

**REGULATION ET CROISSANCE: UN MODELE MONETAIRE-
FINANCIER POUR UNE ECONOMIE OUVERTE**

JEAN-GUY LORANGER ET GÉRARD BOISMENU

Département de science économique
Département de science politique
Centre de recherche sur les politiques et le développement social (CPDS)
Université de Montréal

CAHIERS DU CPDS

No 03-04

Avril 2003

Résumé

Dans une publication récente, B. Billaudot (2001) développe un modèle concurrentiel et un modèle fordiste de croissance équilibrée à partir d'une dizaine de régulations partielles qui caractérisent les économies capitalistes avancées. Notre but poursuivi dans cet article est de faire une analyse de co-intégration multiple sur un nombre choisi de séries chronologiques trimestrielles dans le but de dégager certaines tendances à long terme des économies capitalistes avancées. Le choix des variables est fait à partir d'un modèle de régulation de Billaudot et aussi d'un modèle déjà estimé en 1995 (Boismenu-Loranger-Gravel, 1995). Nous estimerons les relations de co-intégration avec le logiciel CATS-RATS. Nous procéderons d'abord avec le modèle simple de croissance équilibrée de productivité-demande de Billaudot. Nous estimerons ensuite son modèle d'équilibre de moyen terme salaire-prix. Ces deux sous-modèles seront ensuite réunis dans un modèle plus complet de quatre équations. L'intérêt principal recherché à chacune de ces étapes est de vérifier s'il existe un nombre exact de relations de co-intégration significatives qui correspondent aux équations du modèle et aussi d'identifier les autres variables non stationnaires qui constituent les forces de déplacement de l'équilibre dans le temps.

L'approche régulationniste de Billaudot est essentiellement une approche de croissance équilibrée d'inspiration keynésienne pour une économie fermée et où la monnaie endogène n'apparaît pas explicitement dans le modèle. Nous allons remédier à cette lacune en formulant une économie monétaire ouverte. De plus, l'approche de Billaudot repose sur certaines hypothèses contraignantes à moyen terme telles que la constance d'un taux de chômage structurel, du rapport capital-travail, la constance de certains ratios financiers telles que la norme de rentabilité,

le taux de profit et le taux d'intérêt. En admettant la variabilité à moyen terme de ces ratios, nous pouvons développer un modèle alternatif beaucoup plus près d'une inspiration marxienne que keynésienne ou néo-keynésienne.

En posant que l'offre de monnaie est endogène par rapport à la demande, les régulationnistes doivent quand même s'interroger sur l'autonomie du taux d'intérêt décidé par la banque centrale. Si la banque est totalement libre de fixer le taux d'intérêt sans aucune contrainte, alors la politique monétaire serait complètement autonome et, en conséquence, ce serait un leurre d'affirmer que l'offre de monnaie est endogène. Mais c'est bien parce que la banque centrale n'est pas totalement libre de décider du niveau du taux d'intérêt qu'il est alors logique de rechercher les déterminants de sa politique monétaire. Ces déterminants se trouvent du côté de l'équilibre de la balance des paiements, notamment le taux de change, le taux d'intérêt étranger, les prix, et le solde du compte courant. En conséquence, l'ajout de deux régulations partielles supplémentaires-la demande de monnaie et la contrainte d'équilibre de la balance des paiements- va nous permettre non seulement d'avoir un modèle pour une économie ouverte mais aussi un modèle monétaire-financier qui spécifiera une régulation partielle trop souvent négligée, celle du taux d'intérêt.

Au total, notre modèle de régulation se distingue des autres modèles régulationnistes parce qu'il n'est pas confiné au cycle réel des affaires (ou Real Business Cycle) et parce qu'il n'est pas uniquement keynésiano-fordiste car, moyennant le relâchement de certaines hypothèses sur la baisse tendancielle du taux de profit, le taux de chômage structurel et la norme de rentabilité à moyen terme, le modèle devient un modèle marxiste de croissance équilibrée, un thème déjà examiné par Duménil-Lévy (1996).

Communication présentée au Forum de la régulation, Paris, 11-12 octobre 2001.

REGULATION ET CROISSANCE: UN MODELE MONETAIRE-FINANCIER POUR UNE ECONOMIE OUVERTE

JEAN-GUY LORANGER

DÉPARTEMENT DE SCIENCE ÉCONOMIQUE

UNIVERSITE DE MONTREAL

GÉRARD BOISMENU

DEPARTEMENT DE SCIENCE POLITIQUE

UNIVERSITE DE MONTREAL

Introduction¹

La théorie de la régulation est une approche qui permet d'analyser la reproduction d'ensemble du système capitaliste (ou sa crise de reproduction), compte tenu de l'évolution de la structure économique, sociale, politique, culturelle et religieuse sur une longue période. C'est l'étude des formes institutionnelles qui concourent à la reproduction ou au changement des régulations partielles caractérisant un régime particulier d'accumulation, lequel peut être de type concurrentiel ou autre. C'est une approche multidisciplinaire qui peut intéresser toutes les disciplines des sciences sociales et non simplement les sciences économiques. Du point de vue économique, nous limiterons nos ambitions ici à développer un modèle ou un système d'équations qui spécifie un ensemble de régulations partielles (productivité, capital, travail, profit, prix, salaire, production, consommation, investissement). Cette approche se présente comme une alternative à l'approche

¹ Nous remercions nos collègues B. Billaudot (IREPD, Grenoble), R. Boyer, P. Petit, M. Juillard, P.Y. Hénin (CEPREMAP, Paris), W.Semmler (New School, NY) ainsi que tous les participants au Séminaire de L'URA 922 du CEPREMAP pour leurs précieux commentaires sur une version préliminaire. Bien qu'un bon

néo-classique de l'équilibre général, de la croissance et du cycle réel des affaires (Real Business Cycle) pour expliquer les fluctuations macroéconomiques.² Le cadre analytique a d'abord été développé en France au milieu des années 70 pour essayer d'expliquer les premières manifestations d'une crise structurelle du mode d'accumulation qui prévalait depuis la fin de la Deuxième Guerre mondiale et qui a été qualifié de régime fordiste d'accumulation.³ C'est donc en s'inspirant de cette école que nous avons déjà publié un premier article (Boismenu-Loranger-Gravel 1995) qui était une première estimation d'un modèle économétrique de la régulation fordiste au Canada.⁴ La nouvelle modélisation qui est présentée dans cet article est fondée principalement sur celle de B. Billaudot (2001).⁵ Soulignons

nombre de leurs suggestions ait été pris en compte, nous demeurons les seuls responsables de toute erreur ou interprétation erronée qui pourrait exister.

² La littérature du courant dominant sur le RBC fourmille d'articles depuis les 15 dernières années. Pour ne mentionner que quelques titres, citons Engle-Granger (1987), King-Plosser-Rebelo (1988), King-Plosser-Stock-Watson (1991), Mellander-Vredin-Warne (1992), Nason-Cogley (1994), Gregory-Hansen (1996), Soderlin-Vredin (1996).

³ Les premiers concepteurs de la théorie de la régulation sont M. Aglietta (1976), B. Billaudot (1976), R. Boyer (1979), A. Lipietz (1979). La caractérisation de fordiste rappelle la politique salariale pratiquée par Henry Ford et est un épithète utilisé pour la première fois par A. Gramsci pour décrire le régime d'accumulation aux Etats-Unis. Le régime fordiste d'accumulation est principalement fondé sur le partage des gains de productivité entre travail et capital et régit dans un cadre institutionnel approprié. Pour une analyse rétrospective de la théorie de la régulation, voir R. Boyer et Y. Saillard (1995). Ce dernier ouvrage contient plus d'une cinquantaine de contributions de différents auteurs et couvre tous les domaines qui ont été abordés par cette approche depuis ses origines en rupture avec une certaine orthodoxie marxiste jusqu'au plus récents développements des approches non linéaires dynamiques.

⁴ Pour une revue des différentes tentatives de modélisation, on peut se référer à la section III de Boyer-Saillard (1995), notamment les contributions de Billaudot (1995), Juillard (1995), Amable (1995), Petit (1995), Lordon (1995). On consultera également Nell-Semmler (1991), Lordon (1991).

⁵ *Régulation et croissance. Une macroéconomie historique et institutionnelle*, Paris, L'Harmattan, 2001. Nous remercions tout spécialement B. Billaudot qui a accueilli l'un de nous à l'IREFD durant son congé sabbatique et avec lequel celui-ci a pu discuter de la formulation économétrique de la régulation. Bien que notre collègue de Grenoble ait formulé certaines réserves au sujet de l'application économétrique proposée, le modèle VAR ou MCE est celui qui

enfin que Duménil-Lévy (1996) ont déjà développé une approche empirique non modélisée d'un système dynamique d'équilibre général fondé sur une approche marxiste.

Cet article se divise en cinq sections. La première section contient une nouvelle présentation du modèle fordiste de B. Billaudot. La deuxième présente un modèle alternatif de croissance équilibrée d'inspiration marxienne plutôt que keynésienne. Ce modèle, tout en s'inspirant du modèle précédent, se rapproche assez du modèle canadien avancé par Loranger-Boismenu (1998). Les trois dernières sections font état des résultats obtenus pour les différents modèles.

1.0 Nouveau modèle structurel d'un régime d'accumulation

1.1 Modèle fordiste de B. Billaudot

Dans la 4^e partie de son livre, B. Billaudot (2001) développe la théorie macroéconomique du fordisme, de sa crise et de son issue. Le chapitre VIII sur **L'économie en régime: la régulation et la croissance**, contient le modèle de court terme et le modèle de long terme que Billaudot préfère appeler le modèle de moyen terme, réservant la période de long terme pour caractériser le changement de régime de croissance. Le modèle fordiste de court terme est caractérisé par sept équations de comportement, une relation d'équilibre et trois relations de définition. Les variables endogènes décrites par les équations de comportement sont: la productivité, l'emploi, le salaire, les prix, la consommation, l'investissement et le taux de sortie du stock de capital. La variable relative à la relation d'équilibre est la production égale à la demande intérieure, c'est-à-dire la consommation et

nous semble le plus près possible de son approche dynamique au régime

l'investissement, les dépenses gouvernementales étant incluses dans la consommation autonome.⁶ Les variables relatives aux relations de définition sont la norme de rentabilité, le taux de profit et le stock brut de capital. Lorsque les équations du modèle concurrentiel diffèrent du modèle fordiste, nous ajoutons un *nota bene* pour spécifier l'équation correspondante du modèle concurrentiel.

d'accumulation.

⁶ Billaudot néglige sciemment la demande extérieure parce qu'il faudrait développer un modèle valable pour une économie ouverte. Étant donné l'importance du secteur extérieur canadien, nous introduirons explicitement les variables exportation et importation tout en reconnaissant l'insuffisance de ces deux variables pour caractériser une économie ouverte.

Tableau 1**Modèle fordiste de court et de moyen terme****a) Equations de comportement****1) *Productivité***

A court terme, $PR = Y/E = f_1(Y, K/E, H)$,

A moyen terme, $PR^* = Y^*/E^* = (Y/TU)/Ee^{\delta t} = (Y/E)/(TU) e^{\delta t} = f_1^*(Y, K/E, H, TU, t)$

Y^* = production potentielle

E^* = demande d'emploi normée ou potentielle

H = durée moyenne de la période de travail

$TU = Y/Y^*$ = taux d'utilisation de la capacité

t = temps

2) *Emploi*

$$E = (E^*)^\beta ((Y/E)/PR^*)^{(1-\beta)} = (E e^{\delta t})^\beta (TU_{-1} e^{\delta(t-1)})^{(1-\beta)} = f_2(TU, t)$$

3) *Salaires*

$$w = u(p_{-1})^{\gamma_1} (PR^*)^{\gamma_2} = u(p_{-1})^{\gamma_1} (PR/TU e^{\delta t})^{\gamma_2} = f_3(p, Y/E, TU, u, t)$$

u = taux de chômage.

