

# Y a-t-il un fatalisme néolibéral ? Le dilemme emploi-égalité des revenus revisité

---

*L'objet de ce texte est de questionner le discours néolibéral qui fait des dilemmes emploi-égalité et emploi-redistribution une fatalité économique indépassable. Nous relativisons ce discours à la lumière des analyses d'inspiration néo-institutionnaliste traitant de la variété des capitalismes, et nous le confrontons à la lecture de quelques faits empiriques notables. Enfin, nous tentons de vérifier la pertinence des dilemmes emploi-égalité des revenus et emploi-redistribution à l'aide d'une étude de cointégration entre trois variables (taux d'emploi, indicateur de disparité des revenus primaires et part des transferts sociaux dans le PIB), pour les Etats-Unis, la Suède et l'Allemagne.*

## NEOLIBERAL FATALISM ? A FRESH LOOK AT THE EMPLOYMENT INCOME EQUALITY TRADE-OFF

*This paper seeks to question neoliberal discourse, which views the employment-income equality and employment-redistribution trade-off as an inevitable fact of economic life. We shall put this discourse in perspective by outlining neo-institutional analyses of the variety of capitalism and listing a number of key empirical facts. Finally, we plan to examine the relevance of the employment-income equality and employment-redistribution dilemmas by drawing on a cointegration study between three variables (employment rate, primary income index and social benefits as a percentage of GDP) across the USA, Sweden and Germany.*

Classification JEL : C2, H5, P5.

## INTRODUCTION

Depuis le début des années 1970, les économies avancées sont percutées par des forces transversales - intensification des échanges internationaux avec les économies émergentes, biais technologique favorisant la main-d'œuvre très qualifiée et mouvement de désindustrialisation - qui remettent profondément en question leurs équilibres passés, notamment en ce qui concerne l'emploi et la protection sociale. Cela se traduit, en Europe comme outre-Atlantique, par des pressions à la hausse du chômage et des inégalités de revenus. Pourtant, face à ces défis globaux, tous les pays ne semblent pas afficher la même vulnérabilité. Plus précisément, tandis que les tenants de la thèse néolibérale voient, dans l'histoire des faits économiques de ces trente dernières années, une preuve de l'existence d'un dilemme indépassable entre emploi et égalité des revenus, ou emploi et redistribution sociale, tout un courant de penseurs d'obédience néo-institutionnaliste s'attachent à montrer qu'il existe une

---

variété de capitalismes (Hall et Soskice [2001] ; Amable [2005]) au sein desquels ces arbitrages sont loin d'être homogènes (Erhel et Pallier [2003]).

L'objet de ce texte est justement d'éclairer ce débat et d'examiner empiriquement la pertinence de la thèse néolibérale. Dans une première section, nous nous efforçons de résumer brièvement les arguments de la controverse et de les mettre à l'épreuve de quelques faits empiriques. Dans une seconde section, nous tentons, à l'aide d'une étude de cointégration, d'identifier et de quantifier les arbitrages entre emploi-égalité de revenus et emploi-redistribution, pour les États-Unis, la Suède et l'Allemagne.

## LES DILEMMES EMPLOI-ÉGALITÉ DES REVENUS ET EMPLOI-REDISTRIBUTION : UN FATALISME NÉOLIBÉRAL CONTESTÉ PAR LES ANALYSES DE LA VARIÉTÉ DES CAPITALISMES

### La thèse néolibérale

Au début des années 1990, les économistes semblent s'accorder sur une théorie unifiée, qualifiée a posteriori de consensus transatlantique par Atkinson [1999], qui prétend expliquer tout à la fois l'accroissement des inégalités aux États-Unis et la montée d'un chômage de masse en Europe continentale.

Ce qui fait consensus, c'est tout d'abord l'identification d'une force de changement déterminante et commune à tous : dans l'ensemble des économies avancées, la structure de la demande de main-d'œuvre s'est modifiée au détriment des travailleurs les moins qualifiés (Krugman [1994a]). C'est ensuite les deux hypothèses néoclassiques retenues pour en déduire les effets dans chaque pays : 1) il existe un dilemme entre l'objectif d'emploi et l'objectif d'égalité des revenus, qui tient au fait que 2) les institutions de protection sociale et de redistribution des richesses, garantes d'un certain degré d'égalitarisme dans l'économie, sont source de rigidités sur les marchés du travail et de l'épargne – elles nourrissent alors un chômage classique involontaire – et de distorsions des processus incitatifs monétaires – elles favorisent dans ce cas un chômage classique volontaire (Scarpetta [1996] ; Nickell [1997] ; Elmeskov et al. [1998] ; Ljungqvist et Sargent [1998] ; Nickell et Layard [1999]).

Le consensus transatlantique soutient donc que, face aux transformations globales qui dès le début des années 1970 ont commencé à déstabiliser les équilibres mis en place dans les pays économiquement avancés, on pouvait s'attendre à ce que les économies les plus flexibles, donc théoriquement les plus inégalitaires, telles que l'économie américaine, s'ajustent rapidement et limitent ainsi la hausse de leur chômage. Mais, un tel mode d'ajustement supposait pour ces économies de laisser s'accroître librement les inégalités de revenus, notamment dans le bas de la distribution (Krugman [1994b]). A contrario, dans les économies les plus rigides, donc théoriquement les moins inégalitaires, telles que celles d'Europe continentale, c'est le phénomène inverse qui devait se produire. Les pays européens, refusant de laisser croître les inégalités de revenus en régulant fortement leurs marchés du travail et en opérant d'importants efforts de redistribution des richesses, ne pouvaient pas espérer juguler la montée d'un chômage de masse, dont les premières victimes devaient être les travailleurs peu qualifiés.

Un tel schéma d'interprétation suggère donc que, depuis 1970, il n'y aurait plus qu'un seul modèle économique viable, le modèle néolibéral incarné par l'économie américaine et, que les dilemmes emploi-égalité des revenus et emploi-redistribution seraient désormais indépassables. Telle n'est pourtant pas la thèse défendue par les économistes d'inspiration néo-institutionnaliste qui ont travaillé à mettre en exergue une pluralité de capitalismes. A chaque fois, l'objectif de leurs études a été de prouver que la variété institutionnelle influait sur les lois économiques au point de rendre ces dernières contingentes d'un espace géographique ou social, et d'une période historique.

