

Forum de la Régulation, Paris, 15-16 octobre

**Régulation et croissance: un modèle monétaire-
financier pour une économie ouverte**

(révision 05/03/02)

Jean-Guy Loranger

Dept. Sc. Economiques

Université de Montréal, C.P. 6128 Montréal, Qc., Canada

jean.guy.loranger@umontreal.ca

gerard.boismenu@umontreal.ca

Gérard Boismenu

Dept. Sc. Politique

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 estimation d'un modèle de croissance équilibrée à partir d'une analyse de coïntégration multiple sur un nombre choisi de séries chronologiques trimestrielles dans le but de dégager certaines tendances à long terme de l'économie canadienne. Le choix des variables est fait à partir du modèle de régulation de Billaudot et aussi d'un modèle déjà estimé en 1995 (Boismenu-Loranger-Gravel, 1995). Nous estimerons les relations de coïntégration avec le logiciel CATS-RATS. Nous procéderons d'abord avec le modèle simple de croissance équilibrée de productivité-demande. Nous estimerons ensuite un modèle d'équilibre de moyen terme salaire-prix. Ces deux sous-modèles seront ensuite réunis dans des modèles plus complets. L'intérêt principal recherché à chacune de ces étapes est de vérifier s'il existe un nombre de relations de coïntégration 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 des régulationnistes est habituellement 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, le modèle régulationniste admet 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 tels 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 était 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 à l'heure de la mondialisation néo-libérale et de la financiarisation à l'échelle de la planète, 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 nationaux et étrangers, 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 endogène.

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).

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 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

¹ Nous remercions nos collègues R. Boyer, P. Petit, M. Juillard, P.Y. Hénin (CEPREMAP, Paris), ainsi que les participants au Congrès Marx International III (Paris, sept 2001) et au Forum sur la Régulation (Paris, oct.2001) pour leurs précieux commentaires. Bien qu'un bon 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 fordisme 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 régi 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), Juillard (1995), Amable (1995), Petit (1995), Lordon (1995). On consultera également Nell-Semmler (1991), Lordon (1991).

(2001).⁵ Soulignons enfin que Duménil-Lévy (1996) ont déjà développé une approche empirique d'un système dynamique d'équilibre général fondé sur une approche marxiste, mais leur estimation n'est pas faite dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur.

Cet article se divise en cinq sections. La première section contient une nouvelle présentation du modèle fordiste. 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 Le modèle fordiste

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 un modèle de court terme et un 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 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.

⁵ *Régulation et croissance. Une macroéconomie historique et institutionnelle*, Paris, L'Harmattan, 2001. 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 nous semble le plus près possible de son approche dynamique au régime d'accumulation.

⁶ Billaudot néglige sciemment la demande extérieure parce qu'il faudrait développer un modèle valable pour une économie ouverte. Etant 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 qui, comme on le verra plus loin, doit inclure la contrainte de la balance des paiements.

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

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*

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

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

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

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

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*

$$I = A(TS)^\phi (\Pi_i C^{\mu_i}_{-i}) \rho^v_{-1}, \quad i = 1, \dots, n, \quad A = \text{investissement autonome}, \quad v < 0$$

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

N.B. Modèle concurrentiel: $I = A(TS)^\phi (\Pi_i r K^{\mu_i}_{-i}) (TU)^v, \quad v > 0$

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*

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

G = dépenses du gouvernement

X = exportations

IM = importations

c) Relations de définition

9) Norme de rentabilité

$$\rho = (i(1+q)/r_i) = f_9(i, q, r)$$

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

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

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 moyen terme.⁷

1.2 Modèle coïntégré 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 :

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

⁷ Voir en particulier Lavoie -Seccareccia (2001) et Shaikh(2001). Dans un autre article, nous pourrions rendre compte des variations de court terme et ainsi déterminer l'importance de la variable taux d'utilisation de la capacité dans l'ajustement dynamique du modèle.

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

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

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 cointégration associées aux deux relations d'équilibre et trois tendances stochastiques communes dans le système formé par $Y, Y/E, G, X, IM$. 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 cointégration du type $Y = A(Y/E)^a$ et $Y/E = BY^b$.⁹ Les constantes A et B sont les forces exogènes qui peuvent perturber l'équilibre du système. Par

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.

⁹ En supposant que chacune des variables Y et Y/E sont $I(1)$ et qu'il existe une relation de cointégration entre elles, il s'en suit que la relation de définition $E=Y/(Y/E)$ est cointégrée et E doit être une variable $I(0)$. L'hypothèse de la constance du rapport K/E ne peut être compatible qu'avec une fonction de production à rendements non constants. Même si les coefficients de cointégration entre Y et E ou K et E sont égaux à l'unité, le coefficient de cointégration entre Y/E et K/E sera différent de l'unité si K/E est posé non constant à moyen ou long terme.

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 $A(t) = e^{at}$ et $B(t) = e^{bt}$. 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 (hors de l'équilibre) les deux relations de coïntégration 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. Dans le sous-modèle des prix et des salaires comme dans celui de la consommation et de l'investissement, il faudra analyser si ρ est coïntégré ou non avec les autres variables du système. Si ρ est I(0), cette variable est ou constante ou stationnaire à moyen terme. Si elle est une variable stationnaire, on a un problème d'identification des relations de coïntégration entre p/w et ρ d'une part et C et I d'autre part. Si ρ est I(1), cette variable agit comme une tendance stochastique commune dans les relations de coïntégration, c'est-à-dire une force qui vient perturber l'équilibre. 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 (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! Même si ces deux variables sont coïntégrées, par exemple K est I(1) et E est I(0), la variable K/E doit être I(1) et constituer une tendance stochastique commune avec les autres

variables exogènes G , X , IM , ce qui pourrait représenter des chocs du côté de l'offre. Si K et E sont coïntégrées avec d'autres variables, il faudra chercher à identifier une relation de coïntégration spécifique au rapport K/E .

1.3 Modèle coïntégré salaire-prix

Le rapport salarial, dont l'analyse est étroitement liée aux changements institutionnels, est la pierre angulaire de l'approche régulationniste. Le modèle fordiste du couple salaire-prix du tableau 2b

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

indique 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)¹⁰ L'approche de la régulation est incapable de spécifier a priori le signe entre w/p et u . L'explication du courant dominant fondée sur la stabilité d'une courbe de Phillips suppose une relation négative entre variation des salaires et taux de chômage. Mais tout le monde admet que la stabilité de la courbe de Phillips repose sur l'hypothèse de la stabilité de l'offre globale de l'économie. Si l'offre globale se contracte sous la pression d'une hausse des coûts alors que la demande reste stable à court terme, il y aura une relation positive entre inflation, hausse des salaires et hausse du chômage. A moyen ou long terme, l'approche dominante (fordiste ou autre) est de supposer une courbe de Phillips complètement verticale et un taux de chômage indépendant des prix et des salaires, donc une variable constante dans l'équation des salaires. Comme nous le verrons plus loin lorsque nous admettrons la variabilité de u , nous

¹⁰ Selon les données de l'appendice A, le taux de chômage est clairement en hausse tendancielle entre 1947 et 1982, période qui couvre l'apogée du fordisme. Après 1982, il semble y avoir un changement de régime.

rejetterons l'hypothèse d'un taux de chômage naturel à l'équilibre de moyen ou long terme pour privilégier une courbe de Phillips plutôt horizontale qui est compatible avec l'hypothèse marxienne d'une armée de réserve pour la force de travail. Ceci implique notamment l'existence d'un sous-emploi permanent et une relation positive entre prix, salaires et taux de chômage.

Mais pourquoi ne regarder que du côté des salaires pour parler de la relation productivité et salaire réel? 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.¹¹ 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).¹²

En admettant qu'il y ait coïntégration dans le sous-système Y/E, w et p , on pourrait vérifier une première relation d'équilibre entre productivité et salaire réel. On devrait observer un coefficient d'élasticité unitaire. Mais il est probable qu'on trouve plus d'une relation de coïntégration dans un système plus large qui inclue les deux variables exogènes u et p . Dans un tel cas, u et p seraient deux tendances stochastiques communes qui pourraient déplacer l'équilibre entre Y/E, w et p . On pourrait avoir plus de deux relations de coïntégration si u et p étaient $I(0)$ et donc non constantes mais stationnaires. Les tests de racines unitaires rapportés en appendice donnent peu de chance à cette possibilité car toutes les variables (sauf pour TU) sont plutôt $I(1)$, ce qui confirme bien la vraisemblance de l'hypothèse de $I(0)$ pour la variable E ¹³.

1.4 Modèle fordiste complet de coïntégration

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

¹¹ 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) et également par Duménil-Lévy (2000).

¹² Selon la courbe ρ de l'appendice A, la norme de rentabilité financière est nettement supérieure au taux de profit moyen pour la période 1971 à 1996 malgré le fait que le taux de profit moyen inclut non seulement les profits des entreprises mais aussi les revenus des rentiers. On constate d'autre part une forte accélération vers le haut de la courbe des prix au cours de la même période.

¹³ Puisque u est largement fonction de E , une critique déjà formulée est qu'il est peu vraisemblable de supposer u intégré d'ordre 1. C'est exact dans une approche où on suppose l'équilibre de plein emploi à moyen ou long terme, mais ce n'est pas l'hypothèse formulée dans l'approche marxienne où E peut être stationnaire sans que u le soit. D'autre part, l'examen de la série TU dans l'appendice A semble bien confirmer la stationnarité de cette série.

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. On pourrait réduire ce système à trois équations identifiées aux variables réelles Y/E , w/p et Y . 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 de croissance équilibrée

2.1 Modèle alternatif de coïntégration

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 coïntégrés. La force et la faiblesse du modèle de croissance productivité-demande 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 , u , 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 d'une force de travail corvéable à merci, grâce notamment à l'existence d'une force de travail illimitée. Dopés par les perspectives d'une croissance économique soutenue, les travailleurs du secteur informel s'inscrivent sur le marché du travail. Le taux de participation augmente et contribue ainsi à la hausse ou au maintien de taux de chômage u . 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, 2000), car le simple examen des graphiques txr et int (appendice A) démontre que le taux de profit moyen a chuté jusqu'au milieu des années 70 alors que le taux d'intérêt nominal était relativement stable, ce qui explique l'émergence d'un taux d'intérêt réel voisin de 0 (ou négatif pour les taux à long terme) au milieu de cette décennie. Le changement de la politique monétaire après 1975, combiné à une hausse brutale des taux d'intérêt au début des années 80 et suivi d'une déréglementation tout azimut du secteur financier, a provoqué une contre-tendance à la hausse du taux de profit moyen de telle sorte qu'on observe une décroissance de ρ après 1982 jusqu'à nos jours.¹⁴

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 coïntégration et entre 4 et 7 tendances stochastiques communes. En effet, si le modèle est exactement identifié, on doit avoir une relation de coïntégration pour chaque équation et avoir un minimum de tendances stochastiques communes associées à des variables exogènes. Qu'arrive-il si certaines variables endogènes sont stationnaires? On devrait s'attendre à ce que les relations de coïntégration pour ces variables soient plus facile à identifier car on est certain qu'une relation de

¹⁴ Il faut rappeler ici que la mesure retenue pour le taux de profit est celle déduite de la comptabilité nationale, c'est-à-dire la valeur ajoutée moins la masse salariale sur la valeur du stock brut de capital. Il s'agit donc d'un profit brut d'exploitation qui comprend la rémunération du capital financier. D'autre part, la masse salariale inclut aussi la rémunération des pdg et hauts cadres des entreprises, ce qui a pour effet de biaiser vers le bas la masse des profits. Une mesure du taux de profit moyen du secteur non financier auquel on ajouterait les salaires et les bénéfices marginaux non négligeables des dirigeants des hauts cadres serait sans doute plus appropriée mais ne changerait pas substantiellement les résultats. Des graphiques supplémentaires sont disponibles sur demande.