N.B. Modèle concurrentiel: $w = (H(1-u))^\gamma$

4) *prix*

$$p = p(M)^\alpha p(C)^{(1-\alpha)}$$

$$p(C) = \text{prix des secteurs concurrentiels} = (Y/Y^*)^\lambda = (TU)^\lambda$$

$$p(M) = \text{prix des secteurs monopolistes} = (w/PR)^\theta \{ \rho (p/(Y/K))_{-1} \}^{(1-\theta)}$$

$$p = f_4(w, \rho, Y/E, Y/K, TU)$$

$$\text{N.B. Modèle concurrentiel: } p = (Y/Y^*)^\lambda = (TU)^\lambda$$

5) *Consommation*

$$C = B(E(w/p))^\eta = f_5(E, w, p), \quad B = \text{consommation autonome}$$

6) *Investissement*

$$I = A(TS)^\theta (\Pi_i C_{-i}^{\mu_i}) p_{-1}^\nu, \quad i = 1, \dots, n, \quad A = \text{investissement autonome}, \quad \nu < 0$$

$$I = f_6(C, \rho, TS)$$

$$\text{N.B. Modèle concurrentiel: } I = A(TS)^\theta (\Pi_i r K_{-i}^{\mu_i}) (TU)^\nu, \quad \nu > 0$$

7) *Taux de sortie*

$$TS = S/K = f_7(Y/Y^*) = f_7(Y/(Y/TU)) = f_7(TU)$$

b) Equation d'équilibre**8) *Production***

$$Y = C^{a_1} I^{a_2} G^{a_3} X^{a_4} M^{a_5}, \quad \sum a_i = 1$$

G = dépenses du gouvernement

X = exportations

IM = importations

c) **Relations de définition**

9) **Norme de rentabilité**

$$\rho = (i(1+q)/r_{-1}) = f_9(i, q, r)$$

i = taux d'intérêt à court terme

q = coefficient de risque (mesuré par la volatilité de l'indice boursier)

10) **Taux de profit**

$$r = (Y/E - w/p)/(K/E) = f_{10}(Y/E, w/p, K/E)$$

11) **Stock brut de capital**

$$K = K_{-1}^{(1-\delta)} I = f_{11}(I, TS), \quad TS = S/K = K^x/K$$

Tableau 2

Modèle fordiste d'équilibre de moyen terme

$Y/E = g_1(Y; K/E)$	$K/E = \text{constante}$
$E = g_2(TU) = Y/(Y/E)$	$TU = \text{constante}$
$w = g_3(Y/E, p; u)$	$u = \text{constante}$
$p = g_4(Y/E, w; \rho)$	$\rho = \text{constante}$
$C = g_5(E, w, p)$	
$I = g_6(C; \rho)$	$TS = \text{constante}$
$Y = g_7(C, I, G, X, IM)$	

On notera que si le taux d'utilisation de la capacité est une variable importante dans le court terme son importance disparaît à moyen ou long terme. Le modèle fordiste formulé ici est assez éloigné des préoccupations post-keynésiennes qui accordent une importance majeure au taux d'utilisation de la capacité dans un modèle d'équilibre de long terme.⁷

1.2 Modèle co-intégré productivité-demande

Après substitution de C et I dans Y, on a :

$$Y = g_7(E, w, p; \rho, G, X, IM).$$

Puisque E est par définition $Y/(Y/E)$, on a :

$$Y = g_7(Y/E, w, \rho; \rho, G, X, IM)$$

Après substitution de w dans ρ et de celle-ci dans Y, Billaudot déduit un modèle d'équilibre stable à deux équations entre productivité et demande:

Tableau 2a	
Modèle fordiste productivité-demande	
$Y/E = g_1(Y; K/E),$	$\partial g_1/\partial Y > 0$
+ +	
$Y = g_7(Y/E; \rho, G, X, IM),$	$\partial g_7/\partial(Y/E) > 0$
+ (-?) + + -	
N.B. Les signes sous chaque équation sont ceux prédits par la théorie	

La pente positive de la fonction de productivité se fonde sur l'hypothèse d'endogénéité de A. Young (1928) et de N. Kaldor (1966) au sujet du progrès technique, hypothèse que les régulationnistes ont appelée Loi de Kaldor-Verdoorn. La pente positive de la fonction de demande ne se justifie qu'en régime fordiste, car elle est négative en régime concurrentiel. Cette justification est fondée sur l'effet très positif du partage des gains de productivité sur les salaires et de leur indexation.⁸ Selon la simplification linéaire adoptée par Billaudot, les constantes sont positives bien que non spécifiées par les variables exogènes telles que ci-haut. Etant donné que K/E et ρ sont constantes, les seules autres variables qui peuvent agir comme forces de déplacement sont les variables exogènes G, X, IM. Cet équilibre suppose qu'il y ait au moins deux relations de co-intégration associées aux deux relations d'équilibre et trois tendances stochastiques communes dans le système formé par Y, Y/E, G, X, IM.

⁷ Voir en particulier Lavoie -Seccareccia (2001) et Shaikh(2001).

⁸ Pour mieux comprendre ce point, on doit se référer au tableau 1 et constater qu'en régime concurrentiel les prix comme les salaires ne sont pas fonction de la productivité mais seulement du taux d'utilisation de la capacité, du taux de chômage et de la durée moyenne de la période de travail.

Les deux premières variables (la demande et la productivité) sont endogènes et supposées être en équilibre dynamique, c'est-à-dire leur taux de croissance est stable et les deux évoluent dans un rapport de constante proportionnalité s'il n'y a aucun choc externe pour perturber leur équilibre. Les deux variables sont donc dans un double rapport de co-intégration du type $Y = A(Y/E)^a$ et $Y/E = BY^b$. Les constantes A et B sont les forces exogènes qui peuvent perturber l'équilibre du système. Par exemple, A pourrait être certaines variables supposées constantes telles que TS, u, ρ , G, X, IM et B pourrait être les variables K/E, TU, H (voir le tableau 1 pour les définitions des variables). Ces forces exogènes sont supposées évoluer à taux constant à moyen terme et être décrites par $A = e^{\alpha t}$ et $B = e^{\beta t}$. C'est ainsi que Billaudot pose son modèle productivité-demande comme un système linéaire non homogène entre deux variables mesurées en taux de croissance. Tout en admettant la constance à moyen terme des variables TU, TS, K/E, H, u et ρ , nous supposons la variabilité à moyen terme des trois composantes de la demande globale (G, X, IM) ignorées par Billaudot. Ces variables non stationnaires sont supposées agir comme des tendances stochastiques communes qui déplacent les deux relations de co-intégration identifiées au modèle productivité-demande. On aura remarqué que les impulsions qui forcent l'équilibre à se déplacer sont des chocs uniquement du côté de la demande. En cela, le modèle est typiquement keynésien, étant donné l'endogénéisation de la productivité.

Billaudot souligne aussi que la politique monétaire via le taux d'intérêt sur I et sur p peut constituer une force de changement. Mais ce serait supposer que ρ est variable à moyen terme. Il faudrait analyser si ρ est co-intégré ou non avec les autres variables du système. S'il n'est pas co-intégré, cette variable constituerait une autre tendance stochastique commune. La politique monétaire comme la politique budgétaire serait une force de changement uniquement située du côté de la demande. On peut mieux mesurer ici jusqu'à quel point l'approche

régulationniste est éloignée de l'approche dominante du cycle réel des affaires (CRA ou RBC, Real Business Cycle).

En effet, le RBC suppose que la force principale de changement se situe du côté de l'offre, c'est-à-dire le progrès technique exogène qui se reflète par un changement de la productivité globale. Le mouvement de la productivité est perçu comme marche aléatoire qui s'impose comme une tendance stochastique commune au système de production et des préférences des agents. Une façon de réconcilier partiellement les deux approches serait de supposer que le rapport technique K/E est variable à moyen terme parce que les nouveaux investissements incorporent les nouvelles technologies et ont pour effet de changer le rapport K/E et d'être à la source de l'augmentation de la plus value relative, un concept marxiste qui pourrait plaire aux nouveaux classiques! On peut analyser cette question en examinant d'abord si K et E sont co-intégrés ou non. Si ces deux variables ne sont pas co-intégrées, il y aura alors un espoir pour introduire des chocs du côté de l'offre, car la variable K/E serait une autre tendance stochastique commune ajoutée au système $Y, Y/E, K/E, G, X, IM$.

1.3 Modèle co-intégré salaire-prix

Billaudot s'intéresse également à l'évolution du couple salaire-prix en fonction de la productivité.

Pour cela, il résout les équations (supposées linéaires en taux de croissance)

Tableau 2b	
Modèle fordiste salaire-prix	
$w = g_3(Y/E, p; u),$	$u = \text{constante}$
+ + +	
$p = g_4(Y/E, w; \rho),$	$\rho = \text{constante}$
- + +	

On obtient que le salaire réel (w/p) croît au même taux que la productivité tandis que l'inflation (ou la croissance des prix), même si elle est une fonction négative de la croissance de la productivité, demeure une fonction positive pourvu que l'impulsion autonome des salaires nominaux soit supérieure à l'effet négatif de la productivité. Ceci implique notamment que le fonctionnement institutionnel du régime permet un taux de chômage plus élevé puisque la variable exogène incluse dans la constante est u (le taux de chômage). Mais pourquoi ne regarder que du côté des salaires? Puisque les prix sont aussi influencés par une norme de rentabilité ρ définie par le rapport taux d'intérêt nominal ajusté en fonction du risque sur le taux de profit moyen, si la rémunération du capital financier est en permanence plus élevée que le taux de profit moyen, c'est-à-dire $i(1+q) > r$, l'impulsion autonome ne provient pas uniquement du côté du travail mais tout autant sinon davantage du côté du capital.⁹ Cette dernière conséquence est d'autant plus intéressante qu'elle fait reposer l'inflation permanente sur la force des rentiers qui exigent un taux de rémunération sur le capital financier plus élevé en permanence que le taux de profit moyen des secteurs productifs. C'est la conclusion à laquelle nous étions déjà arrivés en étudiant le circuit du capital (Loranger 1989, 1991).

En admettant qu'il y ait co-intégration dans le sous-système Y/E , w et p , on pourrait vérifier une première relation d'équilibre entre productivité et salaire réel. Mais il est probable qu'on trouve plus d'une relation de co-intégration dans un système plus large qui inclue les deux variables exogènes u et ρ . Dans un tel cas, u et ρ seraient deux tendances stochastiques communes qui pourraient déplacer l'équilibre entre Y/E , w et p .

⁹ L'hégémonie de la finance ou financiarisation est le thème central développé par la plupart des auteurs dans le livre récent édité par Duménil-Lévy (1999)

1.4 Modèle fordiste complet de co-intégration

On peut analyser la cohérence du système plus complet formé par Y/E , Y , w , p ; G , X , IM .

Tableau 2c	
Modèle fordiste complet	
$Y/E = g_1(Y; K/E),$	$K/E = \text{constante}$
+ +	
$w = g_3(Y/E, p; u),$	$u = \text{constante}$
+ + +	
$p = g_4(Y/E, w; \rho),$	$\rho = \text{constante}$
- + +	
$Y = g_7(Y/E, w, p; \rho, G, X, IM),$	$TS = \text{constante}$
+ + - - + + -	

Ce système suppose l'existence de 4 relations d'équilibre et un minimum de 3 tendances stochastiques communes identifiées par les 3 variables exogènes de la demande finale. Si on relâche l'hypothèse de constance des autres variables exogènes (K/E , u , ρ), on pourrait avoir jusqu'à 6 tendances stochastiques communes qui agissent comme forces de déplacement du système en équilibre.

2.0 Un modèle alternatif (marxien?) de croissance équilibrée

2.1 Modèle alternatif de co-intégration

On aura remarqué que la présence de la productivité dans la demande provient de la substitution de la définition de E dans C par $Y/Y/E$. Mais on se rappellera

d'autre part qu'à moyen terme, $E = f_2(TU)$ et le taux d'utilisation TU est supposé constant car l'écart entre productivité à court terme et productivité à moyen terme n'existe plus (voir l'équation f_2 du tableau 1). Le plein emploi structurel E^* compatible avec un certain niveau de chômage est atteint. L'impact de E sur la croissance de la consommation est nul à moins d'un changement structurel qui augmente le niveau de plein emploi. Ceci implique que Y et Y/E sont co-intégrés. La force et la faiblesse du modèle de croissance productivité-demande de Billaudot repose sur ce lien ténu entre la croissance de l'emploi E , la consommation C et la production Y . Cette hypothèse d'un plein emploi structurel est davantage compatible avec une perspective néoclassique-keynésienne que maxienne, laquelle suppose une armée de réserve illimitée de main-d'oeuvre, grâce notamment à l'apport de la force de travail en provenance des secteurs de l'économie informelle et de l'étranger. En conséquence, un modèle alternatif plus près d'une approche marxiste que keynésienne consisterait à admettre l'hypothèse de variabilité à moyen terme des variables E , K/E , ρ et r . La variabilité du taux de profit r est pour Marx une loi aussi fondamentale (la baisse tendancielle du taux de profit) que la loi de l'accumulation tendancielle fondée sur l'exploitation de la misère d'une force de travail corvéable à merci, grâce notamment à l'existence d'une force de travail illimitée. La variabilité de ρ est, comme on l'a déjà souligné, plus vraisemblable que jamais à l'heure de la mondialisation du capital financier, (Duménil-Lévy, 1999).

Tableau 3	
Modèle alternatif d'équilibre de moyen terme	
$Y/E = g_1(Y, K/E) = g_1(C, I, K/E; G, X, IM)$	+ + + + + + + -
$K/E = g_2(I, TS, E) = g_2(Y/E, C, I; TS, G, X, IM,)$	+ - - + - + - - - +
$w = g_3(Y/E, p; u)$	+ + +
$p = g_4(Y/E, w, \rho)$	- + +
$C = g_5(E, w, p) = g_5(Y/E, I, w, p; G, X, IM)$	+ + - - + + - + + -
$I = g_6(C, \rho)$	+ -
$r = (Y/E - w/p)/(K/E) = f_7(Y/E, w/p, K/E)$	+ - -
$\rho = (i(1+q)/r_{-1}) = f_8(r; i, q)$	- + +
N.B. Les signes sous les variables sont ceux anticipés par la théorie.	

