Croissance et répartition en France (1982-2006) : une approche par les VAR cointégrés

Olivier ALLAIN[*]
Nicolas CANRY[**]

A l'aide d'un modèle postkeynésien, nous cherchons à déterminer si l'économie française est profit-led *ou* wage-led*, c'est-à-dire si une hausse de la part des profits a un effet positif ou négatif sur la croissance économique. Nous évaluons les trois équations de comportement de notre modèle (consommation, investissement et exportations nettes) à l'aide d'un VECM, puis nous résolvons notre modèle en utilisant les coefficients estimés. Notre principale conclusion est que l'économie française serait faiblement profit-led : une hausse d'un point de la part des profits n'améliore la croissance que de 0.1 %. Ce résultat s'expliquerait par le fait que les effets multiplicateur (en économie ouverte) et accélérateur du modèle sont très faibles.*

DISTRIBUTION AND GROWTH IN FRANCE (1982-2006): A COINTEGRATED VAR APPROACH

We propose a simple Post Keynesian model so as to test whether French economy is profit or wage-led i.e. whether a profit share increase has a positive or negative impact on economic growth. In that perspective, we estimate the three behaviour equations of our model (consumption, investment and net exports) by using a VECM. Then we solve our model by using the estimated coefficients and can then conclude on the nature of the French economic regime. Our main conclusion is that French economy would be weakly profit-led: a one point increase of profit share increases economic growth of only 0.1 %. This result might be explained by both weak multiplier (in an open economy) and accelerator effects in the estimated model.

Classification *JEL*: C32, E12, E21, E22, E25

INTRODUCTION

L'évaluation de l'impact d'une augmentation des salaires sur l'activité et la croissance constitue une vieille question dans la tradition keynésienne. De nombreux auteurs postkeynésiens (Rowthorn [1981], Dutt [1984], Bhaduri et Marglin [1990], Lavoie [1992], Taylor [2004]) ont insisté sur les ambigüités de la relation entre le niveau du revenu et sa répartition fonctionnelle[1]. La répartition influence l'activité via ses effets sur les comportements d'investissement et de consommation. Une hausse de la part des profits dans la valeur ajoutée a des chances de favoriser l'investissement,

[*] Université Paris Descartes et Centre d'Economie de la Sorbonne olivier.allain@parisdescartes.fr

[**] Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne et Centre d'Economie de la Sorbonne nicolas.canry@univ-paris1.fr

Nous remercions Karim AZIZI et Corinne PERRAUDIN pour leurs commentaires et suggestions.

[1] Voir Allain [2009] pour une revue de cette littérature.

mais son impact sur la consommation risque d'être négatif. Une économie dans laquelle la hausse de la part des profits tire la croissance est dite *profit-led*. Dans le cas contraire, elle est *wage-led*.

Plusieurs études empiriques tentent d'évaluer la nature *wage-led* ou *profit-led* de différentes économies (Bowles et Boyer [1995], Naastepad et Storm [2006], Ederer et Stockhammer [2007] ou Hein et Vogel [2007]). Le présent article s'inscrit dans ce courant en se concentrant sur l'économie française au cours de la période 1982-2006. Notre apport est en partie méthodologique puisque nous utilisons un modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM) à la Johansen qui nous permet :

- d'estimer *conjointement* les équations de comportement d'un modèle keynésien,
- d'effectuer ces estimations sur des *variables en niveaux* plutôt qu'en taux de croissance, conformément à la spécification théorique du modèle et alors même que les variables ne sont pas stationnaires.

Au final, l'économie française aurait été *profit-led* sur la période 1982-2006. Cependant, bien que positif, l'impact sur la croissance d'une hausse de la part des profits est très modéré. En outre, ce résultat s'explique davantage par la faiblesse de l'effet accélérateur dans la fonction d'investissement que par l'ouverture croissante de l'économie française.

