

LOTA DABIO TAMINI

**MODÉLISATION DYNAMIQUE DE NOMBRES INDICIELS POUR MESURER L'ACTIVITÉ  
ÉCONOMIQUE DU SECTEUR PORCIN QUÉBÉCOIS**

Mémoire présenté  
à la Faculté des études supérieures de l'Université Laval  
pour l'obtention du grade de maître ès sciences (M.Sc.)

Département d'économie agroalimentaire et des sciences de la consommation  
FACULTÉ DES SCIENCES DE L'AGRICULTURE ET DE L'ALIMENTATION  
UNIVERSITÉ LAVAL

FÉVRIER 2003

## RESUMÉ

La filière porcine est un moteur de croissance de l'industrie agroalimentaire québécoise. Son activité est marquée par une dynamique complexe de ses variables économiques et financières. Et, leur diversité rend difficile la caractérisation globale de la condition économique de la filière à l'aide d'une série individuelle de données. En se basant sur l'approche utilisée dans la littérature macroéconomique, cette étude propose trois indicateurs de l'activité économique du secteur porcin québécois. Le premier indicateur, l'indice ad-hoc, est une moyenne de variables économiques pondérées par leur volatilité. Le deuxième indicateur, l'indice composite, est construit en utilisant le modèle espace-état proposé par Stock et Watson (1989, 1991). Cet indice est représenté par une composante statistique commune aux variables de la filière mais qui n'est pas directement observable. Le troisième indicateur, l'indice composite cyclique, est obtenu en modélisant les changements structurels dans le comportement de l'indice composite. Les résultats démontrent deux périodes distinctes relativement à l'activité économique de la filière porcine québécoise de 1989 à 2000. Dans le cas des indices composites, une croissance économique est observable à partir du mois d'août 1994, soit 8 mois après la mise en place du système hybride de mise en marché des porcs vivants. L'étude propose également deux indices de prédiction de la valeur de l'indice composite en utilisant des variables précurseurs. Des horizons de prédiction de six et de trois mois sont retenus. L'étude de la contribution marginale des différentes variables précurseurs au taux de croissance des indices de prédiction démontre une forte corrélation entre les inventaires des produits de porcs congelés aux États-Unis et la prédiction de l'activité économique future de la filière porcine québécoise. Le développement d'indices composite et précurseur permet de porter un jugement objectif sur la condition économique de la filière porcine québécoise.

---

Lota Dabio Tamini

Auteur

---

Jean-Philippe Gervais

Directeur de Mémoire

## REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier un certain nombre de personnes et d'institutions qui ont joué un rôle important dans l'aboutissement de ce mémoire.

Je tiens tout d'abord à remercier tous les membres de ma famille. Vous m'avez toujours encouragé et soutenu dans mes choix. Merci !

Je tiens ensuite à remercier le Centre de Recherche en Économie Agroalimentaire (CRÉA) qui m'a accueilli pour mon travail de recherche et le Conseil de Recherche en Pêche et en Agroalimentaire du Québec (CORPAQ) qui en a assuré le financement.

J'exprime également toute ma gratitude et mon respect à mon directeur de mémoire, Jean-Philippe Gervais qui m'a accompagné avec beaucoup d'efficacité et de disponibilité tout au long de ce travail. Il n'a ménagé aucun effort pour mon encadrement et a fortement contribué à renforcer mon intérêt pour l'agro-économie. Merci !

Je remercie également Remy Lambert et Bruno Larue (correcteurs) et tout le corps enseignant du département d'économie agroalimentaire et des sciences de la consommation.

Je remercie ensuite Handicap International (France) pour l'appui financier apporté à la réalisation de mes études.

Je remercie également mes collègues et amiEs de l'AGER pour leurs suggestions et leur soutien.

Enfin je remercie tout particulièrement mes amiEs à Québec et ailleurs au Canada, en Europe et en Afrique pour leur appui. Votre amitié m'est inestimable.

## TABLE DE MATIÈRE

RÉSUMÉ	i
REMERCIEMENTS	ii
TABLE DE MATIÈRE	iii
LISTE DES FIGURES	vii
LISTE DES TABLEAUX	x
CHAPITRE I : INTRODUCTION, PROBLÉMATIQUE ET OBJECTIFS	1
CHAPITRE II : DESCRIPTION DU COMPORTEMENT DE CERTAINES VARIABLES ÉCONOMIQUES DU SECTEUR PORCIN QUÉBECOIS	5
2.1. Les prix réels à la ferme du porc vivant au Québec et aux États-Unis	6
2.2. Le ratio prix réel du porc vivant – prix réel du maïs grain	11
2.3. Le prix réel à la transformation au Québec	13
2.4. La valeur réelle des abattages de porcs engraisés au Québec	14
2.5. Les inventaires de produits congelés au Québec et aux États-Unis	16
2.6. Le prix réel moyen à l'exportation	18
2.7. Conclusion	20

CHAPITRE III : REVUE DE LITTÉRATURE ET HYPOTHÈSES	21
3.1. Revue de littérature	22
3.1.1. Les études réalisées dans le secteur porcin	22
3.1.1.1. La mise en évidence du comportement non linéaire de certaines variables	22
3.1.1.2. Les méthodes de prédiction de l'évolution de variables économiques	24
3.1.1.3. Les limites des approches appliquées au secteur porcin	26
3.1.2. Les outils développés en macroéconomie	27
3.1.2.1. Les indices composites	27
3.1.2.2. Les indices cycliques	28
3.1.2.3. L'application de l'approche de Hamilton aux indices composites	30
3.1.2.4. Les méthodes de prédiction : les index précurseurs	30
3.2. Développement des hypothèses de travail	30
CHAPITRE IV : METHODOLOGIE	32
4.1. Le choix des variables	32
4.2. Les tests de la racine unitaire et de la co-intégration des variables	34
4.2.1. Les tests de la racine unitaire	34
4.2.2. La co-intégration	37
4.3. La construction de l'indice ad-hoc (IA)	39
4.4. La construction des indices composites	41
4.4.1. Le modèle espace-état	41
4.4.1.1. La description du modèle	41
4.4.1.2. L'estimation des paramètres du modèle	43
4.4.2. Le modèle à changement markovien	45
4.4.2.1. La spécification du modèle	45
4.4.2.2. L'estimation des paramètres du modèle	47
4.4.3. Le modèle de calcul de l'indice composite avancé	48

CHAPITRE V : ANALYSE PRÉLIMINAIRE ET CHOIX DES VARIABLES	50
5.1. Le choix des variables	50
5.1.1. Les différentes composantes du secteur porcin	51
5.1.2. Écart-type des pourcentages de variations mensuelles	52
5.1.3. L'étude de la corrélation des différentes variables	53
5.1.4. Le choix des variables utilisées pour la construction des indices	56
5.2. L'analyse préliminaire des variables retenues	56
5.2.1. Les tests de la racine unitaire	57
5.2.2. Le test de la co-intégration des variables	58
CHAPITRE VI : LES INDICES DE MESURE DE L'ÉTAT ÉCONOMIQUE DU SECTEUR PORCIN QUÉBÉCOIS	59
6.1. L'indice ad-hoc (IA)	60
6.1.1. Les facteurs de standardisation	60
6.1.2. L'évolution de l'IA	61
6.2. L'indice composite (IC)	66
6.2.1. L'estimation des paramètres de l'IC	67
6.2.2. L'évolution de l'IC	69
6.3. L'indice composite cyclique (ICC)	71
6.3.1. L'estimation des paramètres de l'ICC	72
6.3.2. L'évolution de l'ICC	74
6.3.3. Les probabilités associées à l'ICC	75
6.4. Comparaison de l'IA, de l'IC et de l'ICC	77

CHAPITRE VII : LES INDICES DE PRÉDICTION DE L'ÉTAT ÉCONOMIQUE DU SECTEUR PORCIN QUÉBÉCOIS	86
7.1. Les variables de l'indice composite avancé (ICA) et leur analyse préliminaire	86
7.1.1. Les variables de l'indice composite avancé	86
7.1.2. Les tests de la racine unitaire	87
7.2. L'indice composite avancé ( $ICA^{t+6}$ )	88
7.2.1. L'estimation des paramètres du modèle	89
7.2.2. L'évolution de l' $ICA^{t+6}$	92
7.2.3. Impact des différentes variables précurseurs sur le taux de croissance de l' $ICA^{t+6}$	94
7.3. L'indice composite avancé à trois mois ( $ICA^{t+3}$ )	99
7.3.1. L'estimation des paramètres du modèle	99
7.3.2. L'évolution de l' $ICA^{t+3}$	102
7.3.3. Impact des différentes variables précurseurs sur le taux de croissance de l' $ICA^{t+3}$	104
7.4. Conclusion	107
CONCLUSION GÉNÉRALE	109
BIBLIOGRAPHIE	111
ANNEXES	119

## LISTE DES FIGURES

Figure 1 :	Évolution du prix réel à la ferme au Québec en dollars canadiens, par 100 kg, de janvier 1988 à décembre 2000	8
Figure 2 :	Revenu réel net perçu et prix réel net du marché en dollars canadiens, par 100 kg, de 1988 à 2000	9
Figure 3 :	Évolution du prix réel à la ferme aux États-Unis en dollars canadiens, par 100 kg, de janvier 1988 à juin 1998	10
Figure 4 :	Évolution en pourcentage de la différence entre le prix réel à la ferme au Québec et le prix réel à la ferme aux États-Unis, de janvier 1988 à juin 1998	11
Figure 5 :	Évolution du ratio de prix réels du porc vivant /maïs grain au Québec, de janvier 1988 à septembre 2000	12
Figure 6 :	Évolution du ratio et du revenu net réel perçu de 1988 à 2000	13
Figure 7 :	Évolution du prix réel à la transformation au Québec en dollars canadien, de janvier 1988 à décembre 2000	14
Figure 8 :	Moyenne mobile sur trois mois de la valeur de la production des fermes du Québec, en millions de dollars canadiens, de janvier 1988 à septembre 2000	15
Figure 9 :	Moyenne mobile sur trois mois de la quantité de porcs abattus au Québec, en millions de tonnes, de janvier 1988 à décembre 2000	16
Figure 10 :	Évolution du stock de porcs congelés au Québec, en milliers de tonnes, de janvier 1988 à septembre 2000	17
Figure 11 :	Évolution du stock de porcs congelés aux États Unis, en millions de livres de janvier 1988 à septembre 2000	18
Figure 12 :	Évolution du prix réel moyen à l'exportation en dollars canadiens, par 100 kg, de janvier 1988 à septembre 2000	19

Figure 13 : Évolution de l'indice ad-hoc, de mars 1989 à septembre 2000	62
Figure 14 : Évolution de l'indice composite, d'avril 1989 à septembre 2000	70
Figure 15 : Évolution de l'indice composite cyclique, d'avril 1989 à septembre 2000	76
Figure 16 : Probabilité d'être en période de croissance basée sur l'information disponible à la période courante, d'avril 1989 à septembre 2000	76
Figure 17 : Probabilité d'être en période de croissance basée sur l'information de tout l'échantillon, d'avril 1989 à septembre 2000	76
Figure 18 : Évolution de l'indice ad-hoc et de l'indice composite, d'avril 1989 à septembre 2000	79
Figure 19 : Évolution de l'indice composite et de l'indice composite cyclique, d'avril 1989 à septembre 2000	80
Figure 20 : Comparaison de l'évolution de l'indice composite et de l'indice composite avancé, de mai 1989 à septembre 2000	93
Figure 21 : Croissance de l'indice composite avancé, de janvier 1990 à septembre 2000	94
Figure 22 : Impacts de la variable XRATE à la croissance de l'indice composite avancé, de janvier 1990 à septembre 2000	96
Figure 23 : Impacts de la variable INVQ à la croissance de l'indice composite avancé, de janvier 1990 à septembre 2000	96
Figure 24 : Impacts de la variable INVUS à la croissance de l'indice composite avancé, de janvier 1990 à septembre 2000	97
Figure 25 : Impacts de la variable IC à la croissance de l'indice composite avancé, de janvier 1990 à septembre 2000	98
Figure 26 : Comparaison de l'évolution de l'indice composite et de l'indice composite avancé, de mai 1989 à septembre 2000	102

Figure 27 : Croissance de l'indice composite avancé, d'octobre 1989 à septembre 2000	103
Figure 28 : Impacts de la variable XRATE à la croissance de l'indice composite avancé, d'octobre 1989 à septembre 2000	104
Figure 29 : Impacts de la variable INVQ à la croissance de l'indice composite avancé, d'octobre 1989 à septembre 2000	105
Figure 30 : Impacts de la variable INVUS à la croissance de l'indice composite avancé, d'octobre 1989 à septembre 2000	106
Figure 31 : Impacts de la variable IC à la croissance de l'indice composite avancé, d'octobre 1989 à septembre 2000	107

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 :	Étapes de la construction de l'indice ad-hoc	40
Tableau 2 :	Écart-Types des pourcentages des variations mensuelles des variables candidates, de mars 1989 à septembre 2000	53
Tableau 3 :	Coefficients de corrélation contemporaine entre les variables candidates, de mars 1989 à septembre 2000	55
Tableau 4 :	Résultats des tests de la racine unitaire	57
Tableau 5 :	Résultats du test de co-intégration de Engle-Granger	58
Tableau 6 :	Facteurs de standardisation des variables utilisées dans la construction de l'IA	60
Tableau 7 :	Coefficients de corrélation entre la valeur des variables et la valeur de l'IA	63
Tableau 8 :	Coefficients de corrélation entre les variations de la valeur des variables et celles de la valeur de l'IA	64
Tableau 9 :	Écart-types des variations mensuelles de la valeur des variables et de l'IA	65
Tableau 10 :	Résultats de l'estimation du modèle de l'indice composite	68
Tableau 11 :	Écart-type de la variation de la valeur de l'indice composite et des variables, d'avril 1989 à septembre 2000	71
Tableau 12 :	Résultats de l'estimation du modèle de l'indice composite cyclique	73
Tableau 13 :	Croissance en pourcentage de la valeur des différents indices, d'avril 1989 à septembre 2000	77
Tableau 14 :	Période de retournement des différents indices	78
Tableau 15 :	Tableau des corrélations contemporaines des trois indices sur l'ensemble de la période d'étude	81

Tableau 16 : Tableau des corrélations contemporaines des variations de la valeur des indices durant les périodes de contraction	82
Tableau 17 : Comportement statistique de la valeur des indices, d'avril 1989 à septembre 2000	82
Tableau 18 : Comportement statistique des variations de la valeur des indices, d'avril 1989 à septembre 2000	83
Tableau 19 : Résultats des tests de la présence de racine unitaire	88
Tableau 20 : Résultats de l'estimation du modèle de l'indice composite avancé à six mois	91
Tableau 21 : Périodes de retournement de l'IC et de l'ICA <sup>t+6</sup>	94
Tableau 22 : Résultats de l'estimation du modèle de l'indice composite avancé à trois mois	101
Tableau 23 : Périodes de retournement de l'IC et de l'ICA <sup>t+3</sup>	103
Tableau 24 : Définition des variables	119
Tableau 25 : Sources des données	119

## **CHAPITRE I**

### **INTRODUCTION, PROBLÉMATIQUE ET OBJECTIFS**

Le secteur porcin occupe une place importante dans l'économie agroalimentaire du Québec. Les effectifs porcins ont régulièrement augmenté passant de 2 975 000 têtes au premier trimestre de 1988 à 3 774 100 têtes au dernier trimestre de l'année 2000. Cela représente une augmentation de près de 27 % sur la période de 12 années (Statistique Canada, 2002). Cette production animale génère environ 20 % des recettes monétaires du secteur agricole et constitue le deuxième secteur en importance après le secteur laitier (Larue, Robert, Gervais et Ben Salha, 2000). Le marché extérieur est très important pour la filière porcine québécoise. La valeur des exportations porcines était de 651,5 millions de dollars canadiens en 2000, ce qui représentait près de 33 % de la production porcine et 22,3 % des recettes à l'exportation du Québec (Ministère de l'Agriculture, des Pêches et de l'Alimentation du Québec [MAPAQ], 2002).