## La thèse d'une pluralité de capitalismes

Dans une logique institutionnaliste, plusieurs modèles sociaux dominants peuvent être identifiés au cours d'une même époque. L'idée est qu'il existe, à tout moment, une variété de capitalismes, définie autour de spécificités institutionnelles nationales, permettant d'envisager des formes variées de fonctionnement et d'ajustement de l'économie. Une telle approche conduit à penser que, bien que soumises aux mêmes forces transversales de déstabilisation, les économies peuvent trouver des solutions qui leur sont propres, et qui diffèrent de celles promues par la thèse néolibérale. Cela expliquerait alors que certains pays parviennent in fine à éviter l'accroissement brutal de leurs inégalités de revenus et la remise en cause fondamentale de leurs mécanismes de redistribution, et ce, sans encourir de hausse importante de leurs taux de sous-emploi.

L'hypothèse centrale des approches en termes de variété de capitalismes est que la coordination entre les agents économiques n'est pas exclusivement fondée sur des mécanismes de prix intertemporels, comme ceux décrits dans l'équilibre général, mais qu'elle résulte aussi de mécanismes hors prix, tels que les institutions (Hall et Soskice [2001]). L'impact des institutions, formelles et informelles<sup>1</sup>, sur les comportements économiques, transite alors par deux canaux concomitants : d'une part, les institutions sont des éléments d'incitation ou de contrainte, qui influencent la détermination des prix marchands ; d'autre part, les institutions sont des éléments de connaissance et de pouvoir, qui encadrent la prise de décision des agents en dehors du marché (Amable [2005]). Les agents économiques, consommateurs et producteurs, sont simultanément envisagés comme des citoyens et des acteurs politiques. Cela amène alors à considérer les marchés comme des espaces systématiquement pénétrés par des logiques d'action non marchandes, telles que, par exemple, le don, le civisme ou l'altruisme.

Dans ce cadre, les arbitrages avancés par les néolibéraux, entre égalité des revenus et emploi, ou entre emploi et redistribution, sont loin d'être homogènes. Les formes de déstabilisation qui affectent les économies nationales, et les voies de réforme dans le domaine du social sont étroitement rattachées aux configurations spécifiques, culturelles et historiques de chaque espace national. Partant, ce courant de pensée suppose qu'il existe une diversité des vulnérabilités auxquelles sont soumises les économies nationales, et des marges de manœuvre dont elles peuvent bénéficier, au même titre qu'il existe une diversité des structures institutionnelles sociales entre les nations (Scharpf et Schmidt [2000]). De telles correspondances suggèrent que les modèles socio-économiques nationaux sont soumis à une dépendance de sentier, leur évolution étant partiellement conditionnée par leur configuration antérieure (Commons [1934], Lordon [1996] ; Boyer [2003]). Cette dépendance de sentier garantit une certaine forme de stabilité dynamique aux divers modèles et contribue donc au maintien de l'hétérogénéité sociale entre les économies, et ce quelles que soient la nature et l'ampleur des chocs subits<sup>2</sup>. Cela n'empêche pas pour autant les changements institutionnels d'avoir lieu, ni les glissements vers moins de protection ou de redistribution de s'opérer, mais cela réduit les possibilités de convergence et d'homogénéisation des modèles nationaux entre eux.

Ainsi, à l'opposition binaire Etats-Unis – Europe succèderaient des oppositions plus complexes entre différents modèles nationaux idéal-typiques. Parmi les approches complexifiées, la typologie établie par Esping-Andersen [1990, 1999], autour des configurations de la protection sociale et de leur lien avec le niveau et la structure de l'emploi, a fait école. Elle aboutit à la définition de trois figures du capitalisme, qui sont récurrentes dans les études postérieures<sup>3</sup>, et que l'on peut résumer comme suit : le modèle libéral, typique des Etats-Unis et plus largement des pays anglo-saxons, combine un système de protection sociale résiduelle et minimale ainsi qu'un marché du travail très

---

<sup>1</sup> Par institutions formelles, on entend généralement les règles, règlements, lois, constitutions, mais aussi les instances qui les font appliquer telles que la justice et la police, ou encore les organisations où elles s'appliquent telles que l'entreprise, la protection sociale, l'école, etc. Les institutions informelles sont, quant à elles, comprises comme des croyances, des coutumes, des habitudes et des modes de pensée socialement partagés.

<sup>2</sup> Lire notamment l'étude de Koulinsky et Richez-battesti [2005] qui montre comment a évolué l'hétérogénéité sociale européenne à la suite du dernier élargissement de l'Union.

<sup>3</sup> Lire, notamment, les études de Petit et Peucelle [1991], Théret [1997] et Iversen et Wren [1998].

concurrentiel, sur lequel les syndicats n'ont qu'un pouvoir très limité ; le modèle conservateur-corporatiste, propre à l'Allemagne et à la France, offre une protection sociale fondée sur les statuts familiaux et socioprofessionnels, qu'il associe à un marché du travail segmenté et régulé en fonction des corporatismes ; le modèle social-démocrate, caractéristique des pays scandinaves et, en particulier de la Suède, promeut une protection sociale généreuse et accessible à tous les citoyens, qui se combine avec un marché du travail régulé aussi bien par les partenaires sociaux que par l'interventionnisme étatique.

Prenant acte des transformations du capitalisme contemporain qui conduisent au déclin des activités industrielles et au développement des activités de services, Iversen et Wren [1998] définissent trois modèles d'économie de services, qui renvoient aux types mis en exergue par Esping-Andersen [1990, 1999]. Leur analyse part de la mise en évidence d'un *triangle d'incompatibilité* entre égalité, emploi et discipline budgétaire du gouvernement. Le premier dilemme provient du fait qu'une augmentation de l'emploi privé dans les services tend à susciter un accroissement plus marqué des inégalités salariales : d'une part, parce que les taux de productivité augmentent moins vite dans ce secteur d'activité que dans l'industrie, ce qui génère des écarts de salaires croissants ; d'autre part, parce que la grille des salaires est plus large dans le secteur des services qu'elle ne l'est dans le secteur manufacturier. Pour ce qui est du second dilemme, l'argument principal est que la recherche d'une égalité salariale accrue exige de privilégier les créations d'emplois dans le secteur public des services plutôt que dans le secteur privé, et d'y offrir des rémunérations supérieures au salaire concurrentiel. Ceci est de nature à affecter l'équilibre du budget gouvernemental. Quant au dernier dilemme, il émane de l'hypothèse keynésienne selon laquelle des déficits publics peuvent être nécessaires au maintien du plein-emploi.