Le système contient 8 variables endogènes (Y/E, K/E, w, p, C, I, r, ρ) et 7 variables exogènes

(G, X, IM, TS, u, i, q). Sur cet ensemble de 15 variables, on souhaite avoir 8 relations de co-intégration et entre 4 et 7 tendances stochastiques communes. En effet, si le modèle est exactement identifié, on doit avoir une relation de co-intégration pour chaque équation et avoir un minimum de tendances stochastiques communes associées à des variables exogènes, notamment les variables G, X, IM, u. Il est probable que sur l'ensemble des variables exogènes, il y en ait quelques-unes qui sont stationnaires. Cela pourrait être le cas de TS, i et q. On serait alors en présence d'un système de 12 variables non stationnaires. Qu'arrive-

il si certaines variables endogènes sont stationnaires, par exemple r et ρ ? On devrait s'attendre à ce que les relations de co-intégration pour ces variables soient plus faciles à identifier car on est certain qu'une relation de co-intégration existe pour chacune de ces variables.

2.2 Décomposition du modèle alternatif

Il serait trop ambitieux de tenter d'estimer d'un seul bloc le modèle alternatif. Aussi, nous procéderons comme dans le cas précédent : nous traiterons d'abord du secteur réel pour ensuite estimer le secteur monétaire-financier avant de tout combiner ensemble.

Tableau 3a	
Modèle alternatif réel	
$Y/E = g1(Y, K/E) = g1(C, I, K/E; G, X, IM)$	+ + ++ + + + -
$K/E = g2(I, TS, E) = g2(Y/E, C, I; TS, G, X, IM)$	+ - - + - + - - - +
$C = g5(E, w, p) = g5(Y/E, I, w, p; G, X, IM)$	+ + - - + + - + + -
$I = g6(C, \rho)$	+ -

Tableau 3b	
Modèle alternatif monétaire-financier	
$w = g_3(Y/E, p; u)$	+ + +
$p = g_4(Y/E, w, \rho)$	- + +
$r = (Y/E - w/p)/(K/E) = f_7(Y/E, w/p, K/E)$	+ - -
$\rho = (i(1+q)/r_{.1}) = f_8(r; i, q)$	- ++

Le modèle réel contient 11 variables. On cherchera à identifier au moins 4 relations de co-intégration et à supposer que les autres sont des tendances stochastiques communes ou des variables stationnaires exogènes. Le modèle monétaire-financier contient 9 variables. Ici aussi, on cherchera à identifier au moins 4 relations de co-intégration et à supposer que les 5 autres variables sont des tendances stochastiques communes ou des variables stationnaires exogènes.

2.3 Suggestions pour une économie ouverte

Jusqu'ici, nous avons postulé l'existence de la monnaie mais sans donner aucune indication au sujet de sa nature et de son rôle. Billaudot, comme tous les régulationnistes et les post-keynésiens, suppose que l'offre de monnaie est endogène à la demande, laquelle est endogène par rapport aux prix, à la production et au taux d'intérêt. Par conséquent, on peut ajouter une équation supplémentaire au modèle déjà existant du tableau 1:

12) Demande de monnaie

$$M = f_{12}(p, Y, i)$$

Le traitement habituel dans les modèles de l'approche dominante du RBC est de mesurer les variables de niveau en log pour M, p, Y et de conserver le taux d'intérêt nominal sans le transformer en log. La logique derrière cette formulation est de supposer que le taux d'intérêt nominal est une bonne approximation du log de la vitesse de circulation qui est supposée constante à moyen terme. On retrouve ici la théorie quantitative de la monnaie dont l'offre est exogène et égale à la demande. En posant que l'offre de monnaie est endogène par rapport à la demande, les régulationnistes doivent quand même s'interroger sur l'autonomie du taux d'intérêt décidé par la banque centrale. Si la banque est totalement libre de fixer le taux d'intérêt sans aucune contrainte, alors la politique monétaire serait complètement autonome et, en conséquence, ce serait un leurre que d'affirmer que l'offre de monnaie est endogène. Mais c'est bien parce que la banque centrale n'est pas totalement libre de décider du niveau du taux d'intérêt qu'il est alors logique de rechercher les déterminants de sa politique monétaire. Ces déterminants se trouvent du côté de l'équilibre de la balance des paiements, notamment le taux de change, le taux d'intérêt étranger, les prix étrangers et le solde du compte courant. Il devient donc nécessaire d'ajouter une autre équation au tableau 1 :

Tableau 1a

13) *Équilibre de la balance des paiements*

$$\text{CFA/COU} = 1$$

CFA = solde du compte capital

COU = solde du compte courant

$$\text{CFA/COU} = \{F(i/i^*)^b e^c (p^*/p)^d\} / (\text{IM/X}) = 1$$

i^* = taux d'intérêt étranger

p^* = prix étranger

e = taux de change nominal

En solutionnant par rapport à i , on a :

$$i = F'(i^*)(\text{IM/X})^{b'} e^{c'} (p^*/p)^{d'}, \quad b' = 1/b, \quad c' = -c/b, \quad d' = -d/b$$

$$i = f_{13}(p, Y; i^*, X, e, p^*)$$

Le taux d'intérêt est maintenant endogène et dépend notamment de p et de Y via IM . La politique monétaire n'est plus exogène car la banque centrale augmente le taux d'intérêt domestique lorsque l'inflation augmente, le taux d'intérêt à l'étranger augmente, le solde déficitaire courant augmente et elle diminue le taux d'intérêt lorsque la monnaie se déprécie et lorsque l'inflation à l'étranger augmente. Evidemment, dans une économie dominante comme celle des USA, on peut toujours argumenter que la politique monétaire de la FED est relativement indépendante de toutes ces variables étrangères et que c'est elle qui donne le "la" au reste du monde. Bien sûr, la spéculation sur les taux de change et les mouvements de capitaux à court terme ont plus d'influence que les mouvements de l'économie réelle reflétés par la variation du solde courant. Mais à moyen terme, même la FED doit tenir compte du solde déficitaire croissant du compte courant et maintenir une politique de taux d'intérêt plus élevé à moins de laisser tomber la valeur du dollar.

Tableau 4	
Modèle monétaire-financier d'une économie ouverte	
$Y/E = g_1(Y, K/E) = g_1(C, I, K/E; G, X, IM)$	+ + + + + + + -
$K/E = g_2(I, TS, E) = g_2(Y/E, C, I; TS, G, X, IM)$	+ - - + - + - - - +
$C = g_3(E, w, p) = g_3(Y/E, I, w, p; G, X, IM)$	+ + - - + + - - - -
$I = g_4(C, \rho; TS)$	+ - -
$w = g_5(Y/E, p; u)$	+ + +
$p = g_6(Y/E, w, \rho)$	- + +
$r = f_1(Y/E, w/p, K/E)$	+ - -
$\rho = (i(1+q)/r_{-1}) = f_2(r, i; q)$	- + +
$M = f_3(p, Y, i) = f_3(p, i, C, I; G, X, IM)$	+ + - + - + + + + -
$i = f_4(p, Y; i^*, X, e, p^*) = f_4(p, C, I; G, X, i^*, e, p^*)$	+ + + - - - + + + + - + - -

Dans ce tableau, nous avons substitué IM par Y et celui-ci par ses composantes. Ce modèle à 10 équations et 7 variables exogènes devrait compter 10 relations de co-intégration et 7 tendances stochastiques communes si toutes les variables exogènes sont non stationnaires. Il est probable que les variables TS, q, u soient stationnaires. Si tel est le cas, les forces qui déplacent ce système en équilibre

sont la politique fiscale G , le commerce extérieur X , le taux d'intérêt à l'étranger i^* , le taux de change e et les prix à l'étranger p^* .

3.0 Résultats préliminaires de l'estimation

3.1 Test de racines unitaires

Avant de commencer les tests pour le modèle de long terme, il est important de connaître les tests de racines unitaires pour toutes les variables du modèle, y compris pour les variables de court terme qui n'entrent pas dans les relations de co-intégration. Nous présentons en appendice deux types de tests: le test de Dickey-Fuller augmenté (DFA) et le test de Phillips-Perron (PP) pour un processus AR avec une constante et 8 périodes retardées.¹⁰ L'hypothèse H_0 d'une racine unitaire ne pourra être rejetée au seuil de 5% que si valeur calculée $T(\rho-1)$ est inférieure à -13,8. Un seuil critique moins exigeant tel que 10% nécessiterait quand même une valeur calculée inférieure à -11.

Les résultats du tableau A1 démontrent que le test DFA est beaucoup moins sensible pour rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire que le test PP. Etant donné notre très grand nombre de variables, nos préférences seront pour le test PP qui indique qu'au moins 6 variables sont stationnaires: la productivité du capital Y/K , la durée moyenne de la période de travail H , le taux d'utilisation de la capacité TU , le taux de sortie du stock brut de capital TS , le degré de risque q , le taux de profit r .

A l'exception du taux de profit, toutes ces variables stationnaires sont exogènes dans notre modèle. Elles ne seront donc pas candidates pour agir comme tendances stochastiques communes.

3.2 Tests globaux de racine unitaire et de co-intégration

Puisque le logiciel CATS nous donne aussi la possibilité de faire quelques tests d'exclusion, de stationnarité et d'exogénéité faible pour l'ensemble de nos variables, le test est fonction du nombre de relations de co-intégration sur un ensemble de 23 variables. Afin d'éviter une trop forte collinéarité, nous avons dû éliminer quelques variables telles que Y, K/E, Y/K.

Les résultats de la première partie du tableau A2 concernant les variables à exclure des relations de co-intégration sont intéressantes car ils laissent présager certaines difficultés avec le modèle de Billaudot avec 2 variables endogènes Y et Y/E: la productivité n'entrerait pas dans les relations de co-intégration! Il faudrait spécifier un modèle avec au moins 3 équations correspondant à 3 relations de co-intégration. Par exemple, on pourrait avoir le modèle productivité-demande de Billaudot couplé à la demande de monnaie. Comme le font remarquer Hansen-Juselius (1995, p.64) ce type de test peut être très sensible à la présence d'une forte multicollinéarité, ce qui est le cas ici avec 23 variables. Les résultats démontrent également qu'avec un modèle plus complet, aucune variable n'est à exclure.

Les résultats de la deuxième section du tableau A2 sont pour le moins surprenant : pour $r \leq 15$, aucune des variables repérées par le test de PP n'est stationnaire. Est-ce une confirmation de la supériorité du test DFA qui n'avait noté qu'une seule variable stationnaire, TU le taux d'utilisation de la capacité? Même avec r compris entre 15 et 17, TU n'apparaît pas comme variable stationnaire, ce qui est en complète contradiction avec les tests individuels de PP ou de DFA .

¹⁰ Nous avons aussi expérimenté avec un nombre de 4 retards, mais les résultats sont très peu différents.

Les résultats de la dernière section du tableau A2 sont intéressants car, avec un nombre de relations de co-intégration faible (ex. $r = 4$), on a des variables exogènes telles que TU, H, q qui ont déjà été repérées par le test PP comme stationnaires et pourraient être exclues des relations de long terme. Ce cas pourrait correspondre au modèle fordiste de Billaudot (section 3.4). Il faut maintenant procéder à l'analyse de co-intégration d'une façon moins globale, c'est-à-dire à partir de modèles simples à deux équations et procéder à l'estimation d'un modèle plus complet tel que celui du tableau 4.

3.3 Choix de la constante et de l'ordre du VAR

Avant de déterminer l'espace de co-intégration, le logiciel CATS permet de vérifier si une constante et ou une tendance déterministe doivent être incluses ou non dans les relations de co-intégration. Au seuil de 10% et avec 2 relations de co-intégration (modèle du tableau 2a), le test indique que la meilleure spécification est un modèle avec une constante à l'intérieur ou à l'extérieur des relations de co-intégration. Nous avons opté pour le maintien de la constante à l'extérieur des relations de co-intégration, c'est-à-dire une constante avec un modèle en premières différences, donc une tendance déterministe avec les variables de niveau.¹¹

Nous avons aussi déterminé le meilleur choix pour l'ordre du VAR en spécifiant un nombre de retards échelonnés entre 3 et 7 trimestres pour le système des variables ci-haut mentionnées.

Tableau 5					
Choix de l'ordre du VAR					
Nb retards=k	3	4	5	6	7
HQ	-31.58	33.24	-33.42	-33.44*	-33.27

¹¹ En effet, en prenant le log de $Y = e^{\alpha t}(Y/E)^a$, on a $\ln Y = \alpha t + a \ln(Y/E)$. Le modèle en premières différences est $d \ln Y / dt = \alpha + a d \ln(Y/E) / dt$.