Plusieurs observateurs du secteur privé et public considèrent que l'expansion de la production porcine au Québec est un modèle du dynamisme québécois en affaires. Il est indéniable que la filière porcine génère une activité économique importante pour la province. Cependant, à l'image de la plupart des secteurs économiques, l'activité économique du secteur porcin québécois est quelque peu volatile. Certaines variables importantes de la filière exhibent un comportement cyclique. Les variations cycliques des quantités et/ou des variables de prix, qu'elles soient parfaitement anticipées ou non entraînent souvent des coûts importants pour les agents. De plus, les producteurs, les transformateurs et le gouvernement réagissent souvent aux comportements volatiles des variables et des indicateurs afin de soutenir la tendance ou au contraire pour l'inverser. La

réaction à ces mouvements suppose de la part des agents la capacité d'identifier et de prédire le comportement de plusieurs variables lors des périodes de contraction et d'expansion. En effet, un certain nombre d'entre elles pouvant servir d'indicateurs. Par exemple, le prix à la ferme du porc vivant au Québec et aux États-Unis, le prix des intrants de production à la ferme (par exemple le maïs), la valeur des abattages de porcs, certaines variables représentant les conditions du marché extérieur (prix sur les marchés d'exportation, etc.) révèlent de l'information à propos de la condition économique de la filière. Par contre, il est extrêmement difficile de comprendre les mécanismes responsables de l'activité économique du secteur porcin à l'aide d'une série unique de données. Les mouvements entre les variables d'intérêt et les divergences d'intérêts entre les différents acteurs de la filière rendent malaisé l'appréciation et l'interprétation de la condition économique de la filière. De même, l'utilisation de données économiques générales du Québec et de données agricoles agrégées est d'une utilité limitée en raison des caractéristiques propres au secteur porcin.

La présente étude s'inspire de la littérature en macroéconomie pour identifier et diagnostiquer l'état d'une économie. Elle utilise plus particulièrement les études sur les phénomènes cycliques économiques. Burns et Mitchell (1946) (cités par Diebold et Rudebusch (1994)) énoncent deux principales caractéristiques d'un phénomène cyclique en macroéconomie :

- 1) Il existe généralement une dynamique de co-mouvement entre plusieurs variables économiques. Les dynamiques individuelles et les inter-réactions entre variables peuvent cependant être différentes.
- 2) Il est généralement possible d'identifier un cycle économique en phases distinctes de fluctuations à la hausse et de fluctuations à la baisse. Ces phases peuvent être analysées séparément. Par ailleurs, elles présentent des durées et des points de revirement variables sous l'influence de chocs internes ou externes.

Ces deux principales caractéristiques des cycles économiques et les limites liées à l'utilisation de séries uniques de données pour apprécier l'état économique d'un secteur de l'économie ont été à l'origine de plusieurs approches méthodologiques dans le but de décrire, mesurer et prédire l'activité macroéconomique à l'aide d'un indicateur unique.

L'objectif général du mémoire est de développer des instruments de mesure appelés indicateurs pour juger la condition de l'activité économique de la filière porcine québécoise. Pour ce faire, une procédure économétrique réunira l'information présente dans le mouvement des séries de données individuelles de la filière et produira une mesure unique de l'activité économique. Plusieurs indicateurs seront développés et leur habileté à prédire l'activité économique future de la filière sera discutée. L'utilité de l'indicateur est donc de porter un diagnostic sur l'activité économique de la filière porcine québécoise et de prédire les futurs mouvements de cette activité.

Les objectifs spécifiques de la présente étude sont de :

1. Mesurer l'état économique du secteur porcin québécois à l'aide d'un indicateur unique.
2. Développer cet indicateur de manière à :
  - i. Mesurer sa contribution à la formation de la valeur de différentes variables du secteur porcin québécois ;
  - ii. Prédire l'état économique futur du secteur porcin québécois.

Le présent document est divisé en sept chapitres. Le chapitre II décrit les différentes variables économiques importantes du secteur porcin québécois et leur évolution dans le temps. Le chapitre III passe en revue les différentes approches méthodologiques développées pour mesurer et prédire le comportement de différentes variables du secteur porcin et les cycles économiques en macroéconomie. Ce chapitre se termine par l'exposé des principales hypothèses de recherche de l'étude. Le chapitre IV développe l'approche

méthodologique de construction des indices de mesure et de prédiction de l'état économique du secteur porcin québécois. Le chapitre suivant effectue une sélection des variables candidates et décrit de façon préliminaire le comportement statistique des variables retenues. Le chapitre VI propose trois indices pour mesurer l'état économique du secteur porcin québécois, soit un indice ad-hoc, un indice composite et un indice composite cyclique. Enfin le dernier chapitre propose deux indices composites avancés afin de prédire l'état futur du secteur porcin québécois sur des horizons de trois et six mois.

## CHAPITRE II

### DESCRIPTION DU COMPORTEMENT DE CERTAINES VARIABLES ECONOMIQUES DU SECTEUR PORCIN QUÉBÉCOIS

L'objectif de ce chapitre est de décrire le comportement dans le temps d'un certain nombre de variables du secteur porcin québécois. La période d'étude va de mars 1989 à septembre 2000. Le mois de mars 1989 correspond à l'année de démarrage du système de mise en marché des porcs vivants au moyen de l'encan électronique et le mois de septembre 2000 marque la fin de la période pour laquelle il nous a été possible de disposer de toutes les données nécessaires à l'étude. Les données ont une fréquence mensuelle.

Nous suivons le conseil de King et Rebelo (1999) et Diebold et Rudebusch (1994) qui suggèrent l'étude de valeurs réelles. Cela permet d'éliminer l'impact de l'inflation et d'examiner ainsi les « véritables » fluctuations des variables économiques propres au secteur.

Il est important de noter les observations suivantes reliées à l'étude du comportement des variables lors des sections suivantes. L'année de référence pour le calcul de l'Indice des prix à la consommation (IPC) au Québec est l'année 1992 (Statistique Canada, 2002). Aux États-Unis la période va de 1982 à 1984 (Statistique Canada, 2002). Une transformation est effectuée<sup>1</sup> afin d'avoir l'année 1992 comme année de référence de toutes les données utilisées. Les lignes pointillées verticales sur les graphiques identifient les périodes

---

<sup>1</sup> L'IPC mensuel ajusté ( $IPC_{m,a} \text{ ajusté}$ ) est obtenue en divisant l'IPC du mois considéré ( $IPC_{m,a}$ ) par l'IPC mensuel moyen de l'année 1992.  $IPC_{m,a} \text{ ajusté} = 100 \times IPC_{m,a} / IPC_{1992}$  avec  $IPC_{1992} = \sum IPC_{m, 1992} / 12$ ,  $m$  étant le mois ( $m = 1, 2, \dots, 12$ ) et  $a$  l'année.

d'expansion et de contraction. De plus, la moyenne du taux mensuel de variation et la durée des différentes phases sont généralement indiquées à l'intérieur des graphiques.

## 2.1. LES PRIX RÉELS À LA FERME DU PORC VIVANT AU QUÉBEC ET AUX ÉTATS-UNIS

Le prix réel à la ferme représente la première variable considérée lorsque nous nous intéressons au secteur porcin québécois. Plusieurs intervenants considèrent cette variable comme étant l'indicateur absolu de la condition économique du secteur car elle joue un rôle direct dans le niveau de recettes des producteurs et des entreprises de transformation.

Le prix réel du porc vivant à la ferme au Québec (prix réel à la ferme) utilisé est le prix indice de qualité 100. Il est payé au producteur en dollars canadiens pour 100 kilogrammes. Avant le mois de mars 1989, la fixation des prix résultait de la négociation entre producteurs et transformateurs. Dès ce moment et cela jusqu'au mois de décembre 1993, la mise en marché des porcs s'est effectuée au moyen unique d'un encan électronique. Depuis janvier 1994, la mise en marché des porcs vivants inclut un mécanisme de pré-attribution basé sur deux grands principes :

- 1) une partie de la production est mise sur le marché à un prix prédéterminé et calculé à partir de la moyenne du prix de quatre marchés américains (Illinois, Indiana, Iowa-Sud Minnesota, Ohio) à laquelle on retranche une constante qui a varié au cours des années. Ce prix est identifié comme le prix de pré-attribution.
- 2) La production est pré-attribuée aux abattoirs selon le volume de leurs abattages historiques.

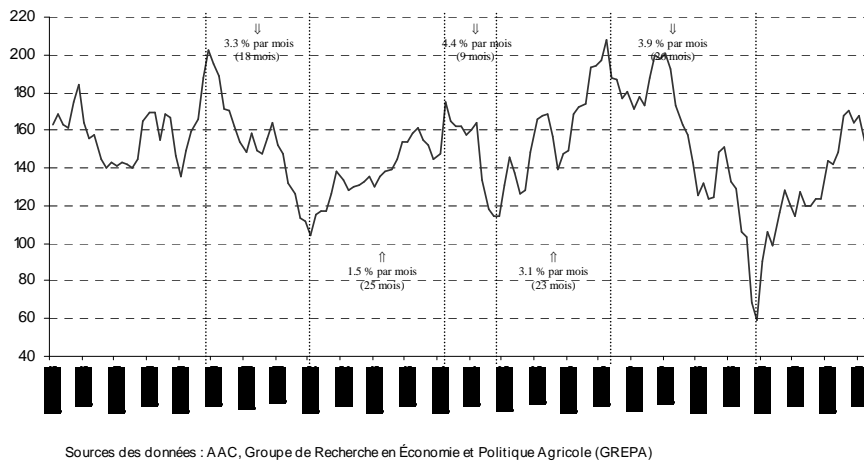
Entre 1994 et 2000, la portion restante des inventaires de porcs vivants est mise en marché par l'entremise d'un encan électronique.

Du mois de janvier 1994 au mois de septembre 1994, 80 % de la production porcine québécoise était pré-attribuée. Du mois d'octobre 1994 au mois de janvier 1996, ce niveau est passé à environ 90 % avant de retomber à 72 % à la fin de l'année 2000 (Larue *et al.*,

2000). Il faut souligner qu'il existe depuis janvier 2000 un autre mécanisme de mise en marché. Des ventes hebdomadaires sont effectuées par l'intermédiaire de contrats qui ne concernent que des livraisons d'un mois. Le prix moyen à la ferme du porc vivant au Québec est une moyenne pondérée du prix de pré-attribution et de celui de l'encan électronique. Depuis le mois de janvier 2001, la durée des contrats peut atteindre 6 mois. N'ayant pas de données significatives sur cette période, cette méthode de mise en marché ne sera pas prise en compte dans notre étude.

La figure 1 montre que du mois de janvier 1988 au mois de décembre 2000, le prix réel à la ferme au Québec a une trajectoire présentant trois phases d'expansion et autant de phases de contraction. Un premier sommet est observé au mois de juin 1990 après une période marquée par une instabilité des prix. Ce sommet est suivi par une baisse de prix de 18 mois. Le prix réel à la ferme connaît une baisse totale de près de 48 % atteignant un creux au mois de janvier 1992. La baisse mensuelle moyenne observée est de 3,3 % avec un écart-type de près de 5. Ensuite, pendant 25 mois, nous assistons à une remontée de la valeur du prix réel à la ferme qui, avec une augmentation de 68 %, atteint un sommet au mois de février 1994. Le taux de croissance mensuel moyen a alors été de 1,5 % avec un écart-type de 5. Du mois de mars 1994 au mois de novembre 1994, une courte période de contraction d'une durée de 9 mois est observée. Elle réduit la valeur du prix réel à la ferme de 35%. La baisse mensuelle moyenne est légèrement supérieure à 4 % avec un écart-type de 7. Nous observons par la suite une croissance de la valeur du prix réel à la ferme qui atteint un sommet au mois d'octobre 1996 après une croissance mensuelle moyenne de 3 %. Après survient une phase de contraction de 26 mois, la baisse mensuelle moyenne étant de 4 % avec un écart-type de 10. La baisse totale de la valeur du prix réel à la ferme a alors été d'environ 72 %. A partir de cette date et jusqu'à la fin de notre période d'étude le prix réel connaît une phase d'expansion dont la moyenne mensuelle est de 4 % avec un écart-type de 13.

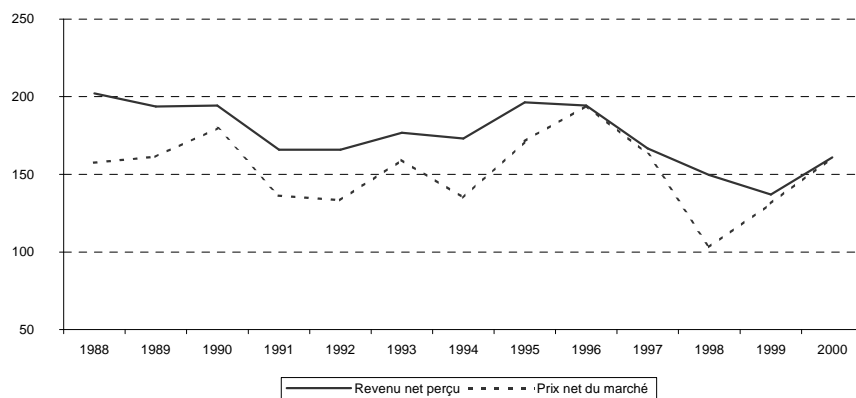
Figure 1 : Évolution du prix réel à la ferme au Québec en dollars canadiens par 100 kg, de janvier 1988 à septembre 2000



Le prix réel à la ferme montre des phases de contraction plus importantes que les phases d'expansion. Par contre, les durées sont sensiblement identiques et avoisinent une durée de 2 ans. De plus, peu importe les phases du cycle, la volatilité du prix réel à la ferme est assez marquée. L'écart-type des variations est en général supérieur à 5. Cependant, en raison de la présence du programme d'Assurance - Stabilisation des Revenus Agricoles (ASRA), le revenu effectif des producteurs n'est pas toujours directement relié au prix du marché. Le programme ASRA garantit à chaque producteur un revenu net basé sur le coût de production moyen d'un échantillon de producteurs. Le prix effectif moyen est égal au maximum du prix moyen du marché et du revenu net stabilisé moins les cotisations versées au programme. Le prix moyen du marché utilisé pour verser les compensations aux producteurs est une moyenne mobile du prix moyen des trois dernières années (Bouchard, 1994). L'ASRA contribue donc à atténuer l'effet des fluctuations du prix réel à la ferme sur les profits des producteurs. Cependant, le mode de calcul du revenu stabilisé devrait théoriquement assurer une atténuation de l'effet des fluctuations du prix sans obstruer les tendances du marché. Les cotisations au régime d'assurance-revenu réduisent le prix effectif reçu par le producteur. Bien que le gouvernement assume le paiement des deux tiers

de la cotisation nécessaire actuariellement pour équilibrer le fonds d'assurance, les mouvements cycliques du prix à la ferme influencent certainement le revenu net des producteurs. La figure 2 compare le revenu réel annuel stabilisé et le prix réel annuel moyen du marché sur la période allant de 1988 à 2000. Sur cette période, le prix moyen du marché a été supérieur au revenu stabilisé durant seulement deux années : 1996 et 2000.

