

**AFC** | ASSOCIATION FRANÇAISE  
DE CLIMÉTRIE

# WORKING PAPERS

**Nr. 8, 2008**

Econométrie historique des salaires  
en France : une relecture des années  
charnières

**Claude DIEBOLT,  
Magali JAOU-L-GRAMMARE**

# **Econométrie historique des salaires en France : une relecture des années charnières**

Claude DIEBOLT & Magali JAOUL-GRAMMARE

BETA/CNRS, Université Louis Pasteur de Strasbourg  
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion  
61 Avenue de la Forêt Noire, 67085 Strasbourg Cedex, France

[cdiebolt@cournot.u-strasbg.fr](mailto:cdiebolt@cournot.u-strasbg.fr), [jaoulgrammare@cournot.u-strasbg.fr](mailto:jaoulgrammare@cournot.u-strasbg.fr)  
Association Française de Cliométrie : <http://www.cliometrie.org>

DRAFT — PLEASE DO NOT QUOTE OR CITE WITHOUT PERMISSION

Résumé : Cet article vise à confronter l'évolution des salaires au développement socio-économique de la France aux 19<sup>ème</sup> et 20<sup>ème</sup> siècles. Nous cherchons à détecter les chocs temporaires et permanents qui ont affecté la croissance des salaires réels français depuis le début du 19<sup>ème</sup> siècle, afin de proposer un nouveau découpage de la période d'étude en diverses sous périodes. Pour ce faire, nous avons recours aux outils récents de l'économétrie historique. Les résultats obtenus à partir de la détection et l'analyse des points atypiques montrent que deux événements majeurs ont influencé les salaires en France : la 2<sup>ème</sup> République et la crise de 1921. Si la 2<sup>ème</sup> République a un effet ponctuel sur l'évolution des salaires, nous mettons en évidence que la crise des années 1920 a un effet certes temporaire, mais plus long. L'étude des relations de causalité entre salaire, prix et chômage permet, quant à elle, de nous positionner par rapport aux datations proposées par Marchand et Thélot et celles fournies par Boyer.

Mots Clés : Causalité, Cliométrie, Econométrie historique, France, Histoire économique, Outliers, Salaires.

Classification JEL : C22, C82, J30, N33, N34.

L'économie actuelle est riche en paradoxes. D'une part, l'on observe, derrière les vitrines de nombreux magasins, une surabondance de toutes les merveilles du monde. D'autre part, se développe une pauvreté toujours croissante, corrélée avec l'opposition déjà ancienne, d'une partie du pouvoir économique et politique à toute action tendant à élever les salaires.

Dès la fin du 19<sup>ème</sup> siècle par exemple, le débat porte sur la théorie malthusienne de la population et sur la théorie du fonds de salaires. Dans un premier temps, l'on affirme qu'en cas de hausse générale des salaires, le taux de mortalité diminue sensiblement, tandis que le taux de natalité augmente au moins légèrement, du fait que les mariages sont plus précoces et que la fécondité est sensiblement accrue. L'accroissement de la population qui en résulte oblige à cultiver des terres moins fertiles et réduit en même temps l'intensité des cultures. Le rendement combiné du capital et du travail diminue en conséquence, et les salaires tombent, tout naturellement, à leur niveau d'équilibre, présumé proche du minimum vital. Dans un second temps, l'on estime qu'il est quasi impossible de réaliser une hausse générale des salaires, car l'on suppose l'existence d'un fonds fixe des salaires sur lequel la rémunération de la main-d'œuvre est prélevée par anticipation sur la production. Par ailleurs, l'on considère qu'une hausse des salaires payés à certaines catégories de travailleurs doit avoir pour simple effet de réduire les sommes disponibles pour la rétribution des autres salariés.

L'évolution démographique et celle de la science économique nous ont démontré l'inanité de telles considérations. Cela dit, depuis le début du 20<sup>ème</sup> siècle, le développement et l'affirmation de la théorie de la productivité marginale, à l'image de la doctrine de Malthus (1798) ou de celle du fonds de salaires, trouvent, plus que jamais peut-être, de nombreux défenseurs cherchant à démontrer la prétendue impossibilité de réaliser une hausse générale des salaires. Face à une telle affirmation, les travaux des comptables nationaux (Bry, 1960) et des théoriciens des cycles économiques (Dupriez, 1947, Simiand, 1932) mettent en évidence, pour la période précédant la Seconde Guerre mondiale, l'existence d'une évolution des salaires de même sens que celle des prix et de la production et, quoique de façon moins affirmée, ils avancent l'hypothèse d'un cycle inversé du salaire réel.

D'un point de vue macro-économique, cette hypothèse est évidemment lourde de conséquence et tout aurait dû être mis en œuvre pour lever le doute, et plus précisément pour vérifier les relations dynamiques entre salaires et croissance (évolutions procycliques, contracycliques etc...). Mais, depuis soixante ans, en dépit de nombreux travaux théoriques fort stimulants (Boyer, 1978, 1979, Marchand et Thélot, 1991, 1998), la connaissance empirique de l'évolution de longue période des salaires en France n'a

guère évolué. En fait, le contrôle de cette hypothèse d'évolution cyclique des salaires suppose la construction d'ensembles statistiques nouveaux (Bayet, 1997, Diebolt, 1995, De Faria et Diebolt, 1999, 2000). Pour ce faire, les méthodes de la comptabilité nationale rétrospective sont essentielles. Elles synthétisent les opérations économiques en dénombrant, par les flux et les stocks, les diverses relations complexes liant les agrégats économiques afin d'évaluer la valeur du patrimoine national. Au sein de ce système de mesure, le salaire tient une place importante, car il est à la fois rémunération d'un facteur de production, outil de redistribution et vecteur de la demande globale.

En ce sens, le salaire joue un rôle fondamental dans la détermination des équilibres économiques. Composant essentiel du revenu des ménages, il agit directement sur la fixation de la demande finale et de l'épargne. Élément déterminant dans le coût de production des entreprises, son évolution influence les comportements de ces dernières dans les domaines de la fixation des prix, de l'emploi et de l'investissement. Par son action multiple sur les flux physiques comme sur les grandeurs monétaires, le salaire et ses modes de détermination jouent un rôle central dans la régulation à court terme et dans la croissance à long terme des économies capitalistes développées.