L'article est construit de la façon suivante. Nous rappelons d'abord brièvement la situation économique de la France depuis 1970. Dans la section suivante, nous présentons le modèle keynésien simplifié (incluant des comportements de consommation, d'investissement et d'exportations nettes) qui servira de base à l'analyse économétrique. Nous présentons ensuite les données empiriques, la procédure d'estimation puis les résultats, que nous commentons. Enfin, nous concluons.

LA SITUATION ÉCONOMIQUE DE LA FRANCE DEPUIS 1970

Depuis 1970, la France a été confrontée à de très importantes fluctuations de la répartition de son revenu. Pendant les années 1970, le ralentissement des gains de productivité n'a pas été pris en compte dans les négociations salariales (Bruno et Sachs [1985]) si bien que la part des profits a baissé de presque 6 points entre 1973 et 1982. Parallèlement, le taux de chômage a cru de 6 points. Après l'échec des relances keynésiennes de 1981 et 1982, une politique de rigueur salariale (désinflation compétitive) a été instaurée en vue de rétablir la profitabilité et la compétitivité des entreprises. La part des profits a alors fortement augmenté pour se stabiliser, durant les années 1990, à un niveau situé 2 points au-dessus de celui des années 1970. La rigueur salariale est également supposée avoir favorisé la balance commerciale au moins jusqu'au début des années 2000. Cependant, la remontée des taux de marge ne s'est pas accompagnée de l'augmentation attendue de l'accumulation du capital, l'investissement des firmes restant relativement faible depuis vingt-cinq ans (à l'exception de la période 1987-1990). Enfin, le taux de chômage n'est jamais repassé sous les 8 % depuis 1985 (avec deux pics à 12,5 % en 1993 et 1997).

Dans cet article, nous cherchons à savoir si l'économie française a été *profit-led* ou *wage-led* au cours des vingt-cinq dernières années. Autrement dit, nous cherchons à savoir si la croissance économique, qui est demeurée faible sur la période, a été

influencée par les variations de la répartition. Le cadre théorique présenté dans la section suivante devrait aider à répondre à ces questions.

DU MODELE THEORIQUE AU MODELE ECONOMETRIQUE

Dans ce modèle, tous les paramètres sont supposés positifs. Nous supposons une économie ouverte où deux types d'agents se partagent le revenu national (Y) : des travailleurs qui perçoivent les salaires (W) et des capitalistes qui perçoivent les profits (P). Le comportement de consommation est donné par :

$$C = c_w W + c_p P \tag{1}$$

où c_w et c_p représentent les propensions à consommer des travailleurs et des capitalistes avec $c_w > c_p$. Comme $Y \equiv W + P$, l'équation (1) devient :

$$C = c_w Y + (c_p - c_w) P \tag{2}$$

En divisant par le stock de capital de l'économie (K), on obtient :

$$\frac{C}{K} = c_w z - (c_w - c_p) r \tag{3}$$

où $z = Y/K$ mesure le taux d'utilisation du capital si la fonction de production est de type Leontief $Y = \min[L/\phi ; K/\sigma]$, et où $r = P/K$ correspond au taux de profit. Notons que $r = \pi z$, où π représente la part des profits dans le revenu national, supposée exogène : π dépend du taux de marge fixé par les entreprises qui dépend à son tour du degré d'imperfection de la concurrence sur le marché des biens et du pouvoir des syndicats lors des négociations salariales (Blanchard et Giavazzi [2003]). Puisque r est le produit d'une variable endogène (z) et d'une variable exogène (π), la forme réduite du modèle ne dépendra plus de r mais de π.

