoffmann, Lee et Lemieux, 2020; OCDE, 2012 et 2015). L'augmentation des inégalités et les effets sociaux et économiques négatifs qui en découlent ont donné lieu à un vaste débat sur les causes de ces inégalités, qui a été facilité par l'amélioration de la disponibilité des données (Stiglitz, 2012; Wilkinson et Pickett, 2010). Une grande partie de la recherche connexe s'est largement concentrée sur le rôle de la mondialisation et des changements

* Faculté d'économie, de gestion et de comptabilité, Université de Malte, e-mails: roberta.montebello.16@um.edu.mt (auteur référent), jonathan.v.spiteri@um.edu.mt et philip.von-brockdorff@um.edu.mt.

Les articles paraissant dans la *Revue internationale du Travail* n'engagent que leurs auteurs, de même que les désignations territoriales qui y sont utilisées, et leur publication ne signifie pas que l'OIT souscrit aux opinions qui y sont exprimées.

Titre original: «Trade Unions and Income Inequality: Evidence from a Panel of European Countries» (*International Labour Review*, vol. 162, n° 3). Traduit par Lex Academic. Également disponible en espagnol (*Revista Internacional del Trabajo*, vol. 142, n° 3).

© Auteur(s), 2022.

© Compilation et traduction des articles: Organisation internationale du Travail, 2023.

technologiques dans l'augmentation des inégalités de revenus, tandis que la possibilité que cette évolution soit due à des différences dans l'affiliation syndicale et, plus généralement, à des différences dans les institutions du marché du travail, a été relativement négligée (Checchi et García-Peñalosa, 2008). Néanmoins, les mouvements exogènes de la demande relative de main-d'œuvre qualifiée dus à l'évolution de la structure des échanges ou à l'évolution technique axée sur les compétences devraient être assez similaires dans les pays développés, à condition qu'ils fassent partie d'un environnement mondial commun dans lequel un accès uniforme à la technologie et au commerce intégré sont présents (Koeniger, Leonardi et Nunziata, 2007). Ainsi, les variations interpays et intrapays des caractéristiques plus spécifiques à chaque pays, telles que l'appartenance à un syndicat, pourraient potentiellement fournir une meilleure explication des différences dans l'évolution de l'inégalité de revenus entre les pays qui sont à un stade similaire de développement économique. Les inégalités sont profondément enracinées dans la structure économique et sociale d'un pays, et il est donc crucial de prendre en compte le contexte institutionnel dans lequel se produisent les changements technologiques et la mondialisation axés sur les compétences (Atkinson, 2015). Il est également impératif d'évaluer le rôle redistributif des syndicats, qui sont des acteurs clés sur le marché du travail, car les inégalités de revenus du travail ont principalement contribué à l'augmentation des inégalités globales de revenus (Hoeller, Joumard et Koske, 2014).

Dans cet article, nous examinons la relation empirique entre les syndicats et l'inégalité de revenus dans les pays développés. Motivés par les résultats empiriques contradictoires, nous évaluons si la relation syndicat-inégalité est de nature non linéaire. Nous utilisons un échantillon de 26 pays européens pour la période 2005-2018 afin de déterminer dans quelle mesure la variation de l'inégalité de revenus peut être attribuée aux différences interpays et intrapays en matière d'affiliation syndicale relative. Compte tenu de l'hétérogénéité marquée des disparités de revenus et de l'affiliation syndicale à travers l'Europe, ainsi que des changements institutionnels¹ et redistributifs drastiques de ces dernières années, il existe à première vue une base solide pour explorer le lien entre les syndicats et l'inégalité des revenus en Europe. L'article est structuré comme suit: la deuxième section définit le contexte de l'article et indique sa contribution à la littérature pertinente, tandis que la troisième section décrit la méthode appliquée. La quatrième section contient les résultats empiriques, la cinquième section présente une discussion sur la littérature ainsi que les résultats, et la sixième section est la conclusion.

2. Contexte et contribution

D'un point de vue théorique, les inégalités salariales, le chômage et la part des revenus du travail sont les principaux canaux par lesquels les syndicats et les autres institutions du marché du travail influent sur la distribution des revenus (Checchi

¹ Les changements institutionnels évoqués dans cet article font référence à l'évolution d'un large éventail d'institutions ou de politiques du marché du travail, notamment les salaires minima, la législation sur la protection de l'emploi et les allocations de chômage.

et García-Peñalosa, 2008). Les études empiriques ont généralement conclu que la baisse des taux de syndicalisation était associée à une augmentation des inégalités salariales (Card, Lemieux et Riddell, 2004; Koeniger, Leonardi et Nunziata, 2007; Kristal et Cohen, 2017; Western et Rosenfeld, 2011). Ces données sont cohérentes avec la notion théorique selon laquelle les syndicats contribuent à augmenter l'option extérieure pour les travailleurs non qualifiés, et cela plus que pour les travailleurs qualifiés, contribuant ainsi à renforcer leur position de négociation et à réduire les disparités salariales émanant des différentiels de compétences (par exemple Koeniger, Leonardi et Nunziata, 2007). Néanmoins, du moins d'un point de vue théorique, on considère généralement que, si une densité syndicale accrue se traduit par un pouvoir de négociation plus élevé, elle pousse également les salaires au-dessus du niveau d'équilibre concurrentiel du marché du travail, réduisant ainsi l'emploi et créant potentiellement du chômage et augmentant les inégalités de revenus (Herzer, 2014). Suivant les mêmes idées, certaines études (par exemple Rueda, 2007) ont soutenu que la croissance du taux de syndicalisation crée une dichotomie entre interne et externe au sein du marché du travail, ce qui a contribué à l'augmentation des niveaux d'emploi précaire et de contrats temporaires qui ont proliféré ces dernières années, et qui peuvent également contribuer à des niveaux plus élevés d'inégalité. Cependant, certains auteurs (par exemple Grimshaw *et al.*, 2017) soutiennent que la *diminution* de l'affiliation syndicale a favorisé l'augmentation du travail précaire, reflétant des changements plus larges dans les relations industrielles.

Dans cet article, nous combinons les deux aspects de ce débat théorique en postulant une relation en forme de U inversé entre la syndicalisation et l'inégalité de revenus, mesurée par le coefficient de Gini. L'estimation de cette corrélation plutôt sous-explorée avec l'inégalité de revenus, qui est une mesure relativement plus large de l'inégalité, rend compte de l'effet des syndicats non seulement sur l'inégalité salariale, mais aussi sur d'autres facteurs, en particulier le chômage, qui est également influencé par l'activité syndicale (Nickell, 1997). Cela nous permet d'évaluer les résultats distributifs globaux des syndicats. Ainsi, à mesure que le taux de syndicalisation augmente initialement, il en résulte une plus grande inégalité en raison de la hausse des salaires et de la baisse de l'emploi qui en découle; cependant, à mesure que la syndicalisation continue de croître, l'augmentation du pouvoir de négociation des travailleurs dépasse les pressions du chômage, ce qui entraîne une réduction des inégalités de revenus.

D'un point de vue empirique, bien que plusieurs études rapportent qu'une syndicalisation accrue réduit les inégalités salariales, quelques études montrent que l'augmentation de la syndicalisation entraîne une augmentation du chômage (Nickell, 1997; Nickell, Nunziata et Ochel, 2005). En outre, Bentolila et Saint-Paul (2003) postulent que l'augmentation du pouvoir des syndicats peut entraîner une part salariale plus élevée ou plus faible, ce qui a un effet indéterminé sur les inégalités de revenus (Checchi et García-Peñalosa, 2010). Ces études suggèrent que l'impact global d'un pouvoir de négociation accru des syndicats sur l'inégalité de revenu est ambigu.

Malgré l'ambiguïté concernant la répartition globale des revenus, relativement peu d'études ont été menées pour évaluer l'effet net de l'appartenance syndicale relative sur la répartition des revenus, et des résultats contradictoires

ont été rapportés dans ces études. Les études de Herzer (2016) et Hu et Hanink (2018) sur les États-Unis d'Amérique, de Herzer (2014) sur l'Irlande ainsi que d'Alderson et Nielsen (2002) sur un échantillon de pays de l'OCDE confirment l'argument de la désyndicalisation selon lequel une part substantielle de la tendance à la hausse de l'inégalité des revenus dans les pays développés peut être attribuée à la baisse de la syndicalisation. En revanche, Checchi et García-Peñalosa (2010) constatent que la syndicalisation entraîne une plus grande inégalité de revenu, étant donné que l'augmentation du chômage n'est que partiellement compensée par une diminution des inégalités salariales, tandis que Partridge, Rickman et Levernier (1996) et Checchi et García-Peñalosa (2008) constatent que l'impact du taux de syndicalisation sur la répartition des revenus est statistiquement non significatif.