Dans cette logique, il n'est pas possible, pour une économie dominée par le tertiaire, de poursuivre simultanément les objectifs de discipline budgétaire, de croissance de l'emploi et de réduction des inégalités de revenus. Ces objectifs ne peuvent être associés que deux à deux. Iversen et Wren concluent alors que l'on peut définir trois modèles de capitalisme, en fonction de la combinaison d'objectifs privilégiée dans les différents pays. Le premier, qualifié de modèle néo-libéral, privilégie la discipline fiscale et la croissance de l'emploi ; il est caractéristique des économies anglaise et américaine. Le second est le modèle chrétien-démocrate, représenté par les économies allemande et hollandaise. Il associe discipline fiscale et égalité des revenus. Enfin, le troisième modèle, social-démocrate, sous les traits des économies danoise, norvégienne et suédoise, combine égalité des revenus et croissance de l'emploi<sup>1</sup>.

D'autres études ont identifié jusqu'à cinq figures idéales-typiques de capitalisme (Amable [2005]). Sans entrer dans leur détail, nous retenons que toutes ont montré qu'il existait plusieurs alternatives pérennes au modèle néolibéral.

## Que disent les chiffres ?

Le Graphique 1 retrace, pour la période allant de 1979 à 1995, l'évolution de la dispersion des salaires au bas et en haut de l'échelle des rémunérations, mesurée respectivement par les ratios inter-déciles D5/D1 et D9/D5.

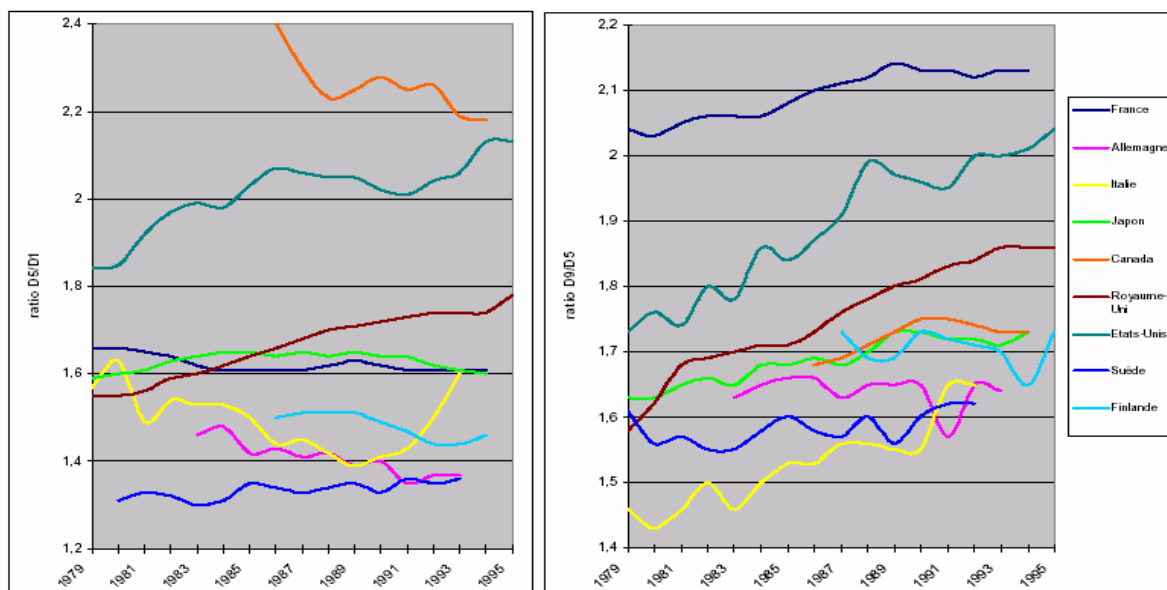
En ce qui concerne le bas de la distribution salariale, il ressort que les pays anglo-saxons affichent, comme attendu, les plus hauts niveaux d'inégalité, mais également les plus forts taux de croissance de ces inégalités. En revanche, la Suède demeure le pays le moins inégalitaire au bas de l'échelle des salaires, et ce malgré un accroissement continu mais de faible amplitude de son ratio D5/D1. De façon

---

<sup>1</sup> Repensé dans un contexte de forte restriction budgétaire, tel que celui qui s'est imposé au sein de l'UEM depuis le traité de Maastricht, le triangle d'incompatibilité de Iversen et Wren peut se réduire à un dilemme entre égalité des revenus et maintien du niveau d'emploi. La viabilité du modèle social-démocrate a été étudiée par Koulinsky et Richez-Battesti [2000].

globale, pour les autres pays dont l'Allemagne et la Finlande, ce ratio inter-décile a diminué ou est resté stable entre 1980 et 1995.

Graphique 1. Dispersion des revenus salariaux (des hommes), D5/D1 et D9/D5, 1979-1995



Source : à partir des données de l'OCDE, perspectives de l'emploi [1996].

L'analyse des courbes des ratios D9/D5 laisse penser que, c'est autant la hausse des inégalités salariales en queue de distribution, c'est-à-dire parmi les plus riches, qui est à l'origine d'un accroissement sensible des écarts de rémunérations aux Etats-Unis et au Royaume-Uni. En effet, dans ces deux pays, la croissance du ratio D9/D5 s'avère plus forte que celle du ratio D5/D1. Cela est aussi frappant pour la France, le Japon et l'Italie. Quant à la Suède, la Finlande et l'Allemagne, elles n'enregistrent pas de hausse notable dans la dispersion de leurs hauts salaires.

Ces séries de données tendent à corroborer l'hypothèse d'une rigidité à la baisse des salaires supérieure dans les pays européens qu'outre-Atlantique, comme diagnostiquée par les néolibéraux, mais aussi, plus globalement, l'hypothèse d'une flexibilité dans l'éventail des salaires plus grande aux Etats-Unis et au Royaume-Uni qu'en Europe continentale.

Pour autant, ces résultats en termes d'inégalités se sont-ils soldés par des performances très contrastées en matière de chômage et d'emploi ?