Partant de là, la première partie de cet article se bornera à rappeler les principaux résultats et les hypothèses théoriques énoncées par Marchand et Thélot (1991, 1998) d'une part, par Boyer (1978, 1979) d'autre part. Ces dernières sous-tendent notre recherche et fixent les ambitions de notre contribution.

## **1. Etat des savoirs**

Entre 1820 et 1994, le salaire ouvrier français a été multiplié par 7.5, soit une augmentation moyenne de 1.1 % par an. Son évolution n'a pourtant pas été régulière et plusieurs ruptures apparaissent, tant à la hausse qu'à la baisse, comme en témoigne les travaux remarquables de Marchand et Thélot (1991, 1998) ou ceux plus fondateurs de Boyer (1978, 1979).

Marchand et Thélot (1998) par exemple, recensent cinq sous périodes avec des évolutions très variables. De 1820 à 1855, ils observent une succession de phases de dépression et d'accroissement du salaire réel tant et si bien que l'on ne distingue pas réellement de progression durable, le pouvoir d'achat semblant même avoir diminué de 5 % en 35 ans et ceci, même si l'on enregistre une baisse annuelle moyenne très infime. Au cours de cette période, le salaire est presque exclusivement destiné à l'alimentation, elle-même fortement dépendante des aléas de l'agriculture et de la conjoncture. Aussi, les variations du salaire observées au cours de cette période proviennent essentiellement de celles des prix. De 1856 à 1906, en un demi-siècle donc, le pouvoir d'achat double avec

une augmentation annuelle moyenne de 1.4 %. Cette hausse durable et stable du salaire réel est la première dans l'histoire des salaires français. Elle est essentiellement due à une augmentation des salaires plus importante que celle des prix. De 1907 à 1946, malgré une amélioration du bien être des individus (grâce à la baisse de la durée de travail et au développement de la protection sociale), les salaires enregistrent une augmentation annuelle moyenne de seulement 0.3 %. Au cours de cette période, l'on ne manquera pas de signaler que la France doit faire face à deux guerres mondiales, à une forte instabilité monétaire et à la crise de 1929. Les *Trente Glorieuses* (1946-1976) marquent, dès lors, la deuxième hausse durable et continue du salaire avec une progression de 230 % (4 % par an), soit un pouvoir d'achat qui fait plus que tripler. Certes, la France connaît une période de croissance sans précédent, mais il est à noter que l'amélioration de la protection sociale et la baisse de la durée de travail ont eu un rôle non négligeable dans cette progression. Enfin, de 1976-1994 (qui marque la fin de notre analyse cliométrique), l'évolution du salaire connaît un fort ralentissement avec une progression annuelle moyenne de 0.4 %. Contrairement à la période des *Trente Glorieuses*, la progression du salaire ne permet plus d'arbitrer en faveur d'une diminution de la durée de travail sans diminution parallèle des rémunérations.

À partir des séries estimées de Lhomme (1965), l'analyse de Boyer (1978) conduit, quant à elle, de 1840 à 1940, à distinguer quatre périodes. De 1840 à 1856, alors que le salaire nominal est relativement stable, le salaire réel connaît d'importantes fluctuations à la baisse. Parallèlement, le coût de la vie connaît une très forte augmentation. De 1857 à 1902, deux phénomènes vont contribuer à un accroissement du salaire réel. Dans un premier temps, de 1857 à 1860, le salaire nominal va connaître une augmentation plus importante que celle du coût de la vie. Dans un second temps, ces deux indicateurs présentent une évolution contraire, le salaire augmentant et le coût de la vie diminuant. De 1903 à 1913, tout en présentant de fortes variations, le niveau du salaire réel demeure assez stable. De 1913-1938, même si la période présente d'importantes fluctuations, tant à la hausse qu'à la baisse, le résultat global est une accélération de la croissance du salaire réel de 1.3 % en 25 ans contre 0.9 % au cours des 72 ans précédents. Selon Boyer (1978), ces divers changements sont le fait de trois régulations « *associées à une configuration bien particulière du rapport salarial et des structures économique* » (Boyer, 1978, p. 33), à savoir une régulation à l'ancienne, une régulation concurrentielle et une régulation monopoliste. En raison de la dominance d'une agriculture « *précapitaliste et peu productive* » (Boyer, 1978, p. 33), le premier cas de régulation (à l'ancienne) prévaut jusqu'à la moitié du XIXème siècle, « [...] *la date charnière serait, selon les cas, 1835, 1848 ou 1857* » (Boyer, p. 35). Ce type de régulation se caractérise par des mouvements semblables du salaire et de l'emploi, contraires à celui du coût de la vie. La régulation dite

concurrentielle est caractérisée par une activité de type industriel capitaliste, dont le rythme détermine l'évolution du salaire. Elle caractérise essentiellement la seconde moitié du XIXème et le début du XXème jusqu'à la Seconde Guerre mondiale. Cependant, contrairement au cas précédent, les salaires sont dépendants positivement du coût de la vie. Ce phénomène va être d'autant plus notable que cette période est marquée par un accroissement de la place prise par les négociations salariales et une forte instabilité monétaire. Enfin, le passage à la dernière forme de régulation fait suite à la période ouverte après 1945 et se renforce à partir de 1968. Cette régulation dite monopoliste résulte des profonds changements, économiques, sociaux et politiques, connus par le rapport salarial et menant à une « *institutionnalisation* » des procédures de détermination des salaires. Avant 1968, et de manière plus marquée de 1945 à 1958, les salaires sont sensibles au coût de la vie et la variation du salaire nominal est liée négativement à celle du chômage ; à partir de 1968, la progression du salaire semble autonome et insensible à l'évolution du coût de la vie et l'on observe un accroissement simultané du salaire et du chômage.

Les travaux de Marchand et Thélot, ceux de Boyer, sont d'une importance majeure pour notre propre réflexion. Ils permettent, certes d'établir divers profils de découpage des salaires en longue période, mais ils autorisent également une identification d'années que nous appellerons « *charnières* » et que nous synthétisons dans le tableau ci-après (Tableau 1).