Cet article enrichit la littérature, peu abondante, qui examine la relation entre les syndicats et l'inégalité des revenus dans diverses directions. Premièrement, nous spécifions l'inégalité de revenu en fonction d'une mesure de la présence syndicale, du taux net de syndicalisation et de sa valeur au carré, ainsi que des variables macroéconomiques et des caractéristiques de la population, qui ont été communément identifiés comme des corrélats de l'inégalité de revenu. Grâce à l'inclusion de la densité syndicale et de sa valeur au carré dans cette estimation, nous permettons la non-linéarité dans la relation syndicat-inégalité. Ce dernier ajout n'a pas été testé empiriquement dans ce domaine de la littérature et pourrait expliquer les résultats contradictoires rapportés dans des recherches antérieures. Cet article souligne également la base théorique derrière la présence d'une telle relation curviligne.

Ce modèle de référence est ensuite étendu pour inclure des mesures pour d'autres institutions du marché du travail, à savoir les salaires minima, un proxy de la législation sur la protection de l'emploi, les taux de remplacement des allocations de chômage et le coin fiscal. Cette approche servira à évaluer la robustesse empirique de la relation curviligne syndicat-inégalité identifiée dans le modèle de référence, d'autant plus que, outre le niveau de syndicalisation, l'efficacité des syndicats dépend également du cadre institutionnel qui soutient les politiques du marché du travail. En d'autres termes, la relation entre les syndicats et la distribution des revenus peut dépendre du cadre institutionnel existant, puisque les institutions du marché du travail ont tendance à être regroupées (Koeniger, Leonardi et Nunziata, 2007; Bassanini et Duval, 2009; O'Higgins et Pica, 2020). De plus, l'effet distributif de ce cadre institutionnel n'est pas fortement mis en évidence par la littérature, et les résultats sont souvent contradictoires (Checchi et García-Peñalosa, 2008). En fait, encore moins d'études ont tenté d'expliquer l'impact distributif quelque peu ambigu d'un *ensemble* d'institutions du marché du travail. Par exemple, Atkinson *et al.* (2017) soutiennent que le salaire minimum est négativement associé à l'inégalité de revenu. Cependant, Checchi et García-Peñalosa (2010) constatent que les effets négatifs du salaire minimum sur l'emploi compensent la réduction des inégalités salariales, entraînant une augmentation des inégalités de revenus.

Outre l'inclusion d'autres institutions du marché du travail et d'un ensemble complet de variables de contrôle, la structure en panel des données de cet article a l'avantage de saisir des facteurs inobservables invariants dans le

temps spécifiques à chaque pays qui peuvent également avoir un impact sur la relation entre les syndicats et l'inégalité de revenu. Contrairement aux études antérieures dans ce domaine, nous utilisons un panel équilibré avec une couverture géographique plus large composé de 26 pays européens et une période plus récente, de 2005 à 2018. Cette période a été caractérisée par d'importantes réformes du marché du travail, ce qui distingue notre recherche des travaux antérieurs de la littérature.

3. Méthode

3.1. Couverture géographique et temporelle

Nous estimons empiriquement la relation hypothétique syndicat-inégalité de revenu à l'aide d'un panel équilibré de 26 pays européens sur la période 2005-2018, rassemblant un échantillon de 364 observations. Les pays comprennent 22 États membres de l'Union européenne (UE), le Royaume-Uni, la Norvège, la Suisse et l'Islande².

Le choix de l'année de départ pour l'ensemble de données de panel est limité, car la source de données pour la variable d'inégalité de revenu, l'enquête EU-SILC (Statistiques de l'UE sur le revenu et les conditions de vie), est relativement récente. Néanmoins, étant donné que l'élargissement de l'UE en 2004 a abouti à des accords qui affectent le marché du travail et ses institutions connexes, l'utilisation d'une année de départ antérieure aurait conduit à des problèmes de comparabilité. Par conséquent, la période sélectionnée examine la relation entre les syndicats et l'inégalité de revenu dans les premiers stades ainsi que le pic de la crise financière de 2008 et la reprise qui s'est ensuivie. Les études empiriques antérieures n'ont pas examiné la relation syndicat-inégalité au cours de cette période récente pendant laquelle un certain nombre de réformes du marché du travail motivées par l'austérité ont été mises en œuvre dans de nombreux pays européens. Ces réformes ont consisté en diverses interventions telles que des réductions et des gels du salaire minimum (Schulten et Müller, 2015) et une application d'un critère plus strict pour l'extension des conventions collectives, ce qui a renforcé la tendance à la décentralisation des négociations collectives, entraînant un nouveau glissement vers le niveau de l'entreprise plutôt que vers le niveau national ou sectoriel (Eurofound, 2014; Keune, 2015).

La couverture géographique de l'échantillon choisi rejoint l'objectif de cet article qui est d'expliquer le rôle des institutions du marché du travail dans la résurgence des inégalités de revenus dans les pays avancés. Elle est également relativement étendue par rapport à la couverture géographique d'autres études empiriques sur cette relation, qui utilisent des données pour un plus petit nombre de pays, généralement autour de 16 pays de l'OCDE (Alderson et Nielsen, 2002; Checchi et García-Peñalosa, 2008 et 2010) ou des pays individuels (Herzer, 2014 et 2016).

² Cinq États membres de l'UE, la Bulgarie, Chypre, la Croatie, Malte et la Roumanie, ont été exclus de l'échantillon en raison d'omissions de données.

3.2. Modèles empiriques

Dans un premier temps, un modèle de référence est estimé pour analyser la relation hypothétique entre les syndicats et l'inégalité de revenu. Dans ce modèle, le coefficient de Gini, la mesure de l'inégalité de revenu, est régressé sur le taux de syndicalisation nette et plusieurs variables de contrôle qui sont généralement acceptées comme corrélats de l'inégalité de revenu dans la littérature. Cela est défini dans l'équation (1). Les valeurs au carré de la variable indépendante de densité syndicale sont incluses, ce qui permet une corrélation non linéaire.

Le modèle de référence est ensuite augmenté pour intégrer d'autres institutions du marché du travail afin de réduire la possibilité d'obtenir des coefficients biaisés compte tenu du regroupement institutionnel (O'Higgins et Pica, 2020). L'impact d'autres institutions du marché du travail sur l'inégalité de revenu est également relativement sous-exploré (Checchi et García-Peñalosa, 2008) et peut expliquer davantage les variations de l'inégalité de revenu entre les pays et au fil du temps. Ainsi, l'inclusion d'autres institutions du marché du travail nous permettra non seulement de réaffirmer l'impact des syndicats sur l'inégalité des revenus, mais aussi d'analyser les effets distributifs d'autres institutions du marché du travail. Comme le montre l'équation (2), des mesures pour le salaire minimum, les allocations de chômage, un proxy de la législation sur la protection de l'emploi et le coin fiscal ont été ajoutés à la configuration initiale.

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 TUD_{it} + \beta_2 (TUD_{it})^2 + \beta_3 Trade_{it} + \beta_4 SocialExp_{it} + \beta_5 Edu_{it} + \beta_6 Female_{it} + \beta_7 Pop_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (1)$$

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 TUD_{it} + \beta_2 (TUD_{it})^2 + \beta_3 Kaitz_{it} + \beta_4 Benefit_{it} + \beta_5 LFI_{it} + \beta_6 Tax_{it} + \beta_7 Trade_{it} + \beta_8 SocialExp_{it} + \beta_9 Edu_{it} + \beta_{10} Female_{it} + \beta_{11} Pop_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

où:

i = Pays (où $i = 1, 2 \dots, 26$),

t = Année (où $t = 2005, 2006 \dots, 2018$),

$Gini_{it}$ = Coefficient de Gini dans le pays i pour l'année t ,

TUD_{it} = Taux de syndicalisation dans le pays i pour l'année t ,

$Kaitz_{it}$ = Indice de Kaitz dans le pays i pour l'année t ,

$Benefit_{it}$ = Taux net de remplacement en cas de chômage dans le pays i pour l'année t ,

LFI_{it} = Indice de la liberté du travail dans le pays i pour l'année t ,

Tax_{it} = Coin fiscal dans le pays i pour l'année t ,

$Trade_{it}$ = Ouverture commerciale dans le pays i pour l'année t ,

$SocialExp_{it}$ = Dépenses de protection sociale en pourcentage du PIB dans le pays i pour l'année t ,

Edu_{it} = Diplôme d'études supérieures en pourcentage de la population dans le pays i pour l'année t ,

$Female_{it}$ = Taux d'activité des femmes dans le pays i pour l'année t ,

Pop_{it} = Part de la population âgée de 65 ans ou plus dans le pays i pour l'année t ,

α_i = Hétérogénéité spécifique aux pays non observée,

u_{it}, ϵ_{it} = Termes de perturbation aléatoires.