SC	-30.67	-32.09*	-32.02	-31.81	-31.38
----	--------	---------	--------	--------	--------

La minimisation du critère HQ nous conduit à choisir un VAR avec 6 périodes retardées tandis que le critère SC nous indique que le meilleur choix serait un retard sur 4 trimestres. Afin d'éviter de refaire le test à chaque fois que nous changeons de modèle et dans le but d'économiser de l'espace, nous allons opter pour $k=5$, bien que nous soyons bien conscient qu'il faudrait refaire le test à chaque fois.

4.0 Estimation du modèle fordiste de type keynésien

4.1 Modèle co-intégré productivité-demande

Même si nous avons présenté au tableau 1 le modèle fordiste de court et de moyen terme, nous allons nous concentrer d'abord sur le modèle (ou les sous-modèles) de moyen terme car la croissance équilibrée, si elle existe, se situe dans cette période. Nous ignorerons donc les résultats de la dynamique de court terme. Nous supposerons que le modèle fordiste productivité-demande de B. Billaudot tel que décrit à la section 3.2 est un modèle à deux équations formé par le système des 5 variables $Y, Y/E, G, X, IM$. On notera aussi que, selon le critère de la trace au seuil de 10%, le rang de la matrice de co-intégration est $r = 2$ ou 3, quelle que soit la valeur choisie pour k .

Test de rang pour le modèle productivité-demande						
Eigenv.	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max90	Trace90
0.1910	43.67	94.15	0	5	20.90	64.74
0.1004	21.80	50.48	1	4	17.15	43.84
0.0776	16.64	28.68	2	3	13.39	26.70
0.0568	12.04	12.05	3	2	10.60	13.31
0.0000	0.00	0.00	4	1	2.71	2.71

Comme on peut le constater au tableau 8, le critère de la trace pour un seuil équivalent nous conduirait à opter pour un rang égal à 3. En prenant un seuil plus

étroit de 5%, la valeur limite est 29.37 ce qui nous permet d'accepter $r = 2$. Par conséquent, nos résultats confirment l'existence de deux relations de co-intégration et de trois tendances stochastiques communes.

TABLEAU 7

Modèle productivité-demande: valeur estimée pour la matrice BETA

Estimation non contrainte

L(Y/E)	LY	LG	LX	LIM
1.000	-0.107	0.247	-0.812	0.622
-0.736	1.000	-0.581	-0.880	0.755

Estimation contrainte(1)

L(Y/E)	LY	LG	LX	LIM
1.000	-0.084	0.000	0.000	0.000
0.084	1.000	-0.552	-1.326	1.115

Estimation contrainte (2)

LY/E	LY	LG	LX	LIM
0.080	1.000	-0.551	-1.323	1.111
1.000	-0.083	0.000	0.000	0.000

N.B. Les variables de niveau sont mesurées en logarithme, d'où le symbole L devant chaque variable. La matrice BETA contient les coefficients des relations de co-intégration.

On aura noté que la première relation de co-intégration est identifiée et normalisée par rapport à la productivité et la deuxième relation est identifiée et normalisée par rapport à la demande. Puisque la lecture de la première relation est $LY/E = 0.107 LY - 0.247 LG + 0.812 LX - 0.622 LIM + \hat{e}_1$ où \hat{e}_1 est une déviation par rapport à l'équilibre, on constate que, dans le cas de l'estimation non contrainte, la pente est positive pour la productivité comme pour la demande. On note également que tous les coefficients sont du signe attendu pour les

coefficients de la demande. Les constantes (non rapportées dans le tableau) sont positives et significatives pour la productivité et la demande (0.207 et 0.243 respectivement). Enfin, la pente de la demande est nettement plus élevée ($0.736 > 0.107$) que la pente de la productivité, ce qui confirme en tout point la prévision de stabilité du modèle fordiste de Billaudot.

L'imposition de contraintes a priori sur les coefficients de la première relation dans le but de mieux l'identifier à l'équation de productivité change radicalement les perspectives: la pente de l'équation de la demande devient négative (-0.084) tout en conservant les bons signes pour les autres composantes. De plus, la pente de la productivité est plus faible ($0.084 < 0.107$) que dans le cas de l'estimation non contrainte. Les constantes de chaque équation restent positives et significatives. Puisqu'il n'y a que 2 relations de co-intégration, la ré-estimation contrainte(2), qui inverse l'ordre d'identification des équations, n'est pas un test exigeant mais ne change rien aux résultats. Ce n'est plus un modèle fordiste mais un modèle concurrentiel selon les prescriptions de Billaudot. On constate donc l'influence prépondérante des trois tendances stochastiques communes sur l'équilibre du modèle.

TABLEAU 8

Modèle productivité-demande: valeur estimée pour la matrice ALPHA
 ALPHA Valeur de Student t

a) *estimation non contrainte*

DLY/E	-0.033	-0.054	-2.547	-1.672
DLY	-0.044	-0.056	-5.093	-2.593
DLG	-0.050	0.064	-3.818	1.933
DLX	0.020	-0.042	1.244	-1.044
DLIM	-0.008	-0.154	-0.495	-3.751

b) *estimation contrainte*

DLY/E	0.012	-0.054	0.537	-2.249
DLY	0.001	-0.058	0.082	-3.584
DLG	-0.052	0.011	-2.253	0.418
DLX	0.029	-0.015	1.075	-0.488
DLIM	0.099	-0.120	3.533	-3.917

N.B. La matrice Alpha mesure les effets des déviations par rapport à l'équilibre des relations de co-intégration sur chacune des variables.

L'examen des coefficients de la matrice ALPHA (qui mesure l'importance du déséquilibre de chaque relation de co-intégration sur les variations des variables du système) révèle que, dans le cas de l'estimation non contrainte, le déséquilibre des deux équations agit d'une façon significative sur les variations de la productivité et de la demande. Dans le cas de l'estimation contrainte, seul le déséquilibre de la deuxième relation de co-intégration, c'est-à-dire la demande, a une influence significative sur les variations de la productivité et de la demande. Ceci pourrait laisser entrevoir que les variations de la productivité sont influencées par d'autres variables qui ne sont pas explicitement spécifiées. On songe notamment aux variables K/E, H, TU qui sont supposées constantes à

moyen terme par Billaudot. On notera également que le déséquilibre de la productivité a un effet significatif sur les dépenses du gouvernement et les importations tandis que le déséquilibre de la demande a un effet significatif sur les importations seulement

Tableau 9

Valeur estimée de la matrice des tendances stochastiques communes

a) estimation non contrainte

$L(Y/E)$	LY	LG	LX	LIM
-6.636	-0.796	1.000	-8.040	5.189
-0.555	-0.490	1.097	1.000	0.554
-3.114	-3.900	0.657	-1.457	1.000

b) estimation contrainte

0.342	-0.767	1.000	1.064	0.174
0.909	0.646	-1.593	1.000	4.110
6.868	9.595	8.326	-3.280	1.000

Nous avons choisi de normaliser l'espace des tendances stochastiques communes en prenant arbitrairement la première combinaison linéaire comme identifiable à G , la deuxième à X et la dernière à IM .¹² La différence fondamentale entre les combinaisons linéaires du tableau 11 et celles du tableau 9 est que ce sont des combinaisons linéaires non stationnaires. Les variables n'étant pas co-intégrées entre elles, ces combinaisons linéaires définissent un terme résiduel non stationnaire, c'est-à-dire une marche aléatoire qui constitue des chocs ou effets permanents sur les variables de niveau identifiées aux

¹² Il est évident que si on souhaitait explorer toutes les combinaisons possibles, il faudrait spécifier 6 arrangements différents (3!). On peut mieux entrevoir ici la difficulté d'identifier chaque équation à une relation particulière de co-intégration lorsque le nombre de variables augmente.

relations de co-intégration. On aura noté que les coefficients sont sensibles à l'imposition de contraintes à priori, notamment en ce qui concerne les changements de signes à l'intérieur de chaque tendance stochastique commune. En plus d'estimer la tendance stochastique commune, le logiciel CATS estime aussi une tendance déterministe et fait une analyse limitée à une seule période de la décomposition de la variance. Pour faire une analyse sur plusieurs périodes (futurs), il faudrait utiliser le programme standard de RATS qui est basé sur l'estimation des moindres carrés ordinaires. Il n'y a aucun intérêt à poursuivre dans cette direction à moins d'améliorer le logiciel CATS et faire une analyse de la décomposition de la variance à partir de la matrice des résidus obtenus par l'estimateur de Johansen-Juselius qui est un estimateur à vraisemblance maximale.

Examinons maintenant un modèle productivité-demande élargi à 6 variables exogènes, donc un système de 8 variables : Y/E , Y ; G , X , IM , K/E , H , TU .¹³ Etant donné que cette dernière variable est la seule qui est stationnaire selon les tests de DFA et de PP, nous aurons donc 5 variables non stationnaires qui peuvent être des tendances stochastiques communes. Le test de rang correspondant à ce système est $r = 4$. Nous avons d'abord spécifié $r = 2$ pour rester le plus près possible du modèle Billaudot et nous avons aussi estimé pour $r = 4$. La variable TU , estimée en dehors des relations de co-intégration, est positive et significative pour les deux premières équations du système, de même que le terme constant qui est significatif mais négatif pour les deux premières relations. Le signe anticipé pour le coefficient de H dans la relation identifiée à la productivité devrait être négatif, ce qui est vérifié lorsque l'espace de co-intégration est défini pour $r=4$ mais non pour $r=2$.

¹³ Cette spécification suppose que le terme constant de la productivité est remplacé par les trois variables de court terme K/E , H , TU .

Avec 2 relations de co-intégration, la normalisation s'est faite comme précédemment. On remarquera que dans les deux cas les pentes ont des signes contraires aux attentes: le coefficient de Y est -0.098 dans l'équation de productivité tandis que le coefficient de Y/E est -3.187 dans l'équation de la demande. Si on doit admettre la variabilité à moyen terme de K/E et de H , seul le coefficient de K/E est du bon signe dans l'équation de productivité.

Tableau 10

Modèle élargi productivité-demande: valeur estimée pour la matrice BETA

estimation non contrainte**a) r = 7**

L(Y/E)	LY	LK/E	LG	LX	LIM	LH
-66.924	-6.526	41.597	7.341	13.322	-7.519	0.549
-25.996	-8.158	1.563	5.826	1.411	4.094	-24.917
0.346	-8.261	0.866	5.317	-0.296	1.105	24.523
-11.113	17.966	2.830	-11.004	4.216	-6.918	-4.641
38.904	-4.555	-23.257	5.078	6.794	-11.119	-21.863
-8.703	1.243	-2.747	2.322	1.502	1.309	24.610
27.561	-11.675	-6.089	-2.336	7.490	-2.305	29.524

b) r = 2

L(Y/E)	LY	LK/E	LG	LX	LIM	LH
1.000	0.098	-0.622	-0.110	-0.199	0.112	-0.008
3.187	1.000	-0.192	-0.714	-0.173	-0.502	3.054

c) r = 4

L(Y/E)	LY	LK/E	LG	LX	LIM	LH
-1.609	-0.157	1.000	0.176	0.320	-0.181	0.013
-6.350	-1.993	0.382	1.423	0.345	1.000	-6.087
1.000	-23.885	2.504	15.373	-0.856	3.195	70.901
-0.619	1.000	0.158	-0.613	0.235	-0.385	-0.258

Estimation contrainte

L(Y/E)	LY	LK/E	LG	LX	LIM	LH
0.000	-0.055	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	-1.661	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
1.000	-0.639	-0.035	0.000	0.000	0.000	6.561
15.380	1.000	0.000	-1.781	-2.964	1.661	0.000

Puisque l'ajout de nouvelles tendances stochastiques communes n'augure rien de bon pour le modèle à deux équations, examinons le cas de $r = 4$. Il faut de toute évidence identifier deux relations additionnelles: nous avons retenu le rapport K/E et IM car, dans un modèle plus complet, K/E est fonction des composantes de la demande globale et IM est fonction de Y . Mais l'identification de 4 équations du modèle peut être associée à 24 arrangements possibles (4!) des 4 variables endogènes parmi les 4 relations de co-intégration. Il faut donc se donner un critère de sélection moins exigeant à partir de la matrice des relations de co-intégration et des informations venant de la théorie. L'examen des 4 premières relations de co-intégration avant normalisation (partie a du tableau 12) nous conduit à normaliser la première relation par rapport à K/E , la deuxième par rapport à IM , la troisième par rapport à Y/E et la dernière par rapport à Y . Les résultats qui apparaissent dans la partie c du tableau précédent révèlent que les pentes des équations productivité-demande ont enfin les bons signes attendus pour un modèle fordiste bien que le signe des autres coefficients laissent à désirer, notamment en ce qui concerne la variable K/E dans l'équation de productivité et les variables X , IM et H dans l'équation de la demande. Quant à la pente de IM par rapport à Y , elle est du bon signe positif (1.993). L'identification de la première relation à l'équation du rapport K/E donne de bons résultats: il y a une relation positive entre productivité du travail et le rapport K/E , notamment quand la fonction de production est homogène de degré 1 et le stock de capital croît avec la demande. Les résultats sont encore meilleurs avec l'estimation contrainte : tous les coefficients sont du signe attendu sauf pour l'équation de la demande qui a un signe négatif pour le coefficient de la productivité. En conséquence, le régime fordiste d'accumulation n'est que partiellement vérifié. Le rapport K/E n'est pas constant à moyen terme et cette variabilité est au coeur de l'approche marxienne, notamment, l'hypothèse de la baisse tendancielle du taux de profit causée par l'augmentation tendancielle de la composition technique du capital.