Tableau 1 : Les années charnières de Marchand et Thélot et Boyer

<b>Marchand et Thélot</b>	<b>Boyer</b>
1855-1856	1856-1857
1906-1907	1902-1903
1946-1947	1937-1938
1975-1976	1968

Bien que la coupure de 1902-1903 ne détermine pas de changement de régulation, nous retenons cette année charnière, soulignée par Boyer, afin d'établir un certain parallélisme avec les travaux de Marchand et Thélot. Par ailleurs, nous estimons que les deux coupures proposées par les auteurs (1937-1938) ou (1946-1947) peuvent être considérées comme sensiblement similaires si l'on fait abstraction de la période de la Seconde Guerre mondiale ; Marchand et Thélot choisissant comme année charnière la fin de la guerre, alors que Boyer choisit son début.

À partir de là, notre article poursuit une triple ambition. Après la présentation de notre base de donnée et de la méthodologique économétrique envisagée, nous chercherons à identifier les points atypiques dans l'évolution des salaires afin de les confronter aux dates proposées par les auteurs fondateurs. Ensuite, nous proposerons un nouveau découpage historique de la période d'étude. Enfin, nous analyserons les relations entre salaires, prix et chômage sur les diverses sous-périodes proposées, en nous positionnant, là encore, par rapport aux résultats obtenus par Marchand et Thélot et ceux fournies par Boyer.

## **2. Données et méthodologie**

### **2.1. La base statistique**

Les statistiques exploitées dans le cadre de cet article sont extraites de la base de données *CAROLUS* (créée sous l'égide de l'Association Française de Cliométrie, <http://www.cliometrie.org>). Cette dernière contient des informations relatives à l'économie de l'éducation, du travail et du savoir en Europe et dans le monde. Les données, d'origines diverses, collectées principalement par Claude Diebolt, ont été vérifiées, parfois modifiées ou estimées, et validées pour être stockées dans la base. Elle est organisée selon un modèle relationnel adapté aux besoins particuliers des données statistiques utilisées en cliométrie (Diebolt et Pellier, 2006). La série du salaire réel annuel moyen des ouvriers retenue ici est celle de Bayet (1997). La série du produit intérieur brut (PIB) est celle calculée par Toutain (1987, 1997). Le niveau des prix est issu des Annuaire statistiques rétrospectifs de la France de 1951, 1966 et 1988 et des travaux de Singer-Kérel (1961). Le nombre de chômeurs est issu des travaux de Villa (website du CEPPII). Enfin la population totale est une estimation issue des travaux d'histoire quantitative de Diebolt (non publiée à ce jour et conservée dans la base de données *CAROLUS*).

Différentes représentations graphiques, présentées en Annexes, délivrent un premier aperçu de l'évolution de longue période des indicateurs étudiés ainsi que des chocs qui ont pu avoir une influence, temporaire ou permanente. Ainsi, pour la population totale, la représentation graphique est relativement *sans surprise*, les variations atypiques apparaissant lors des deux guerres mondiales. En ce qui concerne le PIB, ces ruptures liées aux deux conflits mondiaux ont également eu un impact non négligeable, comme démontré dans des travaux plus anciens de Darné et Diebolt (2005). Les graphiques de la population totale et du PIB ne sont donc pas reproduites ici. En revanche, l'évolution des salaires réels laisse apparaître bon nombre de variations. Nous notons plusieurs *creux*

importants pour les années 1831, 1847, 1856, 1871, 1927, 1950 ainsi que plusieurs *pics* en 1826, 1851, 1921, 1936, suivis ensuite par la croissance des *Trente Glorieuses*.

L'objectif de notre analyse économétrique est, dès lors, d'identifier les différents événements ayant effectivement influencé les séries temporelles analysées et de déterminer les effets qu'ils ont engendrés : ponctuels (des mouvements sociaux), temporaires (des crises financières) ou permanent (des modifications dans les choix des politiques économiques). Une fois ces divers événements identifiés et dans le but de délivrer notre propre interprétation des événements, nous analyserons (par un test de causalité) les relations entre les salaires, les prix et le chômage sur les différentes sous périodes mises en évidence préalablement.

Dans un premier temps, nous traitons la période allant de 1820 à 1994. Dans un second temps, contraints par la longueur de la série du nombre de chômeurs, nous centrons notre analyse sur la période allant de 1894 à 1994.

## 2.2. L'analyse des chocs

En histoire économique, deux méthodologies économétriques sont envisageables pour étudier les chocs : les fonctions de réponses impulsionnelles et les points atypiques (outliers). Dans le premier cas, l'analyse est fondée sur l'estimation d'un modèle VAR (Vector Auto Regressive), et s'inscrit essentiellement dans une démarche analytique et prévisionniste puisque les chocs envisagés sont simulés et donc fictifs. Dans le second cas, l'analyse des chocs s'inscrit dans une démarche analytique et historique, les chocs étant effectifs.

La première étape de notre démarche de recherche s'inscrit précisément dans cette seconde voie de recherche, celle des points atypiques, que nous présentons brièvement.<sup>1</sup>

Soit une série temporelle univariée  $y_t^*$  décrite par un modèle ARIMA(p, d, q) :

$$\alpha(B)\phi(B)y_t^* = \theta(B)a_t \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

où B est l'opérateur de retard,  $\alpha(B)$ ,  $\phi(B)$ ,  $\theta(B)$  sont des polynômes des retards d'ordre respectif d, p, et q, et  $a_t$  un bruit blanc.

Les outliers peuvent être modélisés par des polynômes de régression de la manière suivante :

$$y_t = y_t^* + \sum_I \omega_i v_i(B) I_i(\tau) \quad i = 1 \dots 4 \quad (2)$$

---

<sup>1</sup>Pour le lecteur intéressé par une application cliométrique au cas des salaires en Allemagne, cf. Diebolt et Jaoul-Grammare (2007). Pour une présentation mathématique et statistique complète de la méthodologie des outliers, cf. Darné et Diebolt (2004, 2006).

où  $y_t^*$  est un processus ARIMA,  $v_i(B)$  est le polynôme caractérisant l'outlier qui se produit au temps  $t = \tau$ ,  $\omega_i$  représente son impact sur la série, et  $I_t(\tau)$  est un indicateur prenant la valeur 1 si  $t = \tau$  et zéro sinon.  $\tau$  représente la date d'apparition du point atypique.