3.2.1. Description des variables

Une description des variables, leurs sources et des statistiques descriptives sont fournies dans le tableau 1. La variable dépendante dans cet article est mesurée par le coefficient de Gini du revenu disponible équivalent des ménages après transferts sociaux, conformément à l'ample littérature sur la distribution des revenus (par exemple Alderson et Nielsen, 2002). Pour expliquer la variation de l'inégalité de revenu, en particulier les variances entre pays, la mesure préférée de l'inégalité de revenu serait la distribution des revenus après transferts gouvernementaux, plutôt que l'inégalité de revenu du marché. La principale raison en est que les gouvernements ont des préférences différentes concernant les outils politiques nécessaires pour parvenir à une répartition des revenus plus égalitaire (Mahler, 2004). Alors que les politiques sur le revenu du marché, telles que les politiques structurelles relatives à l'éducation ou au marché du travail, sont l'outil préféré de certains gouvernements pour lutter contre les inégalités de revenus, d'autres gouvernements s'appuient davantage sur les systèmes fiscaux et de transferts pour influencer les résultats distributifs (Hoeller, Joumard et Koske, 2014)³. Les données du coefficient de Gini pour l'ensemble de la population ont été obtenues à partir de l'enquête EU-SILC en raison de son degré élevé de normalisation, ce qui rend les données cohérentes d'un pays à l'autre et dans le temps.

La force des syndicats, la variable indépendante clé, est capturée par l'inclusion de la variable de densité syndicale nette (la part des salariés qui sont membres d'un syndicat), la mesure la plus utilisée de la syndicalisation (Herzer, 2014). Compte tenu de sa nature intrinsèquement comparative, le taux de syndicalisation constitue une mesure plus précise de la représentation et de l'influence réelles des syndicats dans la main-d'œuvre que les seules valeurs du niveau d'affiliation syndicale. Les données sur la couverture syndicale auraient été une mesure plus complète de la force syndicale, étant donné la possibilité que la couverture de la convention collective puisse également s'étendre aux travailleurs non syndiqués dans certains pays ou secteurs. Néanmoins, les données sur la couverture syndicale sont limitées (Koeniger, Leonardi et Nunziata, 2007). Les effets fixes par pays devraient atténuer la différence entre ces mesures de la force des syndicats, en particulier avec l'inclusion d'effets fixes dans le temps et d'autres contrôles.

³ Néanmoins, la relation estimée entre le syndicat et l'inégalité est également présente lors du remplacement de la variable dépendante par l'inégalité de revenu avant les transferts sociaux provenant de l'enquête EU-SILC (Eurostat, «Taux d'activité selon le sexe, l'âge et la nationalité (%)» (fichier de données), <https://data.europa.eu/data/datasets/2lp9subl5m49xx0z42aia?locale=fr>) et cette relation reste également intacte lorsque les effets fixes spécifiques au temps sont inclus.

Tableau 1. Description des variables

Nom de la variable	Description	Moyenne (écart type)	Minimum	Maximum	Source
Coefficient de Gini	Coefficient de Gini du revenu disponible équivalent des ménages après transferts sociaux (0 = égalité parfaite de revenu, 100 = inégalité parfaite de revenu)	29,173 (3,899)	20,900	38,900	Eurostat ¹
Taux net de syndicalisation	Effectifs syndiqués nets en proportion des salariés ayant un emploi	30,203 (21,942)	4,254	91,578	Visser (2019) ²
Indice de Kaitz	Salaires minimum en pourcentage du salaire moyen des salariés à plein temps	48,211 (6,632)	35,780	67,020	OECD.Stat ³
Taux de remplacement net des indemnités de chômage	Revenu net des ménages pendant le chômage en pourcentage du revenu net des ménages avant le chômage	68,722 (16,132)	31,000	147,000	OECD.Stat ⁴
Indice de liberté du travail	Proxy de législation sur la protection de l'emploi, tenant compte de divers aspects du cadre réglementaire du marché du travail d'un pays	60,829 (13,726)	31,000	100,000	Heritage Foundation (2019)
Coin fiscal	Écart entre le coût total de la main-d'œuvre pour l'employeur et le salaire net des employés, exprimé en pourcentage des coûts totaux de la main-d'œuvre	30,124 (8,695)	9,046	44,030	OECD.Stat ⁵
Ouverture commerciale	Importations et exportations exprimées en pourcentage du PIB	115,689 (61,953)	45,419	408,362	Eurostat ⁶
Dépenses de protection sociale	Dépenses de protection sociale (déduction faite des frais administratifs et autres dépenses) en pourcentage du PIB	21,974 (4,736)	11,077	32,213	OECD.Stat ⁷
Diplômes d'études supérieures	Part de la population (15-64 ans) ayant terminé avec succès les niveaux 5 à 8 de la Classification internationale type de l'éducation 2011	25,986 (7,178)	10,800	40,500	Eurostat ⁸
Taux d'activité des femmes	Part de la population active féminine dans la population féminine en âge de travailler (15-64 ans)	68,195 (7,318)	50,500	86,300	Eurostat ⁹
Population (65 ans et plus)	Part de la population âgée de 65 ans ou plus	16,949 (2,482)	10,800	22,600	Eurostat ¹⁰

¹ Eurostat. 2019. «Coefficient de Gini du revenu disponible équivalent – enquête EU-SILC» (fichier de données). <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tessi190/default/table>. ² Jelle Visser, «ICTWSS: Database on Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts in 55 countries between 1960 and 2018», V6.1, 2019, <http://uva-aias.net/en/ictwss>. ³ OECD.Stat. 2019. «Salaires minimum en proportion du salaire moyen des salariés à plein temps» (fichier de données). <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MIN2AVE>. ⁴ OECD.Stat. 2019. «Taux net de remplacement des prestations de chômage» (fichier de données). <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=NRR>. ⁵ OECD.Stat. 2019. «Les impôts sur les salaires – Tableaux comparatifs» (fichier de données). <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=AWCOMP>. ⁶ Eurostat. 2019. «Principaux agrégats du PIB – coopération de données internationales données annuelles» (fichier de données). https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAIDA_10_GDP/default/table?category=na10.naid_10.naida_10. ⁷ OECD.Stat. 2019. «Dépenses sociales – Données agrégées» (fichier de données). https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=SOCX_AGG. ⁸ Eurostat. 2019. «Population par niveau d'éducation atteint, sexe, âge et nationalité (%)» (fichier de données). https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/product?code=edat_lfs_9911. ⁹ Eurostat. 2019. «Taux d'activité par sexe, âge et nationalité (%)» (fichier de données). <https://data.europa.eu/data/datasets/xq2lvhlylu6tw9ckau7ka?locale=fr>. ¹⁰ Eurostat. 2019. «Indicateurs de structure de la population au niveau national» (fichier de données). https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/product?code=demo_pjanind.

Comme mentionné précédemment, les études empiriques ont rapporté des résultats mitigés concernant l'impact des syndicats sur la dispersion des revenus. Il est donc possible que les activités syndicales puissent initialement augmenter les inégalités de revenus mais, au-delà d'un certain point, réduire les inégalités de revenus, ou vice versa. De plus, les mêmes institutions peuvent avoir des effets différents selon le pays ou le moment, augmentant encore la possibilité d'une relation curviligne (Fialová et Schneider, 2009). Pour tester empiriquement la relation non linéaire hypothétique, des valeurs au carré du taux net de syndicalisation ont été incluses dans le modèle. L'inclusion des valeurs au carré des variables explicatives clés est un aspect nouveau dans ce domaine de la littérature et peut expliquer les résultats contradictoires rapportés dans les études précédentes.

Plusieurs variables explicatives sont ajoutées au modèle de référence en tant que variables de contrôle pour refléter le débat plus large sur les déterminants de l'inégalité de revenu, à savoir: l'ouverture commerciale; les dépenses sociales; les niveaux d'instruction; le taux d'activité des femmes; et le vieillissement de la population. Il est de plus en plus évident qu'il existe un lien entre les mesures de l'inégalité de revenu et l'ouverture commerciale (Gourdon, Maystre et de Melo, 2008) et les dépenses sociales redistributives (Afonso, Schuknecht et Tanzi, 2010). Des études empiriques évaluent également le rôle de l'éducation (De Gregorio et Lee, 2002), du taux d'activité des femmes (Alderson et Nielsen, 2002) et du vieillissement de la population (Peichl, Pestel et Schneider, 2012) dans la dispersion des revenus des ménages. Bien que le modèle intègre les principales variables postulées dans la littérature, la liste des contrôles est invariablement non exhaustive.

Comme mentionné ci-dessus, d'autres institutions du marché du travail sont ajoutées à l'estimation par le biais d'un modèle étendu. Cependant, les institutions du marché du travail peuvent souvent être de nature ad hoc, ce qui rend «difficile de définir précisément ce que nous entendons par institutions du marché du travail» (Nickell et Layard, 1999, p. 3037). Néanmoins, d'autres institutions du marché du travail sont incluses dans le modèle sans être présumées exhaustives.

3.3 Estimations techniques

Un test de Hausman robuste en grappes⁴ rejette l'hypothèse nulle selon laquelle les estimateurs à effets fixes et à effets aléatoires ne diffèrent pas de manière importante. De plus, l'hypothèse selon laquelle les unités transversales sont tirées au hasard à partir d'une population plus large, principe du modèle à effets aléatoires, n'est pas tenable, puisque l'échantillon est principalement composé d'États membres de l'UE. Des estimations à effets fixes sont donc présentées tout au long de cet article. Des erreurs types robustes en grappes sont utilisées dans chaque régression pour corriger la corrélation en série au sein de chaque pays, ainsi que l'hétéroscédasticité entre les pays.