Tableau 3

a)Modèle alternatif réel

$$Y/E = g1(Y, K/E) = g1(C, I, K/E; G, X, IM)$$

+ + ++ + + + -

$$K/E = g2(I, TS, E) = g2(Y/E, C, I; TS, G, X, IM)$$

+ - - + - + - - - +

$$C = g5(E, w, p) = g5(Y/E, I, w, p; G, X, IM)$$

+ + - - + + - + + -

$$I = g6(C, \rho)$$

+ -

b)Modèle alternatif monétaire-financier

$$w = g3(Y/E, p; u)$$

+ + +

$$p = g4(Y/E, w, \rho)$$

- + +

$$r = (Y/E - w/p)/(K/E) = f_7(Y/E, w/p, K/E)$$

+ - -

$$\rho = (i(1+q)/r_1) = f_8(r; i, q)$$

- ++

coïntégration existe pour chacune de ces variables. La difficulté de coïntégrer des variables monétaires et des variables réelles est bien connue et on peut réduire le système à 7 variables en combinant le couple salaire/ prix en une seule variable réelle. Le salaire réel est alors une fonction positive de la productivité Y/E, du taux de chômage u et une relation négative du taux de rentabilité ρ .

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.

Le modèle réel contient 11 variables. On cherchera à identifier au moins 4 relations de coïntégration et à supposer que les autres sont des tendances stochastiques communes ou des variables non stochastiques exogènes. On pourrait aussi ajouter une cinquième équation : le salaire réel, comme on l'a déjà souligné plus haut. Mais étant donné que nous introduirons la monnaie et le taux d'intérêt, il est préférable de conserver la séparation entre salaire et prix. Le modèle monétaire-financier d'une économie fermée du tableau 3b contient 9 variables. Ici aussi, on cherchera à identifier au moins 4 relations de coïntégration et à supposer que les 5 autres variables sont des tendances stochastiques communes ou des variables non stochastiques 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. Les régulationnistes et les post-keynésiens supposent 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. La relation de coïntégration implique une élasticité unitaire entre M/p et Y et une élasticité négative entre M/P et i .

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*

$$\text{CFA} + \text{COU} = 0 \Rightarrow \text{CFA} = -\text{COU} = \text{IM} - X$$

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

CFA = solde du compte capital

COU = solde du compte courant

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

F = constante

i^* = taux d'intérêt étranger

p^* = prix étranger

e = taux de change nominal

En solutionnant par rapport à i , on a :

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

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

On peut standardiser pour avoir $b = 1$, ce qui implique $b' = 1$, $c' = -c$, $d' = -d$.

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, elle diminue le taux d'intérêt lorsque l'inflation à l'étranger augmente et lorsque la monnaie se déprécie.¹⁵ Evidemment, dans une économie dominante comme celle des EU, 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 devra 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. En dépit de l'attraction que constitue une monnaie universelle comme le dollar américain, il y a une pression de plus en plus forte de la part des manufacturiers américains en faveur de la dévaluation de leur monnaie. La question de la sur-évaluation du dollar et de la réforme du système monétaire international sont et seront de plus en plus au cœur des réunions du G-7 et des autres instances internationales.

Le modèle monétaire-financier complet du tableau 4 contient 10 équations, 10 variables endogènes et 10 variables exogènes, donc un système de 20 variables stochastiques où on doit identifier 10

¹⁵ En effet, la dévaluation réduit la nécessité de hausser le taux d'intérêt. C'est l'avantage d'un taux de change flexible qui donne à la banque centrale une certaine autonomie dans la conduite de sa politique monétaire.

Tableau 4

Modèle alternatif complet d'une économie ouverte

$$Y/E = g_1(Y, K/E) = g_1(C, I, K/E; G, X, IM)$$

+ + ++ + + + -

$$K/E = g_2(I, TS, E) = g_2(Y/E, C, I; TS, G, X, IM)$$

+ - - + - + - - - +

$$C = g_5(E, w, p) = g_5(Y/E, I, w, p; G, X, IM)$$

+ + - - + + - + + -

$$I = g_6(C, \rho)$$

+ -

$$w = g_3(Y/E, p; u)$$

+ + +

$$p = g_4(Y/E, w, \rho)$$

- + +

$$r = f_7(Y/E, w/p, K/E)$$

+ - -

$$\rho = (i(1+q)/r_1) = f_8(r, i; q)$$

- + +

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

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

+ + + - - -

relations de cointégration et 10 tendances stochastiques communes si toutes les variables exogènes sont non stationnaires. L'estimation séparée du modèle réel formé par les 4 premières équations du tableau 4 et celle du modèle monétaire-financier formé par les 6 dernières équations nous oblige à traiter comme exogènes certaines variables endogènes dans chaque sous-système. En conséquence, les forces qui déplacent le sous-système réel en équilibre sont les variables exogènes de la demande finale G, X et IM, le taux de sortie du stock de capital TS. A celles-ci, il faut ajouter les variables endogènes ρ et w/p . Les forces qui déplacent le sous-système monétaire-financier en équilibre sont le taux de chômage u , le coefficient de risque q , le taux d'intérêt à l'étranger i^* , le taux de change e , les prix à l'étranger p^* et les variables exogènes de la demande finale qui sont G, X et IM. A cette

énumération il faut ajouter les variables endogènes Y , Y/E et K/E . Tel que déjà analysé plus haut, on peut anticiper une élasticité unitaire entre w/p et Y/E . Il est ainsi pour la relation de coïntégration entre ρ , i , r et $(1+q)$: une fois ces variables transformées en log, on devrait avoir une élasticité unitaire positive pour i et $(1+q)$ et une élasticité unitaire négative pour r . Il devrait en être ainsi également pour la relation du taux de profit si on pouvait utiliser une estimation non linéaire pour cette relation. Mais comme le logiciel CATS fonctionne avec des combinaisons linéaires, seul le signe de l'estimation des paramètres pourra être utile à prendre en considération.

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 coïntégration. 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.¹⁶ 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 B1 démontrent que le test DFA est beaucoup moins sensible pour rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire que 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 seraient exogènes dans notre modèle. Elle ne seraient donc pas candidates pour agir comme tendances stochastiques communes, à moins que des tests globaux indiquent le contraire. Les résultats du test DFA sont donc plus compatibles avec la spécification de notre système que ceux du test PP.

¹⁶ Nous avons aussi expérimenté avec un nombre de 4 retards, mais les résultats sont très peu différents.

3.2 Tests globaux de racine unitaire et de cointégration

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 cointégration 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 B2 concernant les variables à exclure des relations de cointégration sont intéressantes car ils laissent présager certaines difficultés avec le modèle avec 2 variables endogènes Y et Y/E: la productivité n'entrerait pas dans les relations de cointégration! 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 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 B2 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? Les résultats de la dernière section du tableau B2 sont intéressants car, avec un nombre de relations de cointégration 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 la section 3.4. Il faut maintenant procéder à l'analyse de cointégration 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. Avant de déterminer l'espace de cointégration, le logiciel CATS permet de vérifier si une constante et ou une tendance déterministe doivent être incluses ou non dans les relations de cointégration. Au seuil de 10% et avec 2 relations de cointégration (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 cointégration. Nous avons opté pour le maintien de la constante à l'extérieur des relations de cointégration, c'est-à-dire une constante avec un modèle en premières différences, donc une tendance déterministe avec les variables de niveau.¹⁷

¹⁷ 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 $d \ln Y / dt = \alpha + a d \ln(Y/E) / dt$.

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.

Nb retards=k	3	4	5	6	7
HQ	-31.58	33.24	-33.42	-33.44*	-33.27
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 nouvelle spécification 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

On peut se demander à quoi sert l'estimation d'un modèle de croissance équilibrée si on ne connaît pas mieux a priori la valeur des paramètres du modèle. Certains critiques ont soutenu que si toutes les variables croissent au même taux, l'estimation des paramètres est un exercice superflu puisque, si les variables sont coïntégrées, elles doivent avoir un coefficient non significativement différent de l'unité. C'est sans doute vrai pour certaines variables qui apparaissent dans des ratios, mais ce n'est pas vrai pour toutes les variables qui peuvent être coïntégrées entre elles. Un exemple très simple est la fonction de production du type Cobb-Douglas à rendements constants où $Y/E = (K/E)^\alpha$. Puisque le paramètre de distribution α peut varier selon les pays et le temps, son estimation est importante pour caractériser le régime de croissance.

4.1 Modèle coïntégré 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 et les changements de régimes dans une dynamique de long

terme¹⁸. Nous supposons que le modèle fordiste productivité-demande 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 cointégration est $r = 2$ ou 3, quelle que soit la valeur choisie pour k.

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 6, 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 sont compatibles avec l'existence de deux relations de cointégration et de trois tendances stochastiques communes.

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				
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

¹⁸ Le logiciel CATS nous permet d'effectuer certains tests de changements structurels sur la matrice des coefficients des relations de cointégration. Avec le souci de minimiser la longueur de cette présentation, nous avons volontairement négligé cet aspect qui fera l'objet d'un autre article.

On aura noté que la première relation de cointégration 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, l'élasticité de la demande, bien qu'inférieure à l'unité, est nettement plus élevée ($0.736 > 0.107$) que celle de la productivité, ce qui confirme en tout point la prévision de stabilité du modèle fordiste.¹⁹

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: l'élasticité 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. La valeur calculée du rapport de vraisemblance est de 4.28, ce qui est nettement inférieur à la valeur critique de 6.25 au seuil de 10% pour une χ carrée avec 3 degrés de liberté. On accepte donc les 3 restrictions 0 sur les coefficients de la première relation de cointégration. Les constantes de chaque équation restent positives et significatives. Ce n'est plus un modèle fordiste mais un modèle concurrentiel selon la description des tableaux 1 et 2. On constate donc l'influence prépondérante des trois tendances stochastiques communes sur l'équilibre du modèle.