Les Tableaux 1 et 2 donnent les rapports du taux de chômage des non qualifiés sur celui des qualifiés, à deux moments du temps. Il ressort du Tableau 1 que tous les pays, qu'ils soient plutôt égalitaires comme l'Allemagne ou plutôt inégalitaires comme les Etats-Unis, l'Italie, le Royaume-Uni ou encore la France, connaissent, entre 1979 et 1990, une élévation de la part des chômeurs non qualifiés relativement aux chômeurs qualifiés. De surcroît, cet accroissement est important dans tous les pays, excepté au Royaume-Uni. Il faut préciser que c'est le pays où ce rapport était initialement (1979) le plus élevé. Signalons, enfin, que l'Allemagne et la France enregistrent les plus fortes variations de ce rapport, alors même que leurs performances en matière d'inégalités sont très disparates : la France est nettement plus inégalitaire que l'Allemagne. Néanmoins, la France avait au départ un taux de chômage des non qualifiés sur celui des qualifiés relativement faible comparé à l'Allemagne.

Le Tableau 2 confirme ces faits. Entre 1992 et 2000, l'Allemagne se trouve, avec le Royaume-Uni et l'Autriche, à la tête des pays qui ont les rapports chômeurs non qualifiés sur chômeurs qualifiés les plus élevés, et qui, en outre, ont enregistré les plus fortes hausses. En revanche, dans les pays d'Europe du Nord, pays les plus égalitaires, ce rapport est relativement faible. Il n'a presque pas augmenté en

Suède (+0.08), et a même baissé en Finlande, aux Pays-Bas et au Danemark. Ces chiffres suggèrent qu'aucun dilemme entre chômage des non qualifiés et inégalité des salaires ne peut être clairement inféré.

Tableau 1. *Taux de chômage des travailleurs non qualifiés et qualifiés (hommes)*

	Rapport des taux de chômage des non qualifiés <sup>a</sup> / qualifiés <sup>b</sup>		Variation du rapport
	1979	1990	
France	1.40	2.02	+0.62
Allemagne (RFA) <sup>c</sup>	2.25	2.91	+0.66
Royaume-Uni	2.49	2.68	+0.19
Italie <sup>d</sup>	0.47	1.04	+0.57
Etats-Unis <sup>e</sup>	2.06	2.51	+0.45

Note : a) Population n'ayant qu'un niveau d'étude secondaire 1<sup>er</sup> cycle ; b) Population ayant un niveau d'étude secondaire 2<sup>ème</sup> cycle et diplômés du supérieur ; c) 1978 au lieu de 1979, et 1987 au lieu de 1990 ; d) 1980 au lieu de 1979, et 1989 au lieu de 1990 ; e) 1989 au lieu de 1990.

Source : OCDE, Etude sur l'emploi [1994].

Tableau 2. *Taux de chômage des travailleurs non qualifiés et qualifiés (hommes et femmes), 1992-2000*

	Rapport des taux de chômage des non qualifiés <sup>a</sup> / qualifiés <sup>b</sup>		Variation du rapport
	1992 <sup>c</sup>	2000 <sup>d</sup>	
Royaume-Uni	3.05	4.29	+1.24
Autriche	2.66	3.57	+0.91
Allemagne	2.43	3.33	+0.90
Belgique	3.42	3.88	+0.45
France	2.49	2.75	+0.26
Italie	1.53	1.64	+0.11
Suède	2.58	2.66	+0.08
Finlande	2.50	2.49	-0.01
Grèce	1.25	1.18	-0.07
Espagne	1.68	1.52	-0.16
Danemark	2.74	2.54	-0.20
Portugal	1.97	1.46	-0.51
Irlande	4.44	3.87	-0.57
Pays-Bas	2.77	2.19	-0.59

Note : a) Population âgée de 25-59 ans ayant au plus un niveau secondaire de 1<sup>er</sup> cycle ; b) population âgée de 25-59 ans diplômée de l'enseignement supérieur ; c) 1995 au lieu de 1992 pour l'Autriche, le Portugal, la Finlande et la Suède ; d) 2001 au lieu de 2000 pour l'Irlande.

Source : Base de données Eurostat *New Cronos*.

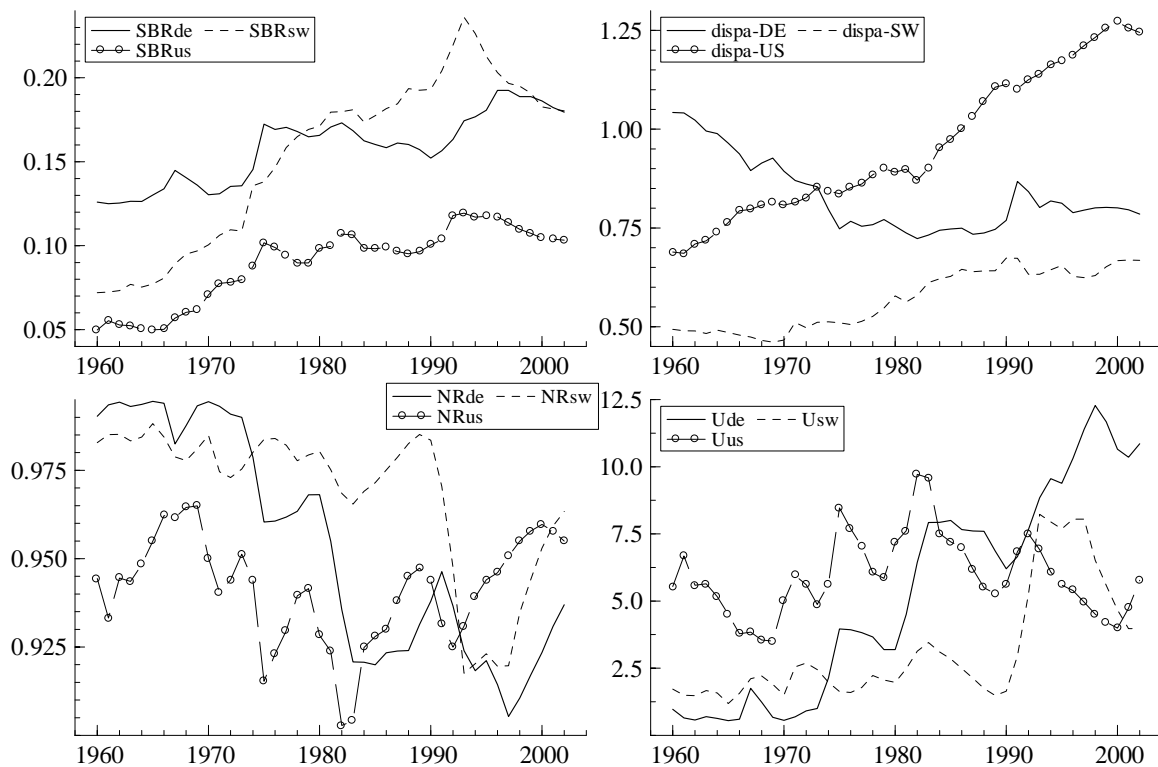
De même, si l'on confronte les séries du taux d'emploi global, de l'indicateur de disparité des revenus primaires et des dépenses sociales<sup>1</sup> – données constitutives du modèle de cointégration que nous allons estimer par la suite – présentées sur la Figure 1 pour les Etats-Unis, la Suède et l'Allemagne, nous ne pouvons en déduire l'existence de dilemmes emploi-égalité et emploi-redistribution. En effet, tandis que la Suède connaît un niveau et un accroissement de la part de ses transferts sociaux nettement supérieurs à ceux des Etats-Unis, et que la disparité des revenus primaires suédois demeure sur une trajectoire largement inférieure, en niveau et tendance, que celle suivie par la disparité des revenus primaires américains, l'économie suédoise enregistre de loin, jusqu'en 1992 et de nouveau à partir de 2000, les meilleures performances d'emploi et de chômage. Etonnamment, les résultats américains en termes d'emploi et de chômage s'avèrent décevants, puisqu'ils sont jusqu'au milieu des années 1980 moins bons que ceux enregistrés par l'Allemagne et la Suède. Ainsi, parmi les trois pays considérés ici, seul le cas de l'Allemagne semble pouvoir être expliqué par la grille de lecture néolibérale : ce pays se serait enlégé dans une logique d'échec – contenue dans le terme d'euroscloérose – caractérisée par de fortes dépenses de redistribution, en appui à une régulation sans