⁴ Kaiser, Boris, «RHAUSMAN: Stata Module to Perform Robust Hausman Specification Test», 2014. <https://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s457909.htm>.

Le modèle à effets fixes nous permet d'analyser des facteurs inobservables invariants dans le temps spécifiques à chaque pays, qui peuvent avoir un impact sur la corrélation syndicat-inegalité. Néanmoins, les problèmes économétriques suivants et les limites des données doivent être gardés à l'esprit lors de l'interprétation des résultats. Premièrement, il existe une possibilité d'endogénéité entre l'inegalité de revenu et la densité syndicale. Néanmoins, les facteurs qui influencent l'appartenance syndicale autres que les changements de conditions économiques, à savoir les éléments normatifs et cognitifs culturels (Kelly et Kelly, 1994; Posthuma, 2009), sont subsumés dans les effets fixes, puisque ces facteurs sont spécifiques à chaque pays et relativement invariants dans le temps. À cet égard, il est important de garder à l'esprit que la période de quatorze ans de l'ensemble des données est une période relativement courte pour observer des changements importants dans ces caractéristiques nationales à long terme. Deuxièmement, l'inclusion d'un ensemble complet de variables de contrôle vise à atténuer ce problème d'endogénéité possible. Néanmoins, toute inférence causale doit toujours être interprétée avec prudence.

Il convient de noter que, malgré l'ajout de variables de contrôle aux modèles, il existe toujours une possibilité de biais de variable omise, étant donné que plusieurs facteurs déterminants de l'inegalité de revenu sont identifiés dans la littérature. Comme indiqué ci-dessus, ce problème est atténué par la spécification des effets fixes qui contrôle les autres corrélats potentiels de l'inegalité de revenu, à condition qu'ils soient constants dans le temps, ainsi que l'inclusion d'autres institutions du marché du travail, qui pourraient influencer la relation syndicat-inegalité.

Le revenu minimum dans 8 pays de l'échantillon considéré dans cet article est fixé uniquement par des conventions collectives, car il n'y a pas de salaire minimum légal. La plupart des études empiriques sur le salaire minimum choisissent de négliger ces pays, à l'exception de l'étude de Garnero, Kampelmann et Rycx (2015), compte tenu de l'impossibilité de collecter des données à partir de plusieurs accords sectoriels sur plusieurs années. Pour maintenir la taille de l'échantillon, les observations manquantes relatives à ces pays sont remplacées par une valeur unitaire dans le modèle étendu et effacées par des effets fixes des pays, conformément à l'approche adoptée dans Checchi et García-Peñalosa (2008 et 2010). Conformément à Checchi et García-Peñalosa (2010), pour les années où le salaire minimum est absent, une moyenne d'échantillon de pays est incluse pour s'assurer que le coefficient estimé sera relativement non faussé.

4. Résultats empiriques

4.1. Résultats du modèle de référence

Nous allons maintenant discuter des résultats empiriques pour le modèle de référence tel que spécifié dans l'équation (1). À cet égard, le coefficient de Gini du revenu disponible équivalent des ménages après transferts sociaux est régressé sur la variable de densité syndicale et sa valeur au carré respectivement, ainsi que sur un ensemble de variables de contrôle relatif aux caractéristiques de la population et aux variables macroéconomiques. Les résultats sont rapportés dans le tableau 2, colonne (1).

Tableau 2. Résultats pour les modèles de base

Variables explicatives	(1)	(2)	(3)
Constant	13,610** (6,374)	15,885** (6,486)	27,847** (10,606)
Densité syndicale	0,315*** (0,120)	0,296** (0,105)	0,266** (0,103)
Densité syndicale au carré	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)
Indice de Kaitz	-	-0,026 (0,050)	-0,022 (0,049)
Remplacement net des indemnités de chômage	-	-0,028** (0,010)	-0,029*** (0,010)
Indice de liberté du travail	-	0,000 (0,016)	0,002 (0,015)
Coin fiscal	-	0,017 (0,053)	0,015 (0,053)
Ouverture commerciale	-0,002 (0,011)	-0,002 (0,010)	-0,002 (0,009)
Dépenses de protection sociale	-0,066 (0,047)	-0,026 (0,052)	0,003 (0,072)
Enseignement supérieur	-0,047 (0,049)	-0,0556 (0,051)	-0,152** (0,071)
Participation des femmes au travail	0,249** (0,115)	0,259** (0,115)	0,222* (0,117)
Population 65 ans et plus	-0,140 (0,299)	-0,153 (0,302)	-0,570 (0,351)
Observations	364	364	364
R au carré ajusté	0,895	0,898	0,902
Statistique F	98,103 ***	89,390 ***	68,960 ***
Effets fixes dans le temps	Non	Non	Oui

Note: * $p < 0,1$. ** $p < 0,05$. *** $p < 0,01$. La variable dépendante est le coefficient de Gini du revenu disponible équivalent des ménages après transferts sociaux. Les erreurs types robustes en grappes sont signalées entre parenthèses.
Source: Compilation des auteurs.

Les résultats indiquent que, pour cet échantillon de pays développés, l'inégalité de revenu suit une trajectoire en forme de U inversé avec le taux de syndicalisation net. Cela est indiqué par le signe positif obtenu sur le coefficient de densité syndicale et le signe négatif sur le coefficient de densité syndicale au carré, les deux coefficients étant statistiquement significatifs. Les résultats suggèrent que, dans un premier temps, l'inégalité de revenu augmente à mesure que davantage de personnes occupant un emploi salarié se syndiquent, atteint un niveau maximal lorsque la densité syndicale est d'environ 39 pour cent, puis diminue à mesure que la densité syndicale continue d'augmenter.

Néanmoins, il est important de souligner que la syndicalisation interagit avec le reste du cadre institutionnel pour déterminer dans quelle mesure l'inégalité de revenu est touchée. L'absence d'autres variables explicatives institutionnelles dans le modèle de référence pourrait entraîner un biais de variable omise et, par conséquent, à ce stade, les coefficients du modèle de référence doivent être interprétés avec prudence.

4.2. Résultats du modèle étendu

Par conséquent, le modèle de référence est ensuite augmenté, comme indiqué dans l'équation (2), pour intégrer d'autres institutions du marché du travail susceptibles d'avoir une incidence sur la relation syndicat-inégalité. Les autres variables explicatives institutionnelles sont l'indice de Kaitz, un proxy de la législation sur la protection de l'emploi (LPE), le taux de remplacement des allocations de chômage et le coin fiscal. Cette approche est utile pour évaluer la robustesse empirique de la relation curviligne concave établie précédemment. Les résultats sont présentés dans le tableau 2, colonne (2).

La relation en forme de U inversé entre la densité syndicale et l'inégalité de revenu est toujours intacte après la prise en compte de la structure institutionnelle par l'inclusion d'autres institutions du marché du travail dans la spécification de référence. Cela se reflète dans la signification statistique du coefficient positif sur la densité syndicale et du coefficient négatif sur la densité syndicale au carré. De plus, les coefficients ont des amplitudes presque identiques à celles obtenues dans le modèle de référence, soulignant davantage la persistance de cette association. Ainsi, le constat d'une relation non linéaire entre les inégalités de revenus et la syndicalisation réunit les deux versants de cette littérature dans laquelle, d'une part, une corrélation négative entre les deux variables a été identifiée (par exemple Herzer, 2014), tandis que, d'autre part, il a été conclu par Checchi et García-Peñalosa (2010) que la syndicalisation a un effet inégalitaire.

Conformément aux conclusions de Checchi et García-Peñalosa (2008), les résultats indiquent que le taux de remplacement des allocations de chômage est corrélé négativement avec l'inégalité de revenu, bien qu'il ait des effets redistributifs relativement limités. Le modèle de référence et le modèle étendu montrent que le taux d'activité des femmes est un fort corrélât de l'inégalité de revenu pour cet échantillon. Conformément aux conclusions d'Alderson et Nielsen (2002), la participation des femmes au marché du travail est positivement corrélée à l'inégalité de revenu, ce qui implique que la hausse des taux d'activité des femmes a un effet inégalitaire pour l'échantillon utilisé, peut-être en raison

de l'appariement assorti, qui tend à augmenter les disparités dans la répartition des revenus des ménages (Greenwood *et al.*, 2014).

Cependant, les coefficients de la LPE et de l'indice de Kaitz, les mesures utilisées pour évaluer les effets distributifs des salaires minima, sont statistiquement non significatifs. Ces résultats sont également cohérents avec les résultats de Checchi et García-Peñalosa (2008). Lors de l'interprétation de ce dernier résultat, il est pertinent de noter que cette corrélation n'est pas nécessairement valable pour les 8 pays inclus dans l'échantillon, qui ont des revenus minima convenus collectivement et aucun salaire minimum légal, puisque le modèle à effets fixes n'est pas en mesure d'estimer l'impact des variables invariantes dans le temps. Le coin fiscal n'a pas de corrélation significative avec l'inégalité de revenu.