**Figure 2 : Revenu réel net perçu et prix réel net du marché en dollars canadiens, par 100 kg, de 1988 à 2000**



Sources des données : Financière agricole, Statistique Canada

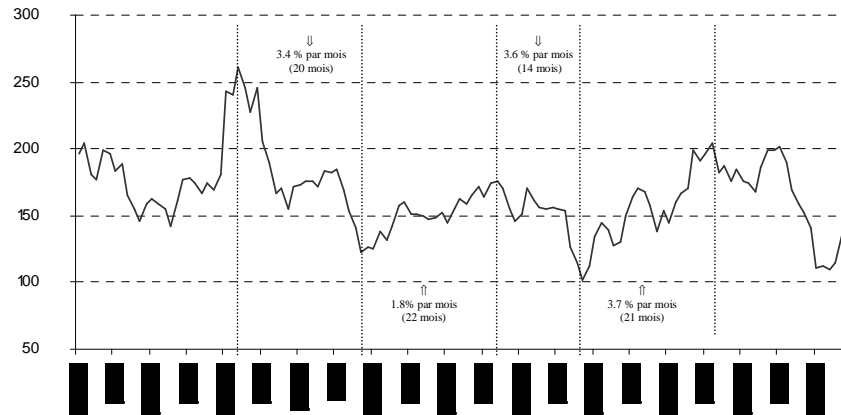
La figure 2 montre une même tendance cyclique pour le prix réel net du marché et le revenu réel net perçu.

La figure 3 présente l'évolution du prix réel à la ferme aux États-Unis<sup>2</sup>. Il est important d'analyser la tendance de cette variable en raison de l'étroite relation entre le marché porcin québécois et le marché américain compte tenu des mécanismes de mise en marché québécois. Le prix réel américain a un comportement dans le temps assez proche de celui

<sup>2</sup> Avant 1992, les prix réels à la ferme aux États Unis étaient une moyenne de 7 marchés (Indianapolis, Kansas City, Omaha, National Stock Yard, Sioux City, South St-Joseph et South St-Paul). En 1992 et 1993 ils étaient une moyenne de 6 marchés (Indianapolis, Omaha, National Stock Yard, Sioux City, South St-Joseph et South St-Paul). Depuis 1994, ils sont une moyenne de 5 marchés (Omaha, Sioux City, South St-Joseph et South St-Paul et Sioux Falls). Martin *et al.* (1999).

au Québec. Les dates de retournement des cycles américains semblent, en général, précéder celles des cycles du prix au Québec entre 1988 et 1994. L'introduction de la pré-attribution dans la mise en marché semble avoir contribué à synchroniser les périodes d'expansion et de contraction entre les deux marchés.

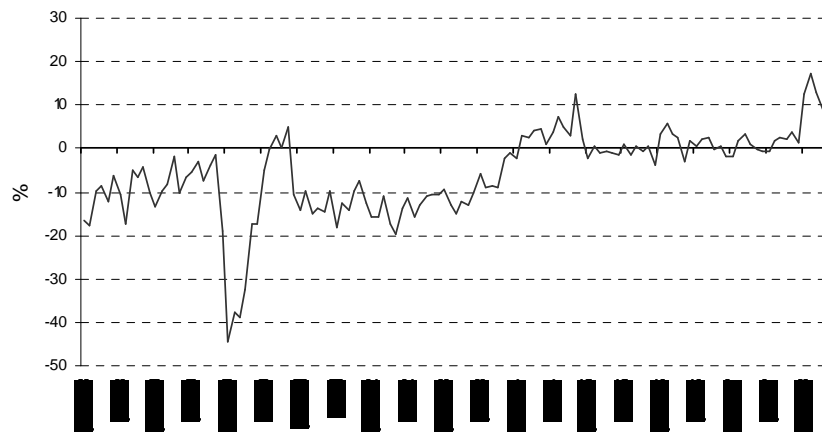
**Figure 3 :** Évolution du prix réel à la ferme aux États-Unis en dollars canadiens, par 100 kg, de janvier 1988 à juin 1998



Source des données : United States Department of Agriculture (USDA)

Comme le montre la figure 4, la synchronisation des prix est plus visible lorsque la différence entre le prix réel à la ferme au Québec et le prix réel à la ferme aux États-Unis est examinée. Cette différence a presque toujours été négative sur la période allant du mois de janvier 1988 au mois de décembre 1993 avant d'être peu significative à partir du mois de janvier 1994. Notons que cette différence serait nécessairement réduite si le prix québécois était pondéré par l'indice de qualité moyen de l'industrie.

Figure 4 : Évolution en pourcentage de la différence entre le prix réel à la ferme au Québec et le prix réel à la ferme aux États-Unis, de janvier 1988 à juin 1998

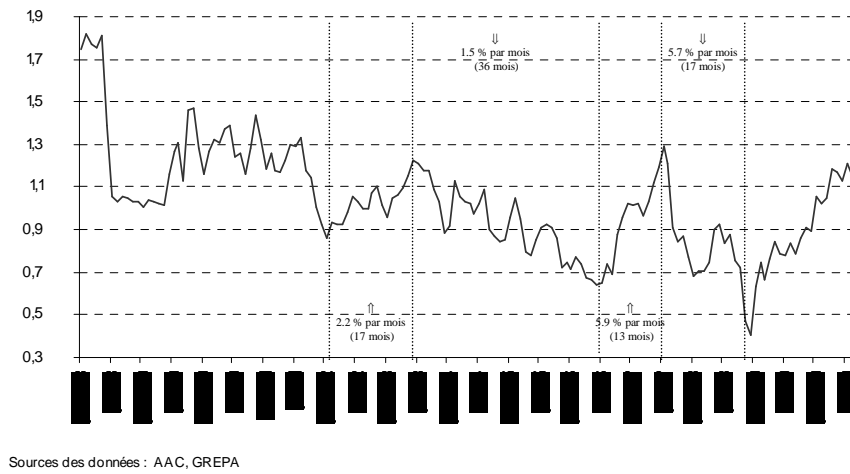


## 2.2. LE RATIO PRIX RÉEL DU PORC VIVANT – PRIX RÉEL DU MAÏS GRAIN

Selon les données de la Régie des marchés agricoles du Québec (1998-1999), l'alimentation représentait le poste de dépense le plus élevé des producteurs de porcs vivants avec près de 56 % des coûts de production (MAPAQ, 1999). Dans la province de Québec, le maïs constitue un des intrants alimentaires les plus utilisés. Le calcul du ratio entre le prix réel à la ferme du porc vivant au Québec et le prix réel du maïs constitue alors un bon indice de profitabilité pour les producteurs. Pour le calcul du ratio nous utilisons le prix du maïs en dollars canadiens par tonnes métriques. Il est observé dans les centres régionaux québécois (St Hyacinthe et St-Jean sur le Richelieu).

La figure 5 montre que l'évolution du ratio présente un comportement cyclique dont les phases sont moins régulières que celle du prix réel du porc vivant à la ferme au Québec.

Figure 5 : Évolution du ratio de prix réel du porc vivant / maïs grain au Québec, de janvier 1988 à septembre 2000



Sur la période d'étude, le premier véritable point tournant est observé au mois de janvier 1992 avec un niveau plancher. À partir de ce moment et jusqu'au mois de juin 1993, une croissance mensuelle moyenne de 2,2 % (avec un écart-type de 5) est observée. Cette croissance est suivie pendant 36 mois d'une baisse du ratio d'une valeur mensuelle moyenne de 1,5 % (avec un écart-type de 8). La période d'expansion qui suit est courte puisqu'elle ne dure que 13 mois, mais le ratio de prix réel connaît un bond de 102 % avec une croissance mensuelle moyenne de 6 % (avec un écart-type de 9). Finalement, une contraction mensuelle moyenne d'environ 6 % est observée pendant 17 mois.

L'examen du ratio de prix réel porc vivant / maïs grain démontre que les phases de contraction sont plus marquées que les phases d'expansion. Cependant, dans les deux cas, il semble exister une forte variabilité. Par ailleurs, les différents points de retournement du ratio sont différents de ceux du prix réel à la ferme du porc vivant.

La figure 6 compare le ratio et le revenu réel net perçu par les producteurs. Le ratio de l'année 1994 a été utilisé comme ratio indice 100. La coïncidence au niveau des points de

retournement est moins évidente. Cependant en dehors de la période allant de 1994 à 1997, la tendance générale des deux séries de données est proche.

Figure 6 : Évolution du ratio et du revenu net réel perçu, de 1988 à 2000



Sources des données : Financière agricole

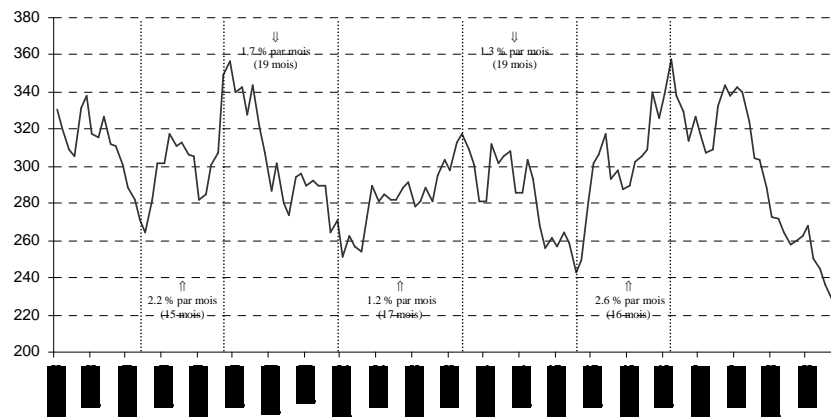
L'utilisation du ratio des prix du marché procure des avantages puisqu'il prend en compte les phénomènes du marché et permet de mieux capturer la croissance que ne l'aurait fait un ratio utilisant le revenu réel effectif. Cela est particulièrement vrai dans les cas où le prix du marché est supérieur au revenu stabilisé.

### 2.3. LE PRIX RÉEL À LA TRANSFORMATION AU QUÉBEC

À l'image du prix réel à la ferme pour les producteurs, le prix réel à la transformation constitue un des indicateurs absolus de la condition économique des transformateurs. L'examen de son évolution en parallèle avec le prix à la ferme permet de déterminer s'il existe ou non une symétrie dans la transmission des variations de prix à la ferme et à la transformation. Le prix de gros est indiqué en dollars canadiens pour 100 kg de porc vivant en équivalent carcasse.

La figure 7 indique que le prix réel à la transformation a un comportement cyclique se distinguant de celui du prix réel à la ferme au Québec sur trois principaux aspects. Tout d'abord, la durée des différentes phases semble moins importante et plus régulière. Les différents points de retournement du cycle sont plus proches de ceux du prix réel à la ferme des États-Unis pour la période précédant janvier 1994. Ensuite, les variations mensuelles moyennes de valeur des phases de contraction ou d'expansion sont moins marquées que celles des prix réels à la ferme. Enfin, à l'inverse du prix réel à la ferme, les phases d'expansion montrent une croissance mensuelle moyenne plus importante que les phases de contraction.

**Figure 7 :** Évolution du prix réel à la transformation au Québec, en dollars canadiens, de janvier 1988 à décembre 1998



Sources des données : AAC, GREPA

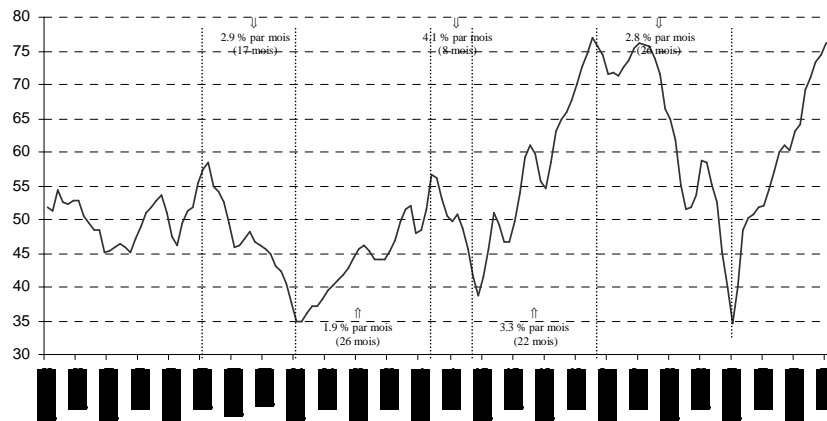
#### 2.4. LA VALEUR RÉELLE DES ABATTAGES DE PORCS ENGRAISSÉS AU QUÉBEC

La valeur réelle des abattages de porcs engraisés au Québec nous permet d'apprécier l'importance des revenus que les producteurs tirent de cette activité. Elle est calculée en multipliant le prix réel à la ferme au Québec par la quantité de porcs engraisés au Québec.

Une moyenne mobile sur trois mois de la valeur mensuelle est calculée afin de limiter les effets de l'importante volatilité mensuelle de la valeur des abattages.

La figure 8 montre que le premier point de retournement de la valeur réelle des abattages de porcs engraisés au Québec est observé avec un sommet au mois d'août 1990. Par la suite la valeur des abattages connaît une période de contraction qui dure jusqu'au mois de janvier 1992. La baisse mensuelle moyenne est de près de 3 % avec un écart-type de 3. Du mois de février 1992 au mois de mars 1994, une période d'expansion de 26 mois est observée. La croissance totale de la valeur de la production est alors de 62 % avec une croissance mensuelle moyenne de près de 2 %. Après ce sommet, la valeur réelle des abattages connaît une courte contraction de 8 mois. Durant cette phase, la baisse mensuelle moyenne est de près de 4 % avec un écart-type de 3. Ensuite, et cela pendant 22 mois, la valeur des abattages présente une croissance mensuelle moyenne de plus 3 %. Cette période est suivie, de novembre 1996 à décembre 1998, par une baisse mensuelle moyenne de près de 3 %. La baisse totale observée est alors de 55 %.