L'examen des coefficients de la matrice ALPHA (qui mesure la pondération ou l'importance du déséquilibre de chaque relation de cointégration 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 cointégration, c'est-à-dire celle identifiée à la demande, a une influence significative sur les variations de la

¹⁹ Malheureusement, exception faite du signe attendu, la théorie est incapable de spécifier si la demande par rapport à la productivité est élastique ou inélastique, notamment à cause de la présence de tendances stochastiques communes. D'autre part, il paraît raisonnable de supposer que selon la loi de Kaldor-Verdoorn la productivité croisse moins rapidement que la demande, donc que la productivité soit inélastique par rapport à la demande.

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 ont été supposées constantes à moyen terme. 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.²⁰

Tableau 8

Modèle productivité-demande: valeur estimée pour la matrice ALPHA

	ALPHA		Valeur de Student t	
<i>a) estimation non contrainte</i>				
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
<i>b) estimation contrainte</i>				
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 coïntégration sur chacune des variables. Un coefficient plus élevé indique un ajustement plus rapide vers l'équilibre.

Tableau 9

Valeur estimée de la matrice des tendances stochastiques communes

a) estimation non contrainte

²⁰ Afin de ne pas allonger indûment cet article, nous présentons et commentons les résultats de la matrice ALPHA et de la matrice des tendances stochastiques communes pour le modèle productivité-demande seulement. Les résultats sont disponibles sur demande pour les autres spécifications.

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. La différence fondamentale entre les combinaisons linéaires du tableau 9 et celles du tableau 7 est que ce sont des combinaisons linéaires non stationnaires. Les variables n'étant pas coïntégrées 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 relations de coïntégration. 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 5 variables exogènes, donc un système de 7 variables: Y/E, Y; G, X, IM, K/E, H. Le test de rang selon la trace au seuil de 2.5% est $r = 2$. Le signe anticipé pour le coefficient de H dans la relation identifiée à la productivité devrait être négatif, ce qui est vérifié pour les deux types d'estimation.

Tableau 10**Test de rang pour le modèle élargi productivité-demande**

Eigenv.	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max90	Trace90
0.2149	49.84	166.87	0	7	28.36	117.73
0.1936	44.32	117.03	1	6	24.63	89.37
0.1191	26.11	72.71	2	5	20.90	64.74
0.1048	22.79	46.60	3	4	17.15	43.84
0.0832	17.91	23.80	4	3	13.39	26.70
0.0272	5.68	5.90	5	2	10.60	13.31
0.0010	0.21	0.21	6	1	2.71	2.71

Tableau 11

Modèle élargi productivité-demande

estimation non contrainte

LY/E	LY	LK/E	LG	LX	LIM	LH
1.000	0.126	-0.488	-0.106	-0.200	0.077	0.425
-0.156	1.000	1.427	-0.631	0.265	-0.560	1.109

Estimation contrainte

LY/E	LY	LK/E	LG	LX	LIM	LH
1.000	-0.185	-0.853	0.000	0.000	0.000	0.690
1.741	1.000	0.000	-0.467	-0.739	0.220	0.000

Ecart-type pour BETA

0.000	0.054	0.111	0.000	0.000	0.000	0.208
0.440	0.000	0.000	0.103	0.146	0.143	0.000

L'estimation libre donne un signe contraire aux attentes pour le coefficient de la demande (-0.126) dans l'équation de productivité alors que la productivité a une élasticité positive dans l'équation de la demande. L'estimation contrainte nous donne des valeurs contraires pour les élasticités de la demande et de la productivité dans chacune des équations. L'équation de la demande est mieux identifiée dans l'estimation contrainte, notamment le solde courant (LX-LM) est positif alors qu'il était du mauvais signe dans l'estimation libre. Les deux équations

sont bien identifiées pour un régime concurrentiel et la variabilité à moyen terme du rapport K/E est confirmée puisque son coefficient a une élasticité unitaire selon le test de Wald $[(.853 - 1)/.111]^2 = 1.75$.²¹ Cette valeur est nettement inférieure à une $\chi^2(1)$ dont la valeur limite au seuil de 5% est 3.84. La valeur du rapport de vraisemblance calculée à partir des deux estimation est une $\chi^2(3)$ égale à 5.32 alors que la valeur limite au seuil 5% est 7.81. Il faut donc conclure que les coefficients de l'estimation libre qui ont été contraints à 0 ne diffèrent pas significativement de 0. 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 (voir le graphique de l'appendice A).

4.3 Modèle coïntégré salaire-prix

Le modèle coïntégré 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 coïntégration.

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

²¹ Il faut noter que tous les tests de χ carré ne sont valables qu'asymptotiquement.

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

Les résultats de l'estimation non contrainte (tableau 13) 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 pour le coefficient de cette dernière variable. La valeur calculée pour une $\chi^2(4)$ est 12.82 alors que la valeur critique pour un seuil de 5% est 9.49. Les paramètres estimés pour le taux de chômage et la norme de rentabilité sont donc significativement différents de 0. Ce résultat est une autre indication du rejet du modèle fordiste simple en faveur d'un modèle alternatif qui rejette l'hypothèse d'un taux de chômage structurel constant à l'équilibre. Il en est ainsi pour la norme de rentabilité.

Tableau 13

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

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

Modèle salaire réel-prix relatif

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

D'autre part, le modèle fordiste 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 coïntégrés, les coefficients de la productivité et des prix devraient être voisins de l'unité dans la première relation de coïntégration, 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 13 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. La valeur calculée du rapport de vraisemblance pour une χ^2 (2) est 14.74 alors que la valeur critique au seuil de 5% est de 5.99. Les contraintes imposées sur u et ρ sont donc significatives par rapport à l'estimation libre et contribuent à l'amélioration de l'identification des paramètres du modèle, ce qui milite en faveur d'un modèle alternatif ou fordiste élargi.

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 de l'économie formelle. 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. Ce « mauvais » résultat peut être explicable par une mesure déficiente de ρ ou par le fait que cette variable est stochastique faiblement exogène, c'est-à-dire pouvant être exclue de la relation de cointégration mais incluse comme une variable explicative exogène dans le modèle (voir le graphique de l'appendice A). Soulignons enfin que le terme constant est positif significatif dans les deux équations (0.248 et 0.271) et que les écarts-types des coefficients de cointégration sont très faibles par rapport à la valeur de ceux-ci.²²

4.4 Modèle pseudo-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 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 fordiste tel que formulé par Billaudot nous obligerait à poser constantes à moyen terme les variables K/E , u et ρ . Cependant, puisque cette dernière hypothèse ne semble pas très réaliste, nous estimerons d'abord un système de 10 variables pour ensuite imposer des contraintes à priori.

²² Certains critiques ont souligné qu'il est peu vraisemblable que le taux de chômage soit une variable stochastique $I(1)$ à moyen ou long terme et, en conséquence, si elle était posée $I(0)$, il faudrait la traiter comme stationnaire en ajoutant une troisième relation de cointégration. Nous avons ré-estimé le modèle avec 3 relations de cointégration en imposant les restrictions appropriées sur le salaire réel et les autres coefficients pour obtenir certains résultats surprenants comme une élasticité positive entre prix relatifs et productivité (ce qui est absurde) et une élasticité négative entre taux de chômage et salaire réel, ce qui est conforme aux attentes de la courbe de Phillips à court terme. On doit se rappeler cependant que, dans une situation d'équilibre à moyen ou long terme, la courbe de Phillips est postulée verticale.

Tableau 14

Modèle pseudo-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 coïntégration, 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. Pour accepter l'hypothèse de 9 relations de coïntégration, il faut imposer un seuil de 1% avec une valeur critique de 6.63. 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 coïntégration. 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 15

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 à l'intérieur 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 16 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 cointégration.

Tableau 16a							
Modèle pseudo-fordiste complet: Estimation libre							
LY/E LG	LY LX	LW LIM	LP	LK/E	LU	LRHO	
	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				

Les résultats de la section a (tableau 16) seront commentés en fonction des seules variables apparaissant dans le modèle pseudo-fordiste.²³ 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 (ce qui contredit la relation négative entre I et p), 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 (mauvais signe) et une fonction positive des salaires. Encore une fois, 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.

Tableau 16b						
Modèle pseudo-fordiste complet: estimation contrainte						
LY/E LG	LY LX	LW LIM	LP	LK/E	LU	LRHO

²³ L'expression psudo est introduite ici pour signifier que les 3 variables K/E, u et p sont ajoutées comme exogènes stochastiques au modèle fordiste.

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				

Passons maintenant à l'examen du modèle contraint de la section b. En changeant l'ordre de normalisation et en imposant les contraintes a priori de la théorie, 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, ce qui est conforme aux attentes en vertu de la relation négative entre investissement et taux d'intérêt. 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 pseudo-fordiste de croissance équilibré. La valeur calculée pour une χ^2 (21) est 15.11 alors que la valeur critique au seuil de 5% est 32.7. Les valeurs des coefficients contraints ne sont pas significativement différents de 0 dans l'estimation libre. Les tendances stochastiques communes associées à un tel régime seraient les trois composantes de la demande finale G, X, IM et les trois variables stochastiques K/E, u et ρ . Le modèle contraint à 4 équations est une très nette amélioration par rapport au deux sous-modèles estimés séparément.²⁴ 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 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

²⁴ Nous avons ré-estimé le modèle en imposant des contraintes supplémentaires sur les prix et les salaires pour mesurer le salaire réel dans la deuxième équation et les prix relatifs dans la troisième équation. Les résultats ne sont pas affectés sauf pour l'élasticité du coefficient de la productivité qui est plus près de l'unité comme on doit s'y attendre dans un modèle de croissance équilibrée.

large, quitte à imposer des contraintes sur la matrice des relations de cointégration. Cette manière de procéder s'est avérée une entreprise périlleuse et frustrante pour essayer d'identifier du premier coup chaque relation de cointégration à une équation particulière: le nombre de variables est trop grand pour réussir d'un seul coup.²⁵ 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 obtenu 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). L'entreprise s'est révélée payante car les résultats sont très intéressants.

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 réduire le nombre de variables exogènes et la collinéarité entre les variables, nous avons traité le solde courant XM=X-IM comme une seule variable. Il en va de même pour la variable w/p de la fonction de consommation, de telle sorte que le nombre de variables exogène est limité à 5: G, XM, TS, w/p et ρ . Le test de la trace au seuil de 10 % nous fait accepter 4 relations de cointégration.