La fonction d'accumulation du capital combine un effet profitabilité (fonction de r) et un effet accélérateur (fonction de z), soit :

$$\frac{I}{K} = \gamma_0 + \gamma_1 z + \gamma_2 r \tag{4}$$

Les exportations (X) sont supposées croître avec le revenu du reste du monde (Y^f) et décroître avec le taux de change réel e (une appréciation entraînant une hausse de e). Les importations (M) sont fonction croissante de Y et de e. Nous supposons également que la balance commerciale peut être affectée par la répartition, bien que le signe de cet effet soit indéterminé *a priori*. La corrélation est positive si une hausse de la part des profits favorise la R&D, l'innovation et donc la compétitivité (Bowles et Boyer [1995]), mais elle peut être négative si une augmentation de la concurrence internationale amène les entreprises à réduire leur taux de marge (Blecker [1998]). Dans le second cas, la baisse du taux de marge va de pair avec la dépréciation du taux de change réel (tant que les coûts unitaires en travail restent inchangés) : la répartition peut donc aussi affecter la balance commerciale via son impact sur le taux de change réel (Hein et Vogel [2007]).

Ceci explique que nous introduisons à la fois e et r dans notre équation d'échanges[2], soit :

$$\frac{X-M}{K} = \delta_0 - \delta_1 z + \delta_2 r - \delta_3 e + \delta_4 \frac{Y^f}{K} \tag{5}$$

où δ_2 est le seul paramètre du modèle dont le signe puisse être négatif.

Enfin, nous supposons que les dépenses publiques sont exogènes :

$$G = \overline{G} \tag{6}$$

En partant de l'équilibre sur le marché des biens $Y/K \equiv C/K + I/K + G/K + (X–M)/K$, on calcule z^* en fonction des paramètres exogènes du modèles. Au final, une économie est dite *profit-led* si $\partial \hat{Y} / \partial \pi > 0$. A l'équilibre, puisque $Y = z^*K$, on peut facilement montrer que :

$$\frac{\partial \hat{Y}}{\partial \pi} = \frac{\gamma_2 (1 - c_w - \gamma_1 + \delta_1) - \gamma_1 (c_w - c_p - \gamma_2 - \delta_2)}{(1 - c_w - \gamma_1 + \delta_1) + (c_w - c_p - \gamma_2 - \delta_2)\pi} z^* \tag{7}$$

Dans la suite de l'article, nous procéderons en deux étapes.

- Nous estimerons d'abord les paramètres des équations (3), (4) et (5). Le choix de la méthode VECM découle de ce que les variables qui figurent dans ces équations ne sont pas stationnaires (car en niveau et non en taux de variations)[3].
- Nous reporterons ensuite les paramètres estimés dans l'équation (7) de façon à déterminer la nature du régime économique de la France sur la période 1982-2006.

DONNÉES EMPIRIQUES

Les séries sont issues des comptes nationaux trimestriels réalisés par l'INSEE sur la période 1978-2006, sauf le taux de change réel et la demande extérieure[4] qui proviennent de la base *Economic Outlook* de l'OCDE.

Pour calculer les variables expliquées, nous avions besoin du capital net. Or, cette série n'existe qu'en données annuelles. Nous avons reconstruit la série trimestrielle à partir de la FBCF en supposant que la consommation de capital fixe croissait de façon régulière au cours de chaque année. La série K_t retenue est celle du capital en volume des entreprises non financières (qui inclut les entrepreneurs individuels) : les investissements immobiliers des ménages ne sont donc pas pris en compte.

[2] Pour conserver la cohérence avec les équations (3) et (4), nous ne retenons ni la forme multiplicative usuelle, ni même une forme additive en logarithmes.

[3] L'équation (6) n'est pas introduite dans le VECM car les dépenses publiques sont supposée exogènes (*i.e.* elles ne dépendent pas directement de variables comme π ou e). En outre, le modèle n'aurait pas pu être estimé en introduisant cette équation à cause de la parfaite multi-colinéarité entre les différentes variables.

[4] L'évolution de la demande extérieure a été approximée par celle du PIB de l'Union Européenne, ce qui est justifié au regard de l'importance des échanges de la France avec ses partenaires européens.