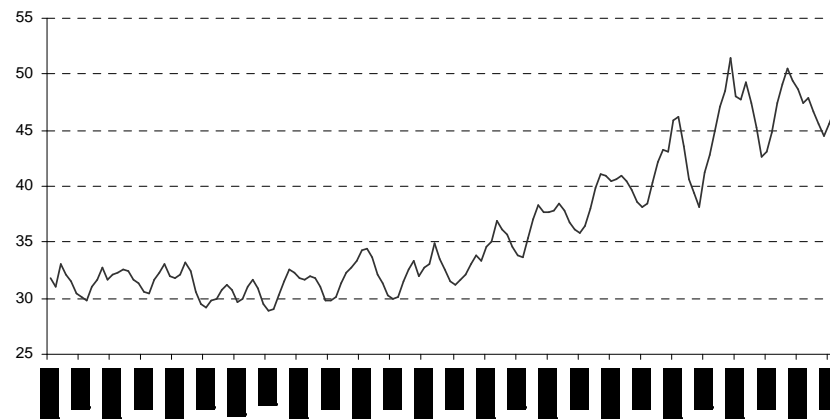
**Figure 8 :** Moyenne mobile sur trois mois de la valeur de la production des fermes du Québec, en millions de dollars canadiens, de janvier 1988 à septembre 2000



Sources des données : AAC, GREPA

La figure 9 démontre que les abattages de porcs engraisés au Québec ont augmenté de façon régulière. La tendance cyclique observée dans le comportement temporel de la valeur réelle des abattages de porcs originaires du Québec semble donc être liée aux fluctuations du prix réel à la ferme au Québec. Cela est corroboré par la présence de points de retournement des cycles identiques dans le temps. Cependant, l'intensité des phases de contraction de la valeur réelle des abattages mesurée par le taux de décroissance mensuel moyen, semble moins marquée que celles du prix réel à la ferme. Ce n'est pas le cas pour les phases d'expansion durant lesquelles les taux moyens de croissance mensuelle sont plus importants.

**Figure 9 :** Moyenne mobile sur trois mois de la quantité de porcs abattus au Québec, en milliers de tonnes, de janvier 1988 à septembre 2000



Source des données : AAC, GREPA

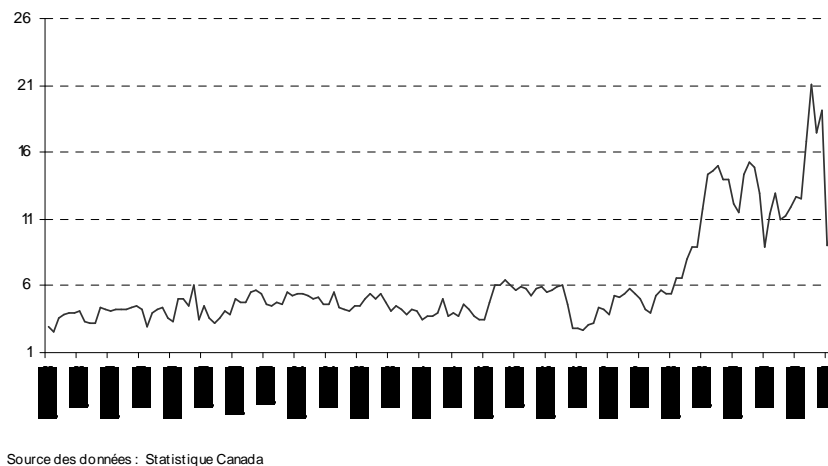
## 2.5. LES INVENTAIRES DE PRODUITS CONGELÉS AU QUÉBEC ET AUX ÉTATS-UNIS

L'état des inventaires et leur gestion jouent un rôle important dans les cycles économiques. Ainsi, en macroéconomie les phases de contraction de l'économie coïncident souvent avec une augmentation des stocks (Parkin, Bade et Carmichael, 2000). De plus, l'étude de la

variation de l'état des inventaires durant les périodes de contraction indique souvent la capacité des agents d'un secteur d'activités à gérer les périodes de difficultés. Il est donc important d'étudier le comportement des inventaires de produits congelés au Québec et aux États-Unis en raison du degré d'intégration élevé des deux marchés.

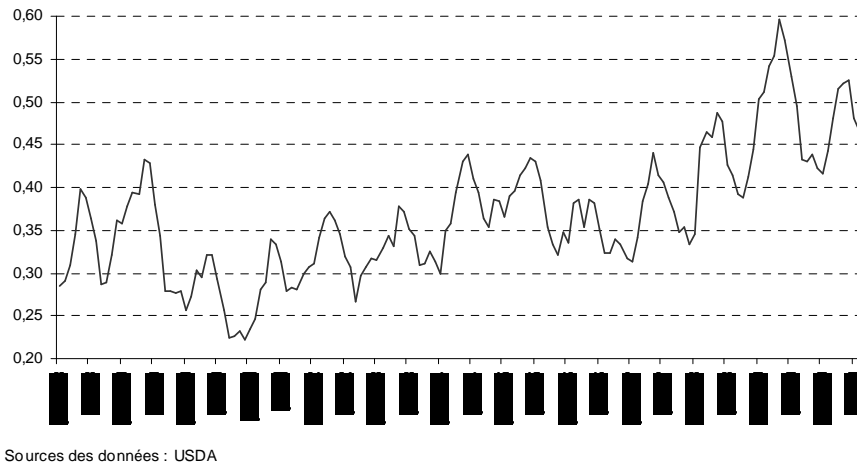
La figure 10 montre que les inventaires de produits porcins congelés au Québec ne présentent généralement pas de cycles évidents pour la période allant du mois de janvier 1988 au mois de juillet 1996. À partir de cette date les stocks ont soudainement augmenté. Le volume varie entre 8 000 et 21 000 tonnes alors que le volume maximal précédent était d'un peu plus de 6 000 tonnes.

**Figure 10 :** Évolution du stock de porcs congelés au Québec, en milliers de tonnes, de janvier 1988 à septembre 2000



Le caractère cyclique du niveau des inventaires est plus évident lorsque les stocks aux États-Unis sont étudiés. Des niveaux élevés d'inventaires sont observés au mois de juin 1989 et de juin 1995 et des niveaux plancher au mois de décembre 1990 et de janvier 1997.

**Figure 11 :** Évolution du stock de porcs congelés aux États-Unis, en millions de livres, de janvier 1988 à septembre 2000



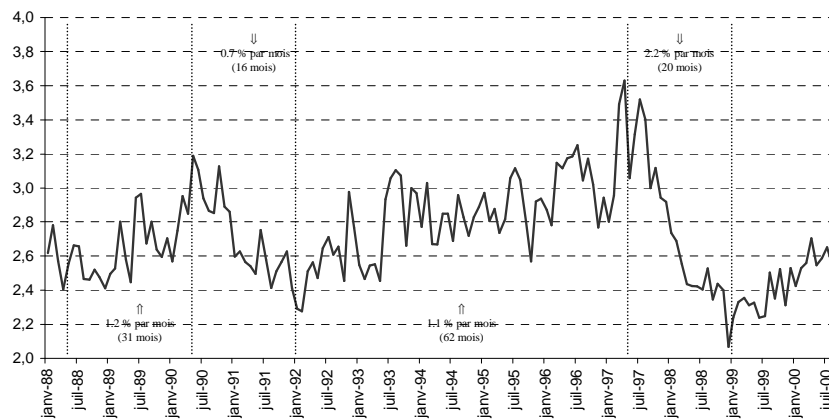
A première vue, il ne semble pas exister de corrélation directe entre le niveau des stocks et le prix réel de gros ou le prix réel à la ferme. Un examen statistique plus approfondi serait nécessaire pour approfondir cette question. Par ailleurs, il existe de grandes variations saisonnières dans le comportement de la série. Des sommets annuels sont observés durant les mois de mai ou de juin de chaque année. Cela semble correspondre à la période de constitution de stocks afin de faire face à l'augmentation attendue de la demande en viande salée (bacon) durant l'été (Agriculture and Agri-Food Canada, 2000).

## 2.6. LE PRIX RÉEL MOYEN À L'EXPORTATION

Comme nous l'avons souligné dans l'introduction, une grande partie de la production porcine du Québec est transformée puis destinée au marché à l'exportation. Par conséquent, les conditions du marché extérieur jouent un rôle important dans l'état de santé du secteur porcin québécois. L'analyse de l'évolution du prix réel moyen à l'exportation est donc importante. Ce prix est obtenu en divisant la valeur totale des exportations en dollars canadiens par les quantités totales exportées.

Sur la période d'étude, le prix réel moyen à l'exportation a connu deux sommets. Le premier sommet est observé au mois d'octobre 1990. Il intervient après une croissance mensuelle moyenne d'un peu plus de 1 % pendant 31 mois. Ce sommet est suivi par une phase de contraction d'une durée de 16 mois pendant laquelle la baisse mensuelle moyenne est d'un peu moins de 1 % (avec un écart-type de 6). Cette contraction est suivie d'une expansion marquée dans la durée puisque faisant 62 mois. La croissance mensuelle moyenne est de 1 % avec un écart-type de 7.

**Figure 12 :** Évolution du prix réel moyen à l'exportation en dollars canadiens, par 100 kg, de janvier 1988 à septembre 2000



Source des données : AAC

Le cycle du prix réel moyen à l'exportation a un comportement différent de celui du prix réel à la transformation au Québec bien que certains des points de retournement semblent coïncider : c'est le cas notamment du sommet du mois d'octobre 1990 et du creux du mois de février 1992. Les deux points de retournements coïncident également avec ceux des prix réels à la ferme au Québec. Les différences existantes ne sont pas surprenantes puisque les deux séries sont probablement déterminées par un ensemble de variables différentes. Par contre, il ne semble pas y avoir de coïncidence avec le prix réel à la ferme aux États Unis.

## 2.7. CONCLUSION

Les différentes variables examinées exhibent certaines tendances communes dans leur comportement dont la principale est le caractère non linéaire de leur évolution. De plus, la majorité des variables exhibent des périodes de contraction plus courtes et plus prononcées que les périodes d'expansion. Certaines de ces variables suivent un co-mouvement évident ; c'est par exemple le cas du prix réel à la ferme au Québec des porcs vivant et du prix moyen à l'exportation. Cependant même dans les cas du co-mouvement de plusieurs variables, l'intensité des phases de contraction ou d'expansion n'est pas identique. Les différentes variables économiques du secteur porcin québécois semblent donc avoir des comportements différents face aux chocs exogènes et/ou endogènes qui secouent la filière.

### **CHAPITRE III**

#### **REVUE DE LITTÉRATURE ET HYPOTHESES**

L'existence d'un comportement non linéaire pour certaines variables économiques du secteur porcin québécois est clairement illustrée au chapitre précédent. Ce comportement a entraîné un certain nombre d'interrogations de la part de plusieurs économistes. Ceux-ci se sont notamment interrogés sur les mouvements à la hausse et à la baisse des prix du porc et leur compatibilité avec un comportement rationnel des producteurs. En effet, en réaction aux fluctuations de prix, ces auteurs soutiennent que les différents agents devraient modifier leur comportement, et de ce fait, modifier l'évolution des cycles. De plus, certaines variables reliées aux préférences de consommation et aux marchés porcins peuvent aussi modifier l'évolution d'une tendance. Plusieurs auteurs ont alors essayé de développer des outils méthodologiques afin d'étudier les liens pouvant exister entre différentes variables économiques à tendance non linéaire du secteur porcin, d'expliquer et de décrire leurs fluctuations temporelles ou encore de déterminer dans quelle mesure il est possible d'en prédire le comportement. Des études ont également été réalisées dans le domaine macroéconomique où certaines variables ont une évolution cyclique et concomitante. Dans cette section, les études réalisées dans le secteur porcin et celles réalisées en macroéconomie sont passées en revue et les hypothèses de base de l'étude sont formulées.

### 3.1. REVUE DE LITTÉRATURE

#### 3.1.1. Les études réalisées dans le secteur porcin

##### 3.1.1.1. La mise en évidence du comportement non linéaire de certaines variables

Hayes et Schmitz (1987) ont étudié le comportement cyclique du prix du porc. Ils estiment que les prix peuvent avoir une tendance cyclique en présence de producteurs au comportement rationnel et de marchés efficients. Ils élaborent un modèle linéaire du comportement des producteurs (individuel et en groupe) face aux fluctuations de prix. Les auteurs démontrent de manière formelle l'existence de cycles dans le secteur porcin (prix et production). Ces cycles semblent cependant sous l'influence de chocs exogènes occasionnels qui diminuent leur prédictibilité. Les deux auteurs montrent également que les producteurs réagissent aux fluctuations de prix en fonction de l'information dont ils disposent. Leurs comportements tendent ainsi à modifier la tendance du cycle observé. Cependant, une baisse progressive de la capacité des producteurs à influencer les tendances des cycles est observée. Ce phénomène peut être expliqué par la difficulté à collecter et à analyser toutes les informations du marché. Bien que mettant en évidence l'existence d'une évolution cyclique des prix du porc, Hayes et Schmitz (1987) ne proposent cependant pas de méthodes pour leur description précise et pour la mesure et la prédiction de ses différentes phases.

Chavas et Holt (1991) mettent également en évidence l'existence d'un comportement non linéaire du ratio du prix du porc relativement au prix du maïs aux États-Unis. Pour ces auteurs, la trajectoire de ce ratio et l'existence de cycles dans le secteur porcin sont déterminées par une dynamique non linéaire déterministe généralement connue sous le terme de chaos. Des fluctuations apparemment aléatoires d'une variable d'état ne sont alors pas nécessairement associées à un processus purement aléatoire. Par ailleurs, ce type de dynamique implique une forte sensibilité aux conditions initiales du système rendant virtuellement impossible toute prédiction à long terme. Cependant, Chavas et Holt (1991)

soulignent que la divergence de sentiers voisins pour plusieurs variables n'exclut pas la convergence des variables d'état vers un « attracteur chaotique ». Celui-ci se définit comme étant un ensemble de points non déterminés attirant toutes les trajectoires commençant dans son voisinage, ces trajectoires étant aperiodiques. La méthodologie d'analyse des dynamiques non linéaires proposée par Chavas et Holt (1991) comporte trois phases :

- L'identification d'un processus chaotique dans la série chronologique étudiée. Ils proposent l'utilisation de l'exposant Lyapunov avec comme mode de détermination l'algorithme de calcul proposé par Wolf *et al.* en 1985.
- L'identification de la dimension de l'attracteur, c'est à dire du nombre minimum de données de la série chronologique nécessaire à la détermination des variables d'état non observées. Chavas et Holt (1991) utilisent la méthode de mesure proposée par Grassberger et Procaccia (1983). Cette méthode découle de la définition de la dimension de l'attracteur proposée par Hausdorff (cité par Grassberger et Procaccia, 1983).
- L'utilisation de tests statistiques permettant de faire la distinction entre un processus aléatoire et un processus chaotique. Pour cela les auteurs utilisent le test statistique proposé par Brock, Hsieh et LeBaron (1991) et appelé le test BDS.