4.3. Tests de robustesse

Bien que les preuves empiriques soient rares, les résultats sur la relation entre la densité syndicale et l'inégalité de revenu ne sont pas concluants. Jusqu'à présent, les modèles de référence suggèrent qu'il existe une relation significative en forme de U inversé entre la densité syndicale et l'inégalité de revenu, même après l'inclusion d'autres institutions du marché du travail et de variables de contrôle. Ainsi, la découverte d'une relation curviligne cohérente peut expliquer les résultats apparemment contradictoires rapportés dans des études antérieures. Les tests de robustesse suivants confirment en outre que la corrélation identifiée est robuste en tenant compte des limitations possibles et d'autres facteurs omis dans les régressions centrales estimées précédemment.

La relation syndicat-inégalité estimée peut également être influencée par des caractéristiques variant dans le temps qui sont communes à tous les pays inclus dans l'échantillon. Étant donné que l'échantillon se compose principalement d'États membres de l'UE, il existe de nombreux objectifs communs ou engagements conjoints entre les gouvernements nationaux de ces pays, ce qui renforce la pertinence de ce test de robustesse. Pour tenir compte de cette lacune potentielle, le modèle étendu est réestimé pour inclure à la fois des effets fixes spécifiques au pays et spécifiques au temps, contrôlant ainsi également les facteurs communs qui ont varié dans le temps. Par conséquent, 13 variables fictives pour les quatorze années de l'échantillon sont incluses dans cette spécification de l'équation (2), avec 2018 comme année de référence. Le résultat de cette estimation est présenté dans le tableau 2, colonne (3). Les résultats montrent que, même lorsque les effets fixes spécifiques au temps sont inclus, la relation en forme de U inversé entre la densité syndicale et l'inégalité de revenu est toujours présente, malgré la modification de la signification statistique de certains autres paramètres, à savoir l'enseignement supérieur. De plus, les coefficients des variables explicatives sont d'une ampleur similaire à celle du modèle étendu.

D'un point de vue macroéconomique, le lien entre les syndicats et la centralisation des négociations salariales influence les effets potentiels de réduction des inégalités associés aux syndicats. À mesure que les négociations salariales deviennent plus centralisées, les syndicats ont une meilleure idée des effets négatifs de leurs revendications salariales sur l'emploi. Ainsi, les syndicats sont susceptibles de modérer leurs revendications salariales à mesure que le degré

de centralisation s'élargit, ce qui réduit l'effet d'augmentation des inégalités des niveaux de chômage accrus associés à des syndicats plus forts (Nickell, 1997). Pour tenir compte de ce lien dans le modèle, les données sur la centralisation des négociations salariales pour les pays de l'échantillon sont obtenues auprès de Visser⁵. Le tableau 3 présente les résultats du modèle étendu à la suite de l'inclusion d'une variable explicative de la centralisation des négociations salariales, tout en contrôlant également les effets fixes temporels. Une relation en forme de U inversé entre les syndicats et les inégalités de revenus est observée même une fois pris en compte le niveau auquel se déroule la négociation salariale, comme l'atteste le coefficient statistiquement significatif de la variable de densité syndicale et sa valeur au carré. Par conséquent, les conclusions de cette spécification confirment davantage la validité des résultats.

Outre la centralisation des négociations salariales, l'extension obligatoire des conventions collectives aux travailleurs non syndiqués influence également la mesure dans laquelle les syndicats compriment la répartition des revenus. Quel que soit le degré de centralisation des négociations, l'extension des conventions collectives aux travailleurs non syndiqués pourrait entraîner une augmentation du chômage, car les syndicats représentent les intérêts de leurs membres et peuvent ne pas intégrer l'impact macroéconomique de leurs revendications salariales. Cependant, comme cela est bien documenté, les données sur les taux de couverture syndicale sont limitées (Koeniger, Leonardi et Nunziata, 2007). En outre, l'utilisation d'une variable catégorielle relative à l'extension obligatoire des conventions collectives aux employeurs non syndiqués pose ses propres défis, dont le plus important est que l'estimation des effets fixes repose sur la variation à l'intérieur du pays sur la période établie. Néanmoins, les données variables catégorielles sur la couverture syndicale obtenues auprès de Visser⁶ montrent que le niveau d'extension des conventions collectives reste inchangé entre 2005 et 2018 pour plusieurs pays de l'échantillon. Par conséquent, les effets fixes par pays dans les estimations précédentes capturent partiellement la différence de l'effet du taux de syndicalisation et de la couverture sur la répartition des revenus. De plus, la couverture syndicale est corrélée à la centralisation de la négociation salariale (Koeniger, Leonardi et Nunziata, 2007), qui a été contrôlée dans ce dernier test de robustesse. Cette corrélation est particulièrement pertinente étant donné que la période considérée inclut la crise financière mondiale, qui a renforcé la décentralisation à long terme de la négociation collective de diverses manières, ce qui a donc entraîné une forte baisse de la couverture des conventions collectives dans certains pays (Keune, 2015).

⁵ Jelle Visser, «ICTWSS: Database on Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts in 55 countries between 1960 and 2018», V6.1, 2019, <http://uva-aias.net/en/ictwss>.

⁶ Voir note 5.

Tableau 3. Résultats des tests de robustesse

Variables explicatives	
Constant	27,338*** (6,274)
Densité syndicale	0,281*** (0,074)
Densité syndicale au carré	-0,004*** (0,001)
Centralisation des négociations salariales	0,290** (0,142)
Indice de Kaitz	-0,016 (0,032)
Remplacement net des indemnités de chômage	-0,027*** (0,009)
Indice de liberté du travail	0,004 (0,013)
Coin fiscal	0,019 (0,033)
Ouverture commerciale	-0,002 (0,008)
Dépenses de protection sociale	0,006 (0,059)
Enseignement supérieur	-0,166*** (0,051)
Participation des femmes au travail	0,230*** (0,057)
Population 65 ans et plus	-0,633*** (0,172)
Observations	364
R au carré ajusté	0,903
Statistique F	68,348***
Effets fixes dans le temps	Oui

Note: * $p < 0,1$. ** $p < 0,05$. *** $p < 0,01$. La variable dépendante est le coefficient de Gini du revenu disponible équivalent des ménages après transferts sociaux. Les erreurs types robustes en grappes sont signalées entre parenthèses.

Source: Compilation des auteurs.

5. Discussion

Les résultats des régressions centrales et des tests de robustesse ont systématiquement montré que, *ceteris paribus*, l'inégalité de revenu augmente initialement, mais finit par diminuer à mesure que le taux net de syndicalisation augmente. Le point de vue classique sur l'impact économique des syndicats est que, à mesure que les négociations salariales deviennent plus centralisées, le chômage augmente d'abord avant de diminuer lorsque la centralisation se poursuit (Calmfors et Driffill, 1988), les grands syndicats étant désireux d'équilibrer l'augmentation des salaires avec des préoccupations macroéconomiques

en raison de leur pouvoir de marché. Les conclusions de cet article vont dans le sens de ce point de vue, puisqu'au départ une densité syndicale plus élevée serait associée à des salaires plus élevés pour les travailleurs employés syndiqués et à de faibles revenus pour une proportion de plus en plus importante de chômeurs, et donc à une inégalité de revenu plus élevée, avant que celle-ci se stabilise et diminue à mesure que les revendications salariales et le chômage diminuent. En outre, les effets inégalitaires initiaux de la hausse du chômage sont quelque peu atténués par la diminution des disparités salariales. Une baisse des inégalités salariales peut se produire du fait que la réduction des inégalités salariales entre les travailleurs syndiqués compense l'augmentation des disparités salariales entre membres syndiqués et non syndiqués ou par la mise en place de mécanismes d'extension accordant les avantages des conventions collectives à d'autres travailleurs.

Dans une perspective de recherche et d'appariement, Krusell et Rudanko (2016) dérivent un modèle dans lequel les syndicats sont supposés être gouvernés par un désir d'égalité salariale et de solidarité entre les membres, et qui est rationnel en termes de revendications salariales, en tenant compte à la fois de l'amélioration des salaires et de la création d'emplois. Ils soutiennent qu'une couverture syndicale plus élevée entraîne une augmentation du chômage, puisque les salaires syndicaux ont tendance à être supérieurs aux autres salaires. Cependant, à mesure que la couverture augmente, les syndicats commencent de plus en plus à tenir compte des problèmes de création d'emplois et d'embauche, ce qui atténue les revendications salariales et entraîne une baisse du chômage. Cela est conforme à d'autres résultats théoriques de cette littérature (par exemple Delacroix, 2006). Par conséquent, ces résultats fournissent une fois de plus une justification de l'existence d'une relation en forme de U inversé entre la densité syndicale et l'inégalité, que l'on observe dans cet article. De plus, ces résultats confirment également qu'une relation curviligne syndicat-inégalité est également présente lorsque l'on tient compte de l'extension des conventions collectives aux travailleurs non syndiqués. En plus de mettre en évidence les canaux par lesquels les syndicats influent sur la répartition des revenus, l'existence et la persistance de cette relation en U inversé observée entre la densité syndicale et l'inégalité de revenu peuvent également servir à réconcilier les résultats apparemment contradictoires observés dans la littérature à cet égard.