Les outliers sont classés selon quatre grandes catégories :

- les *Additive Outliers* (AO) affectent uniquement une observation de la série et non ses valeurs futures. En termes de polynômes de régression, les AO sont modélisés par :  $v_i(B) = v_1(B) = 1$ .

- Les *Innovative Outliers* (IO) affectent la série de manière temporaire avec la même dynamique qu'une innovation. Le polynôme est alors :  $v_i(B) = \theta(B) / \phi(B)$ .

- Les *Level Shifts* (LS) qui augmentent ou diminuent toutes les observations en un certain point de la série par une constante. Ils ont un effet permanent sur le niveau de la série. Dans ce cas le polynôme est :  $v_i(B) = 1/(1-B)$ .

- Les *Temporary Changes* (TC) augmentent ou diminuent de manière abrupte le niveau de la série qui retourne rapidement à son niveau initial de manière exponentielle. Ils affectent temporairement la série. Leur vitesse retour dépend du paramètre  $\delta$ , dans le polynôme  $v_i(B) = 1/(1-\delta B)$  avec  $0 < \delta < 1$ .

On considère que les AO et IO sont des points atypiques et que les TC et LS sont plutôt des changements structurels.

Les TC représentent un changement éphémère sur le niveau de la série tandis que les LS reflètent plutôt un choc permanent sur le niveau et seulement un effet transitoire sur le taux de croissance. Cependant, les IO auront un effet relativement persistant sur le niveau des séries.

Un modèle ARIMA est ajusté à la série  $y_t^*$  dans l'équation (1) et les résidus obtenus sont définis par :

$$\hat{a}_t = \pi(B)Y_t, (3)$$

$$\pi(B) = \frac{\alpha(B)\phi(B)}{\theta(B)} = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots$$

Pour les 4 types d'outliers définis précédemment, l'équation (3) devient :

$$\text{AO: } \hat{a}_t = a_t + \omega_1 \pi(B) I_t(\tau)$$

$$\text{IO: } \hat{a}_t = a_t + \omega_2 I_t(\tau)$$

$$\text{LS: } \hat{a}_t = a_t + \omega_3 \left[ \frac{\pi(B)}{(1-B)} \right] I_t(\tau)$$

$$\text{TC: } \hat{a}_t = a_t + \omega_2 \left[ \frac{\pi(B)}{(1-\delta B)} \right] I_t(\tau)$$

Ces expressions peuvent alors être vues comme un modèle de régression pour les résidus  $\hat{a}_t$ , c'est-à-dire :

$$\hat{a}_t = \omega_i x_{i,t} + a_t$$

avec :

$$\text{- pour tout } i \text{ et } t < \tau: \quad x_{i,t} = 0$$

$$\text{- pour tout } i \text{ et } t = \tau: \quad x_{i,t} = 1$$

$$x_{1,t+k} = -\pi_k \quad (\text{AO});$$

$$x_{2,t+k} = 0 \quad (\text{IO});$$

$$\text{- pour } t > \tau \text{ et } k \geq 1: \quad x_{3,t+k} = 1 - \sum_{j=1}^k \pi_j \quad (\text{LS});$$

$$x_{4,t+k} = \delta^k - \sum_{j=1}^{k-1} \delta^{k-j} \pi_j - \pi_k \quad (\text{TC}).$$

Les statistiques de test pour les 4 types d'outliers sont données par :

$$\text{AO: } \hat{\tau}_1(\tau) = [\hat{\omega}_1(\tau) / \hat{\sigma}_a] / \left( \sum_{t=\tau}^n x_{1,y}^2 \right)^{1/2}$$

$$\text{IO: } \hat{\tau}_2(\tau) = \hat{\omega}_2(\tau) / \hat{\sigma}_a$$

$$\text{LS: } \hat{\tau}_3(\tau) = [\hat{\omega}_3(\tau) / \hat{\sigma}_a] / \left( \sum_{t=\tau}^n x_{3,t}^2 \right)^{1/2}$$

$$\text{TC: } \hat{\tau}_4(\tau) = [\hat{\omega}_4(\tau) / \hat{\sigma}_a] / \left( \sum_{t=\tau}^n x_{4,t}^2 \right)^{1/2}$$

$$\hat{\omega}_i(\tau) = \frac{\sum_{t=\tau}^n \hat{a}_t x_{i,t}}{\sum_{t=\tau}^n x_{i,y}^2} \quad \text{pour } i = 1, 3, 4$$

et  $\hat{\omega}_2(\tau) = \hat{a}_\tau$ , où  $\hat{\omega}_i(\tau) (i = 1 - 4)$  représente l'estimation de l'impact du point atypique au temps  $t = \tau$ , et  $\hat{\sigma}_a$  est une estimation de la variance des résidus.

Les points atypiques sont identifiés lors d'une procédure de détection séquentielle, comprenant une itération interne et une autre externe. Dans l'itération externe, en supposant qu'il n'y a pas de points atypiques, un modèle ARIMA (p, d, q) est estimé<sup>2</sup>, donnant ainsi les résidus. Les résultats de l'itération externe sont alors utilisés dans l'itération interne pour identifier les points atypiques.

Les statistiques de test pour les quatre types de points atypiques sont calculées pour chaque observation. La valeur absolue la plus grande de ces statistiques ( $\hat{\tau}_{max} = \max|\hat{\tau}_i(\tau)|$ ) est comparée à une valeur critique prédéfinie. Si la statistique de test est plus grande, alors un outlier est identifié au temps  $t = \tau$ . La valeur critique, déterminée par le nombre d'observations de la série, est calculée à partir de simulations. Lorsqu'un point atypique est détecté, l'observation  $Y_t$  au temps  $t = \tau$  est ajustée pour obtenir l'observation corrigée  $Y_t^*$  à partir de l'équation (2) en utilisant  $\hat{\omega}_i$ , c'est à dire  $Y_t^* = Y_t - \hat{\omega}_i v_i I_t(\tau)$ .