<sup>1</sup> La définition de ces variables et leurs sources sont explicitées en Annexe.

souplesse du marché du travail, ce qui in fine aurait généré des « trappes à pauvreté, à chômage et à inactivité ».

Finalement, cet aperçu empirique tend à nuancer la vision dichotomique imposée par les tenants de la thèse néolibérale. Si les dilemmes emploi-égalité et emploi-redistribution existent, ils ne semblent pas constituer une fatalité économique pour tous les pays. C'est ce que nous allons tenté de déterminer dans la section suivante.

Figure 1. Graphiques des variables du modèle de cointégration



Note : SBR<sub>de</sub> est la part des transferts sociaux payés par le gouvernement allemand rapportée au PIB allemand ; dispa-DE est l'indicateur de disparité des revenus primaires allemand ; NR<sub>de</sub> est le taux d'emploi allemand et U<sub>de</sub> le taux de chômage standardisé allemand ; us et sw désignent respectivement les Etats-Unis et la Suède.  
 Source : à partir de données tirées de OCDE Economic Outlook Database.

## DES DILEMMES EMPLOI-ÉGALITE ET EMPLOI-REDISTRIBUTION QUANTIFIABLES ?

### Présentation de la démarche économétrique

A ce stade, nous nous proposons de réaliser une étude économétrique de cointégration pour trois pays représentatifs des trois modèles sociaux idéal-typiques le plus souvent retenus : les Etats-Unis, l'Allemagne et la Suède, sur la période allant de 1960 à 2002.

Notre démarche vise à tester l'existence d'un relation de long terme de type néolibéral entre le taux d'emploi (NR), un indice de disparité des revenus (DISPA) et la part des transferts sociaux payés par le gouvernement (SBR), soit la relation :  $NR_t = c + \delta \cdot dispa_t - \alpha \cdot SBR_t$ . Plus précisément, nous cherchons à vérifier, d'une part, que les dilemmes emploi-égalité et emploi-redistribution sont bien identifiables statistiquement, c'est-à-dire que 1) la variable d'emploi s'avère exogènement faible et que 2) les variables *dispa* et *SBR* sont significatives avec des coefficients de signe adéquat. D'autre

part, nous voulons voir si les arbitrages en question sont d'ampleur comparable entre pays, c'est-à-dire si les coefficients associés respectivement à *dispa* et à *SBR* sont à peu près identiques d'un modèle national à l'autre. Notre intuition étant que ces arbitrages devraient s'avérer particulièrement prégnants en Allemagne, plus modérés aux Etats-Unis et encore moins sévères, voire inexistant, en Suède.

## Estimations et résultats

Tableau 3. Tests de racines unitaires (variables avec 3 retards, 1964-2002)

Séries	Tests de Dickey-Fuller Augmentés (ADF)			
	Variables en niveau		Variables en différence	
	t(ADF)	retards	t(ADF)	retards
<b>DISPAde</b>				
- Sans constante ni trend	-1.523	0	-2.814**	2
- Avec constante	-2.549	0	-2.971*	2
- Avec constante et trend	-1.661	2	-5.578**	1
<b>DISPAus</b>				
- Sans constante ni trend	2.515	1	-3.180**	0
- Avec constante	-0.459	1	-4.256**	0
- Avec constante et trend	-1.957	1	-4.189*	0
<b>DISPAsw</b>				
- Sans constante ni trend	1.723	0	-5.512**	0
- Avec constante	-0.679	0	-5.856**	0
- Avec constante et trend	-1.888	0	-5.774**	0
<b>NRde</b>				
- Sans constante ni trend	-0.922	3	-4.019**	1
- Avec constante	-1.346	2	-4.128**	1
- Avec constante et trend	-2.607	1	-3.563*	0
<b>NRus</b>				
- Sans constante ni trend	0.253	2	-5.179**	1
- Avec constante	-2.516	1	-5.108**	1
- Avec constante et trend	-2.453	1	-5.128**	1
<b>NRsw</b>				
- Sans constante ni trend	-0.284	2	-3.662**	1
- Avec constante	-2.279	1	-3.627**	1
- Avec constante et trend	-3.151	1	-3.595*	1
<b>SBRde</b>				
- Sans constante ni trend	0.732	1	-4.480**	0
- Avec constante	-1.747	1	-4.578**	0
- Avec constante et trend	-2.631	1	-4.574**	0
<b>SBRus</b>				
- Sans constante ni trend	0.676	1	-4.189**	0
- Avec constante	-1.933	1	-4.386**	0
- Avec constante et trend	-1.700	1	-4.707**	0
<b>SBRsw</b>				
- Sans constante ni trend	0.761	1	-3.862**	0
- Avec constante	-1.770	1	-4.152**	0
- Avec constante et trend	-0.489	1	-4.739**	0

Note : \* et \*\* indiquent que l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire est rejetée respectivement au seuil de 5% et 1%. Une constante et une tendance ont été prises en compte pour les variables de chômage. Pour les autres variables, seule une constante a été prise en compte.