4.3 Modèle co-intégré salaire-prix

Le modèle co-intégré salaire-prix de la section 2.3 est un système de 3 variables (Y/E , p , w) avec une possibilité de 2 variables exogènes supplémentaires (u , ρ). Nous avons donc estimé au départ un système de 5 variables non stationnaires avec la possibilité d'imposer des contraintes a priori sur la matrice de co-intégration.

Eigenv.	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max90	Trace90
0.1752	39.68	119.35	0	5	20.90	64.74
0.1596	35.81	79.67	1	4	17.15	43.84
0.1034	22.49	43.86	2	3	13.39	26.70
0.0888	19.15	21.37	3	2	10.60	13.31
0.0107	2.22	2.22	4	1	2.71	2.71

Selon le critère de la trace ou du lambda max, on pourrait accepter 4 relations de co-intégration si on admet que u et ρ ne sont pas constants à moyen terme. Examinons d'abord le cas de 2 relations de co-intégration qui seront normalisées par rapport au salaire et au prix.

Tableau 12				
Modèle salaire-prix: valeur estimée pour la matrice BETA				
Estimation non contrainte				
LY/E	LW	LP	LU	LRHO
-1.605	1.000	-0.810	-0.188	0.024
2.302	-1.304	1.000	-0.139	0.082
Estimation contrainte (1)				
LY/E	LW	LP	LU	LRHO
-1.856	1.000	-0.743	0.000	0.000
-0.805	-0.751	1.000	0.000	0.000
Estimation contrainte (2)				
LY/E	LW	LP	LU	LRHO
-1.031	1.000	-1.000	-0.484	0.000
1.092	-1.000	1.000	0.000	0.231
Ecart-type pour BETA				
0.171	0.000	0.000	0.080	0.000
0.137	0.000	0.000	0.000	0.041

Les résultats de l'estimation non contrainte révèlent que l'équation des salaires a les bons signes par rapport au prix et la productivité : le salaire est une fonction positive des prix et de la productivité. Il en est également ainsi pour l'équation des prix: ceux-ci croissent positivement avec les salaires et négativement avec la productivité. Il n'en va plus ainsi avec l'estimation contrainte (1): même si l'équation des salaires demeure une fonction positive des prix et de la productivité, l'équation des prix devient une fonction positive des salaires et de la productivité, ce qui est inacceptable. En effet, dans le régime fordiste, les salaires bénéficient d'un partage des gains de productivité tel que leur influence sur les coûts est plus importante que l'influence négative des gains de productivité sur les prix.

D'autre part, le modèle Billaudot prévoit qu'à moyen terme le salaire réel croît au même rythme que la productivité, ce qui suppose que si les salaires, les prix et la productivité sont bien co-intégrés, les coefficients de la productivité et des prix

devraient être voisins de l'unité dans la première relation de co-intégration, quelle que soit le type d'estimation retenue. Or il semble bien que, même si le coefficient des prix n'est pas très éloigné de 1, il n'en est pas ainsi avec le coefficient de la productivité qui est plutôt voisin de 2 que de 1. Pour en avoir une idée plus précise, nous avons ré-estimé le modèle en imposant un nouveau type de contrainte sur les coefficients. Les résultats qui apparaissent dans la dernière partie du tableau 14 sont très probants : le salaire réel (w/p) croît au même rythme que la productivité puisque le coefficient est voisin de 1. De plus, le rapport prix/salaire redevient une fonction négative de la productivité avec un coefficient aussi voisin de 1, ce qui est conforme aux attentes.

Enfin, si le taux de chômage n'est pas maintenu constant à moyen terme, l'estimation non contrainte comme l'estimation contrainte (2) donne un coefficient positif significatif pour le taux de chômage dans la première relation de co-intégration. Le chômage croît avec les salaires dans le régime fordiste. C'est le coût social que les syndicats acceptent pour hausser le standard de vie de ceux qui ont un emploi. Cependant, le relâchement de l'hypothèse de la constance d'un taux de chômage structurel est aussi compatible avec l'hypothèse marxienne d'une armée de réserve qui se gonfle avec le pouvoir d'attraction des salaires élevés dans les secteurs productifs. Seul le coefficient de la variable ρ est de signe contraire aux attentes aussi bien dans l'équation des prix non contrainte que dans celle contrainte de la dernière partie du tableau. Soulignons enfin que le terme constant est positif significatif dans les deux équations.

4.4 Modèle fordiste complet

Dans la section 3.4, nous avons réuni le modèle productivité-demande et le modèle salaire-prix. Nous avons donc un système de 4 équations reposant sur les 4 variables endogènes Y/E , Y , w , p . A ce système, on peut greffer entre 3 et 6 variables exogènes qui constituent les tendances stochastiques communes du système. Ces variables exogènes sont G , X , IM , K/E , u , ρ . Une application stricte

du modèle de Billaudot nous oblige à poser constante à moyen terme les variables K/E , u et ρ . Cependant, puisque cette dernière hypothèse ne semble pas très réaliste, nous estimerons d'abord le système de 10 variables pour ensuite imposer des contraintes à priori.

Tableau 13

Modèle fordiste complet: test de rang

Eigenv.	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max90	Trace90
0.2914	70.95	321.27	0	10	42.72	228.55
0.2508	59.47	250.32	1	9	35.84	185.83
0.2031	46.78	190.85	2	8	32.26	149.99
0.1618	36.35	144.07	3	7	28.36	117.73
0.1470	32.74	107.72	4	6	24.63	89.37
0.0959	20.78	74.97	5	5	20.90	64.74
0.0873	18.83	54.20	6	4	17.15	43.84
0.0754	16.16	35.37	7	3	13.39	26.70
0.0662	14.10	19.21	8	2	10.60	13.31
0.0245	5.11	5.11	9	1	2.71	2.71

Le critère au seuil de 10% selon la trace ou le lambda nous conduit à accepter 10 relations de co-intégration, ce qui est un non sens puisqu'il faudrait supposer que toutes nos variables sont stationnaires, une hypothèse que les tests DFA ou PP nous obligent à rejeter. Le test de rang de Hansen-Juselius est clairement biaisée vers le haut! En regardant plus attentivement les valeurs propres de la première colonne, on s'aperçoit qu'en retenant les valeurs propres supérieures à 0.10, nous avons 4 relations de co-intégration. Ce critère peut sembler arbitraire, mais une valeur propre voisine de 0 telle que la dernière (0.0245) est une indication claire qu'il y a au moins deux tendances stochastiques communes.

Tableau 14

Valeurs propres de la matrice-compagnon

Réelle	complexe	module	argument
0.9900	0.0048	0.9901	0.0048
0.9900	-0.0048	0.9901	-0.0048
0.9865	0.0438	0.9875	0.0444
0.9865	-0.0438	0.9875	-0.0444
-0.0242	-0.9626	0.9629	-1.5959
-0.0242	0.9626	0.9629	1.5959
0.9442	0.0871	0.9482	0.0920
0.9442	-0.0871	0.9482	-0.0920
0.0252	-0.9464	0.9468	-1.5442
0.0252	0.9464	0.9468	1.5442

Une autre source d'information nous est fourni par le logiciel CATS avec les valeurs propres de la matrice-compagnon qui indique combien de racines sont sur ou voisines du cercle unité. Avec $k=5$ (ordre du VAR) et $n=10$ (nb. de variables), nous avons 50 racines à l'intérieur ou voisines du cercle unité. Le tableau 13 reproduit les 10 premières racines dont le module est supérieur à 0.94. On notera que les 4 premières racines sont plus grandes en module que 0.98, ce qui est un bon indice pour supposer l'existence d'au moins 4 racines unitaires associées à 4 tendances stochastiques communes. En forçant encore un peu, il n'est pas irréaliste de supposer l'existence de 6 racines unitaires, donc 4 relations de co-intégration.

Tableau 15

Modèle fordiste complet: valeur estimée pour la matrice BETA

a) coefficients non normalisés

LY/E	LY	LW	LP	LK/E	LU	LRHO	LG	LX	LIM
60.0392	-10.1101	-22.3480	14.9472	-14.8757	-0.9058	2.1233	4.8829	-9.4214	11.8918
-26.9075	-28.6091	25.5753	-20.4052	17.6342	-5.5016	1.6336	0.2274	4.3523	2.6401
-9.3300	-5.3125	23.8265	-19.7002	12.0727	0.7375	-4.8179	-0.5919	4.2632	-10.4240
45.7617	3.8855	-4.3867	2.0348	-39.4923	4.3739	2.2702	-8.0734	-3.9391	5.4819

b) coefficients normalisés

LY/E	LY	LW	LP	LK/E	LU	LRHO	LG	LX	LIM
1.000	-0.168	-0.372	0.249	-0.248	-0.015	0.035	0.081	-0.157	0.198
0.941	1.000	-0.894	0.713	-0.616	0.192	-0.057	-0.008	-0.152	-0.092
-0.392	-0.223	1.000	-0.827	0.507	0.031	-0.202	-0.025	0.179	-0.437
22.490	1.910	-2.156	1.000	-19.409	2.150	1.116	-3.968	-1.936	2.694

c) coefficients contraints

LY/E	LY	LW	LP	LK/E	LU	LRHO	LG	LX	LIM
1.000	-0.437	0.000	0.000	-0.061	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
-1.636	0.000	1.000	-0.817	0.000	-0.166	0.000	0.000	0.000	0.000
0.661	0.000	-0.901	1.000	0.000	0.000	0.084	0.000	0.000	0.000
-1.640	1.000	-0.586	0.551	0.000	0.000	0.057	0.037	-0.076	0.106

La normalisation des 4 relations de co-intégration a été faite dans le même ordre de présentation que celui des variables, c'est-à-dire, Y/E , Y , w et p , car les résultats à partir de la matrice non normalisée (section a) semblent identifier le modèle Billaudot dans cet ordre. Les résultats de la section b seront commentés en fonction des seules variables apparaissant dans le modèle Billaudot. Ils indiquent que la productivité est une fonction positive de la demande et du rapport capital-travail. La demande est une fonction **négative** de la productivité et des prix, une fonction positive du salaire, de la norme de rentabilité, des dépenses du gouvernement et du solde de la balance courante. Le salaire est une fonction positive de la productivité, des prix et une fonction **négative** du taux de chômage. Les prix sont une fonction négative de la productivité et de la norme de rentabilité et une fonction positive des salaires. Ces résultats sont plus conformes à un modèle de régime concurrentiel qu'à un régime fordiste, notamment à cause de la relation négative entre demande et productivité, de la relation négative entre salaire et taux de chômage, en plus de signes contraires aux attentes en ce qui concerne la variable $_$ dans l'équation de la demande et celle des prix. Bien évidemment, en admettant la constance à moyen terme de u et de ρ , il ne reste plus que la relation négative entre demande et productivité pour caractériser le modèle concurrentiel. De ce point de vue, le modèle à 4 équations ne dit rien de plus que ce qu'on savait déjà avec le modèle à deux équations.

Passons maintenant à l'examen du modèle contraint de la section c. Etant donné les résultats peu glorieux obtenus avec l'identification des relations de co-intégration avec l'ordre des variables apparaissant au tableau 17, nous avons tenté une nouvelle identification des relations de co-intégration avec l'ordre suivant: Y/E , w , p et Y . Une agréable surprise s'en est suivie: la demande a maintenant une pente positive avec la productivité! La demande est aussi une fonction positive du salaire réel et du solde du compte courant. Elle est une fonction négative de la norme de rentabilité. La productivité est une fonction positive de la demande et du

rapport capital-travail. Le salaire est une fonction positive de la productivité, des prix et du taux de chômage. Les prix sont une fonction négative de la productivité et de la norme de rentabilité et une fonction positive des salaires. Sauf le coefficient de la norme de rentabilité dans l'équation des prix qui est contraire aux attentes, les résultats de l'estimation contrainte identifient très bien un régime fordiste de croissance équilibré. Les tendances stochastiques communes associées à un tel régime seraient les trois composantes de la demande finale G , X et IM . Le modèle contraint à 4 équations est une très nette amélioration par rapport aux deux sous-modèles estimés séparément. Cependant, il est peu probable qu'on aurait pu avoir de tels résultats sans l'introduction des trois autres variables, K/E , u et ρ . Ces trois autres variables constituent 3 tendances stochastiques additionnelles qui sont essentielles pour caractériser l'évolution dynamique du système. Il faut donc analyser maintenant un modèle alternatif d'inspiration marxienne plus conforme à la réalité des faits observés pour l'économie canadienne.