Ce processus est répété jusqu'à ce que plus aucun point ne soit trouvé. Ensuite, on retourne à l'itération externe pour ré-estimer le modèle ARIMA en utilisant les données corrigées, et on recommence l'itération interne. La procédure est répétée jusqu'à ce que plus aucun point atypique ne soit détecté. Finalement, une régression multiple sur la série  $Y_t^*$  est effectuée sur les différents points atypiques identifiés afin de déterminer les points atypiques fallacieux.

### 2.3. La causalité

Contrairement à l'approche par les outliers, la mise en œuvre d'une analyse en termes de causalité nécessite l'utilisation de la modélisation VAR. La finalité d'un modèle VAR est l'identification des relations de causalité entre les variables. La mise en évidence de relations causales entre les variables économiques permet une meilleure compréhension des phénomènes économiques et, par là même, une meilleure mise en place de la politique économique.

La définition de la causalité est donnée par Granger (1969) : la variable  $y_{2t}$  cause la variable  $y_{1t}$  si la prédictibilité de cette dernière est améliorée lorsqu'on incorpore l'information relative à  $y_{2t}$  dans l'analyse. Il existe deux approches de la causalité : celle de Granger (1969) et celle de Sims (1980)<sup>3</sup>.

<sup>2</sup>Il est déterminé par une procédure automatique d'identification de modèles fondés sur des contraintes concernant les ordres des polynômes (autorégressif et de moyenne mobile) et sur le critère BIC.

<sup>3</sup>La causalité au sens de Granger (1969) met l'accent sur l'importance du processus retardé et concerne la propagation d'impulsions déterministes interprétables comme des modifications liées à des changements structurels. Sims (1980), au contraire, considère que si les valeurs futures de  $y_{1t}$  permettent d'expliquer les valeurs présentes de  $y_{2t}$ , alors  $y_{2t}$  est la cause de  $y_{1t}$  ; son analyse se fonde sur la propagation d'impulsions stochastiques représentatives de *surprises*.

Bien que ces deux approches soient généralement équivalentes (Bruneau, 1996), nous optons ici pour un test de Granger, puisque nous considérons qu'il est légitime d'associer les relations entre les salaires, les prix et le chômage à un contexte non stochastique.

La mise en place du test de causalité se déroule de la manière suivante. Soit un modèle VAR à deux variables (modèle où chaque équation décrit l'évolution d'une variable en fonction de ses valeurs passées et des valeurs passées de l'autre variable) :

$$\begin{bmatrix} Y1_t \\ Y2_t \end{bmatrix} = [Ao] + \begin{bmatrix} A_1 & B_1 \\ C_1 & D_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y1_{t-1} \\ Y2_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_2 & B_2 \\ C_2 & D_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y1_{t-2} \\ Y2_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} A_p & B_p \\ C_p & D_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y1_{t-p} \\ Y2_{t-p} \end{bmatrix} + [\varepsilon_t]$$

où p est le retard du modèle ;

[Ao] est un vecteur colonne de composantes constantes ;

[εt] est le vecteur des résidus.

Le test se déroule en deux étapes : on teste les hypothèses nulles de non causalité contre les hypothèses alternatives de présence de causalité entre les variables.

Y1 ne cause pas Y2 si l'hypothèse suivante est acceptée :

$$H_0 : C_1 = C_2 = \dots = C_p = 0$$

Y2 ne cause pas Y1 si l'hypothèse suivante est acceptée :

$$H_0 : B_1 = B_2 = \dots = B_p = 0$$

Il est ensuite possible de calculer le signe de la relation de causalité. Le signe de la relation de causalité de Y1 vers Y2 s'établit de la manière suivante.

$$\text{On calcule le paramètre } \eta \text{ par : } \eta_{Y1 \rightarrow Y2} = \frac{\sum_{i=1}^p C_i}{1 - \sum_{i=1}^p D_i}$$

Si  $\eta > 0$ , la relation de causalité est positive (les variables suivent une évolution parallèle) ; si  $\eta < 0$ , la relation de causalité est négative et les variables évoluent de manière contraire.

### 3. Résultats

Les représentations graphiques, présentées ci-après, ont pour but de favoriser une lecture à l'œil nu de nos traitements économétriques. La ligne claire correspond toujours à la série avant correction des valeurs atypiques, tandis que la ligne foncée représente systématiquement la série corrigée des observations atypiques. Cette dernière a été calculée en utilisant le programme TRAMO (Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers) développé par Gómez et Maravall (1997).

### 3.1. La période 1820-1994

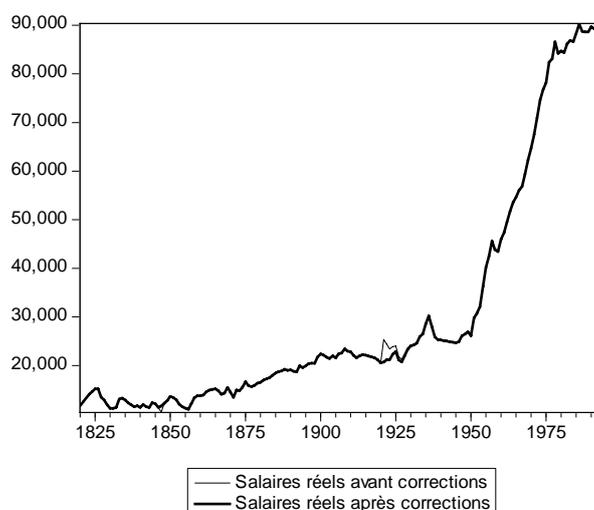
Les tableaux suivants reportent pour les séries étudiées, la date de détection, le type d'outliers, l'amplitude et la valeur critique du ratio de vraisemblance (T-Stat).