Nous avons construit z_t en divisant le PIB en volume par la série K_t. Le taux de profit est net de la dépréciation du capital. Il s'agit du produit entre z_t et la part des profits nets dans les entreprises non financières (en excluant les entrepreneurs individuels pour lesquels il est très difficile de distinguer les rémunérations du capital et du travail). La consommation est celle des ménages (en volume). L'accumulation du capital est calculée à partir des variations en niveau de la série K_t.

Enfin, les résultats présentés dans la suite couvrent la période entre 1982:4 et 2006:3 au lieu de débuter en 1978:4. En effet, nous n'avons pas obtenu de résultats satisfaisants et stables sur l'ensemble de la période, ce que nous expliquons par l'extrême instabilité de l'économie française entre 1978 et 1982 : part des profits extrêmement faible, déficit commercial très élevés en 1981, *etc*.

LA PROCÉDURE D'ESTIMATION

Le choix en faveur d'un VECM à la Johansen [1988, 1991] découle de ce que nous cherchons à estimer conjointement les paramètres des équations (3), (4) et (5) dont les variables ne sont pas stationnaires. Supposons que Z_t soit un vecteur comportant k variables non stationnaires I(1) pouvant être représentées par un VAR d'ordre p :

$$Z_{\mathbf{t}} = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \ldots + A_k Z_{t-p} + \Psi D_t + \varepsilon_t \qquad (8)$$

où D_t est un vecteur de variables non stochastiques (constante, tendance, *etc*.) et ε_t un bruit blanc de dimension ($k \times 1$). Parce que les variables qui constituent Z_t sont I(1), le système doit être reformulé dans sa forme à correction d'erreurs (VECM) :

$$\Delta Z_{\mathbf{t}} = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \Pi Z_{t-1} + \Psi D_t + \varepsilon_t \qquad (9)$$

Chaque composante stochastique du nouveau système est I(0), sauf Z_{t-1} qui est I(1). La procédure de Johansen vise à trouver une décomposition de la matrice Π, *i.e.* $\Pi = \alpha\beta'$ telle que $\beta' Z_{t-1}$ soit stationnaire. Le nombre de relations de cointégration est donné par le rang de la matrice Π. Les coefficients de β' sont associés aux relations de long terme tandis que les coefficients de α mesurent la force de rappel (la correction des erreurs) vers les cibles de long terme.[5]

Tests de racine unitaire

Toutes les séries calculées en différences premières sont stationnaires, que ce soit avec le test ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) ou le test de Phillips et Perron. Les séries en niveau sont toutes des marches aléatoires de type I(1), à l'exception du taux de profit qui est I(1) + T. Cette particularité nous a conduit à introduire une tendance dans l'espace de cointégration (*cf. infra*).

[5] Les estimations ont été réalisées avec le logiciel *E-views*.

Détermination de l'ordre du VAR

La détermination de l'ordre du VAR est cruciale car elle influence les résultats des tests de cointégration : le nombre de relations de cointégrations est généralement surestimé lorsque le nombre de retards (p) est trop élevés (et inversement). Comme notre modèle repose sur des ratios (la consommation est normalisée par le stock de capital, *etc*.) nous pouvons nous attendre à un nombre de retards limités[6].

Nous avons ainsi testé l'ordre du VAR en fixant la contrainte $p \leq 4$. Les résultats se sont révélés contradictoires puisque les critères de Schwarz (SC) et d'Hannan-Quinn (HQ) on conclut en faveur de $p = 1$ tandis que les critères du rapport de vraisemblance (LR), d'Akaike (AIC) ainsi que le FPE (*Final prediction error*) suggéraient de coller à la contrainte avec $p = 4$. Cette seconde hypothèse est rapidement apparue insatisfaisante car le test de cointégration conclut en faveur de 6 relations de cointégration lorsque $p = 4$, ce qui est clairement surévalué.