Dans cette optique, les syndicats, dans leur rôle de représentation des travailleurs dans la négociation des conventions collectives, peuvent contribuer de manière significative à réduire les clivages entre les différentes strates de la répartition des revenus. Les coefficients estimés des régressions de base et des tests de robustesse suggèrent que le point d'inflexion du taux de syndicalisation se situe autour de 35 à 39 pour cent pour cet échantillon, sur la période spécifiée. Comme le montrent les diagrammes par pays de l'annexe 1, les chiffres de la densité syndicale pour des pays tels que l'Italie et le Luxembourg se situent vers le point d'inflexion indiqué ci-dessus.

Néanmoins, en 2018, 20 des 26 pays européens de l'échantillon avaient un taux de syndicalisation inférieur au pic de syndicalisation estimé, qui est le niveau identifié par cet article comme étant nécessaire pour réduire les inégalités de revenus et équilibrer le pouvoir économique. Les diagrammes par pays

montrent que ce résultat concerne particulièrement les pays d'Europe centrale et orientale, car ils ont les taux de syndicalisation les plus bas d'Europe et ont également connu la plus forte baisse de cette mesure ces dernières années. Par exemple, les données sur les syndicats pour la Slovaquie, la Tchéquie et la Hongrie sont bien en deçà du point d'inflexion identifié sur l'ensemble de la période d'échantillonnage, ce qui place ces pays à l'extrémité gauche de la relation en forme de U inversé entre inégalité et syndicalisation, avec un faible taux de syndicalisation et des chiffres d'inégalité peu élevés.

En outre, les taux de syndicalisation dans la plupart des pays ont continué de diminuer, conformément à la tendance persistante à la désyndicalisation bien documentée qui a lieu depuis les années 1980 dans la majorité des pays européens (Waddington, 2014). Ainsi, de nouvelles baisses pour les pays se situant au-dessus du point d'inflexion du taux de syndicalisation entraîneront initialement une augmentation des inégalités de revenus et un déséquilibre croissant du pouvoir économique. Pour atténuer les inégalités de revenus et les répercussions économiques et sociales qui en découlent, et pour mettre en œuvre les principes de conditions de travail équitables établis dans le socle européen des droits sociaux⁷, il devient de plus en plus important pour les syndicats de renforcer leurs efforts de recrutement et de fidélisation et d'être bien représentés dans les processus de décision économique.

6. Conclusion

Il existe des preuves solides que les syndicats sont associés à une distribution des salaires comprimée dans les économies développées. Néanmoins, les preuves empiriques concernant la corrélation entre l'inégalité des revenus et les syndicats sont rares, malgré leur ambiguïté théorique. Cet article a donc cherché à examiner la relation empirique entre l'inégalité de revenu et les syndicats dans les économies développées. L'évaluation de l'impact des syndicats sur cette mesure relativement plus large de l'inégalité permet également de saisir l'effet des syndicats sur le chômage et la part des salaires, ce qui nous permet de tirer des conclusions concernant les conséquences distributives globales de ces institutions. À son tour, la variation du revenu, plutôt que l'inégalité des salaires, peut mieux refléter la variation du niveau de vie. En outre, cet article contribue davantage au débat croissant sur les causes de l'inégalité croissante de revenu dans les économies avancées en évaluant l'impact distributif d'un facteur spécifique au pays. L'effet des syndicats sur les mécanismes par lesquels ils influent sur l'inégalité de revenu, à savoir l'inégalité salariale, le chômage et la part du travail, est spécifique à chaque pays, de même que la contribution de ces canaux à la répartition des revenus.

Le premier modèle empirique de base, estimé pour un panel de 26 pays européens sur la période 2005-2018, définit l'inégalité de revenu en fonction du taux de syndicalisation net et sa valeur au carré, ainsi qu'un ensemble de

⁷ Voir https://commission.europa.eu/system/files/2017-11/social-summit-european-pillar-social-rights-booklet_fr.pdf.

variables de contrôle consistant en des facteurs macroéconomiques et des caractéristiques de la population telles que l'ouverture commerciale, le niveau d'instruction et les taux de participation des femmes. L'un des nouveaux aspects de cet article est l'inclusion d'une variable de syndicalisation au carré pour évaluer la possibilité que la relation soit non linéaire, mettant ainsi en avant les résultats contradictoires d'études similaires. Par la suite, ce modèle de référence est étendu pour inclure d'autres institutions du marché du travail, afin de mesurer les effets distributifs des syndicats dans l'ensemble du cadre des institutions du marché du travail. Compte tenu des problèmes d'endogénéité possibles pour l'échantillon de pays développés utilisé, les syndicats jouent un rôle important dans les variations de l'inégalité de revenu entre les pays et dans le temps. La syndicalisation mesurée par le taux de syndicalisation a une relation persistante en forme de U inversé avec l'inégalité de revenu. En plus d'être présente dans les deux régressions principales, cette relation quadratique reste intacte après l'inclusion des effets fixes temporels, ainsi que de la variable explicative de la centralisation des négociations salariales, soulignant davantage la persistance de ces associations.

Compte tenu de ces constatations, un certain nombre de conclusions politiques peuvent être tirées. Des institutions du marché du travail fortes et, plus précisément, des syndicats forts et une négociation collective complète, l'un des objectifs du socle européen des droits sociaux, constituent le fondement du modèle social européen et sont une condition préalable aux améliorations d'un point de vue social (Visser, 2013). En effet, les résultats de cet article présentent des preuves empiriques sur la contribution des syndicats aux améliorations sociales grâce à leur rôle dans la lutte contre la division des revenus entre les différentes strates. Par conséquent, la négociation collective peut être considérée comme un outil complémentaire à d'autres mesures classiques qui compensent des revenus de plus en plus inégaux, qui ont traditionnellement été liées à la redistribution fiscale, sous la forme de protection sociale et d'imposition progressive, et aux politiques d'éducation. Les syndicats jouent un rôle central dans la réduction des clivages entre les différentes strates de la répartition des revenus, non seulement par leur rôle de représentation des travailleurs dans la négociation des conventions collectives, mais aussi par les positions qu'ils adoptent dans les discussions plus larges relatives aux politiques économiques, sociales et de l'emploi. Cela est impératif pour garantir que les principes établis dans le socle européen des droits sociaux, en particulier ceux relatifs à des salaires équitables et à des salaires minima et conditions de travail adéquats, soient mis en œuvre et maintenus. Enfin, le rôle des syndicats dans un scénario post-COVID-19 sera également crucial non seulement dans le processus de consultation qui est indispensable, mais aussi dans l'élaboration des politiques et des programmes visant à relancer et à restructurer les économies de l'UE.

Les recherches futures pourraient porter sur un certain nombre d'implications qui ressortent de cet article. Des études complémentaires pourraient être menées pour analyser les mécanismes théoriques sous-jacents par lesquels la négociation collective peut avoir un impact sur les résultats du marché du travail, spécifiquement compte tenu des différences entre les pays à la fois dans la couverture et dans la mesure dans laquelle les travailleurs non syndiqués sont

également couverts par de tels accords. Il est également possible de poursuivre des recherches, par secteur et par profession, sur la relation entre l'inégalité de revenu et les salaires minima dans les pays sans salaire minimum universel, en particulier à la lumière du débat en cours sur le plancher salarial européen et le minimum vital.