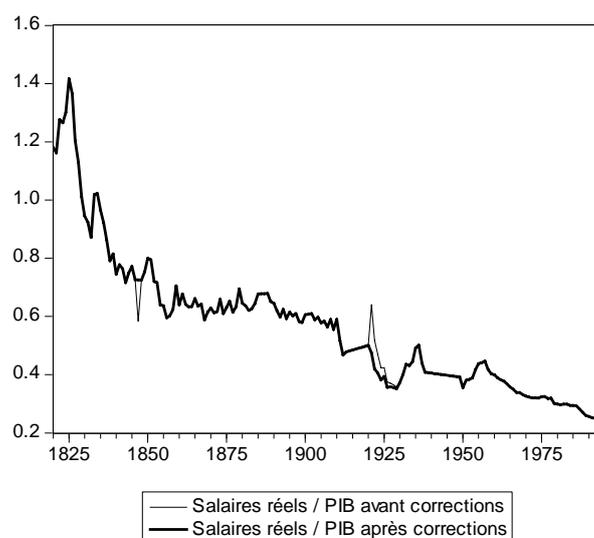
Nous proposons également une possible (et très brève) interprétation associée à ces valeurs atypiques.

Salaire réel					
Années	Type	Amplitude	T-Stat	Effet	Evénements
1847	AO	-0,11244	-4,64	Temporaire	Avènement de la 2 <sup>ème</sup> République
1921	TC	0,20277	5,78	Temporaire	Crise de 1921

Salaire réel / PIB					
Années	Type	Amplitude	T-Stat	Effet	Evénements
1847	AO	-0,21787	-5,89	Temporaire	Avènement de la 2 <sup>ème</sup> République
1921	TC	0,29945	6,24	Temporaire	Crise de 1921

Si les deux évènements identifiés ont une influence temporaire, il faut toutefois distinguer leurs effets propres. En effet, la 2<sup>ème</sup> République est un outlier de type AO, c'est-à-dire que cet évènement n'a eu un effet que ponctuel sur la série des salaires. En revanche, la crise de 1921 a eu un effet certes temporaire, mais plus long.





### 3.2. La période 1894-1994

Salaire réel					
Années	Type	Amplitude	T-Stat	Effet	Evénements
1921	TC	4643,6	4,92	Temporaire	Crise de 1921
1950	AO	3477,5	5,77	Temporaire	Loi du 11 février 1950 <sup>4</sup>
1978	AO	-2114,4	-3,51	Temporaire	

Salaire réel / PIB					
Années	Type	Amplitude	T-Stat	Effet	Evénements
1921	TC	0,30346	7,31	Temporaire	Crise de 1921

Au regard de ces premiers résultats, nous proposons la périodisation suivante : 1820-1847, 1848-1921, 1922-1950, 1951-1978, 1979-1994. Celle-ci n'est pas sans rappeler, en prolongement de nos travaux plus anciens sur les salaires de la fonction publique en France (De Faria et Diebolt, 1999, 2000), les célèbres cycles de type Kondratieff (1926).

Cette nouvelle périodisation est toutefois en contradiction avec nos résultats précédents, puisque nous ne retrouvons pas, avant 1945, une fluctuation longue inversée des salaires par rapport aux cycles longs des prix et de la production. Quoi qu'il en soit, la

<sup>4</sup>Loi permettant au Ministre du travail de rendre obligatoires dans tout secteur géographique certaines conventions antérieurement conclues sur une base plus restreinte. Cette loi est l'une des nouvelles procédures favorisant une certaine uniformisation dans la détermination des salaires.

périodisation obtenue, à partir de la caractérisation des années charnières et grâce à la méthode des points atypiques, permet de retrouver un découpage temporel proche de celui qui est traditionnellement fourni par l'examen des rythmes de croissance et ceci, même si ces derniers sont eux-mêmes soumis à des investigations renouvelées engendrant des résultats novateurs quant à la datation du développement cyclique de l'économie (Diebolt, 2005, Diebolt et Doliger, 2006a,b, 2007, Diebolt et Guiraud, 2000).

Notre périodisation se rapproche également de celle proposée par l'école de la structure sociale d'accumulation. Cette dernière s'est constituée à partir de la fin des années 1970, avec les travaux fondateurs de Gordon, auxquels se sont ajoutées de nombreuses contributions parmi lesquelles Gordon, Edwards et Reich, Bowles, Gordon et Weisskopf, Kotz, Kotz, McDonough et Reich, etc. Ces recherches portent principalement sur la dynamique économique. Elles proposent une interprétation des cycles longs de l'activité économique faisant jouer un rôle essentiel aux transformations institutionnelles qui ont ponctué l'histoire contemporaine des pays capitalistes développés. C'est la succession de différentes structures sociales d'accumulation, selon un processus de construction puis de déclin de chacune de ces structures sociales d'accumulation, qui permet d'interpréter les cycles de l'activité économique et sociale (Diebolt, 2002).

Dans la section suivante, nous confrontons les cinq sous périodes que nous avons décelées aux tests de la causalité afin de comparer nos résultats à ceux de Boyer plus particulièrement.

### 3.3. La causalité sur les sous périodes identifiées

Pour la première sous période, seule la relation entre les salaires et les prix sera examinée. Pour la seconde sous période, l'étude de la relation entre les salaires et le nombre de chômeurs sera restreinte à la période 1894-1921 (en raison de la non-disponibilité des données pour les années antérieures à 1894).

Sous-périodes	Relation entre Salaire réel et Prix	Relation entre salaire réel et chômage
1820-1847	Prix → SR (-) (1)	-
1848-1921	Prix ↔ SR (+ / +) (2)	1894-1921 : néant
1922-1950	Néant	Néant
1951-1978	SR → Prix (+) (3)	CHO → SR (+) (4)
1979-1994	Prix → SR (+) (5)	Néant

Bien que les périodes d'analyse soient différentes, nous retrouvons bon nombre de relations décrites par Boyer dès 1978. La relation (1) se retrouve à la fois chez Marchand et Thélot et chez Boyer. On peut ici identifier une période nommée par Boyer comme *régulation à l'ancienne* avec comme date charnière 1847. La relation (2) décrit une partie seulement de la période appelée par Boyer *régulation concurrentielle*. Toutefois, entre 1921 et 1950, aucune relation n'est mise en évidence comme si l'économie peinait à se remettre de la crise des années 1920, relayée ensuite par la crise mondiale. Ce n'est véritablement que pour la période contemporaine que l'on observe des relations différentes de celles proposées par Boyer. En effet, la troisième période qu'il identifie est caractérisée par une relation négative entre le nombre de chômeurs les salaires réels, alors que nous trouvons une relation positive. De plus, il décrit une évolution du salaire qui va de plus en plus vers l'autonomie alors que nous soulignons, jusqu'en 1994, une relation de causalité positive entre les prix et les salaires réels.