Tableau 17							
Test de rang: modèle alternatif réel de croissance équilibrée							
Eigenv.	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max90	Trace90	
	0.4072	107.70	318.68	0		9	
35.84	185.83						
0.3014	73.87	210.98	1	8	32.26	149.99	
0.1879	42.88	137.11	2	7	28.36	117.73	
0.1565	35.06	94.23	3	6	24.63	89.37	
0.1174	25.73	59.17	4	5	20.90	64.74	
0.0753	16.12	33.44	5	4	17.15	43.84	
0.0426	8.97	17.32	6	3	13.39	26.70	
0.0397	8.35	8.35	7	2	10.60	13.31	

²⁵ Outre la difficulté grandissante d'identifier correctement les relations de cointégration à chacune des équations structurelles du système, l'augmentation du nombre de variables (plus d'une vingtaine!) combinée à un VAR d'ordre k=5 et la subdivision en sous-périodes d'observations réduit substantiellement le nombre de degrés de liberté, même si nous avons un grand nombre d'observations et que des restrictions a priori sont imposées sur les matrices des coefficients α et β . Par exemple, Tp= 212 observations et p =20 variables, Tp=4240. Sans tenir compte des restrictions sur les matrices, le nombre de paramètres à estimer est $(4p+ kp^2 +p(p+1)/2)=(80 +2000 + 210) = 2290$ paramètres. Si on subdivise l'échantillon en deux sous-périodes (2120) pour tenir compte de certains changements, le nombre de degrés de liberté serait insuffisant pour faire une inférence statistique valable.

0.0000	0.00	0.00	8	1	2.71	2.71
--------	------	------	---	---	------	------

Tableau 18a
Modèle alternatif réel: estimation non contrainte

	LY/E	LK/E	LC	LI	LG	LX/M	LTS
LW/P	1.000	-2.163	-2.432	2.244	-0.237	-0.046	-0.139
0.896	0.092						
	0.843	-0.235	1.000	-0.437	-0.517	0.014	-0.089
-0.339	0.101						
	-2.074	1.000	0.173	0.165	0.173	0.388	-0.022
-0.085	-0.084						
	7.857	-5.306	14.756	1.000	15.290	0.210	0.832
-70.170	4.578						

Les résultats de l'estimation libre sont bons pour les équations de la productivité et de la consommation sauf pour l'une des composantes de la demande globale dans chacune des équations qui ont un signe négatif contraire aux attentes: il s'agit des coefficients de I pour la productivité et de XM dans la consommation. Quant aux deux dernières équations K/E et I, les résultats sont plutôt mauvais avec des signes contraires pour I et TS dans l'équation K/E et avec un signe négatif pour C dans I.

L'estimation contrainte bouleverse complètement la situation: les 2 équations les mieux identifiées sont K/E et I. La valeur calculée pour une χ^2 (14) est 14.08 alors que la valeur critique au seuil de 5% est 23.7. Il faut donc accepter que les coefficients de l'estimation libre qui ont été contraints ne sont pas significativement différents de 0. Les résultats de l'estimation contrainte sont donc plus fiables. Outre les bons signes pour les équations K/E et I, les coefficients de la relation de consommation sont bien identifiés avec les bons signes attendus sauf pour le salaire réel qui a un coefficient négatif voisin de 0. Quant à l'équation de productivité, elle est plutôt mal identifiée avec des coefficients de signes contraires aux attentes pour les variables C et K/E.

Tableau 18b
Modèle alternatif réel: estimation contrainte

	LY/E	LK/E	LC	LI	LG	LX/M	LTS
LW/P	1.000	0.115	1.324	-1.195	-0.369	-0.114	0.000
0.000	0.000						

-0.495	1.000	0.040	-0.347	0.241	-0.027	0.108
0.000	0.000					
0.918	0.000	1.000	-0.934	-0.305	-0.113	0.000
0.052	0.000					
0.000	0.000	-1.056	1.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.153					

Le traitement de w/p comme variable exogène est sans doute responsable en partie de ces moins bons résultats. L'endogénéisation de la variable w/p et le remplacement des composantes de la demande finale par Y nous conduit à spécifier un nouveau modèle de 4 variables réelles (Y/E, K/E, w/p, Y) et de 5 variables stochastiques exogènes (TS, u, ρ, G, X/M).

Tableau 19

Modèle alternatif réel: salaire réel endogénéisé

$$Y/E = f_1 (Y, K/E)$$

+ +

$$K/E = f_2 (Y, Y/E, TS)$$

- + -

$$w/p = f_3 (Y/E, u, \rho)$$

+ + -

$$Y = f_4 (Y/E, w/p, \rho, G, X/M).$$

- + - + +

Selon le critère de la trace au seuil de 10%, on accepte l'existence de 4 relations de cointégration

Tableau 20

Test de rang: modèle alternatif réel (nouvelle formulation)

Eigenv.	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max90	Trace90
0.3051	74.99	259.05	0	9	35.84	185.83
0.2328	54.59	184.06	1	8	32.26	149.99
0.1691	38.17	129.47	2	7	28.36	117.73
0.1477	32.92	91.30	3	6	24.63	89.37
0.1001	21.73	58.39	4	5	20.90	64.74
0.0717	15.33	36.65	5	4	17.15	43.84
0.0596	12.66	21.32	6	3	13.39	26.70
0.0382	8.03	8.66	7	2	10.60	13.31

0.0031	0.63	0.63	8	1	2.71	2.71
--------	------	------	---	---	------	------

Les résultats de l'estimation libre sont excellents dans trois équations sur quatre: seule l'équation des salaires réels est mal identifiée avec un signe négatif pour le coefficient de la productivité.

L'estimation contrainte produit une valeur calculée (pour le rapport de vraisemblance) égale à une $\chi^2(19) = 30.11$ alors que la valeur critique au seuil de 5% est également 30.1. Même si c'est à la limite, on doit admettre que certains coefficients de l'estimation libre ne sont pas différents de 0. Mais on observe des différences importantes quant aux autres coefficients (non contraints). Par exemple, dans l'estimation libre, l'élasticité de la productivité par rapport à K/E est de 0.130 alors qu'elle est voisine de l'unité (0.912) dans l'estimation contrainte. Cette dernière estimation est beaucoup plus réaliste dans un modèle de croissance équilibrée. Il en est ainsi pour le coefficient de l'élasticité de la productivité par rapport à la taille de l'économie qui est nettement trop élevé dans l'estimation libre (1.782) alors qu'il est de seulement de 0.104 dans l'estimation contrainte. Ce dernier résultat est beaucoup plus réaliste.

Tableau 21							
Modèle alternatif réel(nouvelle formulation)							
estimation libre							
	LY/E	LK/E	LW/P	LY	LG	LX/M	LTS
LU	LRHO						
	1.000	-0.130	-1.875	-1.782	2.403	-0.197	0.552
0.049	-0.193						
	8.851	-3.373	-1.236	1.000	-4.394	-12.233	-1.057
-7.096	3.573						
	2.104	-1.044	1.000	-0.289	-0.663	-0.291	-0.021
0.070	0.065						
	-1.545	1.000	-1.738	0.750	0.348	-0.216	0.028
0.153	0.034						
estimation contrainte							
	LY/E	LK/E	LW/P	LY	LG	LX/M	LTS
LU	LRHO						
	1.000	-0.912	0.000	-0.104	0.000	0.000	0.000
0.000	0.000						
	6.673	0.000	5.976	1.000	-6.258	0.270	0.000
0.000	0.497						

-1.047	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.406	-0.257					
0.854	1.000	0.000	-0.555	0.000	0.000	0.343
0.000	0.000					

Les résultats de l'estimation contrainte identifient bien l'équation des salaires (alors que ce n'était pas le cas dans l'estimation libre) sauf quant au coefficient de ρ qui est de signe contraire aux attentes. L'élasticité unitaire du salaire réel par rapport à la productivité est encore une fois confirmée avec un coefficient de 1.047. Le coefficient négatif du taux de chômage est en accord avec la courbe de Phillips. C'est une nouveauté par rapport aux estimations antérieures où on observait un coefficient positif. Les coefficients de la demande sont du bon signe sauf quant au salaire réel et le solde courant. Puisque le coefficient de la productivité est négatif, le modèle identifierait un régime concurrentiel plutôt qu'un régime fordiste. La substitution de la fonction de consommation par la demande finale n'a pas apporté les améliorations escomptées: le coefficient du salaire réel est toujours négatif. Par contre, puisque le coefficient de ρ est du bon signe, la relation d'investissement dissimulée derrière ce coefficient est de bon augure.

Enfin la relation la moins bien identifiée est l'équation du rapport K/E où on observe des signes contraires aux attentes pour les coefficients des variables Y et Y/E , ce qui n'était pas le cas avec l'estimation libre. Il est possible que K/E puisse être une tendance stochastique commune plutôt qu'une variable bien coïntégrée avec la productivité et la demande. Pour explorer cette possibilité, il faudrait ré-estimer le modèle avec trois équations seulement; Y/E , w/p et Y . Mais ce type de modèle a déjà été estimé sous la forme du modèle pseudo-fordiste complet. (Voir la note 24). Cette spécification à partir la demande finale plutôt que ses composantes est meilleure et les restrictions a priori améliorent la valeur des coefficients estimés. Il faut vérifier maintenant si les résultats seront plus probants à partir du modèle alternatif monétaire-financier qui endogénise la monnaie et le taux d'intérêt.

5.2 Modèle monétaire-financier en économie fermée

Nous avons déjà estimé un modèle prix-salaire qui a donné de très bons résultats. Nous devons maintenant élargir ce modèle pour inclure trois nouvelles équations dont deux sont des relations de définitions: l'équation du taux de profit et l'équation de la norme de rentabilité financière.²⁶ La troisième équation est celle de la demande de monnaie, étant entendu que l'offre de monnaie est endogène à l'équilibre. Nous avons donc un système de 5 variables endogènes w , p , ρ , r et $M1$ et 6 variables exogènes u , i , q , Y/E , K/E et Y . Evidemment, dans un modèle complet contenant les variables réelles et financières, les trois dernières variables seraient traitées comme endogènes à moins que K/E soit considérée comme une variable stochastique exogène. Selon le critère de la trace (non reproduit ici), au seuil de 10% on accepte 7 relations de cointégration, mais au seuil de 1%, on doit accepter l'existence de 5 relations de cointégration.