Les résultats obtenus par Chavas et Holt (1991) confirment clairement l'existence d'une non linéarité dans la dynamique du ratio du prix du porc vivant et du prix du maïs. Cependant, l'évidence en faveur du chaos est peu concluante. L'estimation empirique du coefficient de corrélation de Grassberger et Procaccia montre également que la nature de la dynamique non linéaire du cycle économique dans le secteur porcin est complexe et ne peut faire l'objet d'une approximation que par plusieurs variables d'état. Ces composantes ne sont cependant pas identifiées par Chavas et Holt (1991). De même, bien que l'existence d'une asymétrie fondamentale entre les phases d'expansion et de contraction soit nette, le modèle ne permet pas de mesurer et de prédire les différentes phases d'un cycle.

### 3.1.1.2. Les méthodes de prédiction de l'évolution de variables économiques

Bessler (1984) démontre à l'aide d'une méthode d'analyse vectorielle auto régressive (VAR) que la variation du prix du porc vivant est non seulement fonction des variations de sa propre valeur retardée mais également de la variation des capacités d'abattage et du prix du maïs. L'auteur étudie la corrélation entre 5 variables du secteur porcin aux États Unis : le prix du porc, le nombre de truies gestantes, la capacité d'abattage, le prix du maïs et le revenu des producteurs. Le modèle retenu permet de caractériser une dynamique linéaire sans imposer à priori une structure particulière à l'ensemble des variables prises en considération. Le cadre théorique de base de Bessler (1984) stipule qu'au temps  $t$ , l'état d'une série temporelle donnée peut être obtenu par la prise en compte de la trajectoire de ses variations retardées et de la trajectoire des variations passées de chacune des autres séries temporelles considérées dans le modèle. Il définit alors une représentation auto régressive de chaque vecteur de variation en supposant l'existence d'un nombre infini d'intervalles de temps pour les données passées. Le système matriciel utilisé permet alors de déterminer la réponse du vecteur auto-régressif à un changement survenant sur l'une des variables du modèle. Dans l'application au secteur porcin américain, chaque variable est régressée par rapport à sa propre valeur retardée et aux valeurs retardées des quatre autres variables.

Cette méthode permet de mettre en relief la relation dynamique entre différentes variables du secteur porcin. Cependant, même si elle est d'une utilité incontestable elle ne permet pas de déterminer l'importance du rôle joué par chacune de ces variables dans le diagnostic de la condition économique du secteur porcin. Par ailleurs, la méthode VAR ne décrit pas les différentes phases de la fluctuation des variables et fournit peu d'indications sur les facteurs influençant ces fluctuations. De plus la linéarité du modèle implique la symétrie des phases d'expansion et de contraction.

Bessler et Brandt (1992) utilisent également une méthode d'analyse vectorielle auto-régressive pour déterminer dans quelle mesure il est possible de prédire les prix futurs du

porc vivant à partir de trois types de données : les prédictions de prix de Grimes<sup>3</sup>, les prix pratiqués sur les marchés à termes et les prix courants. Ils démontrent que les prix prévalant sur les marchés à terme peuvent être des outils de prédiction des prix futurs du marché. Cela semble être lié au cycle de production relativement court dans le secteur porcin et à l'efficacité des marchés. Cela n'est pas le cas pour le secteur bovin où les prédictions semblent moins précises.

Travaillant toujours sur la prédiction des prix dans le secteur porcin, Gjolberg et Bengtsson (1997) exposent des outils simples de prédiction. Ils utilisent un modèle auto-régressif où le prix espéré est fonction des prix passés.<sup>4</sup> À l'aide de tests statistiques,<sup>5</sup> ce modèle est comparé à trois autres modèles. Dans le premier modèle, le prix espéré est fonction des prix passés des porcelets. Deuxièmement, le prix espéré est fonction de ses propres valeurs passées et de celles du prix du porcelet. Finalement, le prix peut aussi être fonction de ses propres valeurs passées et des valeurs passées du prix des porcelets et de l'alimentation des porcs. Gjolberg et Bengtsson (1997) démontrent que le modèle intégrant les prix passés des porcelets et des aliments possède une capacité prédictive supérieure à celle des autres modèles. Cela confirme la nécessité de retenir plusieurs variables pour prédire les prix du porc vivant.

Dorfman (1998) propose à l'aide d'une approche bayésienne, un outil composite de prédiction de la tendance des prix du porc. Il étudie les comportements à la hausse et à la baisse des prix et les prédictions faites à partir de trois outils : un modèle structural linéaire, un modèle espace-état et les prédictions de Grimes et Plain de l'Université du Missouri.<sup>6</sup>

---

<sup>3</sup> Les auteurs n'indiquent cependant pas la méthodologie de calcul des prix futurs employée par G. Grimes, professeur au Département d'Économie Agricole, Université de Missouri.

<sup>4</sup> Ce modèle a la forme générale suivante :  $p_t^H = \alpha + \sum \beta_i p_{t-i}^H + \varepsilon_t$  où  $p_t^H$  est le prix espéré à la période  $t$ ,  $\beta_i$  une constante associée au prix  $p_{t-i}^H$  observé à la période  $t-i$  et  $\varepsilon_t$  une composante non systématique.

<sup>5</sup> Les statistiques utilisées par Gjolberg et Bengtsson (1997) sont la Moyenne du carré des erreurs (MSE) et la Moyenne absolue des erreurs du pourcentage (MAPE).

<sup>6</sup> Dorfman (1998) signale ne pas connaître la méthode de prédiction utilisée par ces auteurs.

Par définition, le prix a un comportement dichotomique (hausse = 1 et baisse = 0). La fonction de probabilité générée est un modèle intégrant des variables exploratoires qui sont supposées expliquer les performances des différents modèles. Cette approche a un caractère qualitatif, ne faisant que prédire la direction du changement de données individuelles. Dorfman (1998) montre ainsi que le modèle espace-état est la procédure qui prédit le mieux la direction du changement des prix futurs du porc vivant. L'auteur démontre aussi la supériorité du modèle de prédiction composite sur les modèles individuels.

#### 3.1.1.3. Les limites des approches appliquées au secteur porcin

Le passage en revue des différentes approches appliquées au secteur porcin fait apparaître trois principales limites qui réduisent leur caractère pratique. La première limite est liée à l'inaptitude de ces méthodes à décrire de manière précise les cycles et leurs différentes phases malgré la documentation existante à ce propos. Seule l'approche bayésienne proposée par Dorfman (1998) décrit les périodes de retournement observées dans les fluctuations de prix. Cependant, l'approche uniquement qualitative réduit son caractère pratique.

La deuxième limite de ces études est le peu d'intérêt porté aux autres variables du secteur jouant un rôle dans la fluctuation des prix. Pourtant, plusieurs auteurs (Bessler, 1984 ; Chavas et Holt, 1991 ; Gjolberg et Bengtsson, 1997) soulignent les limites des méthodes n'utilisant que les propres valeurs passées du prix du porc vivant pour prédire les fluctuations futures.

Finalement, la plupart des études se sont concentrées sur l'analyse des prix du porc. Pourtant, ceux-ci ne traduisent pas à eux seuls la santé économique du secteur porcin. Ainsi, nous pouvons supposer que d'autres données comme la capacité d'abattage, les prix de gros, l'état des différents marchés (marché extérieur notamment) représentent des variables importantes dans le secteur porcin québécois. Il est donc inadéquat d'inférer la

santé économique du secteur porcin à l'aide d'une série unique de données comme le prix du porc vivant.

### 3.1.2. Les outils développés en macroéconomie

Des observations similaires à celles exposées plus haut ont été à l'origine du développement en macroéconomie d'outils méthodologiques tels que les indicateurs économiques coïncidents.

#### 3.1.2.1. Les indices composites

Orr, Rich et Rosen (1999) reconnaissent la difficulté de mesurer les changements de l'activité économique par l'utilisation de séries individuelles. Ils proposent alors l'utilisation d'un index combinant plusieurs données économiques pour produire un indicateur mensuel unique du niveau d'activité économique. Il s'agit d'un indicateur simple pondéré dont la construction s'appuie sur la méthode de détermination d'un indicateur unique proposée par le Ministère du Commerce des États Unis. Cet indicateur est calculé à partir de la moyenne pondérée des changements observés dans les données économiques individuelles retenues. La pondération est inversement proportionnelle à la volatilité estimée de chaque série (mesurée grâce au calcul des écart-types). Les séries ayant une forte volatilité obtiennent un poids moins important que celles ayant une volatilité faible. Cette méthodologie est également employée par « *The Conference Board* » (1997)<sup>7</sup> pour la construction d'indices retard, coïncident et précurseur<sup>8</sup>. La principale limite de cette approche est son caractère arbitraire, la valeur de l'indice étant principalement déterminée par la volatilité des variables choisies. Cependant ce modèle présente une capacité

---

<sup>7</sup> « *The Conference Board* » est une organisation privée fondée en 1916 aux États-Unis et actuellement présente dans une soixantaine de pays à travers le monde. Cet organisme a été sélectionné par le Bureau d'analyse économique du département du commerce des États-Unis pour la construction des indices coïncident, retard et précurseur. *The Conference Board*, 1997.

<sup>8</sup> Les indices précurseurs sont les séries chronologiques connaissant des points de retournement avant ceux des cycles économiques. Les points de retournement des indices retard surviennent après et les indices coïncidents mesurent l'activité économique courante.

descriptive des différentes phases de retournement des cycles, phases identifiées par le *National Bureau of Economic Research* (NBER) des États-Unis.

L'approche décrite précédemment provient d'une application de concepts techniquement plus denses développés par Stock et Watson (1989, 1991). Ces derniers basent leur approche sur le fait qu'il existe des co-mouvements entre plusieurs variables lors d'un cycle économique. Les séries chronologiques de ces différentes variables économiques ont un élément commun qui peut être capturé par une variable unique ne pouvant pas être observée. Cette variable représente l'état général de l'économie. En utilisant les modèles espace-état et le filtre de Kalman<sup>9</sup>, les auteurs développent un modèle statistique dans lequel l'état de l'économie est représenté par la variable commune inobservable. Selon ce modèle, les vecteurs des séries temporelles observées ont deux composantes aléatoires : une variable commune inobservable et une composante idiosyncrasique. Ce modèle permet de construire un indicateur économique coïncident caractérisant l'état de l'économie. Par ailleurs, deux autres applications du modèle sont possibles. Tout d'abord, Il peut être utilisé comme outil de description des différentes phases des cycles économiques et peut notamment identifier les périodes de croissance et de récession et leurs durées moyennes. La deuxième application possible du modèle de Stock et Watson est son utilisation comme outil de prédiction de l'état de l'économie en construisant un système paramétrique d'équations auto-régressives suggéré par les données économiques utilisées.

### 3.1.2.2. Les indices cycliques

Parallèlement, à la littérature sur les indices composites, Hamilton (1989, 1996) a développé la littérature sur les modèles à changements structurels markoviens. L'auteur développe un filtre permettant de procéder à l'inférence non linéaire d'une valeur discrète d'un vecteur d'état. En cela, ce filtre diffère du filtre de Kalman utilisé par Stock et Watson

---

<sup>9</sup> Le filtre de Kalman se définit comme une procédure récursive permettant le calcul de l'estimation optimale d'un vecteur d'état non-observé (Kim et Nelson, 1999).

(1989, 1991) qui est un algorithme linéaire d'estimation de la variable d'état non observée et qui suppose donc une dynamique linéaire entre les variables. Le filtre de Hamilton permet donc d'ajouter une potentielle non linéarité dans la description du comportement de la variable. Les algorithmes développés par Hamilton permettent d'identifier les points de retournement des séries chronologiques et les durées des différentes phases des cycles. Dans son modèle, les phases de récession ont un comportement statistique distinct des phases d'expansion et sont donc traitées différemment mais avec une probabilité constante pour chacun des états de l'économie.

### 3.1.2.3. L'application de l'approche de Hamilton aux indices composites

Diebold et Rudebush (1994), Kim (1994), Kim et Nelson (1999) appliquent l'approche non-linéaire développée par Hamilton (1989, 1996) à l'indice développé par Stock et Watson (1989) en proposant un modèle espace-état à changements markoviens. Ces auteurs supposent que la variable inobservable est sous l'influence d'un processus à changements structurels markoviens. Filardo (1994) et Filardo et Gordon (1998) reprennent et améliorent l'approche développée par Hamilton (1989, 1996) à travers un modèle de probabilités de transitions variables dans le temps (TVTP). Le modèle TVTP appliqué aux index coïncidents traite de manière différente les probabilités avant, pendant et après les phases de transition. Cela permet de tenir compte des différents chocs sur l'économie et de l'effet des politiques. Cette approche permet ainsi de capturer la complexité dans la persistance temporelle des cycles et de traiter différemment la durée attendue des différentes phases.

Filardo (1994) démontre que le modèle à probabilité de transition fixe peut difficilement identifier les phases de retournement des cycles lorsque l'on utilise des données mensuelles américaines. Cet auteur argumente en faveur de l'approche TVTP relativement au modèle développé par Hamilton. Kim et Yoo (1995) et Kim et Nelson (1998) font également le lien entre la probabilité que l'état de l'économie change de régime et la durée de celui-ci. Ces auteurs considèrent le modèle TVTP comme un cas particulier de l'approche développée par Hamilton.

#### 3.1.2.4. Les méthodes de prédiction : les index précurseurs

Les méthodes précédentes posent un diagnostic sur l'état de l'économie. À l'opposée, des index ont été développés à partir de variables économiques précurseurs. Il s'agit de développer un indice qui anticipe (ou précède) un indice coïncident. Plusieurs approches ont été proposées à cet effet. Stock et Watson (1989, 1991) proposent un système d'équations auto régressive dont les paramètres dépendent des données économiques disponibles et des valeurs contemporaines et retardées de l'index coïncident. Zarnowitz (1992) ou l'organisme *The Conference Board* (1997) proposent un mode de calcul dans lequel l'index précurseur est une sommation pondérée de plusieurs variables précurseurs. Ce mode de calcul est donc identique au mode de calcul de l'index du Département du Commerce. La seule différence entre les deux index réside dans le choix des variables économiques utilisées. La principale limite de cette approche reste le fait que la valeur de l'index soit principalement déterminée par la volatilité des variables choisies. Fukuda et Onodera (2001) proposent l'utilisation d'une régression linéaire pour expliquer la valeur de l'index précurseur. Celle-ci est fonction des valeurs contemporaines et retardées de plusieurs variables économiques précurseurs et d'index coïncidents.