En définitive, notre analyse d'économétrie historique, tout en questionnant nos recherches antérieures en termes de cycles économiques, aboutit à une périodisation conforme aux travaux fondateurs de Marchand et Thélot et ceux de Boyer, tout en les relativisant sur la période contemporaine.

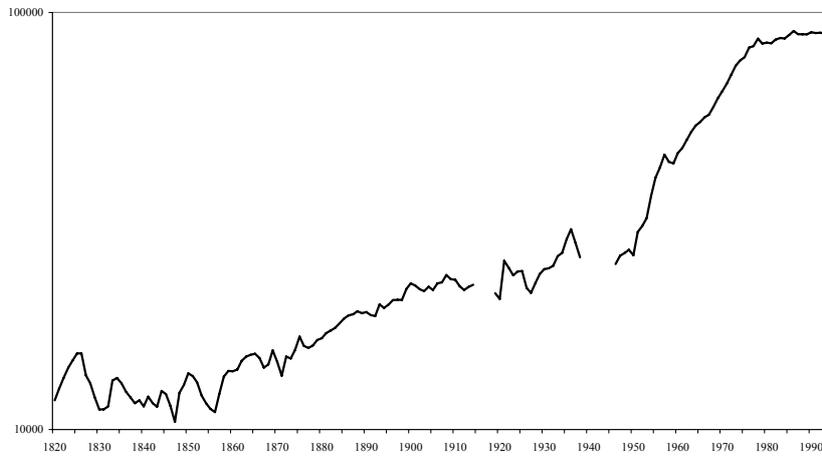
## Bibliographie

- Annuaire Statistique de la France : Rétrospectifs de 1951 (58ème volume), de 1966 (72ème volume) et de 1948-1988 (Séries longues), Imprimerie Nationale, Paris.
- Bayet A. : Deux siècles d'évolution des salaires en France, *Working Paper*, F9702/INSEE, Paris, 1997, 23 pages + annexes.
- Boyer R. : Les salaires en longue période, *Economie et Statistiques*, 103, 1978, pp. 27-57.
- Boyer R. : Wage Formation in Historical Perspective: The French Experience, *Cambridge Journal of Economics*, 3, 1979, pp. 99-118.
- Bruneau C. : Analyse économétrique de la causalité : un bilan de la littérature, *Revue d'Economie Politique*, 106, 1996, pp. 323-353.
- Bry G. assisted by C. Boschan : Wages in Germany 1871-1945, N.B.E.R., Princeton, 1960.
- Carolus : <http://www.cliometrie.org>
- Darné O., Diebolt C. : Unit Roots and Infrequent Large Shocks: New International Evidence on Output, *Journal of Monetary Economics*, 51, 2004, pp. 1449-1465.
- Darné O., Diebolt C. : Chocs temporaires et permanents dans le PIB de la France, du Royaume-Uni et des Etats-Unis, *Revue d'Economie Politique*, 116, 2006, pp. 65-78.
- De Faria V., Diebolt C. : Histoire quantitative et cycles économiques. Enquête sur les salaires de la fonction publique en France aux 19ème et 20ème siècles, in : Archambault E., Boëda M. (Eds) : *Comptabilité nationale. Nouvelles frontières*, Economica, Paris, 1999, pp. 101-116.
- De Faria V., Diebolt C. : Trends in Public Employment and Wages. The Case of France in the Nineteenth and Twentieth Centuries, *Historical Social Research*, 25, 2000, pp. 3-24.