Il convient en première analyse, de déterminer l'ordre d'intégration de nos trois variables. Pour ce faire, nous recourons à des tests de racine unitaire à partir des tests de Dickey-Fuller Augmentés (ADF). Nos séries de variables sont en données annuelles et recouvrent la période s'étendant de 1960 à 2002. Les résultats des tests ADF rapportés dans le Tableau 3 montrent que toutes les variables sont intégrées de degré 1, soit I(1). Elles peuvent donc faire l'objet d'une étude de cointégration.

Nous étudions la cointégration des séries *SBR*, *dispa* et *NR* pour les cas américain, suédois et allemand. Nous choisissons le nombre de retards à prendre en compte dans le VAR à partir d'un test de significativité des derniers retards appliqués à l'ensemble des séries considérées. Dans le Tableau 4,



nous avons résumé les composantes des modèles VAR estimés par pays, ainsi que les tests de diagnostic correspondant.

Tableau 4. *Caractéristiques et tests de diagnostic (forme vectorielle) des modèles VAR initiaux*

Pays	VAR initial	Tests de diagnostic du VAR
Etats-Unis	Lag2 D92 DISPAus NRus SBRus	Auto-corrélation : AR 1-2 F(18,71)= 1.0557 [0.4131] Normalité : Chi <sup>2</sup> (6)= 7.1045 [0.3113] Hétéroscédasticité : F(78,83)= 0.54858 [0.9960]
Suède	Lag3 D74 DISPAsw NRsw SBRsw	Auto-corrélation : AR 1-2 F(18,59)= 1.1467 [0.3340] Normalité : NChi <sup>2</sup> (6)= 4.7321 [0.5786] Hétéroscédasticité : F(114,30)= 0.52007 [0.9926]
Allemagne	Lag3 D91 DISPAde NRde SBRde	Auto-corrélation : AR 1-2 F(18,59)= 1.5835 [0.0947] Normalité : Chi <sup>2</sup> (6)= 24.963 [0.0003]** Hétéroscédasticité : F(114,30)= 0.46126 [0.9981]

Note : Les seuils de significativité (p-value) sont donnés entre crochets, à la suite de la valeur des statistiques de test. \* et \*\* indiquent un rejet de l'hypothèse nulle (absence d'auto-corrélation, absence de normalité, absence d'hétéroscédasticité) aux seuils respectifs de 5% et 1%.

Nous constatons que dans le cas du VAR allemand, il y a un problème de normalité qui n'a pu être réglé ni par l'augmentation du nombre de retards, ni par l'ajout de variables muettes. En revanche, les modèles relatifs aux Etats-Unis et à la Suède affichent de très bonnes propriétés statistiques.

Nous procédons à présent aux tests du nombre de relations de cointégration. Les statistiques de *trace* et de *valeur propre maximale*, *L-max*, permettent de déterminer combien de vecteurs de cointégration existent entre les variables du système. La statistique *L-max* indique si l'on doit rejeter ou non l'hypothèse nulle qu'il existe *r* relation de cointégration ; l'hypothèse alternative est qu'il y a *r+1* relations de cointégration. Avec la statistique de *trace*, nous testons l'hypothèse nulle qu'il existe *r* ou *r-n* relations de cointégration, contre l'hypothèse qu'il y en a *r+1*. Dans un système qui comporte trois variables, il peut exister jusqu'à deux relations de cointégration. Les résultats obtenus sont présentés dans le Tableau 5.

Pour les trois pays, nous concluons qu'il n'y a qu'une seule relation de cointégration entre les variables *SBR*, *DISPA* et *NR*. Notons toutefois que les résultats relatifs à l'Allemagne ne nous semblent pas robustes, du fait, probablement du défaut de normalité signalé ci-dessus.

Tableau 5. *Tests du nombre de relations de cointégration*

	Seuils critiques	L-Max			Trace		
		r = 0	r = 1	r = 2	r = 0	r = 1	r = 2
Etats-Unis	Prob :	50.83** (0.000)	10.93 (0.160)	1.86 (0.172)	63.62** (0.000)	12.79 (0.123)	1.86 (0.172)
	T-nm :	43.39** (0.000)	9.33 (0.265)	1.59 (0.207)	54.31** (0.000)	10.92 (0.220)	1.59 (0.207)
Suède	Prob :	43.95** (0.000)	13.43 (0.066)	2.93 (0.087)	60.31** (0.000)	16.36* (0.035)	2.93 (0.087)
	T-nm :	34.06** (0.000)	10.41 (0.190)	2.27 (0.132)	46.74** (0.000)	12.68 (0.128)	2.27 (0.132)
Allemagne	Prob :	75.72** (0.000)	7.44 (0.447)	5.07* (0.024)	88.24** (0.000)	12.51 (0.135)	5.07* (0.024)
	T-nm :	58.69** (0.000)	5.77 (0.648)	3.93* (0.047)	68.38** (0.000)	9.70 (0.310)	3.93* (0.047)

Note : Les seuils de significativité (p-value), calculés selon le *Prob* et le *T-nm*, sont donnés entre parenthèses. \* et \*\* indiquent que l'hypothèse d'existence de *r+1* relations de cointégration est acceptée aux seuils respectifs de 5% et 1%.

Nous normalisons à présent les vecteurs de cointégration sur chacune des trois variables alternativement, ce qui, en d'autres termes, revient à restreindre le coefficient associé à la variable isolée en le posant égal à 1. A ce stade, les relations d'équilibre de long terme sont celles résumées dans le Tableau 6. Nous procédons ensuite à des tests d'exogénéité faible sur chacune des trois variables. Ceci revient à ajouter une restriction supplémentaire à la relation de cointégration en posant le coefficient de court terme,  $\alpha$ , qui est associé à la variable isolée égal à 0. Les résultats sont rassemblés dans le Tableau 7. Etonnamment, seule la variable de la part des transferts sociaux (SBR) s'avère faiblement exogène vis-à-vis des deux autres, et ce dans les cas américain et suédois. Les autres tests d'exogénéité faible sont tous refusés.