### 3.2. DEVELOPPEMENT DES HYPOTHESES DE TRAVAIL

Les modèles de calcul d'indicateurs coïncidents utilisés en macroéconomie et basés sur les modèles espace-état sont ceux qui correspondent le plus aux objectifs de cette étude sur l'état économique du secteur porcin du Québec.

L'étude formule l'hypothèse selon laquelle certaines variables économiques du secteur porcin québécois connaissent un mouvement simultané et lié. Par ailleurs, il est supposé que : (i) leurs trajectoires communes sont non linéaires et marquées par des phases d'expansion et des phases de contraction bien distinctes ; et (ii) le taux de croissance de chacune de ces variables économiques importantes dépend d'une variable non observable,

reflétant la condition économique du secteur porcin québécois. La mesure de cette variable à l'aide d'un modèle espace-état et d'un modèle espace-état à changement markoviens peut donc générer une bonne approximation de l'activité économique du secteur.

De plus, il est supposé que certaines variables propres au secteur porcin québécois peuvent être considérées comme des variables précurseurs. Ces variables peuvent alors prédire la valeur future de la variable inobservée décrite auparavant. La décomposition de l'indicateur avancé devrait alors permettre le calcul de l'impact de chaque variable précurseur sur l'activité économique future du secteur. Cet indicateur avancé constitue ainsi un outil précieux de prédiction des points tournants des cycles, c'est-à-dire de la probabilité que l'activité économique décline, et peut aussi prédire l'intensité de ces changements.

## **CHAPITRE IV**

### **METHODOLOGIE**

Le suivi de l'activité et des cycles économiques dans une filière agroalimentaire à l'aide d'une série unique de données est d'un caractère pratique limité. Cette observation disqualifie la plupart des approches qui n'utilisent qu'une seule variable. Cela est d'autant plus vrai que les approches basées sur les analyses vectorielles auto-régressives (VAR) ont montré l'existence d'un lien dans la dynamique de plusieurs variables économiques du secteur porcin. Par ailleurs, les approches basées sur la théorie du chaos et sur les analyses VAR se sont montrées inaptes à décrire avec précision les cycles économiques. Les instruments méthodologiques développés en macroéconomie et basés sur les modèles espace-état et les modèles espaces-état à changements markoviens offrent par contre d'intéressantes perspectives.

Ce chapitre résume (i) la méthode de choix des variables utilisées pour la construction des indices, (ii) les méthodes utilisées pour caractériser le comportement aléatoire des données tel le degré d'intégration et la présence de relations de co-intégration, et (iii) les fondements théoriques du modèle retenu pour mesurer et prédire l'état économique du secteur porcin québécois.

#### **4.1. LE CHOIX DES VARIABLES**

Diebold et Rudebusch (1989) préconisent l'utilisation de méthodes statistiques pour évaluer les variables retenues dans la construction d'index composite coïncidents ou précurseurs. Pour cela, ces auteurs s'intéressent à deux événements mutuellement exclusifs à savoir la survenance ou non de points de retournement dans la série chronologique de données. Trois

principales caractéristiques guident alors le choix des variables : l'exactitude, le calibrage et la résolution.<sup>10</sup> Une méthodologie similaire est proposée par Zarnowitz (1992). Les critères d'évaluation sont alors la signifiante économique, l'adéquation statistique, le timing, l'exactitude, la résolution et la conformité. La principale limite de ce type d'approche est la nécessité d'identifier au préalable les différents points de retournement des cycles économiques étudiés. Cette limite se retrouve également dans les deux approches proposées par Veloce (1996). La première méthode, connue sous le nom d'analyse des points de retournement, évalue la capacité des indicateurs précurseurs à anticiper les changements dans la direction des activités économiques. La deuxième approche évalue leur capacité à décrire les cycles économiques quel que soit l'état dans lequel ils se trouvent. Cette méthode implique également une comparaison entre les variables choisies et le cycle à étudier. La nécessité de disposer d'une description préalable du cycle à étudier exclut l'utilisation de ces méthodes pour la présente étude puisque les fluctuations économiques dans le secteur porcin québécois ne sont pas documentées.

Fukuda et Onodera (2001) proposent quant à eux trois étapes pour effectuer le choix des variables candidates :

- 1) Ils suggèrent la réalisation d'une étude de la corrélation entre la croissance des différentes variables candidates. Cela permet d'éviter une sur-représentation d'une catégorie donnée de variables. Un biais dans le calcul de l'indicateur coïncident est ainsi évité.
- 2) Ils proposent la réalisation d'une étude de la volatilité des variables en testant leur auto-corrélation en série. Cela leur permet également, à posteriori, d'attribuer la volatilité de l'indicateur à l'une ou l'autre de ces variables.
- 3) Ils préconisent de tenir compte des aspects économiques importants dans le choix des variables candidates.

---

<sup>10</sup> Différents tests statistiques sont appliqués pour chacune de ces mesures. Les détails des modes de calcul figurent dans l'article de Diebold et Rudebusch (1989).

L'approche adoptée par Fukuda et Onodera (2001) sera utilisée pour le choix des variables de l'étude. Par ailleurs, des ajustements des variations saisonnières des données ne sont pas effectués. En effet, Koch et Rasche (1988) et Veloce (1996) soulignent que les procédures d'ajustements saisonniers peuvent entraîner des distorsions dans la dynamique de variables économiques inter reliées.<sup>11</sup>

## 4.2. LES TESTS DE LA RACINE UNITAIRE ET DE LA CO - INTÉGRATION DES VARIABLES

### 4.2.1. Les tests de la racine unitaire

Les tests de la racine unitaire ont pour objet de caractériser le processus aléatoire des séries chronologiques. Il s'agit de déterminer le degré d'intégration des variables puisque ce dernier va ultérieurement influencer le choix de la méthode d'estimation. La caractérisation exacte des données chronologiques utilisées dans le cadre de l'étude est donc essentielle à l'établissement de conclusions justes. Un processus aléatoire  $x_t$  est dit stationnaire si  $\forall t_1 < t_2 < \dots < t_n$  tel que  $t_i \in T$  et pour tout  $h \in T$  avec  $t_i + h \in T$ ,  $\forall i, i = 1, \dots, n$ , alors la suite d'observations  $(X_{t_1+h}, \dots, X_{t_n+h})$  obéit à la même loi de probabilité que la suite d'observations  $(X_{t_1}, \dots, X_{t_n})$  (Wooldridge, 2000).

Trois tests statistiques sont utilisés pour détecter la présence de racine unitaire dans le niveau des variables : le test de Dickey-Fuller, le test symétrique pondéré (en anglais *Weighted Symetric Test*) et le test de Phillips-Perron. L'équation de base de ces trois tests est :

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \delta_0 + \delta_1 \tau + \delta_2 \tau^2 + u_t \quad (4.1)$$

---

<sup>11</sup> À l'opposé, Fukuda et Onodera (2001) estiment nécessaire de procéder à un ajustement saisonnier des variables avant leur utilisation.

où  $Y_t$  est la variable observée au temps  $t$  avec  $t = 1, \dots, n$  et  $\tau$  est une variable de tendance. La variable  $u_t$  est le terme d'erreur et il suit un processus auto régressif (AR(L)) décrit par l'équation suivante :

$$u_t = \phi_1 u_{t-1} + \phi_2 u_{t-2} + \dots + \phi_L u_{t-L} + e_t \quad (4.2)$$

Par exemple, lorsque le terme d'erreur suit un processus AR(1), l'équation (4.1) peut être réécrite comme suit :

$$Y_t = [\alpha + (1 - \alpha)\phi_1]Y_{t-1} + \beta_0 + \beta_1\tau + \beta_2\tau^2 + \alpha\phi_1\Delta Y_{t-1} + e_t \quad (4.3)$$

L'équation (4.3) est estimée selon la méthode des moindres carrés ordinaires et le nombre optimal de valeur retard est choisi selon le critère d'information d'Akaike (statistique AIC). Le nombre de retard est ainsi déterminé pour balancer le pouvoir explicatif de la régression versus le nombre de paramètres à estimer. L'inclusion de retard(s) dans l'équation (4.1) permet de s'assurer de la non corrélation des termes d'erreur.

Dans le test de Dickey-Fuller, la variable d'intérêt est régressée par rapport à sa propre valeur retard, une constante, une variable de tendance et  $L$  valeurs retard de la première différence. Définissons  $\alpha_1$  comme le coefficient de la variable  $Y_{t-1}$  dans l'équation (4.3). Les hypothèses nulle et alternative du test de Dickey-Fuller sont les suivantes :

$$H_0 : \alpha_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq 0, \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0$$

Sous l'hypothèse nulle, la distribution de la statistique du test est non standard parce qu'elle ne suit pas une loi  $t$  de Student. Dickey et Fuller proposent des lois asymptotiques et une distribution empirique de cette statistique pour contourner ce problème. MacKinon en 1994 utilise la même approche et propose des tables de distribution de la statistique. Ces tables

sont utilisées pour tirer les conclusions des différents tests de la racine unitaire. La décision de ne pas rejeter l'hypothèse nulle est prise lorsque la statistique est inférieure à la valeur critique issue de la table de Mackinnon à 5 %.

Le test symétrique pondéré a été proposée par Pantula *et al* en 1994 (Patterson, 2000). Il consiste à effectuer une double minimisation en se basant sur le fait qu'en cas de processus stationnaire, l'équation (4.1) peut être réécrite sous une forme prospective :

$$Y_t = \alpha Y_{t+1} + \delta_0 + \delta_1 \tau + \delta_2 \tau^2 + \eta_t \quad (4.4)$$

On peut alors effectuer une minimisation récursive de la somme du carré des erreurs en se basant sur l'équation (4.1) ou une minimisation prospective basée sur l'équation (4.4). Le test symétrique pondéré combine les deux minimisations. Définissons  $w_t$  le facteur de pondération et  $y_t \equiv Y_t - \bar{Y}$  avec  $\bar{Y} = T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_t$ ,  $T$  représentant le nombre total d'observations. La double minimisation consiste à faire la minimisation suivante :

$$WRSS(\alpha, w_t) = \sum_{t=2}^T w_t (y_t - \alpha y_{t-1})^2 + \sum_{t=1}^{T-1} (1 - w_{t+1}) (y_t - \alpha y_{t+1})^2 \quad (4.5)$$

WRSS représente la somme du carré des résidus pondéré (en anglais, *Weighted residual sum of squares*). On voit que lorsque le facteur de pondération  $w_t$  est égal à 1, l'estimation du test symétrique pondéré équivaut à une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires. Le facteur de pondération  $(t-1)/T$  proposé par Park et Fuller en 1993 est utilisé pour ce test. Définissons  $\alpha^{ws}$  comme étant l'estimation du paramètre  $\alpha$  par la méthode de la double minimisation pondérée. Les hypothèses nulle et alternative du test symétrique pondéré sont les suivantes :

$$H_0 : \alpha^{ws} - 1 = 0$$

$$H_1 : \alpha^{ws} - 1 \neq 0$$

Les valeurs critiques empiriques du test à 5 % ont été proposées par Pantula *et al.* (Patterson, 2000). Patterson (2000) estime que, d'une manière générale, l'utilisation du test symétrique pondéré améliore la puissance du test de la racine unitaire.

Le test de Phillips-Perron est une généralisation du test de Dickey-Fuller au cas où par exemple le terme d'erreur est corrélé en série. Le processus de régression n'utilise cependant pas les valeurs retard de la première différence pour corriger l'autocorrélation des résidus. L'alternative consiste à utiliser un facteur de correction (CF) lors du calcul de la statistique du test. Considérons toujours le modèle de base donné par l'équation (4.1),  $T$  étant le nombre total d'observations et  $\hat{\rho}_u$  l'écart-type du terme d'erreur. La statistique du test de Phillips-Perron est  $Z = (T(\hat{\alpha} - 1) - CF) / (\hat{\rho}_u)$  au lieu de  $Z = (T(\hat{\alpha} - 1)) / (\hat{\rho}_u)$  dans le cas du test de Dickey-Fuller. Le calcul du facteur de correction fait intervenir une estimation de l'écart-type du terme d'erreur de la variable à tester et de sa variance. Les hypothèses nulle et alternative du test sont les suivantes :

$$H_0 : \alpha - 1 = 0$$

$$H_1 : \alpha - 1 \neq 0$$

Les conclusions sont tirées en utilisant la table de MacKinnon. Ce test peut s'avérer moins performant que les deux premiers tests. Patterson (2000) soulignent ainsi que lorsque l'autocorrélation des termes d'erreur est significativement négative, le test de Phillips-Perron souffre de sévères distorsions de taille.

#### 4.2.2. La co- intégration

Les composantes d'un vecteur  $x_t$  sont dits co-intégrés d'ordre  $(d, b)$  et dénoté  $x_t \sim CI(d, b)$  si (i) tous ses composants sont intégrés d'ordre  $d$  ( $I(d)$ ) ; (ii) il existe un vecteur  $\alpha \neq 0$  tel que  $z_t = \alpha' x_t \sim I(d - b)$ ,  $b > 0$ . Le vecteur  $\alpha$  est appelé vecteur de co-intégration (Engle et Granger, 1987).

Sur un plan pratique cela implique que même si plusieurs évènements peuvent causer des changements permanents dans  $x_t$ , il existe à long terme une relation d'équilibre liant les composantes individuelles du système et représentées par la combinaison linéaire  $\alpha'x_t$ . L'existence d'une telle relation stable à long terme entre variables rendrait caduc l'étude sur les cycles dans le secteur porcin québécois. En effet, supposons un instant que les tests de racines unitaires ne rejettent pas l'hypothèse nulle de racine unitaire. Les variables, bien que suivant des processus aléatoires non-stationnaires, pourraient alors converger vers une relation stable de long terme sous l'hypothèse de co-intégration. Toute déviation de cette relation ne peut alors être que temporaire, ce qui rend l'étude des cycles plus ou moins pertinente, ceux-ci n'étant alors que des déviations temporaires d'un équilibre stable.

Une procédure utilisée pour évaluer si les variables du système sont co-intégrées est la méthode développée par Engle et Granger (1987). Dans la première étape, une régression de co-intégration est pratiquée entre les différentes variables du système selon l'équation suivante :

$$Y_{1,t} = \beta_0 + \beta_1 \tau + \sum_{j=2}^M \beta_j Y_{j,t} + u_t \quad (4.6)$$

Le terme  $Y_{1,t}$  représente la variable 1 observée au temps  $t$  ( $t = 1, \dots, n$ ) conjointement avec les variables  $j = 2, \dots, M$ . La variable  $\tau$  est une variable de tendance et  $u_t$  est le terme d'erreur de la régression. Il suit un processus auto régressif avec  $L$  retards (AR(L)).