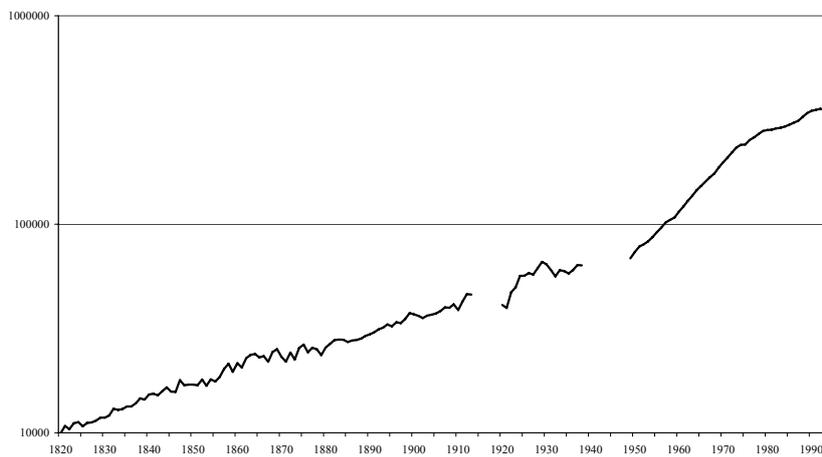
- Diebolt C. : Contribution to the Analysis of Kondratieff Cycles. The Quantitative History of Wages in France and Germany in the Nineteenth and Twentieth Centuries, Actes de la *European Association of Labour Economists*, 7th Conference, Lyon, 7-10 septembre 1995, 20 pages.
- Diebolt C. : Towards a New Social Structure of Accumulation?, *Historical Social Research*, 27, 2002, pp. 85-99.
- Diebolt C. : Long Cycles Revisited. An Essay in Econometric History, *Economies et Sociétés*, Série AF, 32, 2005, pp. 23-47.
- Diebolt C., Doliger C. : Economic Cycles under Test: A Spectral Analysis, in: Devezas T. (Ed.): *Kondratieff Waves, Warfare and World Security*, IOS Press, Amsterdam, 2006a, pp. 39-47.
- Diebolt C., Doliger C. : Une analyse spectrale renouvelée de la croissance comparée des séries du PIB dans les pays de l'OCDE : 1870-2000, *Economie Appliquée*, 59, 2006b, pp. 33-58.
- Diebolt C., Doliger C. : Retour sur la périodicité d'une nébuleuse : le cycle économique, *Economie Appliquée*, 60, 2007, pp. 199-204.
- Diebolt C., Guiraud V. : Mémoire longue et intégration fractionnaire. Une application à la série du PIB de la France aux XIXème et XXème siècles, *Economies et Sociétés*, Série AF, 27, 2000, pp. 235-262.
- Diebolt C., Jaoul-Grammare M. : La masse salariale de l'Allemagne : 1810-1989. Nouvelle mesure et analyse cliométrique des chocs, *AFC Working Papers*, 2, 2007, 21 pages.
- Diebolt C., Pellier K. : L'intérêt des systèmes de gestion de bases de données relationnels en cliométrie, *Economies et Sociétés*, Série AF, 35, 2006, pp. 1121-1136.
- Dupriez L. : Des mouvements économiques généraux, 2 vols., Nauwelaerts, Louvain, 1947.
- Gómez V., Maravall A. : Programs TRAMO and SEATS: Instructions for the User (Beta version: June 1997), *Working Paper*, 97001, Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General de Análisis y Programación, 1997.
- Kondratieff N. : Die langen Wellen der Konjunktur, *Archiv für Sozialwissenschaft und Sozialpolitik*, 56, 1926, pp. 573-609.
- Lhomme J. : Les enseignements théoriques à retirer d'une étude sur les salaires dans la longue période, *Revue Economique*, 16, 1965, pp. 18-61.
- Malthus T. : Essai sur le principe de population, 2 vols., GF-Flammation, Paris, 1992 [1798].
- Marchand O., Thélot C. : Deux siècles de travail en France. Population active et structure sociale, durée et productivité du travail, Etudes INSEE, Paris, 1991.
- Marchand O., Thélot C. : Le travail en France : 1800-2000, coll. Essais & Recherche, Nathan, 1998.
- Simiand F. : Le salaire, l'évolution sociale et la monnaie. Essai de théorie expérimentale du salaire, 3 vols., F. Alcan, Paris, 1932.
- Singer-Kérel J. : Le coût de la vie à Paris de 1840 à 1954, A. Colin, Paris, 1961.
- Toutain J.-C. : Le produit intérieur brut de la France : 1789-1982, *Economies et Sociétés*, Série AF, 15, 1987, pp. 1-237.
- Toutain J.-C. : Le produit intérieur brut de la France, 1789-1990, *Economies et Sociétés*, Série HEQ, 1, 1997, pp. 5-136.
- Villa P. : <http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/villa/mode.htm>

# Annexes

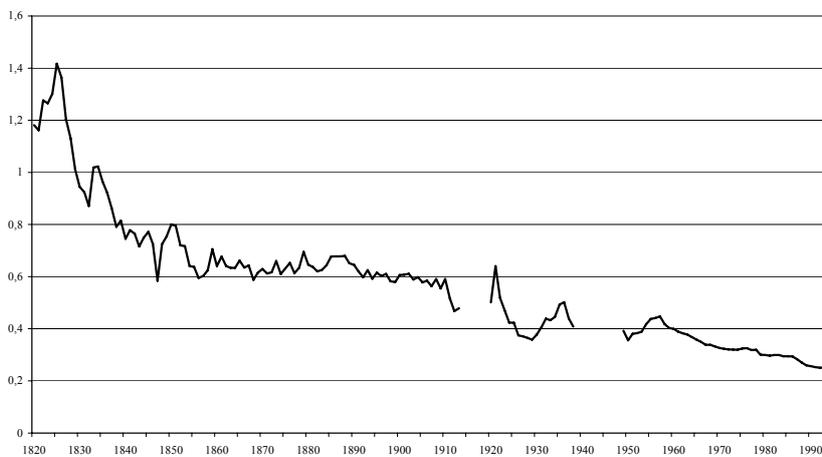
Salaires réels (Echelle logarithmique)



PIB réel (Echelle logarithmique)



SR/PIB





# WORKING PAPERS DE L' AFC

Année 2008

- WP2008-1 Nadir ALTINOK, Saloua BENNAGHMOUCH  
"School Resources and the Quality of Education:  
Is there a Link?"
- WP2008-2 Cédric DOLIGER  
"La fécondité et ses déterminants. Revue de la littérature et  
application économétrique au cas français"
- WP2008-3 Claude SCHWOB  
"La politique commerciale des États-Unis et la question du  
leadership entre 1900 et 1944"
- WP2008-4 Jean-Pascal GUIRONNET  
"The Impact of Surplus Schooling on Earnings: Some Additional  
Findings II"
- WP2008-5 Joan ROSÉS, Kevin O'ROURKE, Jeffrey G. WILLIAMSON  
"Globalization, Growth and Distribution in Spain 1500-1913"
- WP2008-6 Branko MILANOVIC, Peter H. LINDERT, Jeffrey G. WILLIAMSON  
"Measuring Ancient Inequality"
- WP2008-7 Jeffrey G. WILLIAMSON  
"Globalization and the Great Divergence: Terms of Trade  
Booms and Volatility in the Poor Periphery 1782-1913"
- WP2008-8 Claude DIEBOLT, Magali JAOUL-GRAMMARE  
"Économétrie historique des salaires en France : une relecture  
des années charnières"
- WP2008-9 Claude DIEBOLT, Karine PELLIER  
"Analyse spectrale de l'évolution de longue période des  
brevets en France, en Allemagne, en Grande-Bretagne, aux  
États-Unis et au Japon (18ème-20ème siècles)"
- WP2008-10 Jean-Luc DEMEULEMEESTER, Olivier DEBANDE  
"Quality and Variety Competition in Higher Education"
- WP2008-11 Claude DIEBOLT, Jamel TRABELSI  
"Human Capital and French Macroeconomic Growth in the  
Long Run"
- WP2008-12 Tapas MISHRA, Mamata PARHI, Claude DIEBOLT  
"Human Capital Accumulation and Spatial TFP  
Interdependence"

La liste complète des  
Working Papers est  
disponible sur le site  
[www.cliometrie.org](http://www.cliometrie.org)