Références

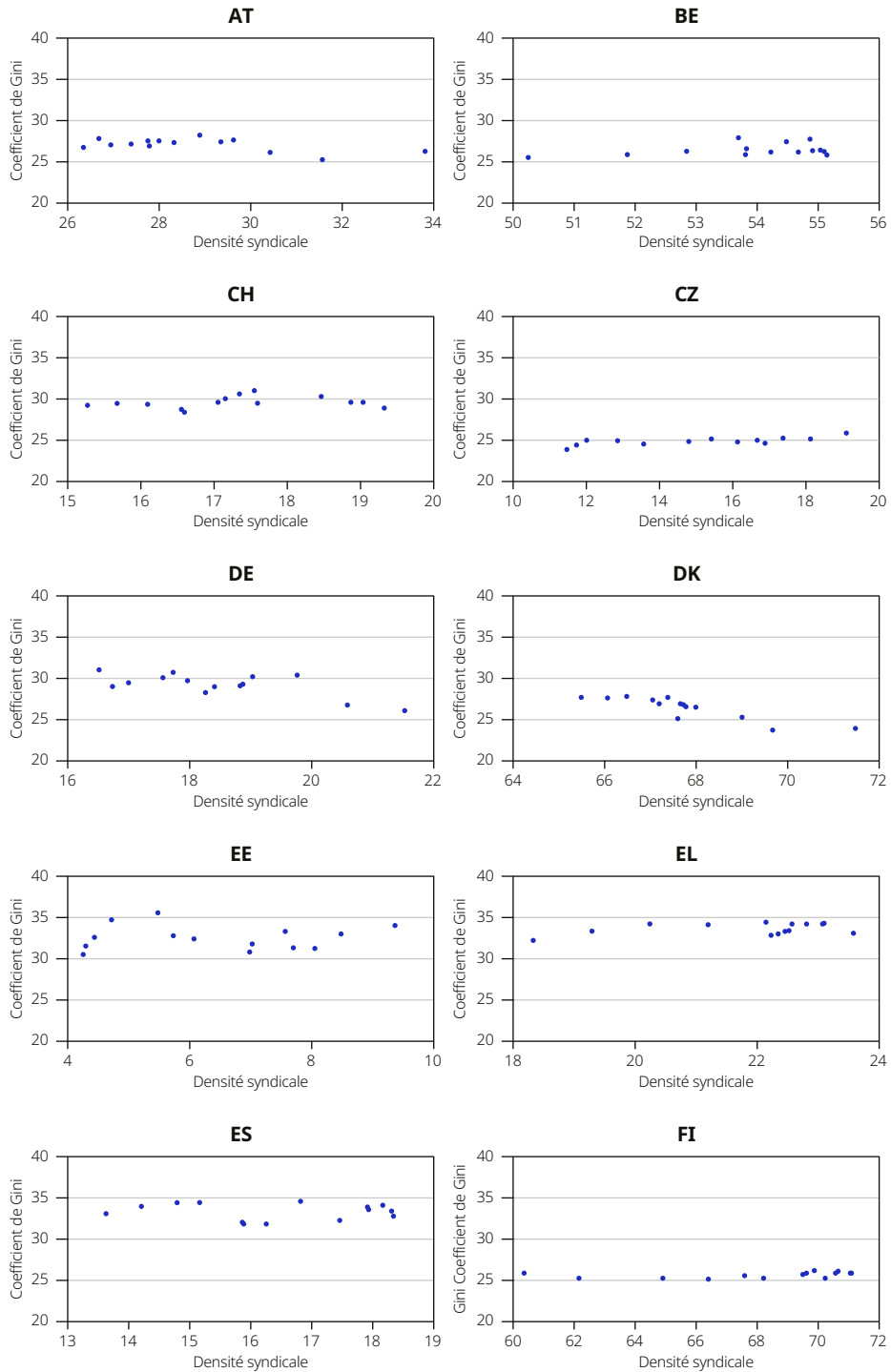
- Afonso, António, Ludger Schuknecht et Vito Tanzi. 2010. «Income Distribution Determinants and Public Spending Efficiency», *Journal of Economic Inequality*, 8 (3): 367-389.
- Alderson, Arthur S., et François Nielsen. 2002. «Globalization and the Great U-Turn: Income Inequality Trends in 16 OECD Countries», *American Journal of Sociology*, 107 (5): 1244-1299.
- Atkinson, Anthony B. 2015. *Inequality: What Can Be Done?* Cambridge (États-Unis): Harvard University Press. [Traduit en français sous le titre *Inégalités*, Paris, Éditions du Seuil, 2016.]
- , Chrysa Leventi, Brian Nolan, Holly Sutherland et Iva Tasseva. 2017. «Reducing Poverty and Inequality through Tax-Benefit Reform and the Minimum Wage: The UK as a Case-Study», *Journal of Economic Inequality*, 15 (4): 303-323.
- Bassanini, Andrea, et Romain Duval. 2009. «Unemployment, Institutions, and Reform Complementarities: Re-Assessing the Aggregate Evidence for OECD Countries», *Oxford Review of Economic Policy*, 25 (1): 40-59.
- Bentolila, Samuel, et Gilles Saint-Paul. 2003. «Explaining Movements in the Labor Share», *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 3 (1): 1-33.
- Calmfors, Lars, et John Driffill. 1988. «Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance», *Economic Policy*, 3 (6): 13-61.
- Card, David, Thomas Lemieux et Craig W. Riddell. 2004. «Unions and Wage Inequality», *Journal of Labor Research*, 25 (4): 519-559.
- Cecchi, Daniele, et Cecilia García-Peñalosa. 2008. «Labour Market Institutions and Income Inequality», *Economic Policy*, 23 (56): 602-649.
- , et —. 2010. «Labour Market Institutions and the Personal Distribution of Income in the OECD», *Economica*, 77 (307): 413-450.
- De Gregorio, José, et Jong-Wha Lee. 2002. «Education and Income Inequality: New Evidence from Cross-Country Data», *Review of Income and Wealth*, 48 (3): 395-416.
- Delacroix, Alain. 2006. «A Multisectorial Matching Model of Unions», *Journal of Monetary Economics*, 53 (3): 573-596.
- Eurofound. 2014. *Changes to Wage-Setting Mechanisms in the Context of the Crisis and the EU's New Economic Governance Regime*. Dublin.
- Fialová, Kamila, et Ondřej Schneider. 2009. «Labor Market Institutions and Their Effect on Labor Market Performance in the New EU Member Countries», *Eastern European Economics*, 47 (3): 57-83.
- Garnero, Andrea, Stephan Kampelmann et François Rycx. 2015. «Minimum Wage Systems and Earnings Inequalities: Does Institutional Diversity Matter?», *European Journal of Industrial Relations*, 21 (2): 115-130.
- Gourdon, Julien, Nicolas Maystre et Jaime de Melo. 2008. «Openness, Inequality and Poverty: Endowments Matter», *Journal of International Trade & Economic Development*, 17 (3): 343-378.
- Greenwood, Jeremy, Nezih Guner, Georgi Kocharkov et Cezar Santos. 2014. «Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality», *American Economic Review*, 104 (5): 348-353.

- Grimshaw, Damian, Colette Fagan, Gail Hebson et Isabel Tavora. 2017. *Making Work More Equal: A New Labour Market Segmentation Approach*. Manchester: Manchester University Press.
- Heritage Foundation. 2019. «Labor Freedom». <https://www.heritage.org/index/labor-freedom>.
- Herzer, Dierk. 2014. «Unions and Income Inequality: Evidence from Ireland», *Applied Economics Letters*, 21 (1): 24-27.
- . 2016. «Unions and Income Inequality: A Panel Cointegration and Causality Analysis for the United States», *Economic Development Quarterly*, 30 (3): 267-274.
- Hoeller, Peter, Isabelle Joumard et Isabell Koske. 2014. «Reducing Income Inequality while Boosting Economic Growth: Can It Be Done? Evidence from OECD Countries», *Singapore Economic Review*, 59 (1): 1-22.
- Hoffmann, Florian, David S. Lee et Thomas Lemieux. 2020. «Growing Income Inequality in the United States and Other Advanced Economies», *Journal of Economic Perspectives*, 34 (4): 52-78.
- Hu, Qinglin, et Dean M. Hanink. 2018. «Declining Union Contract Coverage and Increasing Income Inequality in U.S. Metropolitan Areas», *Professional Geographer*, 70 (3): 453-462.
- Kelly, Caroline, et John Kelly. 1994. «Who Gets Involved in Collective Action? Social Psychological Determinants of Individual Participation in Trade Unions», *Human Relations*, 47 (1): 63-88.
- Keune, Maarten. 2015. «The Effects of the EU's Assault on Collective Bargaining: Less Governance Capacity and More Inequality», *Transfer: European Review of Labour and Research*, 21 (4): 477-483.
- Koeniger, Winfried, Marco Leonardi et Luca Nunziata. 2007. «Labor Market Institutions and Wage Inequality», *Industrial and Labor Relations Review*, 60 (3): 340-356.
- Kristal, Tali, et Yinon Cohen. 2017. «The Causes of Rising Wage Inequality: The Race Between Institutions and Technology», *Socio-Economic Review*, 15 (1): 187-212.
- Krusell, Per, et Leena Rudanko. 2016. «Unions in a Frictional Labor Market», *Journal of Monetary Economics*, 80 (C): 35-50.
- Mahler, Vincent A. 2004. «Economic Globalization, Domestic Politics, and Income Inequality in the Developed Countries: A Cross-national Study», *Comparative Political Studies*, 37 (9): 1025-1053.
- Nickell, Stephen. 1997. «Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe Versus North America», *Journal of Economic Perspectives*, 11 (3): 55-74.
- , et Richard Layard. 1999. «Labor Market Institutions and Economic Performance», dans *Handbook of Labor Economics*, publ. sous la dir. d'Orley C. Ashenfelter et David Card, volume 3, partie C, 3029-3084. Amsterdam: Elsevier.
- , Luca Nunziata et Wolfgang Ochel. 2005. «Unemployment in the OECD since the 1960s. What Do We Know?», *Economic Journal*, 115 (500): 1-27.
- OCDE. 2012. *Toujours plus d'inégalité: pourquoi les écarts de revenus se creusent*. Paris: Éditions OCDE.
- . 2015. *Tous concernés: pourquoi moins d'inégalité profite à tous*. Paris: Éditions OCDE.
- O'Higgins, Niall, et Giovanni Pica. 2020. «Complementarities Between Labour Market Institutions and Their Causal Impact on Youth Labour Market Outcomes», *B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 20 (3): 20180165.
- Partridge, Mark D., Dan S. Rickman et William Levernier. 1996. «Trends in U.S. Income Inequality: Evidence from a Panel of States», *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36 (1): 17-37.
- Peichl, Andreas, Nico Pestel et Hilmar Schneider. 2012. «Does Size Matter? The Impact of Changes in Household Structure on Income Distribution in Germany», *Review of Income and Wealth*, 58 (1): 118-141.