Tableau 22a

Modèle monétaire-financier en économie fermée

Estimation libre

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

La valeur calculée pour le rapport de vraisemblance issu de l'estimation libre et contrainte est une χ^2 (18) = 95.47 alors que la valeur critique au seuil de 5% est 28.9. Les restrictions a priori imposées aux coefficients sont significatives dans le sens que certains coefficients estimés librement sont significativement différents de 0. En ce sens, les contraintes a priori sont effectives et sont

²⁶ On peut s'interroger ici sur l'utilité d'estimer des relations de définition telles que r et ρ . Puisque ce sont des relations non linéaires dans un modèle log-linéaire, les relations ne correspondent plus à des définitions mais à des fonctions de variables dont on connaît a priori sinon la grandeur du moins les signes des coefficients. C'est déjà un premier test de robustesse de l'estimation du modèle. De plus ces relations sont essentielles pour boucler notre système d'équations simultanées qui définit un modèle de croissance équilibrée. Enfin, l'analyse des composantes de ces variables, telles ceux du taux de profit, peut être très intéressante pour discuter du réalisme de certaines hypothèses comme la baisse tendancielle du taux de profit.

susceptibles d'affecter les résultats. Par exemple, dans la première équation, celle du salaire réel, le coefficient d'élasticité par rapport au taux de chômage change de signe et de valeur: pour chaque augmentation de 1% du taux de chômage, le salaire réel diminue d'un quart de 1%. De plus, le salaire réel devient assez inélastique par rapport à la productivité (0.508) alors qu'on s'attendrait à une élasticité unitaire.

Tableau 22b
Modèle monétaire-financier en économie fermée
estimation contrainte(1)

	LW	LP	LRHO	LR	LM1	Li	Lq
LU	LY/E	LK/E	LY				
	1.000	-1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.246	-0.508	0.000	0.000				
	0.000	0.000	1.000	0.903	0.000	-7.588	-0.001
0.000	0.000	0.000	0.000				
	-1.000	1.000	0.596	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	1.075	0.000	0.000				
	1.310	-1.310	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
0.000	-1.896	0.460	0.000				
	0.000	-1.000	0.000	0.000	1.000	-188.394	0.000
0.000	0.000	0.000	-0.537				

On observe un changement semblable dans la deuxième équation: bien que la norme de rentabilité ait une élasticité quasi unitaire (-0.934 ou -0.903) par rapport au taux de profit moyen dans les deux types d'estimation, l'élasticité unitaire (0.998) par rapport au taux d'intérêt de l'estimation libre prend une valeur exagérément élevée (7.558) dans l'estimation contrainte. Les changements observés pour la troisième équation, celle des prix, militent en faveur de l'estimation contrainte: bien que le signe de ρ soit semblable et négatif (donc contraire aux attentes) dans les deux estimations, l'élasticité unitaire négative des prix relatifs par rapport à la productivité (-1.075) de l'estimation contrainte est conforme aux attentes d'un modèle de croissance équilibrée. Il en est ainsi pour les différences observées de la quatrième équation du taux de profit: l'absence de contrainte sur les salaires les prix dans l'estimation libre produit un signe contraire aux attentes alors que l'élasticité du salaire réel est de -1.31 dans l'estimation contrainte. Les mauvais résultats observés assez systématiquement pour la variable ρ non seulement dans l'estimation de son équation mais

aussi dans l'équation des prix est une indication que cette variable devrait être traitée plus comme une variable stochastique exogène (à l'instar de la variable K/E) que comme une variable endogène.

Etant donné que la plupart des autres études empiriques traite la monnaie en termes de balance réelle, nous avons imposé la contrainte LM1 - LP en plus des autres contraintes sur les coefficients de la matrice de cointégration. Les résultats de l'estimation non 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. Les résultats de l'estimation contrainte sont semblables sauf pour le coefficient du taux d'intérêt qui est positif avec une valeur exagérément élevée (188.4). L'élasticité de la demande de monnaie par rapport au taux d'intérêt semble donc très sensible à la contrainte imposée sur les prix pour exprimer le stock réel de monnaie. Il est également possible que la contrainte imposée sur les salaires et les prix pour mesurer le salaire réel soit également responsable de ce résultat aussi biaisé . Dans le but de vérifier cette dernière possibilité, nous avons ré-estimé le modèle en n'imposant aucune contrainte sur les prix et les salaires et les résultats obtenus pour l'estimation contrainte produit un système parfaitement identifié y compris pour la variable ρ dans l'équation des prix! L'élasticité négative de la balance réelle de la monnaie par rapport au taux d'intérêt est -2.772 tandis que la balance réelle a une élasticité positive de 2.72 par rapport à la production.

Tableau 22c							
Modèle monétaire-financier en économie fermée							
Estimation contrainte(2)							
	LW	LP	LR	LRHO	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				

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. Il faut maintenant examiner si l'introduction de la contrainte de la balance des paiements qui permet l'endogénéisation du taux d'intérêt bouleverse ou non ce système en équilibre.

5.3 Modèle monétaire-financier en économie ouverte

La valeur calculée pour le rapport de vraisemblance entre l'estimation libre et l'estimation contrainte est une $\chi^2(37) = 190.48$ alors que la valeur au seuil critique de 5% est 55.0. Les contraintes 0 et les contraintes unité sur certains coefficients sont donc effectives et il existe des différences significatives entre les deux types d'estimation.

Les résultats de l'estimation non contrainte sont plutôt mauvais à l'exception des équations pour les salaires et les prix. Par exemple, l'équation du taux de profit a de mauvais signes pour toutes les variables, celle de la monnaie a une élasticité négative voisine de 0 pour la production et l'équation du taux d'intérêt a des signes contraires pour deux variables sur quatre: l'élasticité par rapport au taux d'intérêt étranger est négative et voisine de 0 alors qu'elle devrait être positive et unitaire. L'élasticité du taux d'intérêt par rapport au solde déficitaire est négative alors qu'elle devrait être positive selon le modèle.

La situation change radicalement avec l'estimation contrainte: toutes les équations sont clairement identifiées avec les bons signes, sauf pour deux variables: p dans l'équation des prix et i dans l'équation de la monnaie. Le salaire réel évolue au même rythme que la productivité avec une élasticité unitaire tandis qu'à l'inverse les prix relatifs ont une élasticité unitaire négative par rapport à la productivité. L'élasticité positive quoique faible (0.077) entre salaire réel et taux de chômage est confirmée, ce qui semble donner un certain poids à l'hypothèse de l'armée de réserve bien que l'orthodoxie dominante puisse expliquer cette situation par un déplacement vers la droite de la courbe de Phillips. La norme de rentabilité financière a une faible élasticité positive par rapport au taux d'intérêt (0.385) tandis qu'elle est très élastique négative (-2.9) par rapport au taux de profit.

Tableau 23a**Estimation du modèle monétaire-financier en économie ouverte****Estimation libre**

LW	LP	LR	LRHO	LM1	Lu	Li	Lq
LY/E	LK/E	LY	LM/X	Li*	Lp*	Le	
1.000	-1.163	0.627	-0.025	-0.014	-0.027	0.014	-0.000
-1.285	0.420	-0.109	0.137	0.027	0.211	0.005	
-1.987	1.129	-0.089	1.000	-0.444	0.102	-0.983	-0.004
3.657	-1.375	0.646	0.242	-0.060	0.984	0.179	
-0.850	1.000	-1.005	-0.340	-0.053	0.017	0.283	-0.002
1.417	-0.708	0.215	0.074	0.029	-0.198	0.068	
-0.035	0.300	1.000	0.815	0.001	0.035	-0.790	0.004
0.025	-0.008	-0.028	-0.110	0.016	-0.251	-0.144	
5.573	-5.107	-1.545	-9.390	1.000	0.326	9.867	0.029
-13.001	5.685	0.043	-0.675	-0.131	-1.129	-1.019	
-0.207	-4.519	-3.514	-0.955	-1.075	-0.313	1.000	0.012
3.950	-3.518	0.697	1.204	0.017	5.917	0.233	

Estimation contrainte

LW	LP	LR	LRHO	LM1	Lu	Li	Lq
LY/E	LKE	LY	LM/X	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	0.000	2.900	1.000	0.000	0.000	-0.385	-0.001
0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	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	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
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
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	

Etant donné que cette norme est supérieure à un sur l'ensemble de la période (voir le graphique de l'appendice A), une faible baisse du taux de profit moyen aura une influence beaucoup plus forte qu'une forte hausse du taux bancaire.

Le taux de profit moyen est fortement élastique (≈ 2) par rapport à une baisse du salaire réel ou d'une hausse de la productivité et faiblement élastique (-0.135) par rapport à une hausse du rapport K/E. L'hypothèse d'une baisse tendancielle du taux de profit causée par une hausse tendancielle du taux de composition du capital peut se transformer en contre-tendance si, par exemple, le salaire réel baisse de $\frac{1}{2}\%$ ou la productivité augmente de $\frac{1}{2}\%$ alors que le rapport capital/travail augmente de 1% . Le numérateur du taux de profit moyen augmenterait de 1% alors que le dénominateur ne diminuerait que de 0.13% .

L'élasticité de la masse monétaire réelle (ou balance réelle) par rapport à la production et voisine de 2 alors que la valeur attendue devrait être autour de l'unité. Ce résultat est sans doute biaisée par la mauvaise estimation du coefficient du taux d'intérêt qui est positif alors que la théorie le veut négatif. L'identification de cette équation laisse à désirer.

Enfin, l'imposition d'une contrainte a priori sur les taux d'intérêt pour avoir comme variable endogène de la politique monétaire le différentiel des taux d'intérêt entre le Canada et les EU donne d'excellent résultats. Puisque cette équation est au cœur de notre modèle d'économie ouverte, il est utile de reproduire les résultats.

$$\ln(i/i^*) = \text{cte} + 1.058\ln(\text{IM-X}) + 5.247\ln(p/p^*) - 0.705\ln(e)$$

(.219) (.546) (.199)

Comme on peut le constater, en plus d'imposer les contraintes 0 à priori là où c'est nécessaire, nous avons imposé d'autres contraintes supplémentaires telles que $L_i - L_i^*$, $\text{LMX} = \text{LIM} - \text{LX}$ et $L_p - L_p^*$. Le différentiel des taux d'intérêt a une élasticité unitaire par rapport au déficit du compte courant, est fortement sensible à l'inflation plus forte au Canada qu'à l'étranger et diminue avec une dépréciation du taux de change ($dL_e > 0$).²⁷

L'ajout de la condition d'équilibre entre l'offre et la demande globale (non rapportée dans cet article) 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.

²⁷ Pour mieux comprendre le signe négatif entre i et e , on doit se rappeler d'une part que notre mesure du taux de change exprime en \$ CAN la valeur d'un \$ US et, d'autre part, toute hausse du taux d'intérêt a pour effet d'attirer les capitaux étrangers et donc de soutenir (apprécier) la valeur de la monnaie, ce qui confirme une certaine autonomie de la politique monétaire avec un régime de taux de change flexible.