Tableau 6. Vecteurs de cointégration après normalisation sur chacune des trois variables alternativement

Variable expliquée / Pays	NR	DISPA	SBR
<b>Etats-Unis</b>	+ 0.137 DISPA (3.42) - 0.45 SBR (1.43)	+ 7.28 NR (3.29) + 3.27 SBR (2.30)	- 2.22 NR (3.56) + 0.30 DISPA (5.95)
<b>Suède</b>	+ 0.08 DISPA (0.77) - 0.27 SBR (1.79)	+ 12.64 NR (3.98) + 3.41 SBR (3.26)	- 3.70 NR (4.53) + 0.29 DISPA (1.59)
<b>Allemagne</b>	- 0.21 DISPA (1.52) - 0.61 SBR (1.11)	- 4.81 NR (1.98) - 2.96 SBR (0.83)	- 1.62 NR (2.90) - 0.34 DISPA (1.67)

Note : Les seuils de significativité (t-student) sont donnés entre parenthèses.

Tableau 7. Tests d'exogénéité faible

Variable expliquée / Pays	NR	DISPA	SBR
<b>Etats-Unis</b>	Chi <sup>2</sup> (2)= 30.635 [0.000]**	Chi <sup>2</sup> (2)= 47.346 [0.000]**	Chi <sup>2</sup> (2)= 4.5978 [0.1004]
<b>Suède</b>	Chi <sup>2</sup> (2)= 34.534 [0.000]**	Chi <sup>2</sup> (2)= 30.921 [0.000]**	Chi <sup>2</sup> (2)= 1.4689 [0.4798]
<b>Allemagne</b>	Chi <sup>2</sup> (2)= 68.445 [0.000]**	Chi <sup>2</sup> (2)= 8.2925 [0.016]*	Chi <sup>2</sup> (2)= 46.242 [0.00]**

Note : test de rapport de vraisemblance, asymptotiquement distribué selon un Chi<sup>2</sup>(r x(n-s)), où r désigne le nombre de relations de cointégration, n le nombre de variables et s le nombre de contraintes. Les seuils de significativité (p-value) sont donnés entre crochets, à la suite de la valeur des statistiques de test.

Ainsi, pour la Suède comme pour les Etats-Unis, les trois modèles de long terme exprimés dans le Tableau 6 peuvent se réduire, sans perte importante d'informations, à une relation univoque entre les trois variables. Il s'agit de :

$$\text{pour les Etats-Unis}^1 : \quad SBR^{us} = 0.45 \text{ dispa}^{us} - 3.40 NR^{us} \quad (1)$$

(4.99)                      (3.12)

$$\text{et pour la Suède}^2 : \quad SBR^{sw} = 0.30 \text{ dispa}^{sw} - 3.99 NR^{sw} \quad (2)$$

(1.36)                      (4.10)

Nous pouvons tirer plusieurs conclusions de cette analyse économétrique. Premièrement, le modèle allemand n'a pas pu être bien défini. Les résultats qui s'y rapportent nous semblent peu fiables ; nous ne les commenterons donc pas. Deuxièmement, il est important de remarquer, à la lecture du Tableau 6, que la Suède et les Etats-Unis présentent des modèles de long terme similaires avec, cependant, des écarts dans les élasticités estimées. Notamment, les arbitrages emploi-égalité et emploi-redistribution

<sup>1</sup> La significativité des variables est mesurée par les t-student, présentés entre parenthèse.

<sup>2</sup> Idem.

sont bien identifiables dans ces deux pays (1<sup>ière</sup> colonne du Tableau 6), mais ils ne s'avèrent significatifs et prégnants qu'aux Etats-Unis ; la Suède affiche en effet de faibles t-student et des élasticités du taux d'emploi aux disparités de revenus (0.08) et aux transferts sociaux (0.27) nettement inférieures à celles des Etats-Unis (respectivement, 0.137 et 0.45). Troisièmement, on peut s'étonner qu'à long terme, le modèle qui se révèle le plus significatif soit celui qui mesure les effets de premier ordre, ou effets comptables, des variables objectif – l'emploi et l'inégalité de revenus – sur la variable instrument – les transferts sociaux (et non les effets de second ordre que nous recherchions et qui auraient, quant à eux, expliqué l'emploi). Ainsi, les relations (1) et (2) indiquent les élasticités selon lesquelles la part des transferts sociaux dans le PIB s'élève lorsque le taux d'emploi diminue et la disparité des revenus primaires augmente. Or, ces élasticités résultent des mécanismes de redistribution mis en œuvre dans chaque pays, et non des comportements d'agents en réponse à des variations de prix, comme cela eut été le cas si nous avions été en présence d'effets de second ordre. Il est à noter enfin que les élasticités des transferts sociaux à l'emploi et aux disparités sont du même ordre en Suède et aux Etats-Unis, et que la variable qui influe le plus sur la redistribution est, dans les deux pays, le taux d'emploi.