Dans la deuxième étape, le test de Dickey-Fuller est pratiqué sur les résidus de la régression obtenue à la première étape.

$$\Delta \hat{u}_t = \alpha \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^L \phi_j \Delta \hat{u}_{t-j} + e_t \quad (4.7)$$

Les hypothèses nulle et alternative du test de co-intégration sont les suivantes :

$$H_0 : \alpha = 0 \text{ et } H_1 : \alpha \neq 0$$

La distribution de la statistique est non standard. Les distributions obtenues par MacKinnon sont donc utilisées. La décision de ne pas rejeter l'hypothèse nulle est prise lorsque la statistique est inférieure à la valeur critique issue de la table de MacKinnon à un seuil de confiance de 95 %. Le non rejet de l'hypothèse nulle implique qu'on ne rejette pas l'hypothèse que le terme d'erreur est intégré d'ordre 1. Dans ce cas, les variables  $Y_{1,t}$  et  $Y_{j,t}$  ne sont pas co-intégrées. Lorsque le test de racine unitaire rejette l'hypothèse nulle, on conclut alors que les variables du système sont co-intégrées (Engle et Granger, 1987).

#### 4.3. LA CONSTRUCTION DE L'INDICE AD-HOC (IA)

Les limites de la prise en compte d'une série unique de données pour apprécier l'état de l'économie ont entraîné le développement d'index composites agrégeant plusieurs séries de données chronologiques. Le premier indice développé pour le secteur porcin québécois est l'indice ad-hoc. La méthode utilisée est celle du *Conference Board* (1997). La méthode se divise en 6 étapes présentées au tableau 1. Après avoir choisi les variables selon la méthode décrite à la section 4.1, les données sont transformées afin de les présenter en pourcentage de variation mensuelle. La troisième étape requière l'ajustement des données au moyen du facteur de standardisation qui est fonction de la volatilité. Cette standardisation permet d'éviter une trop forte domination de l'indice par les données les plus volatiles. Au cours de la quatrième étape, un indice est calculé en faisant une sommation des données mensuelles ajustées. Cette sommation permet ensuite de calculer le niveau de l'indice. Finalement, l'indice est normalisé afin d'avoir l'année 1994 comme année de référence (indice 100). Le choix de l'année 1994 comme année de référence est dicté par le fait que le mois de janvier 1994 a vu la mise en place du système hybride de mise en marché des porcs vivants décrit au chapitre 2.

Tableau 1 : Étapes de la construction de l'indice ad-hoc

	Étapes	Méthode
1.	Choix des variables	Section 4.1.
2.	Transformation des données ( $X_t$ )	$x_t = \frac{100 \cdot (X_t - X_{t-1})}{X_{t-1}}$
3.	Ajustement des données en fonction de leur volatilité	<p>a. Calcul de l'écart-type (<math>v_x</math>)</p> <p>b. Calcul de l'inverse des écart-types <math>w_x = \frac{1}{v_x}</math></p> <p>c. Calcul de la somme des inverses des écart-types <math>k = \sum w_x</math></p> <p>d. Calcul du facteur de standardisation <math>r_x = \left(\frac{1}{k}\right) \cdot v_x</math></p> <p>e. Ajustement des données mensuelles <math>m_t = r_x \cdot x_t</math></p>
4.	Calcul de l'indice $i_t$	Somation des données mensuelles ajustée $i_t = \sum m_t$
5.	Calcul du niveau de l'indice $I_t$	$I_t = \frac{I_{t-1} \cdot (100 + i_t)}{100}$
6.	Ajustement de l'indice ad-hoc ( $IA_t$ )	<p>Utilisation de l'année 1994 comme année de référence :</p> $IA_t = \frac{100 \cdot I_t}{I_{1994}}$

#### 4.4. LA CONSTRUCTION DES INDICES COMPOSITES

##### 4.4.1. Le modèle espace-état

###### 4.4.1.1. La description du modèle

Les modèles espace-état seront utilisés pour faire une approximation de l'état économique du secteur porcin québécois. Dans ce type de modèle, les variables observées évoluent de manière contemporaine aux conditions de l'économie et possèdent deux composantes stochastiques : une variable scalaire commune inobservée et une composante représentant les variations idiosyncrasiques de la série chronologique et du terme d'erreur. Ces deux composantes ont une structure linéaire stochastique. Les modèles espace-état sont représentés par deux équations différentes (Kim et Nelson, 1999). La première équation est l'équation de mesure. Elle décrit la relation entre les variables observées et la variable non observée. La deuxième équation est l'équation de transition. Elle décrit la dynamique de la variable d'état non observée. Stock et Watson (1989, 1991) appliquent ce modèle au calcul d'un index expérimental coïncident à partir de données macroéconomiques. L'index est représenté par la composante commune inobservée. L'index et les composantes idiosyncrasiques ont une structure stochastique. Le modèle dynamique de Stock et Watson (1989, 1991) sera appliqué pour développer un indice économique composite du secteur porcin québécois.

Considérons  $Y_{it}$  la valeur de la variable économique observée  $i$  au temps  $t$ . Le nombre total de variables observées est  $n$ . Dénotons  $C_t$  la valeur de la variable commune inobservée au temps  $t$ ,  $\gamma_{ik}$  son poids relatif dans la détermination de la variable  $Y_{it}$ ,  $e_{it}$  le choc idiosyncrasique de la variable  $i$  au temps  $t$  et finalement  $k$  le nombre de retard de l'indice. L'équation de mesure de la variable observée prend la forme suivante :

$$Y_{it} = \gamma_{i0}C_t + \gamma_{i1}C_{t-1} + \dots + \gamma_{ik}C_{t-k} + e_{it}; \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (4.8)$$

L'équation de transition qui mesure la variable commune du système au temps  $t$  emprunte la forme suivante :

$$C_t = \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 C_{t-2} + \dots + \phi_\ell C_{t-\ell} + \nu_t, \quad \nu_t \sim \text{i.i.d. } N(0,1). \quad (4.9)$$

Le terme  $\ell$  représente le nombre de retard dans l'équation de mesure et  $\phi_\ell$  le poids relatif de chacune des valeurs retardées de la variable commune. Il est supposé que le terme d'erreur de la composante commune,  $\nu_t$ , suit une loi normale centrée, réduite. Le terme d'erreur  $e_{it}$  des variables observées suit une loi normale avec une variance  $\sigma^2$  et a une représentation auto régressive de la forme :

$$e_{it} = \psi_{i1} e_{i,t-1} + \psi_{i2} e_{i,t-2} + \dots + \psi_{im} e_{i,t-m} + \zeta_{it}, \quad \zeta_{it} \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma^2). \quad (4.10)$$

Le terme  $m$  représente le nombre de retards dans la représentation des chocs idiosyncrasiques et  $\psi_{im}$  représente le poids relatif de chacune des valeurs retardées du terme d'erreur de la variable observée  $i$ . Les termes  $\nu_t$  et  $e_{it}$  sont indépendants.

Les équations (4.8) – (4.10) peuvent être réécrites en première différence ( $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{it-1}$ ).

$$\Delta Y_{it} = D_i + \gamma_{i0} \Delta C_t + \gamma_{i1} \Delta C_{t-1} + \dots + \gamma_{ik} \Delta C_{t-k} + e_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (4.11)$$

$$(\Delta C_t - \delta) = \phi_1 (\Delta C_{t-1} - \delta) + \phi_2 (\Delta C_{t-2} - \delta) + \dots + \phi_\ell (\Delta C_{t-\ell} - \delta) + \nu_t, \quad \nu_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_\nu^2). \quad (4.12)$$

$$e_{it} = \psi_{i1} e_{i,t-1} + \psi_{i2} e_{i,t-2} + \dots + \psi_{im} e_{i,t-m} + \zeta_{it} \quad \zeta_{it} \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_i^2). \quad (4.13)$$

Le terme  $(D_i + e_{it})$  représente la composante idiosyncrasique de la variable économique  $i$ . Supposons que  $\gamma_{it} = 0$  pour tout  $t \neq 0$ . Nous pouvons écrire l'espérance mathématique au

temps  $t$  de la  $i$  ième variable,  $E(\Delta Y_{it})$ , selon deux composantes. Ces deux composantes ne peuvent cependant pas être identifiées de manière séparée sans introduire de l'information additionnelle.

$$E(\Delta Y_{it}) = D_i + \gamma_i \delta. \quad (4.14)$$

Par conséquent, Stock et Watson (1991) suggèrent de réécrire les équations (4.11) – (4.13) en déviation par rapport à la moyenne. Si on définit les termes  $\Delta y_{it} \equiv \Delta Y_{it} - \Delta \bar{Y}_i$  et  $\Delta c_t \equiv \Delta C_t - \delta$ , le système devient :

$$\Delta y_{it} = \gamma_{i0} \Delta c_t + \gamma_{i1} \Delta c_{t-1} + \dots + \gamma_{ik} \Delta c_{t-k} + e_{it}, \quad (i = 1, 2, \dots, n). \quad (4.15)$$

$$\Delta c_t = \phi_1 \Delta c_{t-1} + \phi_2 \Delta c_{t-2} + \dots + \phi_\ell \Delta c_{t-\ell} + v_t, \quad v_t \sim \text{i.i.d. } N(0,1). \quad (4.16)$$

$$e_{it} = \psi_{i1} e_{i,t-1} + \psi_{i2} e_{i,t-2} + \dots + \psi_{im} e_{i,t-m} + \zeta_{it}, \quad \zeta_{it} \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_i^2). \quad (4.17)$$

La valeur au temps  $t$  de l'index coïncident est notée  $C_{it}$ . De plus, le terme  $c_{it}$  est défini comme étant l'inférence de la valeur en déviation de la moyenne de l'index coïncident en fonction de l'information disponible au temps  $t$ . La valeur de l'index coïncident est alors :

$$C_{it} = C_{it-1} + \Delta c_{it} + \delta. \quad (4.18)$$

Le terme  $C_{it-1}$  représente la valeur de l'index calculée en utilisant l'information disponible au temps  $t-1$ .

#### 4.4.1.2. L'estimation des paramètres du modèle

Les différents paramètres des équations (4.15) – (4.17) peuvent être estimés en utilisant le filtre de Kalman. La méthode du maximum de vraisemblance basée sur la prédiction de l'erreur de décomposition est opérante lorsque les équations sont réécrites sous une forme

matricielle. Le filtre de Kalman est construit de manière récursive à partir des estimations des minimums de la moyenne du carré des erreurs (MMSE) de l'index. Supposons que  $\gamma$  est le poids relatif de la variable observée au temps  $t$  et qu'il est connu. Supposons aussi que la variable  $y_t$  est observée en fin de période. La mise en œuvre du filtre de Kalman se fait en deux étapes (Kim et Nelson, 1999) :

- 1) La prédiction : au début de la période  $t$  une prédiction optimale de la variable  $\Delta y_t$  est faite en utilisant l'information disponible au temps  $t-1$ . Cette prédiction notée  $\Delta y_{t|t-1}$  est donnée par :

$$\Delta y_{t|t-1} = \gamma_0 \Delta c_{t|t-1} + \gamma_1 \Delta c_{t-1|t-1} + \dots + \gamma_k \Delta c_{t-k|t-k} \quad (4.19)$$

où,

$$\Delta c_{t|t-1} = \phi_1 \Delta c_{t-1|t-1} + \phi_2 \Delta c_{t-2|t-2} + \dots + \phi_\ell \Delta c_{t-\ell|t-\ell} . \quad (4.20)$$

- 2) La mise à jour : à la fin de la période  $t$ , l'erreur de prédiction  $\eta_{t|t-1}$  de  $y_t$  est calculée.

$$\eta_{t|t-1} = \Delta y_t - \Delta y_{t|t-1} \quad (4.21)$$

Il est alors possible de calculer la valeur de  $\Delta c_{t|t}$  qui prend la forme suivante :

$$\Delta c_{t|t} = \Delta c_{t|t-1} + K_t \eta_{t|t-1} . \quad (4.22)$$

Le paramètre  $K_t$  est le gain de Kalman.<sup>12</sup> Il représente le poids relatif de l'information contenue dans l'erreur de prédiction et est fonction de la variance conditionnelle de l'erreur de prédiction et de la matrice de covariance de l'index. La matrice de covariance est conditionnelle à l'information disponible au temps  $t-1$ . Ces deux facteurs sont calculés durant la phase de prédiction. Au démarrage, le filtre de Kalman nécessite le choix d'une valeur arbitraire de départ  $C_{0|0}$  et le calcul de sa covariance.

La valeur au temps  $t$  de l'indice composite,  $C_{t|t}^*$ , est alors calculé de la manière suivante :

$$C_{t|t}^* = C_{t|t} * \text{Sd}(\Delta C_t^{IA}) / \text{Sd}(\Delta c_{t|t}) . \quad (4.23)$$

---

<sup>12</sup> Les détails sur les différentes étapes du filtre de Kalman peuvent être retrouvés dans Hamilton (1994).

Le terme  $Sd(\Delta C_t^{IA})$  représente l'écart-type de l'indice ad-hoc (IA) tandis que  $Sd(\Delta c_{it})$  représente l'écart-type de l'estimation de la valeur de  $\Delta c_t$  conditionnelle aux informations disponibles au temps  $t$ . Cela permet une comparaison entre l'indice composite et l'indice ad-hoc. Par ailleurs, l'indice composite est normalisé afin que sa valeur en janvier 1994 égale celle de l'indice ad-hoc.

#### 4.4.2. Le modèle à changements markoviens

Dans le modèle de Stock et Watson (1989), l'index coïncident est linéaire et n'est donc pas exposé à des variations de régime indépendantes (contraction/expansion) qui constituent pourtant l'une des caractéristiques des cycles économiques. Le modèle développé dans cette section introduit des changements markoviens dans l'équation de transition afin d'intégrer une éventuelle non linéarité de l'index coïncident. Kim (1994) et Kim et Nelson (1999) préconisent l'application au modèle espace-état de la méthode de changement structurel initialement développée par Hamilton (1989).