Nous avons alors imposé $p \leq 3$. Les résultats nous ont laissé le choix entre $p = 1$ (SC et HQ) et $p = 2$ (LR, AIK et FPE). Nous avons alors estimé notre modèle avec les deux alternatives pour finalement retenir $p = 2$ qui fournit des résultats plus satisfaisants.

Rang de cointégration et composantes déterministes

Si le nombre de relations de cointégration dépend de l'ordre du VAR, il dépend aussi de la spécification des composantes déterministes. Le choix de la « bonne » spécification a été fait sur la base des tests de racine unitaire : nous avons introduit une tendance dans l'espace de cointégration car la série du taux de profit est I(1) + T.

Sous cette spécification, le test de la trace indique 4 relations de cointégration (au seuil de 5 %) tandis que le test de maximisation des valeurs propres n'en indique que 2. Nous avons retenu le premier qui permet d'identifier les trois relations de long terme de notre modèle théoriques, *i.e.* les équations (3), (4) et (5).

Identification et tests d'hypothèses

Etant donné le rang du modèle, la procédure de Johanson fournit l'estimateur du maximum de vraisemblance des relations de cointégration non contraintes $\beta' Z_{t-1}$. Parce qu'elles ne sont pas contraintes, ces relations n'ont pas de signification économique. Il est d'abord nécessaire de normaliser chaque relation (*i.e.* de contraindre un coefficient à être égal à 1). Mais cela ne suffit pas pour identifier le modèle. Il faut imposer des contraintes supplémentaires, approximativement $n-1$ par relation lorsque le rang du modèle est n (soit ici 2 contraintes par vecteur). En d'autres termes, toutes les combinaisons linéaires des trois vecteurs cointégrants constituent un vecteur cointégrant. Pour choisir parmi cette infinité ceux qui ont une signification économique,

[6] Il en est de même lorsque nous regardons le nombre de retards introduits dans le test ADF pour blanchir les résidus : généralement deux, que ce soit pour les variables en niveaux ou en différences premières.

le modèle doit être sur-identifié. Un test du χ^2 permet alors d'évaluer la signification des contraintes supplémentaires[7].

Le choix des contraintes supplémentaires a été opéré de façon à respecter le mieux possible les équations de comportement du modèle théorique. Or, il est rapidement apparu que le taux de change réel ne pouvait pas être contraint à zéro dans la fonction de consommation. D'un autre côté, le taux de profit dans l'équation d'échanges internationaux n'était pas significatif. C'est pourquoi nous l'avons contraint à zéro. Notons également que les coefficients associés à la tendance sont significatifs dans chaque relation de cointégration.

Les coefficients non significatifs de la matrice α ont été contraints à zéro. Les principaux paramètres sont significativement négatifs : la force de rappel de C/K vers sa tendance de long terme est relativement faible (9 %) ; elle est plus élevée pour I/K (26 %) et pour $(X–M)/K$ (43 %). Précisons enfin que la variable Y/K est faiblement exogène dans le sens où sa dynamique de court terme ne dépend d'aucun terme à correction d'erreur.

RESULTATS

Les paramètres des équations (3), (4) et (5) de notre modèle théorique sont donnés dans le système suivant :

$$\begin{cases} \dfrac{C}{K} = 1{,}09z - 0{,}28r + 0{,}08e + 0{,}00013t - 0{,}21 \\ \dfrac{I}{K} = 0{,}23z + 0{,}26r - 0{,}00000t - 0{,}07 \\ \dfrac{X-M}{K} = -0{,}92z - 0{,}09e + 1{,}20\dfrac{Y^f}{K} - 0{,}00023t + 0{,}26 \end{cases} \quad (10)$$

Il faut souligner que :

- Tous les coefficients ont le signe attendu.
- Notre estimation suggère que c_w est (proche mais) supérieur à 1 ($c_w = 1{,}1$)[8] et que $c_p = 0{,}8$.
- Comme cela a déjà été noté, le coefficient associé au taux de change réel dans la fonction de consommation est significatif. Son signe positif est néanmoins

[7] Au final, nous obtenons $\chi^2(15) = 19{,}21$; la probabilité associée est de 20,4 %.