5.0 Estimation du modèle alternatif (marxien) de croissance équilibrée

Le modèle alternatif de croissance équilibrée pour une économie fermée comporte 8 équations et celui d'une économie ouverte 10 équations. Nous avons d'abord cherché à estimer le modèle le plus large, quitte à imposer des contraintes sur la matrice des relations de co-intégration. Cette manière de procéder s'est avérée une entreprise périlleuse et frustrante pour essayer d'identifier du premier coup chaque relation de co-intégration à une équation particulière: le nombre de variables est trop grand pour réussir d'un seul coup. Nous avons plutôt opté pour une approche des petits pas en estimant d'abord le sous-modèle réel et le sous-modèle monétaire-financier. Fort des bons résultats obtenus à partir de cette étape, nous avons ensuite intégré au modèle financier les deux équations manquantes du tableau 10 (la monnaie et le taux d'intérêt), pour ensuite intégrer une après l'autre chaque équation du secteur réel. L'entreprise s'est révélée payante car les résultats sont très intéressants. Afin d'alléger la lecture des

résultats, nous avons reporté en appendice B tous les tableaux relatifs à cette section

5.1 Modèle réel de croissance équilibrée

Le modèle réel de croissance (tableau 3a) comprend 4 variables endogènes Y/E , K/E , C , I et 7 variables exogènes. Afin de travailler uniquement avec des variables réelles, nous avons éliminé les variables nominales des prix et des salaires de la fonction de consommation, de telle sorte que le nombre de variables exogène est limité à 5: G , X , IM , TS et ρ . Le test de la trace (tableau B1) au seuil de 10 % nous fait accepter 5 relations de co-intégration. Mais au seuil de 5%, on pourrait accepter $r = 4$ puisque la valeur critique est de 68.68 pour $(p-r) = 5$.

Nous avons d'abord normalisé la matrice des relations de co-intégration (tableau B2) en choisissant arbitrairement l'ordre de lecture des variables. L'identification des équations par rapport aux variables normalisées est plutôt mauvaise. C'est un résultat prévisible dès qu'on examine un peu plus attentivement la matrice non contrainte. Selon la théorie avancée et l'examen de la matrice avant normalisation, on constate que les 4 relations de co-intégration peuvent s'identifier à l'ordre suivant des variables endogènes: K/E , I , Y/E et C . La normalisation et l'imposition de contraintes a priori ont donc été faites selon cet ordre. Les résultats de l'estimation contrainte indiquent que le rapport capital-travail est une fonction négative de toutes les composantes de la demande et une fonction positive du taux de sortie du stock de capital. La principale anomalie ici est le signe positif de TS et le signe négatif de I , car les autres composantes de la demande globale étant corrélées positivement avec E , il est normal que leur coefficients soient négatifs. L'investissement comme fonction positive de la consommation et fonction négative du coefficient de rentabilité est conforme aux attentes du modèle fordiste. L'équation de la productivité et de la demande de consommation sont parfaitement identifiées avec les bons signes. On remarquera en passant que le remplacement de E par les composantes de la demande dans la consommation

nous dispense d'avoir la productivité comme déterminant de la demande. Mais en toute rigueur, si on avait remplacé E par sa définition $Y/(Y/E)$, il faudrait admettre la possibilité d'une relation négative entre consommation et productivité.

5.2 Modèle monétaire-financier de croissance équilibrée

Le modèle monétaire-financier du tableau 3b est un modèle de 4 équations formant un système de 9 variables, 4 endogènes (w, p, r, ρ) et 5 variables exogènes ($u, i, q, Y/E, K/E$). Afin d'économiser de l'espace, nous faisons abstraction du tableau du test du rang de co-intégration. Le test de la trace révèle qu'on pourrait accepter au seuil de 10% $r = 7$. Ce résultat est fort plausible étant donné qu'au moins 2 des variables dites "exogènes" seront candidates pour être des variables endogènes en élargissant le modèle. Nous commençons d'abord avec $r = 4$.

L'examen de la matrice non contrainte (tableau B3) suggère que la normalisation se fasse selon l'ordre suivant: w, p, ρ et r . Mais on pourrait tout autant choisir l'ordre w, ρ, p et r . La normalisation et l'imposition des contraintes a été faite en fonction du premier choix. Chaque équation a le bon signe attendu sauf pour l'équation des prix où le coefficient de ρ a un signe contraire aux attentes. Étant donné les très faibles écarts-types des coefficients de la matrice de co-intégration, on peut déjà conclure que nos 4 relations de co-intégration sont bien identifiées.

5.3 Modèle monétaire-financier élargi

Sur la base de ces excellents résultats, nous allons maintenant appliquer notre politique des petits pas pour tenter d'identifier une relation supplémentaire, la demande de monnaie, qui sera ajoutée au modèle, (donc $r=5$). Ceci implique l'inclusion de 2 nouvelles variables au système: $M1$ et Y .

L'examen de la matrice non contrainte (tableau B4) suggère une normalisation selon l'ordre suivant: w , ρ , p , r et $M1$. Etant donné que la plupart des autres études empiriques traite la monnaie en termes de balance réelle, nous imposerons donc la contrainte $LM1 - LP$ en plus des autres contraintes sur les coefficients de la matrice de co-intégration. Les résultats de l'estimation contrainte sont excellents en tout point: chaque équation est parfaitement identifiée avec les bons signes, notamment, la demande de monnaie ($M1/p$) qui est positive par rapport à la demande Y et négative par rapport au taux d'intérêt i . De plus, les écarts-types sont si faibles qu'on peut conclure que les valeurs estimées sont toutes significatives! Le système est donc parfaitement identifié.¹⁴

L'ajout de la contrainte d'équilibre de la balance des paiements au système constitue un autre test crucial pour identifier un modèle avec économie ouverte. L'introduction de cette nouvelle équation nous oblige à ajouter 4 nouvelles variables: le solde du compte courant ($LIM-LX$), le taux d'intérêt à l'étranger Li^* , les prix à l'étranger Lp^* et le taux de change Le . Afin d'économiser de l'espace, nous ne rapporterons que les résultats de l'estimation contrainte avec la matrice des écarts-types (tableau B5).

Comme on peut le constater pour la dernière relation de co-intégration associée au taux d'intérêt i , en plus d'imposer les contraintes 0 à priori là où c'est nécessaire, nous avons imposé d'autres contraintes supplémentaires telles que $Li - Li^*$, $LMX = LIM - LX$ et $Lp - Lp^*$. Les résultats de la dernière relation de co-intégration identifient parfaitement la contrainte de la balance des paiements avec comme variable dépendante ($Li - Li^*$) avec les bons signes attendus. En effet, le différentiel positif des taux d'intérêt s'accroît avec le déficit du compte courant, l'inflation plus forte au Canada qu'à l'étranger et une appréciation du taux de change ($dLe < 0$). Quant aux autres équations, elles sont aussi très bien identifiées à l'exception de la

¹⁴ En général, les valeurs t de Student ne sont pas valables pour la matrice Beta sauf si le modèle est exactement identifié, comme c'est le cas ici. C'est différent pour la matrice Alpha qui a des valeurs t fiables asymptotiquement sauf si les paramètres du système sont estimés par l'estimateur des moindres carrés.

demande de monnaie qui a un coefficient positif pour le taux d'intérêt et l'équation des prix qui a un coefficient négatif pour la norme de rentabilité p . Les écarts-types sont toujours étonnamment faibles, ce qui nous donne une assez grande confiance dans notre méthode d'identification.

5.4 Estimation du modèle alternatif complet

Il faut maintenant connecter notre modèle monétaire-financier avec le secteur réel en posant la condition d'équilibre entre la production globale et la demande. Cette contrainte d'équilibre nous oblige à ajouter 3 nouvelles variables au système: C , I et G . Nous aurons maintenant un système de 7 équations pour 19 variables, ce qui signifie l'existence de 12 tendances stochastiques communes. Les 7 variables endogènes sont : w , p , r , ρ , $M1$, i et Y . Les 12 variables exogènes sont: Y/E , K/E , C , I , G , X , IM , u , q , i^* , p^* , e . Il est inutile de présenter le tableau du test de rang car au seuil de 10%, le rang dépasse largement 7 relations de co-intégration. Nous préférons suivre notre méthode des petits pas plutôt que de tenter d'identifier un bloc de 11 relations de co-intégration. Il serait trop fastidieux de rapporter ici les valeurs estimées pour la matrice contrainte de BETA. L'ajout de la condition d'équilibre entre l'offre et la demande globale contribue à l'amélioration des résultats précédents, notamment, le coefficient du taux d'intérêt de la demande de monnaie est maintenant négatif alors que tous les autres résultats restent les mêmes.

L'ajout d'une huitième relation de co-intégration identifiée à l'équation de la consommation donne une excellente estimation pour les coefficients de la fonction de consommation avec tous les bons signes attendus. Elle donne cependant des signes contraires aux attentes pour le solde du compte courant et le taux de change dans l'équation du taux d'intérêt, un signe positif pour le taux d'intérêt dans l'équation de la demande de monnaie et un mauvais signe (positif) pour la productivité dans l'équation des prix.

L'ajout d'une neuvième relation de co-intégration identifiée à l'équation d'investissement donne les signes attendus pour la fonction d'investissement mais

produit un signe positif (contraire aux attentes?) pour le coefficient de productivité dans la fonction de consommation. La contrainte de la balance des paiements est aussi affectée : on a maintenant un signe négatif pour le rapport des prix relatifs p/p^* et un signe positif pour le taux de change, ce qui est contraire aux attentes. Enfin, l'équation du taux de profit a tous les coefficients de signes contraires aux attentes.

L'ajout d'une dixième relation de co-intégration identifiée à l'équation de productivité n'est pas très performante car elle donne un coefficient négatif pour la production, ce qui serait en contradiction flagrante avec tous nos résultats antérieurs. Aussi nous allons tenter un dernier effort pour mieux identifier le modèle en ajoutant une onzième et dernière équation : celle du rapport capital-travail. Pour cela, nous devons ajouter une variable de plus au système : le taux de sortie du stock de capital TS. Nous avons maintenant un système de 20 variables, 11 identifiées à des relations de co-intégration et 9 qui seront considérées comme des tendances stochastiques communes. Ce sont: G, X, IM, u, i^* , p^* , e, q et TS. Afin d'économiser de l'espace,, nous ne présenterons que les résultats pour l'estimation contrainte de la matrice BETA (tableau B6).

L'introduction du rapport capital-travail comme onzième relation de co-intégration donne les signes attendus pour la consommation et l'investissement qui sont les deux variables clefs de cette équation. Le taux de sortie TS est cependant de signe contraire à celui anticipé (négatif). Les anomalies qu'on avait noté en introduisant la dixième relation associée à la productivité ont complètement disparues et la productivité est parfaitement identifiée avec les bons signes. On relève cependant une nouvelle anomalie dans la septième relation de co-intégration associée à la condition d'équilibre entre la production et la demande globale : la consommation a un coefficient négatif! On note aussi des signes contraires aux attentes pour les variables solde courant et taux de change dans la sixième relation de co-intégration associée à l'équation du taux d'intérêt, mais après vérification de la matrice des écarts-types (non reproduite ici), ces deux coefficients ne semblent pas significatifs selon le critère du t de Student. Nous

avons essayé d'autres spécifications pour constater que le modèle peut être très sensible à la présence ou à l'absence de variables telles que la productivité dans une équation comme K/E . Cette dernière équation semble plus instable que les autres. C'est peut-être une indication que la mesure de cette variable laisse à désirer, notamment en ce qui concerne la mesure du stock net de capital.

En résumé, l'ajout du secteur réel au secteur monétaire-financier pose quelques problèmes d'identification pour certaines équations. Cela peut être dû au fait que le modèle théorique est non linéaire alors que toutes nos relations sont log-linéaires. Mais c'est sans doute dû aussi au fait qu'il y a plusieurs façons d'introduire les équations du secteur réel à celles du secteur monétaire-financier.

6.0 Conclusion

Le modèle à correction d'erreur s'est révélé un outil utile et puissant pour estimer une variété de modèles de croissance équilibrée pour l'économie canadienne. L'analyse de la co-intégration a démontré que toutes les variables apparaissant dans les différents modèles sont des séries non stationnaires sauf pour le taux d'utilisation de la capacité. En conséquence, la nécessité de rendre stationnaires les séries par les premières différences des variables mesurées en logarithme est essentielle pour l'explication des taux de croissance des variables. Bien que nous disposions les estimations pour les variations de court terme, notre analyse s'est concentrée sur la stabilité de l'équilibre dynamique de moyen terme des différents modèles proposés. Cette stabilité repose sur l'existence d'un certain nombre de relations de co-intégration identifiables aux équations d'un modèle particulier. Les variables exogènes qui forment une partie intégrante du système sont traitées comme des forces ou chocs qui perturbent le système en équilibre.