Tableau 23b

Modèle monétaire-financier en économie ouverte

Ecart-type pour la matrice Beta

LW	LP	LR	LRHO	LM1	Lu	Li	Lq
LY/E	LKE	LY	LM/X	Li*	Lp*	Le	
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

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 cointégration 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 des 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 cointégration 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 cointégration 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 cointégration, en particulier lorsqu'il y a

un grand nombre de variables exogènes. La théorie est ici essentielle pour nous aider à choisir le rang approprié afin d'identifier les relations de coïntégration 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 sous-système réel ou financier dont les paramètres de l'espace de coïntégration sont faciles à identifier, puis on normalise et impose les contraintes à priori nécessaires. On ajoute ensuite une relation supplémentaire qui est identifiable à une nouvelle 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 coïntégrées 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. Il a été établi à plusieurs occasions que l'estimation contrainte du modèle produit des résultats nettement supérieurs à ceux de l'estimation libre ou non contrainte. Ceci est vrai aussi bien pour le "bon" signe des paramètres que pour l'ordre de grandeur des paramètres qui ont des élasticités unitaires, comme on doit s'y attendre pour un bon nombre de cas dans un modèle de croissance équilibrée. Voyons maintenant ce qu'il faut retenir de nos diverses estimations.

i) Le modèle fordiste de productivité-demande à 2 équations répond bien aux attentes de l'approche de la régulation 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.

ii) L'estimation libre 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 coïntégration 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.

iii) 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 (w/p) à l'une des équations et les prix relatifs (p/w) à l'autre équation produit d'excellents résultats: tous les coefficients ont le bon signe attendu, ce qui illustre bien que le modèle fordiste élargi salaire-prix est aussi compatible avec un modèle d'inspiration marxienne fondé sur la croissance à moyen terme d'un réservoir de main-d'œuvre et d'une variabilité de la norme de rentabilité financière dans un équilibre à moyen terme.

iv) L'estimation non contrainte du modèle pseudo-fordiste complet de 4 équations (Y/E , Y , w/p), 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 élargie de la régulation qui accepte de faire place à certaines hypothèses d'inspiration plus marxienne que keynésienne, telles que la variabilité à moyen terme de K/E , u et ρ . La spécification strictement fordiste de Billaudot ne passe pas le test avec les données canadiennes.

v) L'estimation du modèle alternatif réel, avec les composantes de la demande C et I , qui admet explicitement les variations à moyen terme de K/E , TS , ρ et w/p , produit des résultats mixtes selon que l'estimation est libre ou contrainte: l'estimation contrainte est mauvaise pour deux équations sur quatre (Y/E et C).

vi) La ré-estimation du modèle alternatif réel avec comme variables endogènes Y/E , K/E , w/p et Y plutôt que les composantes de la demande globale C et I donne encore des résultats mitigés. Par exemple, l'élasticité de la demande par rapport au salaire réel est négative de même que pour le solde courant X/M . L'équation du rapport K/E est mauvaise, ce qui nous incite à traiter le rapport capital-travail comme une variable stochastique exogène. La réduction du modèle réel à trois équations (Y/E , Y et w/p) est équivalente à la spécification du modèle pseudo-fordiste pour lequel on a déjà obtenu de bons résultats (voir iv ci-haut).

vii) L'estimation contrainte du modèle monétaire-financier en économie fermée de 5 équations (w , p , r , ρ et $M1$) produit une quasi-parfaite identification du système: seuls les coefficients de ρ dans l'équation des prix et de i dans l'équation de la demande de monnaie sont du signe contraire aux attentes! On a observé cependant que si les prix et les salaires ne croissent pas au même rythme, les résultats peuvent être biaisés.

viii) En enlevant la contrainte sur les prix et les salaires, le modèle devient parfaitement identifié avec des valeurs pour les coefficients qui sont beaucoup plus réalistes: les variables ρ dans

l'équation des prix et la variable i dans l'équation de la monnaie sont du bons signes. Les prix sont très sensibles (4.5) par rapport à la norme de rentabilité financière et la demande de monnaie est très sensible (-2.7) par rapport au taux d'intérêt .

ix) L'estimation du modèle monétaire-financier en économie ouverte permet une identification quasi parfaite. 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 bien 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.

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. Le rapport capital-travail et la norme de rentabilité financière peuvent aussi être traitées comme des forces stochastiques exogènes. Dans le domaine des théories hétérodoxes, la meilleure théorie sous-jacente à un tel système dynamique est celle fondée sur l'approche marxienne (baisse du taux de profit et hausse du taux de chômage) plutôt que celle de la régulation keynésienne ou post-keynésienne. L'approche fordiste spécifiée par Billaudot ne colle pas à la réalité canadienne.

Au total, il convient de rappeler que l'estimation d'un modèle à correction d'erreur par l'analyse de coïntégration est sans doute une des meilleures approches pour estimer des relations de moyen ou long terme à partir d'observations de court terme, bien qu'il n'ait été nullement question dans cet article de l'impact de court terme sur l'évolution des variables du système. Outre la simulation qui peut être faite à partir du modèle estimé pour prédire son comportement futur, la recherche doit être poursuivie dans d'autres directions telles que celles de la prévision à partir de la décomposition de la variance d'un système de moyennes mobiles ou représentation VMA (Vector Moving Average). Il serait intéressant également de vérifier la stabilité du modèle sur l'ensemble de la période et de tester s'il y a des ruptures qui constituent des changements dans la structure du système.

Appendice A

Graphiques des principales variables

Identification des symboles

1) Pib.rgf

pib = produit intérieur brut
pre = productivité du travail
prk = productivité du capital
N = nombre d'hommes-heures
K = stock brut de capital
KN = rapport capital/travail

2) M1.rgf

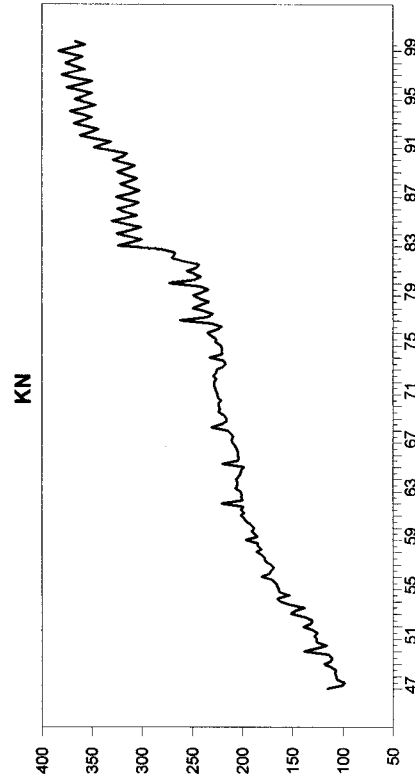
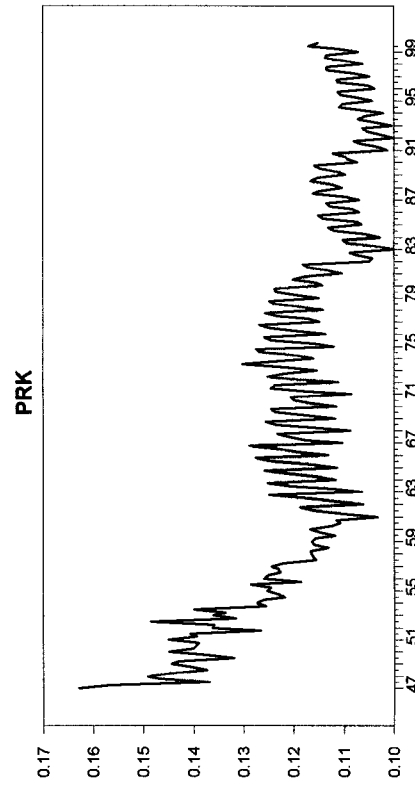
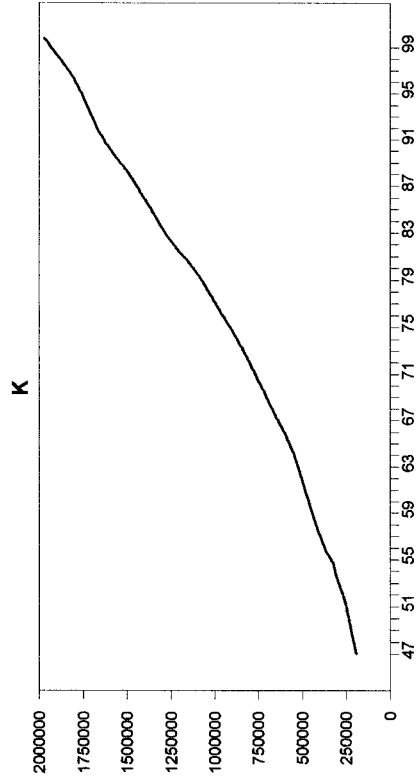
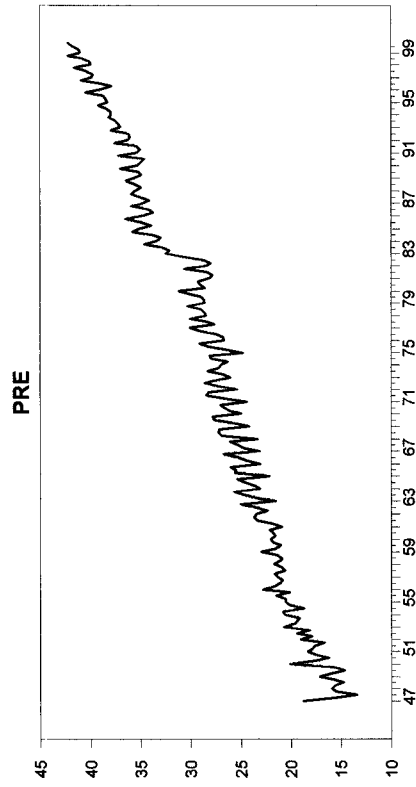
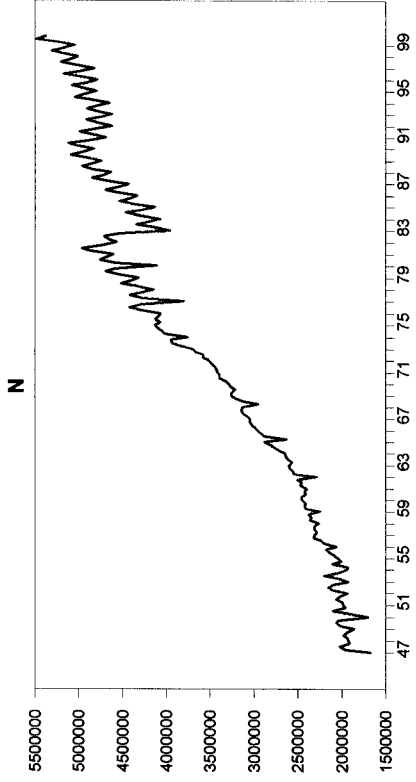
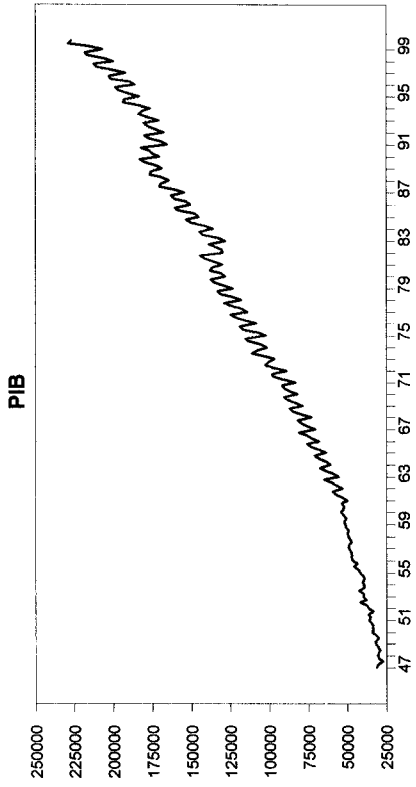
M1 = masse monétaire
int = taux d'intérêt nominal canadien
rint = taux d'intérêt réel
rus = taux d'intérêt nominal américain
pus = indice des prix américains
e = taux de change