## CONCLUSION

Nos estimations économétriques ont montré que si les dilemmes emploi-égalité et emploi-redistribution étaient bien identifiables, ils ne constituaient pas pour autant la relation prédominante qui, à long terme, régit les variables d'emploi, de disparité des revenus et de transferts sociaux en Suède et aux Etats-Unis. En effet, ces variables sont liées par un modèle d'équilibre de la redistribution plutôt que par un modèle d'emploi. Or, la très grande proximité des relations (1) et (2), estimées pour la Suède et pour les Etats-Unis, ne manque pas d'interroger. En effet, il semble, au vu des séries de données présentées sur la Figure 1 et eu égard aux analyses traitant de la variété des capitalismes, qu'un modèle similaire de cointégration entre nos trois variables d'étude ait conduit la Suède et les Etats-Unis sur deux trajectoires d'équilibre distinctes. Autrement dit, du fait de conditions initiales très différentes, la Suède aurait pu atteindre une trajectoire d'équilibre « haute » (fort taux d'emploi, forte redistribution, fort degré d'égalité des revenus) relativement à la trajectoire américaine.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AMABLE B. [2005], *Les cinq capitalismes : diversité des systèmes économiques et sociaux dans la mondialisation*, Le Seuil, Paris.
- ATKINSON A.B. [1999], *Is rising income inequality inevitable?*, WIDER Annual, Lecture 3.
- BOYER R. [2003], « Les institutions dans la théorie de la régulation », *CEPREMAP, document de travail n° 2003-08*.
- COMMONS J.R. [1934], *Institutional economics: its place in political economy*, MacMillan, New York.
- EHREL C., PALIER B. [2003], « Les dynamiques de l'Europe sociale et l'Europe de l'emploi, à l'heure de la méthode ouverte de coordination : persistances et convergences », in EUZEBY C. et al., *Mondialisation et régulation sociale*, L'Harmattan.
- ELMESKOV J., MARTIN J.P. & SCARPETTA S. [1998], « Key lessons for labour market reforms: evidence from OECD countries 'experiences' », *Swedish Economic Policy Review*, 5 (2), pp. 202-252
- ESPING-ANDERSEN G. [1990], *The three worlds of welfare capitalism*, Polity Press, Cambridge.
- ESPING-ANDERSEN G. [1999], *Les trois mondes de l'Etat-providence. Essai sur le capitalisme moderne*, édition française, PUF, Paris.
- FRANZESE R. [2002], *Macroeconomic policies of developed democracies*, Cambridge Studies in Comparative Politics, Cambridge University Press, Cambridge.
- HALL P.A. & SOSKICE D. [2001], *Varieties of capitalism: The institutional foundation of comparative advantage*, Oxford University Press, Oxford.

- IVERSEN T. & WREN A. [1998], « Equality, employment and budgetary restraint : the trilemma of the service economy », *World Politics*, pp. 507-546, n°50.
- KOULINSKY A. [2005], « L'étude de la montée des inégalités à partir d'un indicateur de disparité des revenus primaires : apports analytiques et méthodologiques », *Communication au 54<sup>ème</sup> Congrès de l'AFSE*, les 15, 16 et 17 septembre 2005, Paris.
- KOULINSKY A. & RICHEZ-BATTESTI N. [2000], « Existe-t-il un arbitrage emploi-protection sociale dans l'Union Economique et Monétaire ? », in SIGG R., BEHRENDT C., *La sécurité sociale dans le village global*, pp. 399-431, Peter Lang.
- KOULINSKY A. & RICHEZ-BATTESTI N. [2005], « L'hétérogénéité sociale dans une Europe élargie », in *L'économie du vieillissement*, Tome 2, édité par L'Harmattan, coll. Logiques économiques, 2005.
- KRUGMAN P. [1994a], « Past and prospective causes of high unemployment », *Economic Review, Federal Reserve of Bank of Kansas City*, pp. 23-43.
- KRUGMAN P. [1994b], « Europe jobless, America penniless ? », *Foreign Policy*.
- LJUNGQVIST L. & SARGENT T.J. [1998], « The European unemployment dilemma », *Journal of Political Economy*, 106 (3), pp. 514-50.
- LORDON F. [1996], « Formaliser la dynamique économique historique », *Economie Appliquée*, XLIX (1), p. 55-84.
- NICKELL S.J. [1997], « Unemployment and labour market rigidities: Europe versus North America », *Journal of Economic Perspectives*, 11 (3), pp. 55-74.
- NICKELL S.J. & LAYARD R. [1999], « Labour market institutions and economic performance », in ASHENFELTER O. & CARD D. (eds), *Handbook of labor economics*, vol. 3c, North Holland, Amsterdam.
- PETIT P. & PEAUCELLE I. [1991], « La gestion du rapport salarial : une modélisation du rôle des incitations et des institutions », *Revue Economique*, 42 (3), p. 493-419.
- SCARPETTA S. [1996], « Assessing the role of labour market policies and institutional settings on unemployment : a cross country study », *OECD Economic Studies*, 26, pp. 43-98.
- SCHARPF F.W. [2000], « Economic changes, vulnerabilities, and institutional capabilities », in SCHARPF F.W. & SCHMIDT V.A. (eds), *Welfare and work in the open economy – Volume I. From vulnerability to competitiveness*, Oxford University Press, Oxford, pp. 21-124.
- THERET B. [1997a], « Repenser le Welfare state et ses typologies à partir des structures élémentaires de la protection sociale », *9<sup>ème</sup> conférence internationale de la SASE en socio-économie*, Montréal, 5 au 7 Juillet.
- THERET B. [1997b], « Méthodologie des comparaisons internationales, approches de l'effet sociétal et de la régulation : une lecture structuraliste des systèmes nationaux de protection sociale », *L'année de la régulation*, vol.1, n° 1.

## ANNEXE. DÉFINITION DES VARIABLES ET SOURCES DES DONNÉES UTILISÉES

- **Taux d'emploi total (NR)** : nombre d'employés dans l'ensemble de l'économie rapporté à la population active ; source : Economic Outlook, OCDE.
- **Part des transferts sociaux (SBR)** : total des transferts sociaux payés par le gouvernement rapporté au PIB ; source : Economic Outlook, OCDE.

- **Indicateur de disparité des revenus (DISPA) :**

Robert FRANZESE (2002) a élaboré un indicateur de disparité des revenus primaires comparable entre pays de l'OCDE. Par définition, l'indicateur de disparité est l'inverse du skew, soit : (revenu moyen / revenu médian).

Le revenu moyen est approché par le ratio :  $\frac{PIB}{Population}$ .

Il est mesuré par un indice du PIB nominal par tête pour l'ensemble de l'économie, qui est normalisé à 1 pour l'année 1986.

Le revenu médian est approché par le ratio :  $\frac{Masse\ salariale\ dans\ l'industrie\ manufacturière}{Total\ des\ ouvriers\ manufacturiers}$ .

Il est mesuré par un indice des salaires nominaux avant impôt dans l'industrie manufacturière, qui est normalisé à 1 pour l'année 1986.

Finalement, l'indicateur de disparité se calcule comme suit :

$DISPA = \frac{Indice\ du\ PIB\ nominal\ par\ tête\ de\ l'ensemble\ de\ l'économie}{Indice\ des\ salaires\ nominaux\ de\ l'industrie\ manufacturière}$ .

Dans une étude antérieure, nous avons montré, économétriquement pour les Etats-Unis, qu'à long terme l'indicateur de disparité avait un comportement comparable à celui de l'indice de GINI (Koulinisky [2005]).