Le rang de l'espace de co-intégration devient alors essentiel pour la caractérisation et l'identification d'un système particulier. Malheureusement, ce rang ne peut se déterminer simplement par un test économétrique, car, comme nous avons pu le constater, le test de Hansen-Juselius du logiciel CATS a tendance à biaiser vers le haut le nombre de relations de co-intégration. La théorie est ici essentielle pour

nous aider à choisir le rang approprié afin d'identifier les relations de co-intégration aux équations du modèle. Notre approche a consisté à appliquer une méthode des petits pas, c'est-à-dire, on commence par la spécification d'un petit système (par exemple $r = 2$) dont les paramètres de l'espace de co-intégration sont faciles à identifier, puis on normalise et impose les contraintes à priori nécessaires. Puis, on ajoute une relation supplémentaire qui est identifiable à une troisième équation, et ainsi de suite. Il n'y a rien qui garantisse le fonctionnement adéquat de cette méthode, mais c'est mieux que de tenter d'identifier d'un seul coup un système de 10 équations incluant 20 variables. Evidemment, sans l'aide de la théorie, on serait très vite submergé par un flot de résultats qui déboucheraient sur une analyse purement empirique d'un ensemble de données dont on ne sait pas très bien pourquoi elles sont co-intégrées ou pas entre elles. C'est d'ailleurs le dilemme d'un bon nombre d'économètres qui utilisent ces outils d'analyse sans s'appuyer sur une information a priori qui ne peut venir que d'une bonne théorie.

Le modèle fordiste de productivité-demande à 2 équations répond bien aux attentes de l'approche de la régulation de Billaudot lorsqu'il est estimé sans contrainte, mais il éclate et se transforme en modèle concurrentiel lorsque les contraintes a priori sont imposées sur les paramètres de l'équation de productivité: la demande est alors à pente négative par rapport à la productivité. Nous avons tenté d'élargir le modèle productivité-demande en relâchant l'hypothèse de la constance du rapport capital-travail pour adapter le modèle à l'approche marxienne de la baisse tendancielle du taux de profit via la hausse tendancielle du rapport K/E . Ici encore, le modèle estimé sans contrainte répond bien aux attentes, mais l'imposition de contraintes a priori produit les mêmes effets que précédemment.

L'estimation non contrainte du modèle fordiste salaire-prix est en tout point conforme aux attentes, y compris avec l'hypothèse (marxienne) d'un taux de chômage croissant avec la hausse des salaires. L'estimation contrainte, qui est faite dans le but de mieux identifier chaque relation de co-intégration avec la théorie, produit un bon résultat pour l'équation des salaires mais transforme l'équation des prix en une fonction positive de la productivité, ce qui est illogique.

Cependant, en identifiant l'équation des salaires par le taux de chômage et l'équation des prix par la norme de rentabilité, l'estimation contrainte du salaire réel dans les deux équations produit d'excellents résultats: tous les coefficients ont le bon signe attendu, ce qui illustre bien que le modèle fordiste salaire-prix est aussi compatible avec un modèle d'inspiration marxienne fondé sur la croissance à moyen terme d'un réservoir de main-d'oeuvre.

L'estimation non contrainte du modèle fordiste complet de 4 équations, qui inclue non seulement les tendances stochastiques communes G , X , IM mais aussi K/E , u et ρ , est acceptable pour 3 équations sur 4, mais l'estimation de l'équation de la demande est décevante car la pente de la demande par rapport à la productivité est négative alors qu'on s'attendrait à une pente positive. L'estimation contrainte produit cependant une agréable surprise: chaque équation est parfaitement identifiée avec les bons signes. On aura noté que ce résultat est possible en vertu d'une approche de la régulation d'inspiration marxienne plutôt que keynésienne à la Billaudot.

L'estimation du modèle alternatif, qui admet explicitement les variations à moyen terme de K/E , r , u et ρ , produit d'assez bons résultats avec l'estimation contrainte du sous-modèle réel de 4 équations. L'estimation contrainte du sous-modèle monétaire-financier de 4 équations produit une quasi-parfaite identification du système: seul le coefficient de ρ dans l'équation des prix est du signe contraire aux attentes! L'addition de la demande de monnaie rend le système parfaitement identifié. L'addition de la contrainte du taux d'intérêt via la contrainte de l'équilibre de la balance des paiements ne déstabilise nullement le système: toutes les équations sont parfaitement identifiées sauf pour le taux d'intérêt qui est positif dans l'équation de la demande de monnaie et pour ρ qui redevient négatif dans l'équation des prix. L'addition de la contrainte d'équilibre entre demande globale et offre globale contribue à l'amélioration de l'identification: le coefficient du taux d'intérêt dans la demande de monnaie redevient négatif. Enfin, l'estimation contrainte du modèle alternatif complet, formé par le système de 11 équations et

20 variables dont 9 agissent comme des tendances stochastiques communes, produit de très bons résultats: à l'exception de quelques mauvais signes comme la consommation dans la condition d'équilibre de la production et de la demande globale, toutes les équations sont bien identifiées. Une amélioration de la mesure du taux de sortie du stock de capital et, de ce fait, de la mesure du stock net pourrait produire de meilleurs résultats.

La croissance équilibrée de l'économie canadienne est donc stylisée par un système dynamique stable formé par la consommation, l'investissement, la productivité, le rapport capital-travail, les prix, les salaires, la norme de rentabilité, le taux de profit, le taux d'intérêt, la monnaie et l'équilibre entre la production et la demande globale. Les forces dynamiques qui influent sur cet équilibre stable sont la politique fiscale via le budget des dépenses des administrations publiques, le commerce extérieur, le taux de change, le coefficient de risque, les prix et le taux d'intérêt à l'étranger, le taux de chômage et le taux de sortie du stock de capital. Dans le domaine des théories hétérodoxes, la meilleure théorie sous-jacente à un tel système dynamique est celle fondée sur l'approche marxiste plutôt que celle de la régulation keynésienne ou post-keynésienne.

Appendice A
Résultats préliminaires

Tableau A1		
Tests de racines unitaires		
1) Variables de la demande	Test PP	Test DFA
Y	-1.41	-0.89
C	-1.09	-0.91
I	-2.19	-0.63
G	-1.87	-2.80
X	0.36	0.45
M	0.29	0.27
2) Variables de la production		
K	-1.21	-1.20
E	-1.75	-1.03
K/E	-1.61	-2.20
Y/E	-3.31	-1.42
Y/K	-106.7**	-6.40
H	-15.48**	-1.32
TU	-37.93**	-175.2**
TS	-32.49**	-9.03
u	-7.50	-5.10
3) Variables monétaires		
M1	0.52	0.12
M2	-0.45	-1.41

i	-5.59	-5.14
q	-48.34**	-8.57
r	-96.61**	-5.14
i*	-10.81	-6.53
p*	0.31	0.10
e	-0.92	-3.0
w	-0.43	-0.38
p	-0.13	-0.20
ρ	-5.23	-5.39

Test d'exclusion		
Nb. de relations de co-intégration	Nb. de variables à exclure	Nom des variables exclues
$r = 2$	7	Y/E, H, u, p, w, r, q
$r = 3$	4	q, i, e, ρ
$4 \leq r < 7$	2	i, ρ
$r \geq 7$	0	
Test de stationnarité	Nb. de variables stationnaires	Nom des variables stationnaires
$1 < r < 15$	0	
$r = 15$	2	r, ρ
$r = 16$	14	C, G, I, M2, K, E, Y/E, u, w, r, p, ρ , i, ρ
$r \geq 17$	19	Toutes les variables sauf TU, TS, q, X
Test d'exogénéité	Nb. de variables exogènes	Nom des variables exogènes
$r \geq 12$	0	
$7 < r < 12$	3	TU, q, i*
$4 < r < 8$	4	TU, q, p, i*
$r = 4$	7	TU, q, w, E, H, p, i*
$r = 3$	8	I, TU, q, w, E, H, p, i*
$r = 1$	18	Toutes les variables sauf M2, r, u,

		TS, p*
--	--	--------

Appendice B

Résultats de l'estimation du modèle alternatif (marxien) de croissance équilibrée

Tableau B1

Modèle réel de croissance: test de rang

Eigenv.	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max90	Trace90
0.4111	109.07	322.66	0	9	35.84	185.83
0.2894	70.37	213.59	1	8	32.26	149.99
0.2043	47.07	143.22	2	7	28.36	117.73
0.1384	30.69	96.15	3	6	24.63	89.37
0.1220	26.81	65.46	4	5	20.90	64.74
0.0944	20.43	38.65	5	4	17.15	43.84
0.0515	10.90	18.22	6	3	13.39	26.70
0.0348	7.30	7.32	7	2	10.60	13.31
0.0001	0.02	0.02	8	1	2.71	2.71

TABLEAU B2

Modèle réel de croissance: valeur de la matrice BETA

Estimation non contrainte

LY/E	LK/E	LC	LI	LG	LX	LIM	LTS	LRHO
-1.698	8.397	7.726	-12.886	0.389	-1.554	3.719	1.321	-0.045
-14.526	0.544	-25.116	11.138	12.414	-1.459	3.172	2.189	-0.992
69.606	-33.793	-3.321	-5.459	-6.902	-11.071	10.962	0.311	3.092
-2.624	0.416	1.827	-8.306	-9.907	2.788	6.217	0.291	3.354

Estimation normalisée

LY/E	LK/E	LC	LI	LG	LX	LIM	LTS	LRHO
1.000	-4.946	-4.550	7.589	-0.229	0.915	-2.191	-0.778	0.027
-26.689	1.000	-46.146	20.464	22.808	-2.682	5.827	4.022	-1.823
-20.962	10.177	1.000	1.644	2.078	3.334	-3.301	-0.094	-0.931
0.316	-0.050	-0.220	1.000	1.193	-0.336	-0.748	-0.035	-0.404

Estimation contrainte

LY/E	LK/E	LC	LI	LG	LX	LIM	LTS	LRHO
0.000	1.000	0.981	0.331	0.092	0.196	-0.683	-0.020	0.000
0.000	0.000	-0.710	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.159
1.000	-14.183	-12.239	-3.892	-1.911	-2.367	8.462	0.000	0.000
0.000	0.000	1.000	-1.686	-0.562	-0.072	0.524	0.000	0.000

Tableau B3

Modèle monétaire-financier de croissance équilibrée: matrice BETA

Estimation non contrainte

LW	LP	LR	LRHO	LU	Li	LQ	LY/E	LK/E
-65.4948	60.7697	-169.3025	-136.4786	2.5705	136.0714	0.1756	127.6045	-41.9657
15.8788	-113.7747	140.2298	46.3698	-0.5228	-48.6316	-0.1995	-224.7455	101.7189
66.3371	-61.2936	-34.8685	-78.9530	-2.1914	76.5251	0.5691	-144.3829	61.4310
130.6061	-129.9062	106.6206	2.4944	5.4010	-4.9516	0.2966	-218.4408	83.3238

Estimation normalisée

LW	LP	LR	LRHO	LU	Li	LQ	LY/E	LK/E
1.000	-0.928	2.585	2.084	-0.039	-2.078	-0.003	-1.948	0.641
-1.018	1.000	-1.233	-0.408	0.005	0.427	0.002	1.975	-0.894
-0.840	0.776	0.442	1.000	0.028	-0.969	-0.007	1.829	-0.778
1.225	-1.218	1.000	0.023	0.051	-0.046	0.003	-2.049	0.781

Estimation contrainte

LW	LP	LR	LRHO	LU	Li	LQ	LY/E	LK/E
1.000	-0.809	0.000	0.000	-0.072	0.000	0.000	-1.631	0.000
-1.165	1.000	0.000	0.049	0.000	0.000	0.000	1.628	0.000
0.000	0.000	0.918	1.000	0.000	-1.004	-0.003	0.000	0.000
0.530	-0.609	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-1.433	1.114

Ecart-type pour BETA

0.000	0.028	0.000	0.000	0.014	0.000	0.000	0.085	0.000
0.034	0.000	0.000	0.007	0.000	0.000	0.000	0.135	0.000
0.000	0.000	0.019	0.000	0.000	0.004	0.001	0.000	0.000
0.047	0.039	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.136	0.045

Tableau B4

Modèle monétaire-financier et demande de monnaie: matrice BETA

Estimation non contrainte

LW	LP	LR	LIHO	LM1	LU	Li	LQ	LY/E	LK/E	LY
-211.8346	210.5671	-151.3078	-17.4678	-16.6440	7.4391	13.3387	-0.1379	331.2077	-134.1528	46.0232
3.7503	1.2485	144.7816	154.9383	-7.1602	-0.0836	-154.5585	-0.1471	17.0461	-16.3556	2.4598
58.4109	-56.4287	21.1780	-25.4218	2.2381	-0.1176	24.4175	0.2803	-167.3838	60.5518	14.0693
-2.9165	-3.4203	-54.6774	-71.3648	3.4023	3.3766	75.9322	0.4839	19.5685	-13.4999	-2.1578
-40.6889	40.3605	-87.4570	-29.8543	4.0073	-3.9405	30.7782	-0.4099	109.5469	-63.8695	-8.1147