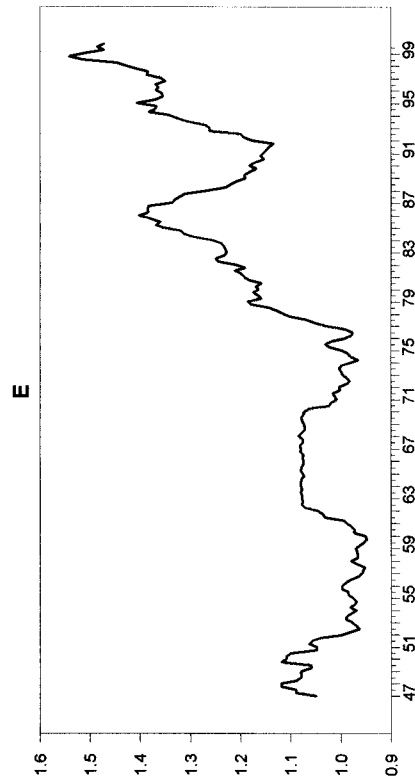
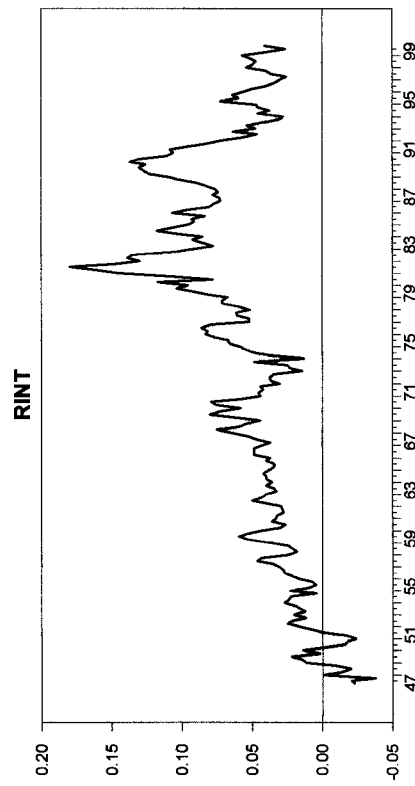
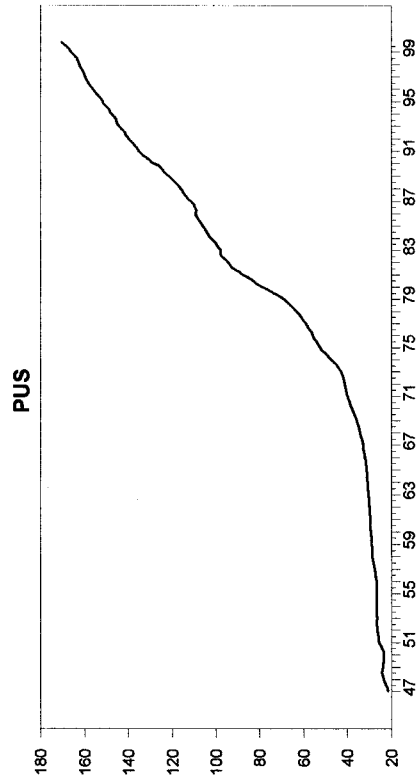
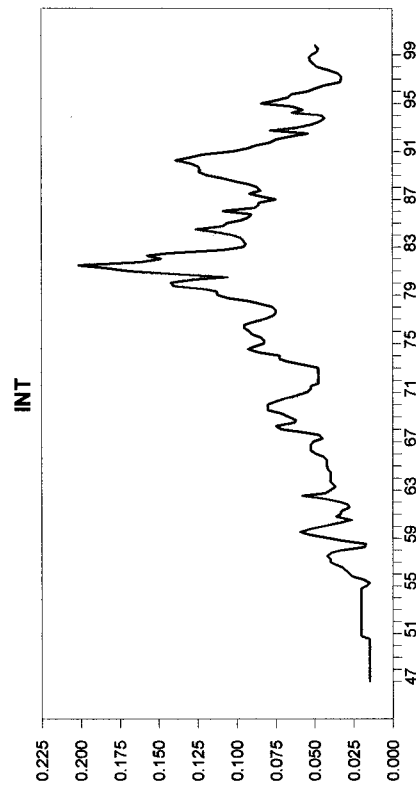
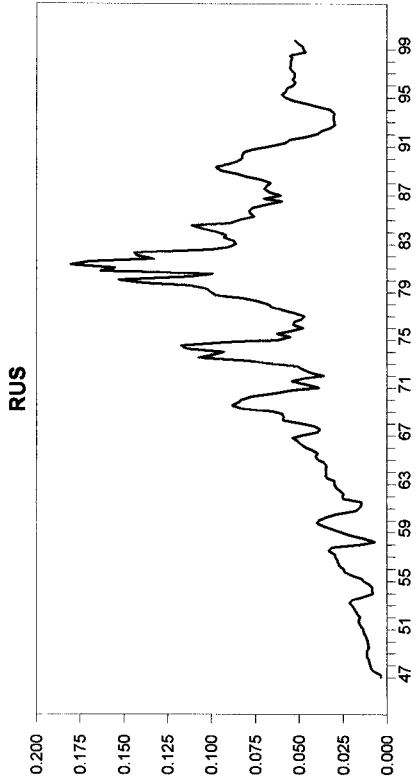
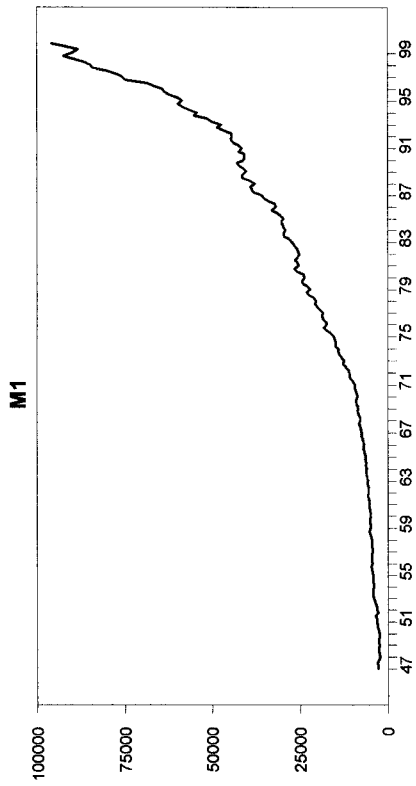
3) Tu.rgf