[8] Précisons que le coefficient c_w n'est pas significativement différent de 1 et que les autres résultats ne sont pas sensiblement modifiés lorsque ce coefficient est contraint à 1, voire à 0,9. Plus fondamentalement, il est possible que ce coefficient élevé découle d'un phénomène de type effet cliquet ou revenu permanent : confrontés à la baisse rapide et importante de la part des salaires durant les années 1980, les ménages salariés ont pu choisir d'accroître la valeur de c_w avant de la ramener à son niveau de long terme lorsqu'ils ont pris conscience de la permanence de la baisse de leur pouvoir d'achat. Sous cette hypothèse, notre échantillon combine des valeurs de c_w faibles lorsque la part des salaires est faible (années 1990) et des valeurs de c_w élevées lorsque la part des salaires est encore forte, quoiqu'en baisse (années 1980). L'estimation serait alors biaisée et attribuerait à c_w une valeur supérieure à sa valeur de long terme.

satisfaisant : lorsque *e* s'apprécie, les biens d'importation sont moins onéreux, ce qui favorise la consommation.

- Concernant l'équation d'échange international, le fait que le coefficient associé au taux de profit ne soit pas significatif peut signifier que les deux effets opposés de *r* sur (*X*–*M*)/*K* (présentés dans la section théorique) se compensent mutuellement. Par ailleurs, nos résultats illustrent le fort impact négatif de la globalisation sur le multiplicateur keynésien : une hausse de 1 point de *Y*/*K* entraîne ainsi une baisse (*X*–*M*)/*K* d'environ 0,9 point *via* son effet sur les importations. De façon symétrique, l'influence de la demande étrangère sur les exportations est également très élevée (supérieure à 1).

Les résultats économétriques permettent de déterminer si l'économie est *wage-led* ou *profit-led*. Puisque $\partial \hat{Y} / \partial \pi$ dépend de π, la nature du régime peut changer lorsque π varie. Mais ce n'est pas le cas dans notre échantillon : quelle que soit la valeur de π entre 1982 et 2006, l'économie française est demeurée *profit-led*. Cette conclusion doit néanmoins être immédiatement nuancée étant donnée la faiblesse des mécanismes en jeu. Ainsi, sur la période 1990-2006 (durant laquelle la répartition est restée assez stable), nous obtenons $\partial \hat{Y} / \partial \pi = 0{,}08$: une hausse de 1 point de la part des profits (de 34 % à 35 % par exemple) se traduit par une hausse de la croissance inférieure à 0,1 point. Entre 1982 et 1990, alors que la part des profits augmentait de 8 points, l'impact sur la croissance peut être estimé à un peu moins d'un point.

La principale conclusion est finalement que la répartition des revenus aurait actuellement un effet très limité sur la croissance économique française. Nos résultats suggèrent également que la baisse importante de la part salariale entre 1982 et 1990 aurait contribué à un supplément de croissance compris entre 0,5 et 1 point, expliquant ainsi en partie la reprise soutenue observée entre 1987 et 1990.

CONCLUSION

Dans cet article, nous avons proposé un modèle keynésien simplifié en vue de déterminer si l'économie française était *wage-led* ou *profit-led*. Nous avons estimé, sur données françaises entre 1982 et 2006, les trois équations de comportement du modèle par la méthode VECM puis nous avons utilisé les résultats de ces estimations pour établir un diagnostic de l'économie française. Notre principale conclusion est que l'économie française aurait été faiblement *profit-led* au cours de cette période : la croissance n'augmente que de 0,1 point suite à une hausse de la part des profits de 1 point. Ce résultat peut néanmoins accréditer l'idée que la forte croissance économique entre 1987 et 1990 a été favorisée par l'augmentation de la part des profits.