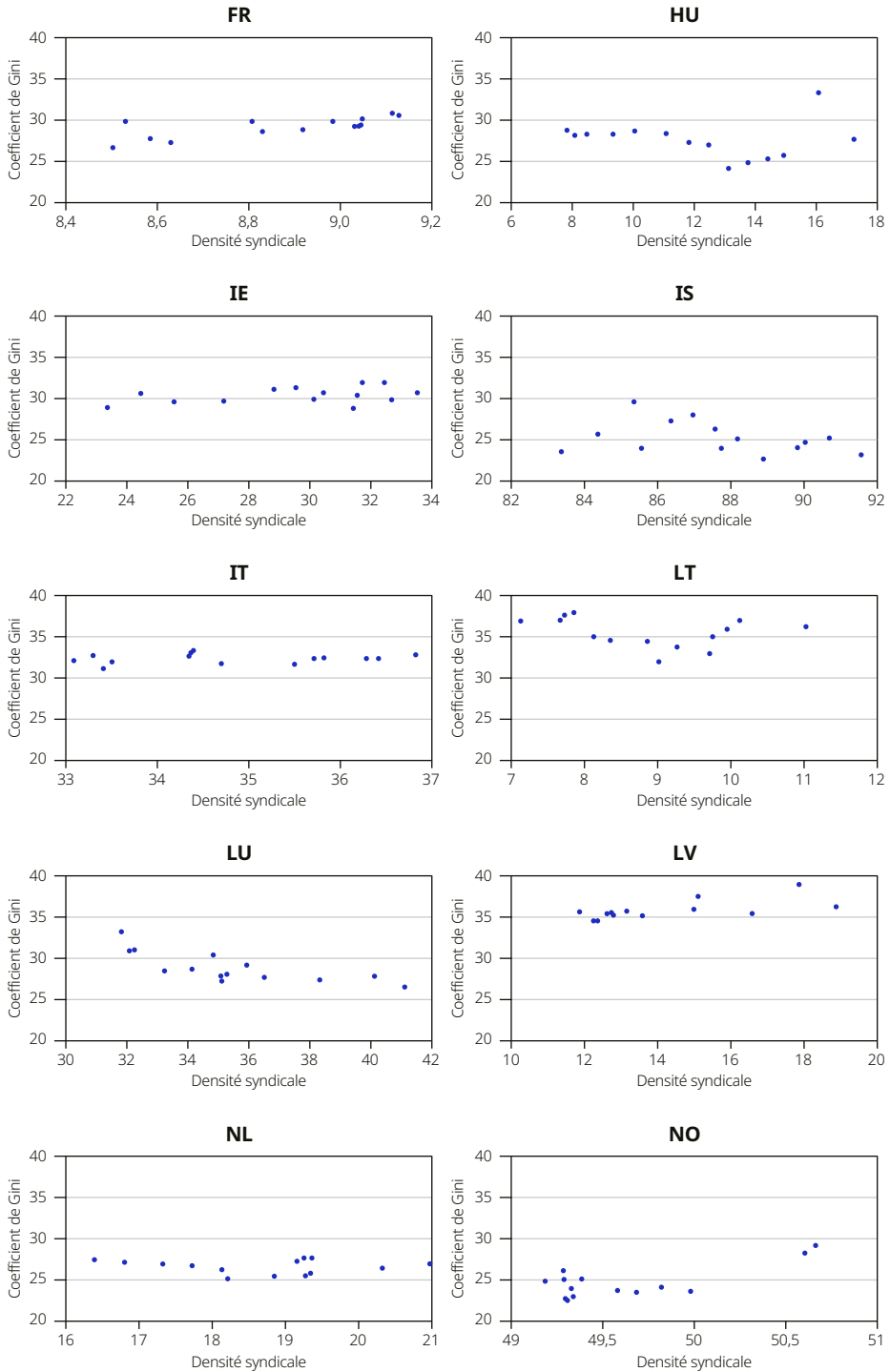
- Posthuma, Richard A. 2009. «National Culture and Union Membership: A Cultural-Cognitive Perspective», *Relations Industrielles/Industrial Relations*, 64 (3): 507-529.
- Rueda, David. 2007. *Social Democracy Inside Out: Partisanship and Labor Market Policy in Industrialized Democracies*. Oxford: Oxford University Press.
- Schulten, Thorsten, et Torsten Müller. 2015. «European Economic Governance and Its Intervention in National Wage Development and Collective Bargaining», dans *Divisive Integration: The Triumph of Failed Ideas in Europe – Revisited*, publ. sous la dir. de Steffen Lehndorff, 331-363. Bruxelles: Institut syndical européen.
- Stiglitz, Joseph E. 2012. *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future*. New York: W. W. Norton & Company. [Traduit en français sous le titre *Le prix de l'inégalité*, Paris, Les liens qui libèrent, 2012.]
- Visser, Jelle. 2013. «Wage Bargaining Institutions: From Crisis to Crisis», *European Economy Economic Papers* No. 488. Bruxelles: Commission européenne.
- Waddington, Jeremy. 2014. «Trade Union Membership Retention and Workplace Representation in Europe», *European Trade Union Institute Working Paper* 2014.10. Bruxelles: Institut syndical européen.
- Western, Bruce, et Jake Rosenfeld. 2011. «Unions, Norms, and the Rise in U.S. Wage Inequality», *American Sociological Review*, 76 (4): 513-537.
- Wilkinson, Richard, et Kate Pickett. 2010. *The Spirit Level: Why Equality Is Better for Everyone*. Londres: Penguin Books. [Traduit en français sous le titre *Pourquoi l'égalité est meilleure pour tous*, Paris, Les petits matins et Institut Veblen, 2013.]

Annexe

Diagrammes nationaux du coefficient de Gini et de la densité syndicale

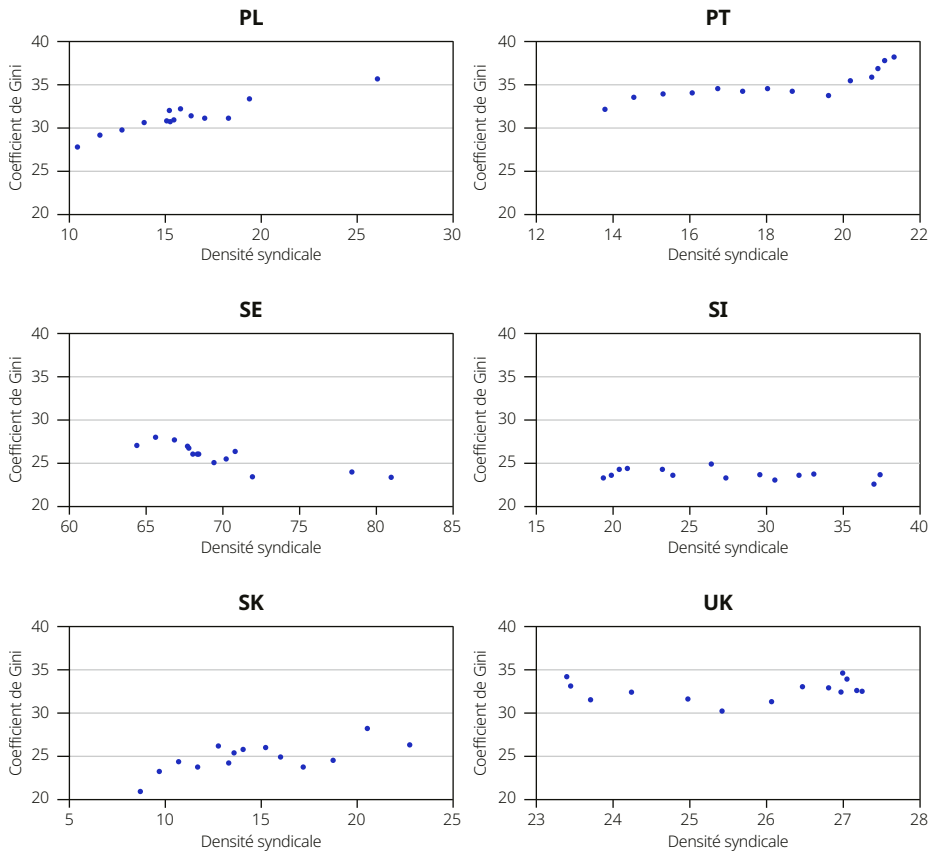


Diagrammes nationaux du coefficient de Gini et de la densité syndicale (suite)



(suite au verso)

Diagrammes nationaux du coefficient de Gini et de la densité syndicale (*fin*)



Source: Compilation des auteurs.