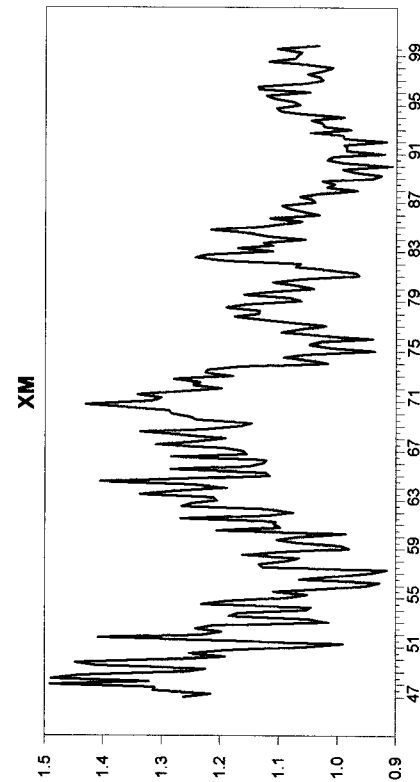
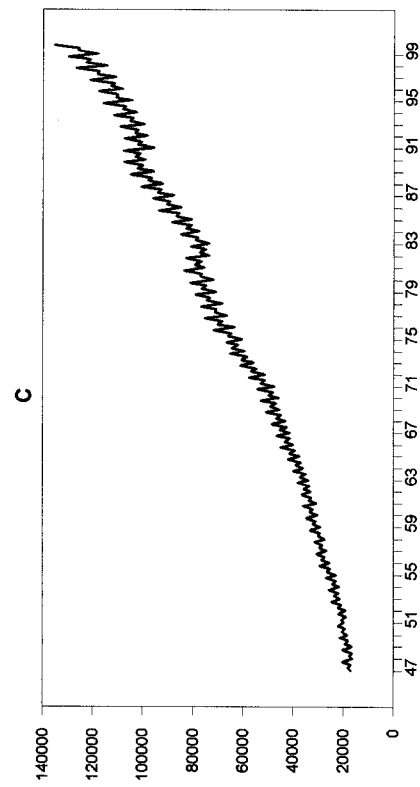
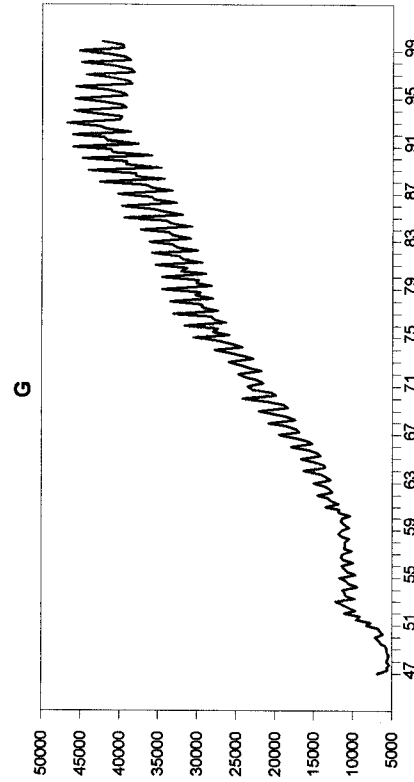
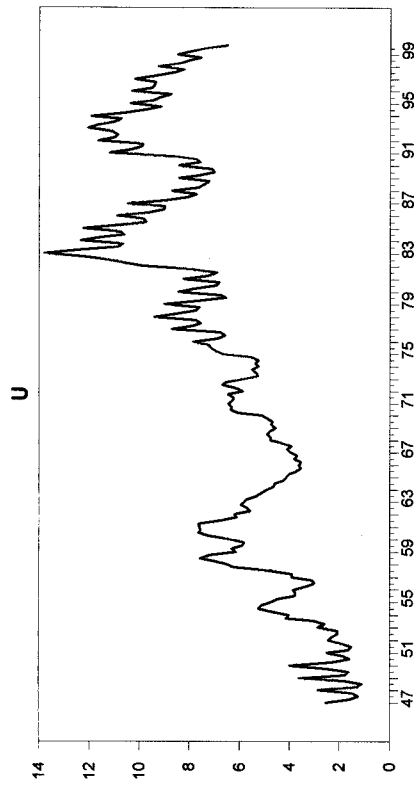
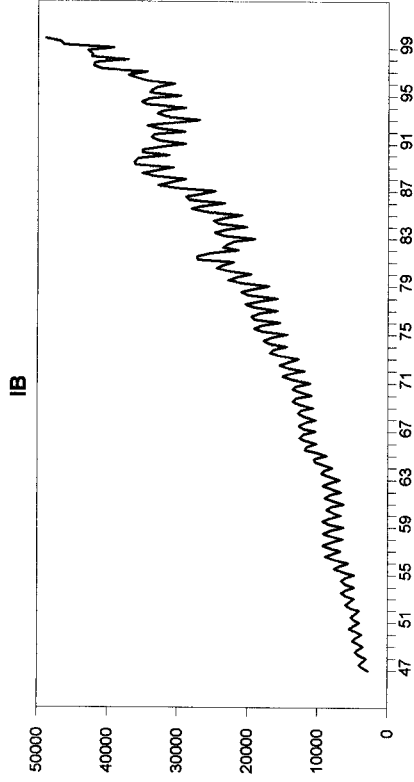
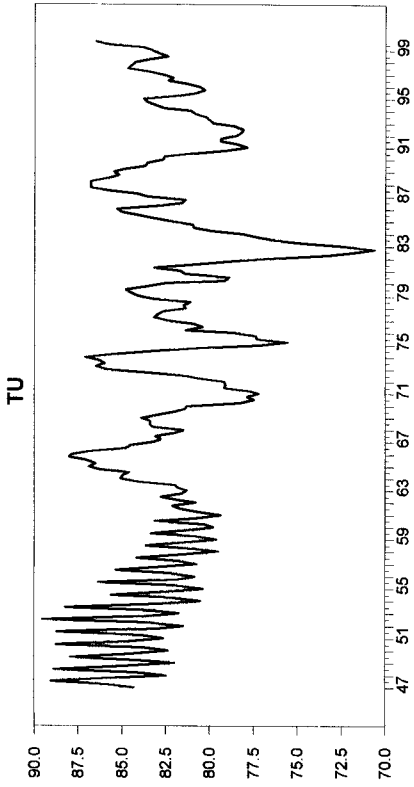
TU = taux d'utilisation de la capacité
U = taux de chômage
C = consommation
IB = investissement brut
G = dépenses des gouvernements
XM = exportations/importations

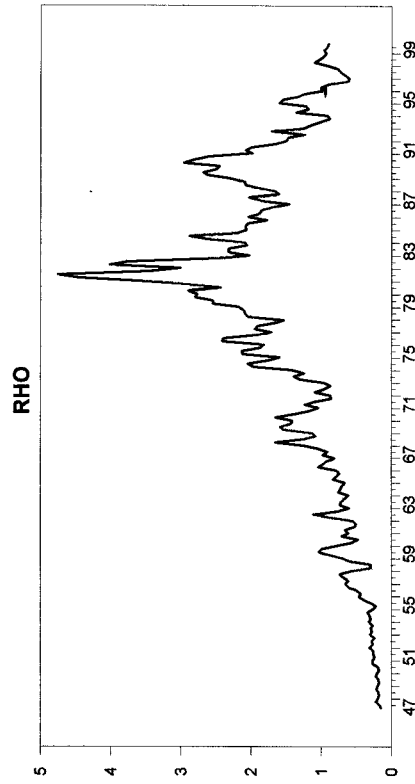
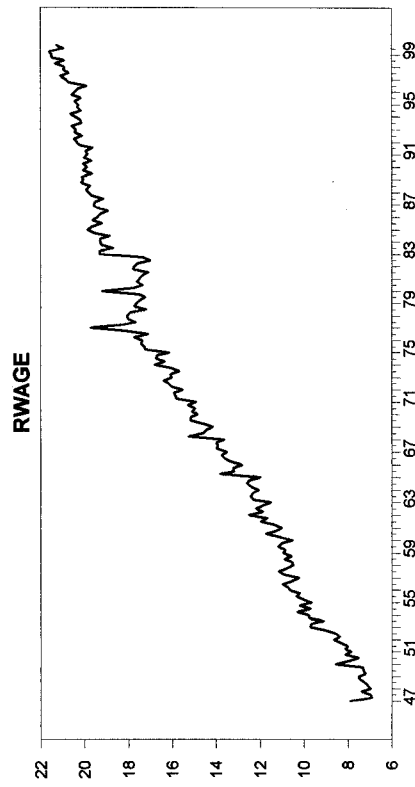
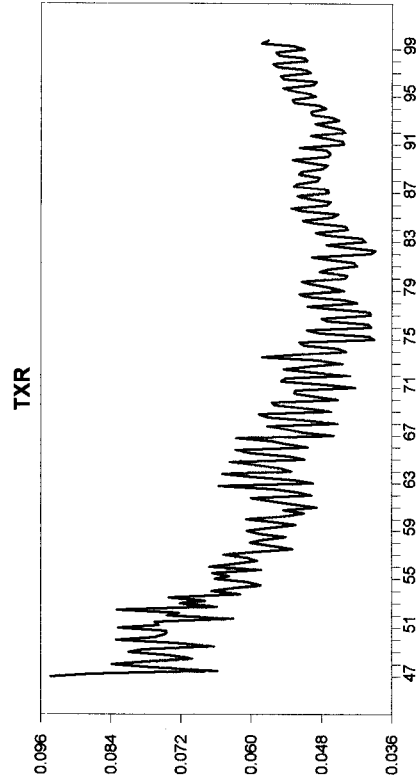
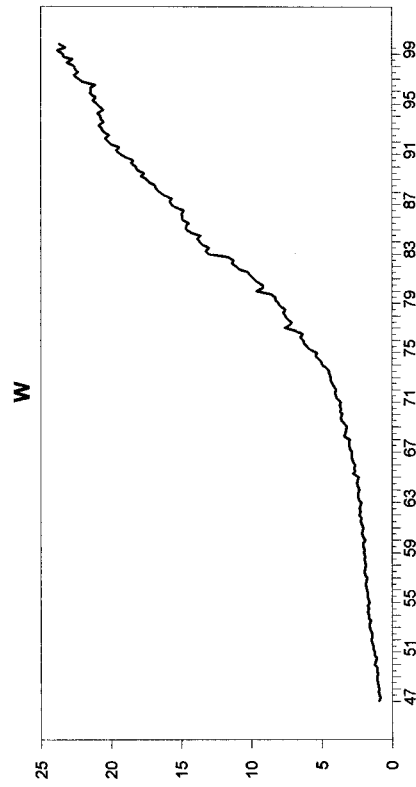
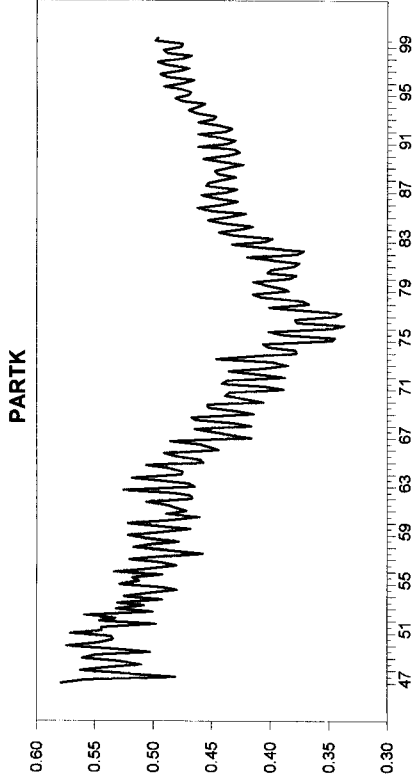
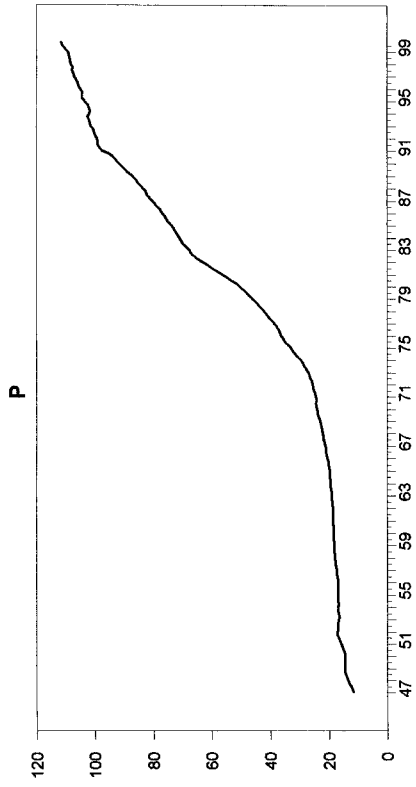
4) Rho.rgf

p = indice des prix
w = taux de salaire nominal
rwage = taux de salaire réel
partk = part du capital dans la valeur ajoutée
txr = taux de profit
rho = norme de rentabilité









Appendice B
Résultats préliminaires

Tableau B1

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

Tableau B1

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

Tableau B2**Test d'exclusion, de stationnarité et d'exogénéité**

Test d'exclusion		
Nb. de relations de coïntégration	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 relations de coïntégration	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 relations de coïntégration	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*

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) Théorie 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.

Duménil, G., Lévy, D. (2000), Crise et sortie de crise : ordre et désordres néo-libéraux, PUF-Actuel Marx, Paris 2000.

Engle, R.F., Granger, W.J., (1987), "Coïntegration 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 coïntegration in models with regime shifts", Journal of Econometrics, vol. 70, pp. 99-126.

Hamilton, J. D., (1994), Time Series Analysis, Princeton University Press, New Jersey.

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. (1990), "The Full Information Maximum Likelihood Procedure for Inference on Cointegration – Applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, pp. 169-210.

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 cointégration 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 cointegration 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.