Nos résultats peuvent néanmoins paraître contre-intuitifs car la combinaison d'une part des profits élevés et d'un taux d'accumulation faible pendant les années 1990 correspondrait à une économie *wage-led*. Bien sûr, il a souvent été dit que l'ouverture économique d'une nation renforce la possibilité qu'elle bascule dans un régime *profit-led* (Bowles et Boyer [1995]). Mais selon nos estimations, la répartition du revenu n'a pas eu d'impact *direct* sur la balance commerciale. L'impact *indirect*, qui transite par les importations *via* l'effet multiplicateur, est en revanche beaucoup plus important.

Une autre conclusion importante du modèle est que l'effet accélérateur joue un rôle central pour déterminer la nature du régime économique. Or, cet effet accélérateur semble très faible en France. Ce pourrait être la principale explication au fait que la croissance y soit *profit-led*.

Au final, ces deux éléments –faible effet multiplicateur (en raison de la forte sensibilité des importations aux variations du revenu) et faible effet accélérateur– semblent assez bien expliquer pourquoi une politique de soutien de la consommation (passant par une politique favorable aux salaires) n'aurait pas un effet positif important sur la croissance économique française de nos jours. Symétriquement, l'impact attendu d'une politique d'austérité salariale devrait rester très modéré.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ALLAIN O. [2009], « La modération salariale : le point de vue (néo-)kaleckien », *Revue Economique*, à paraître.

BHADURI A. et MARGLIN S. [1990], « Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies », *Cambridge Journal of Economics*, 14, p. 375-393.

BLANCHARD O.-J. ET GIAVAZZI F. [2003], « Macroeconomic Effects of regulation and deregulation in Goods and Labor Markets », *Quarterly Journal of Economics*, 118 (3), p. 879-907.

BLECKER R.A. [1998], « International competitiveness, relative wages, and the balance-of-payments constraint », *Journal of Post Keynesian Economics*, 20 (4), p. 495-526.

BOWLES S. et BOYER R. [1995], « Wages, Aggregate Demand, and Employment in an Open Economy: an Empirical Investigation », *in* G.A. Epstein et M.G. Gintis (éditeurs), *Macroeconomic Policy after the Conservative Era*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 143-71.

BRUNO M. et SACHS J. [1985], *The Economics of Worldwilde Stagflation*, Oxford, Basil Blackwell.

DUTT A.K. [1984], « Stagnation, Income Distribution and Monopoly Power », *Cambridge Journal of Economics*, 8, p. 25-40.

EDERER S. et STOCKHAMMER E. [2007] « Wages and Aggregate Demand in France: An Empirical Investigation for France », *in* E. Hein et A. Truger (éditeurs), *Money, Distribution and Economic Policy: Alternatives to Orthodox Macroeconomics*, Cheltenham, Edward Elgar, p. 119-38.

HEIN E. et VOGEL L. [2008], « Distribution and Growth Reconsidered: Empirical Results for six OECD countries », *Cambridge Journal of Economics*, 32(3), p. 479-511.

JOHANSEN S. [1988], « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, p. 231-54.

JOHANSEN S. [1991], « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*, 59, p. 1551-80.

LAVOIE M. [1992], *Foundations of Post-Keynesian Economic Analysis*, Aldershot, Edward Elgar.

NAASTEPAD C.W.M. et STORM S. [2006], « OECD Demand Regimes (1960-2000) », *Journal of Post Keynesian Economics*, 29 (2), p. 211-46.

ROWTHORN R. [1981], « Demand, Real Wages and Growth », *Thames Papers in Political Economy*, Autumn, p. 1-39 ; reproduit dans M.C. Sawyer (éditeur) [1988], *Post-Keynesian Economics*, Aldershot, Edward Elgar.

TAYLOR L. [2004], *Reconstructing Macroeconomics: Structuralist Proposals and Critiques of the Mainstream*, Harvard University Press.