Estimation normalisée

LW	LP	LR	LIHO	LM1	LU	Li	LQ	LY/E	LK/E	LY
1.000	-0.994	0.714	0.082	0.079	-0.035	-0.063	0.001	-1.564	0.633	-0.217
0.024	0.008	0.934	1.000	-0.046	-0.001	-0.998	-0.001	0.110	-0.106	0.016
-1.035	1.000	-0.375	0.451	-0.040	0.002	-0.433	-0.005	2.966	-1.073	-0.249
0.053	0.063	1.000	1.305	-0.062	-0.062	-1.389	-0.009	-0.358	0.247	0.039
-10.154	10.072	-21.825	-7.450	1.000	-0.983	7.681	-0.102	27.337	-15.938	-2.025

Estimation contrainte

LW	LP	LR	LIHO	LM1	LU	Li	LQ	LY/E	LK/E	LY
1.000	-0.901	0.000	0.000	0.000	-0.048	0.000	0.000	-1.466	0.000	0.000
0.000	0.000	1.061	1.000	0.000	0.000	-1.006	-0.000	0.000	0.000	0.000
-0.865	1.000	0.000	-4.584	0.000	0.000	0.000	0.000	10.179	0.000	0.000
0.403	-0.403	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-2.030	1.752	0.000
0.000	-1.000	0.000	0.000	1.000	0.000	2.772	0.000	0.000	0.000	-2.725

Ecart-type pour BETA

0.000	0.012	0.000	0.000	0.000	0.005	0.000	0.000	0.045	0.000	0.000
0.000	0.000	0.018	0.000	0.000	0.000	0.005	0.001	0.000	0.000	0.000
0.226	0.000	0.000	0.340	0.000	0.000	0.000	0.000	1.012	0.000	0.000
0.070	0.070	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.140	0.069	0.000
0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.197	0.000	0.000	0.000	0.145

Tableau B5

Modèle monétaire-financier en économie ouverte

estimation contrainte de la matrice BETA

LW	LP	LR	LRHO	LM1	LU	Li	LQ	LY/E	LK/E	LY	LMX	Li*	Lp*	LE
1.000	-0.894	0.000	0.000	0.000	-0.077	0.000	0.000	-1.154	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.000	2.900	1.000	0.000	0.000	-0.385	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.0000	0.000
-0.995	1.000	0.000	0.116	0.000	0.000	0.000	0.000	1.031	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.995	-1.995	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-2.183	0.135	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	-1.000	0.000	0.000	1.000	0.000	-0.322	0.000	0.000	0.000	-1.855	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	-5.247	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-1.058	-1.000	5.247	0.705

Ecart-type pour BETA

0.000	0.007	0.000	0.000	0.000	0.006	0.000	0.000	0.033	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.000	0.048	0.000	0.000	0.000	0.026	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.001	0.000	0.000	0.005	0.000	0.000	0.000	0.000	0.016	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.020	0.020	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.051	0.015	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.051	0.000	0.000	0.000	0.093	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.546	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.219	0.000	0.546	0.199

TABLEAU B6

Modèle alternatif complet de croissance équilibrée

Estimation contrainte de la matrice BETA

LW	LP	LR	LRHO	LM1	LY	LI	LQ	LY/E	LK/E	LC	LI	LG	LX	LIM	LU	Li*	Lp*	LE	LTS
1.000	-0.641	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-1.631	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.025	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.000	1.092	1.000	0.000	0.000	-0.911	-0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
-1.724	1.000	0.000	-0.098	0.000	0.000	0.000	0.000	2.727	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.042	-1.042	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-21.676	28.787	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	-1.000	0.000	0.000	1.000	-1.030	0.633	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	-10.281	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.634	0.634	0.000	-1.000	10.281	-0.404	0.000
0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	2.490	-2.138	-1.325	-0.244	0.24	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
-0.020	0.020	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.120	0.000	1.000	-0.647	-0.385	-0.015	0.015	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.000	0.000	0.219	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-1.029	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.009	0.000	0.000	1.000	-1.381	0.000	0.000	0.000	0.000	0.00	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	7.784	-4.804	-3.294	0.018	-0.018	0.000	0.000	0.00	0.000	-0.191

Bibliographie

- Aglietta, M. (1976), Régulation et crises du capitalisme. L'expérience des États-Unis, Paris, Calmann-Lévy, 334 p.
- Aglietta, M., Orléan, A. ed. (1998), La monnaie souveraine, O. Jacob, Paris.
- Amable, B. (1995), La théorie de la régulation et le changement technique, in R. Boyer et Y. Saillard (eds) Theorie de la régulation. L'état des savoirs, La Découverte, Paris, 1995.
- Bertrand, H. (1983), «Accumulation, régulation et crise: un modèle sectionnel théorique et appliqué», Revue économique, vol. 34, no 6.
- Billaudot, B. (1976), L'accumulation intensive du capital, these, Université Paris-I.
- Billaudot, B. (1995), Dynamiques macroéconomiques à court et moyen terme, in R. Boyer et Y. Saillard (eds) Théorie de la régulation. L'état des savoirs, La Découverte, Paris, 1995.
- Billaudot, B. (2001), Régulation et croissance: une macroéconomie historique et institutionnelle, L'Harmattan, Paris, 2001.
- Boismenu, G., Loranger, J.-G., Gravel, N. (1995), "Régime d'accumulation et régulation fordiste. Estimation d'un modèle à équations simultanées", Revue économique, 46, no.4, pp.1121-1143.
- Boyer, R. (1979), «La crise actuelle: une mise en perspective historique», in Critiques de l'économie politique, no 7-8, pp. 3-11.
- Boyer, R. (1986a), Capitalisme fin de siècle, Paris, PUF, 268 p.
- Boyer, R. (1986b), La théorie de la régulation : une analyse critique, Paris, La Découverte, 142p.
- Boyer, R., Petit P. (1981), "Progrès technique, croissance et emploi : un modèle d'inspiration kaldorienne pour six industries européennes", Revue économique, 6, nov., pp.1113-1153.
- Boyer, R., Saillard, Y. (1995) Théorie de la régulation: l'état des savoirs, Paris, La Découverte, 568

- Boyer, R., Juillard, M. (1998), " The Contemporary Japanese Crisis and the Transformations of the Wage Labor Nexus", Cahier no 9822, CEPREMAP, Paris.
- Boyer, R., (1999), " La politique à l'ère de la mondialisation et de la finance: le point sur quelques recherches régulationnistes", L'année de la régulation, vol. 3, La Découverte, Paris.
- Bowles, S., Gordon, D., Weisskopf, T. (1984), Beyond the Waste Land. A Democratic Alternative to Economic Decline, New-York, Anchor Press/Doubleday, 465p.
- Cartelier, J., de Vroey, M. (1989), L'approche de la régulation. Un nouveau paradigme? Economies et sociétés, série Théorie de la régulation, no 11, Paris.
- CEPREMAP-CORDES, (1997), Approches de l'inflation: l'exemple français, in J.-P. Benassy, R. Boyer, R. Gelpi, A. Lipietz, J. Mistral, J. Monoz, C. Ominani, Rapport de la convention de recherche no 22/176, déc. 1977, Recherches économiques et sociales, no 12, La Documentation française, oct 1978.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979), "Distribution of The Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association, 74, pp.427-431.
- Dufour, J.M. (1997), « Some Impossibility Theorems in Econometrics with Applications to Structural and Dynamic Model », Econometrica, 65, no 6 pp 1365-1387.
- Duménil, G., Lévy, D. (1993), Les régulationnistes pouvaient-ils apprendre davantage des classiques? Une analyse critique de quatre modèles, Economies et sociétés, série Théorie de la régulation, no 6, Paris.
- Duménil, G., Lévy, D. (1996), La dynamique du capital : un siècle d'économie américaine, PUF-Actuel Marx, Paris, 1996.
- Duménil, G., Lévy, D. (ed.) (1999), Le triangle infernal : crise, mondialisation et financiarisation, PUF-Actuel Marx, Paris, 1999.

- Engle, R.F., Granger, W.J., (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", Econometrica, vol. 55, no 2, mars, 251-276.
- Granger, C.W.Q. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", Econometrica, pp.24-36.
- Gregory, A., Hansen, B.,E., (1996)."Residual-based test for co-integration in models with regime shifts", Journal of Econometrics, vol. 70, pp. 99-126.
- Hansen, H. Juselius, K. (1995), "CATS in RATS Cointegration Analysis of Time Series", Instruction Manual, Estima, Evanston, 87 p.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypotheses Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", Econometrica, 59, pp.1551-1580.
- Johansen, S. (1995), "Identifying Restrictions of Linear Equations with Applications to Simultaneous Equations and Cointegration", Journal of Econometrics, 69, pp.111-132.
- Johansen, S., Juselius, K. (1992), "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis fo the PPP and the VIP for UK", Journal of Econometrics, 53, pp.211-244.
- Johansen, S., Juselius, K. (1984), "Identification of the Long Run and the Short Run Structure : an Application to the ISLM Model", Journal of Econometrics, 63, pp.7-36.
- Juillard, M. (1995), Régime d'accumulation, in R. Boyer et Y. Saillard (eds) Theorie de la régulation. L'état des savoirs, La Découverte, Paris, 1995.
- Juselius, K. (1995), "Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Parity Hold in the Long Run? an Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time-Series Model", Journal of Econometrics, 69, pp.211-240.
- Kaldor, N., (1966), "Marginal Productivity and the Macro Economic Theory of Distribution", Review of Economic Studies, oct. 1966.

- King, G., Plosser, C.I., Rebelo, S.T., (1988), "Production, growth and business cycles, I The basic neoclassical model", Journal of Monetary Economics, vol. 21, pp. 195-232..
- King, G., Plosser, C.I., Rebelo, S.T., (1988), "Production, growth and business cycles, II New directions", Journal of Monetary Economics, vol. 21, pp. 309-341.
- King, G., Plosser, C.I., Stock, J.H., Watson, M.W., (1991), "Stochastic trends and economic fluctuations", American Economic Review, vol. 81, no 4 sept., pp. 819-840.
- Lavoie, M., Seccareccia, M., (2001), « Post-Keynesian and Marxist Economics: Twin or Distant Cousins? », Dept de sciences économiques, Université d'Ottawa, (communication présentée au Forum des économistes progressistes, Canadian Economic Association, Université McGill, juin 2001).
- Lipietz, A. (1979), Crise et inflation: pourquoi? Paris, Maspero.
- Lordon, F. (1991), Théories de la croissance. Quelques développements récents, Revue de l'OFCE, nos 36-37.
- Lordon, F. (1995), Formaliser la dynamique et les crises régulationnistes, in R. Boyer et Y. Saillard (eds) Théorie de la régulation. L'état des savoirs, La Découverte, Paris, 1995.
- Loranger, J.G. (1989), "A Reexamination of the Marxian Circuit of Capital: A New Look at Inflation", Review of Radical Political Economics, vol. 21 no 1-2, pp. 97-112.
- Loranger, J.G. (1991), "Modelling the Soft Budget Constraint: Inflation Explained by a Disequilibrium in the Circuit of Capital", Metroeconomica, vol. 42, no 1, pp. 71-92.
- Loranger, J.G., Boismenu, G. (1998), "Croissance et crise au Canada: une analyse de co-intégration des tendances à long terme", Miméo, Département de Sciences économiques, Université de Montréal, mars 1998.

- Mellander, E., Vredin, A., Warne, A., (1992), "Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy", Journal of Applied Econometrics, vol. 7, pp. 369-394.
- Nason, J. M., Cogley, T., (1994), "Testing the implications of long-run neutrality for monetary business cycle models", Journal of Applied Econometrics, vol. 8, pp. s37-s70.
- Nell, E., Semmler, W. (1991), Nicholas Kaldor and Mainstream Economics, Macmillan, Londres.
- Petit, P. (1995), De la croissance cumulative à la théorie de la régulation, in R. Boyer et Y. Saillard (eds) Théorie de la régulation. L'état des savoirs, La Découverte, Paris, 1995.
- Petit, P. (1998), "Formes structurelles et régimes de croissance de l'après fordisme", Cahier de recherche no 9818, CEPREMAP, publié dans L'année de la régulation, Vol. 2, La Découverte, Paris
- Quintos, C., (1997), "Stability tests in error correction models", Journal of Econometrics, vol. 82, pp. 289-315.
- Shaikh, A., (2001), «Economic Policy in a Growth Context: A Synthesis of Keynes and Harrod», Dept. of Economics, New School, New-York, (communication présentée au Forum des économistes progressistes, Canadian Economic Association, Université McGill, Juin 2001).
- Soderlind, P., Vredin, A., (1996), "Applied co-integration analysis in mirror of macroeconomic theory", Journal of Applied Econometrics, vol. 11, pp. 363-381.
- Young, A., (1928), "Increasing Returns and Economic Progress", Economic Journal, déc. 1928.