##### 4.4.2.1. La spécification du modèle

Conformément à l'équation (4.11), les différentes valeurs des variables économiques ont une composante individuelle ( $D_i + e_{it}$ ) et sont fonction des valeurs contemporaines et retardées de l'index commun  $\Delta C_t$ . Par ailleurs, l'équation (4.12) montre que la composante commune suit un processus auto-régressif ayant une croissance à long terme,  $\delta$ . Kim (1994) et Kim et Nelson (1998) supposent que cette croissance à long terme connaît des variations sujettes à des changements de régime markoviens. Ces variations sont représentées par la variable  $\mu_{s_t}$  de sorte que :

$$\phi(L)(\Delta C_t - \mu_{s_t} - \delta) = v_t, \quad v_t \sim \text{i.i.d. } N(0,1). \quad (4.24)$$

La variable  $\delta$  est une constante alors que la valeur de  $\mu_{s_t}$  dépend de l'état dans lequel se trouve l'économie. Ces auteurs définissent un état  $S_t = 0$  lorsque l'économie est en phase de récession et un état  $S_t = 1$  lorsque l'économie est en phase de croissance. Le taux de croissance prend alors les valeurs suivantes :

$$\mu_{s_t} = \mu_0 + \mu_1 S_t, \quad \text{avec } \mu_1 > 0, \quad S_t = \{0, 1\}. \quad (4.25)$$

La différence principale avec le modèle de Stock et Watson réside dans la moyenne de croissance donnée par  $\mu_{s_t} - \delta$ . Cette moyenne varie en fonction des deux régimes du cycle. Les probabilités de transition sont fixes dans le temps. Kim et Nelson (1998) imposent une moyenne de zéro à  $\mu_{s_t}$ . Ils considèrent ainsi que  $\delta$  détermine le taux de croissance à long terme de l'index coïncident tandis que  $\mu_{s_t}$  est responsable des déviations observées dans la croissance de long terme. Les probabilités de transition entre les différents états de l'économie sont fixes et gouvernées par un processus markovien défini par :

$$P(S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}) = \begin{bmatrix} q & 1-p \\ 1-q & p \end{bmatrix}, \quad (4.26)$$

$$\text{avec } \Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p, \quad \Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = q. \quad (4.27)$$

Le paramètre  $p$  représente donc la probabilité de se retrouver dans l'état 1 après avoir été dans cet état au cours de la période précédente. Le paramètre  $q$  représente la probabilité de se retrouver dans l'état 0 après avoir été dans ce même état au cours de la période précédente.

#### 4.4.2.2. L'estimation des paramètres du modèle

L'algorithme proposé par Kim (1994) sera utilisé pour estimer les paramètres des équations (4.15) – (4.17), les probabilités de transition  $p$  et  $q$  et la moyenne de la croissance pour les deux états de l'économie. Cet algorithme combine les filtres de Kalman et de Hamilton. La méthode proposée par Kim (1994) et reprise par Kim et Nelson (1999) est composée de 3 étapes principales :

- 1) Le filtre de Kalman est exécuté selon une procédure similaire à celle utilisée pour le calcul de l'indice composite et en tenant compte des deux états de probabilités de transition retenus.
- 2) Le filtre de Hamilton est utilisé pour le calcul des probabilités de transition  $\Pr[S_t, S_{t-1} | \psi_t]$  et  $\Pr[S_t | \psi_t]$  en utilisant l'information disponible au temps  $t$  (représentée par  $\psi_t$ ).
- 3) Finalement des approximations sont effectuées afin de contourner le problème posé par le nombre trop élevé d'itérations produites par le filtre de Kalman lorsque l'on tient compte des deux états de probabilités de transition. Sans ces approximations, le modèle serait inopérant.

Comme dans le cas du modèle développé par Stock et Watson (1989, 1991), l'index coïncident devrait être obtenu grâce à l'équation (4.18). Cependant les approximations effectuées lors de la mise en œuvre du filtre de Kalman ne permettent pas de décomposer les espérances mathématiques des différentes variables ( $E(\Delta Y)$ ) en  $D_i$  et  $\delta$  (voir équation (4.14)). Kim et Nelson (1999) proposent une approximation utilisant l'index DOC du Ministère du Commerce des États Unis. Nous procéderons à la même approximation en utilisant l'indice ad-hoc développé pour le secteur porcin québécois. L'indice composite cyclique est alors calculé de la manière suivante :

$$C_t = C_{t-1} + \Delta c_{t|t} * Sd(\Delta C_t^{IA}) / Sd(\Delta c_{t|t}) + Moy(\Delta C_t^{IA}). \quad (4.28)$$

Les termes  $Sd(\Delta C_t^{IA})$  et  $Moy(\Delta C_t^{IA})$  représentent respectivement l'écart-type et la moyenne de la première différence de l'indice ad-hoc (IA) et le terme  $Sd(\Delta c_{t|t})$  représente l'écart-type de l'estimation de la valeur de  $\Delta c_t$  conditionnelle à l'information disponible au temps  $t$ . L'indice composite, sujet à des changements de régimes markoviens, est ajusté afin que sa valeur de janvier 1994 égale celles de l'Indice ad-hoc et de l'indice composite.

#### 4.4.3. Le modèle de calcul de l'indice composite avancé

Plusieurs des variables économiques du secteur porcin québécois exhibent un comportement non linéaire. Cette situation a des répercussions économiques sur les différents agents de la filière. Ceux-ci basent alors leurs décisions sur leur vision du développement futur de ces variables économiques. Pour eux, il est dès lors important de pouvoir disposer d'indicateurs à même de prévoir le sens dans lequel se dirige l'économie. Pour le calcul de l'indice composite avancé du secteur porcin québécois, la présente étude utilise l'approche développée par Fukuda et Onodera (2001). Cette approche se fera en trois étapes. Premièrement, le choix des variables est effectué en fonction de leur rôle de précurseur dans le secteur porcin québécois. Les variables précurseurs ( $X_{q,t}$ ) et l'indice composite ( $IC_t$ ) sont ensuite différenciés afin de tenir compte d'une éventuelle non-stationnarité. Enfin, les coefficients de l'équation suivante sont estimés en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires :

$$IC_{t+n} - IC_t = \alpha + \sum_{q=1}^k \sum_{i=1}^h \delta_{j,q,i} \Delta X_{q,t-i} + \Delta IC_{t-1} + \nu_t. \quad (4.29)$$

Le terme  $IC_{t+n} - IC_t$  représente le taux de croissance mensuel de l'indice composite avancé sur un horizon de prédiction de l'indice composite de  $n$  périodes. Un indice précurseur sur un horizon de 3 et 6 mois sera calculé. La variable  $q = 1, \dots, k$ , représente le nombre de

variables précurseurs utilisées dans la construction de l'indice et  $i = 1, \dots, h$  est le nombre de valeur retard des différentes variables précurseurs. Si on définit  $IC_{t+n} - IC_t \equiv ica_t^{t+n}$ , la valeur de l'indice composite avancé à l'horizon de  $n$  mois ( $ICA_t^{t+n}$ ) est calculée de la manière suivante :

$$ICA_t^{t+n} = IC_t + ica_t^{t+n}. \quad (4.30)$$

La capacité prédictive de l'indice composite avancé est appréciée en comparant sa valeur à celle de l'indice composite. À cet effet, la moyenne du carré des erreurs de prédiction est utilisée. Elle est obtenue en appliquant l'équation suivante :

$$MSFE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (IC_t - ICA_t^{t+n})^2. \quad (4.31)$$

## CHAPITRE V

### ANALYSE STATISTIQUE PRÉLIMINAIRE ET CHOIX DES VARIABLES

Le présent chapitre présente l'analyse préliminaire ayant permis de sélectionner les variables utilisées dans la construction des différents indices. Il présente également les tests de racine unitaire et de co-intégration effectués sur les variables retenues afin de caractériser leur comportement statistique.

#### 5.1. LE CHOIX DES VARIABLES

Mise en forme : Puces et numéros

Des séries individuelles de variables telles que le prix réel à la ferme au Québec du porc vivant ou encore le prix réel à la transformation au Québec peuvent potentiellement servir à apprécier l'état économique du secteur porcin québécois avec toutefois l'écueil d'une mesure parcellaire. De plus, nous pouvons supposer que chacune de ces données individuelles a un comportement différent selon le choc subi par le secteur porcin québécois. Dans le but d'améliorer les possibilités de capter les différents signaux de l'ensemble du secteur porcin, il est important de pouvoir combiner plusieurs des variables en un indice unique. Par ailleurs, Zarnowitz (1992) souligne que la combinaison de plusieurs variables permet de réduire les effets des erreurs de mesures observées pour plusieurs variables économiques individuelles. Cependant, la nécessité d'une approche non fragmentaire agrégeant l'ensemble de l'activité économique du secteur porcin ne justifie pas l'utilisation de la totalité des variables candidates. Nous pourrions alors nous retrouver dans des situations présentant les inconvénients méthodologiques liés à l'utilisation d'une trop grande quantité de données (modèles inopérants, multicollinéarité, ...). Les variables candidates ont donc été sélectionnées selon le processus en trois étapes décrit dans l'approche méthodologique. Dans la première étape, les variables sont réparties en trois

sous-groupes représentatifs des segments importants de la filière porcine québécoise. Ensuite, la volatilité des différentes variables est étudiée au moyen du calcul de l'écart-type du pourcentage de la variation mensuelle. Enfin, une étude de la corrélation contemporaine entre les variables est produite.

#### 5.1.1. Les différentes composantes du secteur porcin

Mise en forme : Puces et numéros

La direction dans laquelle évolue l'état général de l'économie dépend de sa structure. Cela justifie la classification des variables selon une subdivision structurelle de la filière porcine québécoise. Srivastava, Ziggers et Schrader (1998) distinguent trois principales composantes dans leur travail sur la coordination verticale dans l'industrie porcine canadienne : (i) une composante production représentée par les fermes, (ii) une composante transformation représentée par les abattoirs et (iii) une composante commercialisation avec des marchés intérieur et extérieur. Ils notent également que bien qu'il existe des arrangements entre producteurs et transformateurs, il n'y a pas d'intégration complète entre ces deux segments. De même, ces auteurs soulignent l'inexistence d'un regroupement de la transformation et de la commercialisation, leurs relations étant gérées par des arrangements commerciaux. La description précédente de la filière porcine est aussi reprise en partie par Saint-Louis (1998).

Subséquentement, les variables candidates seront classées selon l'une ou l'autre des trois composantes énumérées plus haut. Cela permettra d'assurer la pertinence économique des variables retenues et d'éviter la sur-représentation d'un segment de la filière porcine québécoise.

La composante production est représentée par quatre variables :

- Le prix réel à la ferme au Québec du porc vivant (*PRFQ*).
- Le ratio du prix réel à la ferme au Québec du porc vivant sur le prix réel du maïs grain (*RATIO*) qui permet de faire une approximation du niveau de profitabilité relié à la production porcine.

- Les quantités de porcs du Québec abattus ( $ABQ$ ) et la valeur réelle des abattages de porcs originaires du Québec ( $VABQ$ ) qui permettent de mesurer le niveau et la valeur de la production porcine du Québec.

La composante transformation peut être mesurée par quatre variables.

- Le prix réel à la transformation au Québec ( $PRTQ$ ).
- La différence entre le prix réel à la ferme au Québec du porc vivant et le prix à la transformation au Québec ( $DIFP$ ) qui constitue une approximation de la marge de profit des transformateurs. En effet, le porc vivant constitue l'intrant le plus important des abattoirs.
- La production en quantités ( $ABTQ$ ) et en valeur ( $VABTQ$ ) des abattoirs du Québec constituent des éléments de mesure du niveau d'activité des transformateurs.

La composante commercialisation peut être décrite par cinq variables.

- Les inventaires de produits de porcs au Québec ( $INVQ$ ).
- Le marché extérieur est représenté par les inventaires de produits de porcs aux États-Unis ( $INVUS$ ), le prix réel moyen des exportations ( $PEXP$ ) et la valeur réelle des exportations ( $VEXP$ ).
- Le taux de change entre les devises américaines et canadiennes ( $XRATE$ ) peut également jouer un rôle dans le volume des exportations du Québec.

### 5.1.2. Écart-type des pourcentages de variations mensuelles

Mise en forme : Puces et numéros

L'étude de la volatilité des différentes variables est faite à l'aide du calcul des écart-types des variations mensuelles de leurs valeurs. Le tableau 2 présente les écart-types obtenus. Il montre une forte volatilité des variations mensuelles des volumes et des variables qui en découlent (valeurs réelles). Ces variables ont des écart-types de variations mensuelles supérieurs à 17. Ces fortes variations sont dues au caractère biologique de la production porcine et notamment au cycle de production des porcs. Les variations des produits de la ferme se répercutent sur les autres variables en volume. L'utilisation de ce type de variables

pour le calcul des indices peut leur conférer une certaine volatilité. À l'inverse, les données mensuelles concernant les prix présentent une plus faible volatilité avec des écart-types inférieurs à 10. Soulignons la faiblesse de l'écart-type de variations mensuelles du prix réel à la transformation (*PRTQ*).

**Tableau 2 :** Écart-types des pourcentages des variations mensuelles des variables candidates, de mars 1989 à septembre 2000

Variables	PRFQ	PRFUS	RATIO	PRTQ	ABQ	VABQ	ABTQ
Écart-type	9,14	9,46	10,52	4,55	18,17	18,75	18,11
Variables	VABTQ	INVQ	INVUS	VEXP	PEXP	DIFP	XRATE
Écart-type	18,90	16,27	7,90	17,07	6,90	7,08	1,05

### 5.1.3. L'étude de la corrélation entre les différentes variables

Mise en forme : Puces et numéros

L'étude de la corrélation entre les différentes variables est effectuée à l'aide du coefficient de corrélation de Pearson (Wooldridge, 2000). Les résultats obtenus sont synthétisés dans le tableau 3. Ces résultats montrent une forte corrélation contemporaine entre plusieurs variables.

La variable *PRFQ* est fortement corrélée à la variable *PRFUS*. Cela s'explique par le mode de calcul des prix du porc vivant à la ferme au Québec. En effet, depuis la mise en place du système actuel de mise en marché des porcs vivants, le prix des volumes pré-attribués est fonction des prix sur le marché américain. Cette corrélation est encore plus importante lorsque la période considérée va uniquement du mois de janvier 1994 au mois de septembre 2000. Cela est conforme aux conclusions de Larue et Tanguay (1999) qui montrent également que cette corrélation a été temporairement moins forte durant les conflits commerciaux entre le Canada et les États-Unis. La variable *PRFQ* est également fortement liée à la variable *PRTQ*. Cela est conforme aux conclusions de Gouin *et al.* (2000) qui

notent qu'en dehors de l'année 1998, année durant laquelle le secteur porcin nord américain a connu une crise majeure, la transmission des variations de prix entre les différents segments de la filière a été relativement symétrique. Par transitivité, la corrélation entre les variables *PRFUS* et *PRTQ* est nécessairement forte.

La variable *PRTQ* est fortement corrélée de manière négative à la variable *INVQ* confirmant le rôle joué par les stocks dans la dynamique de la filière. Par contre la variable *PRTQ* est faiblement liée aux inventaires de produits du porc américain (*INVUS*). Cela peut s'expliquer par la taille du marché américain.

Le prix réel moyen à l'exportation des produits porcin québécois (*PEXP*) est positivement corrélé aux variables *PRFQ* et *PRTQ*. Cela confirme le rôle de moteur joué par le marché extérieur. Il aurait été sensé de prévoir une corrélation plus forte entre les variables *PEXP* et *INVUS* que la corrélation entre les variables *PEXP* et *INVQ*. Cette dernière corrélation est fortement significative et négative.

Les variables *ABTQ* et *ABQ* ont une corrélation négative relativement faible avec les variables *PRFQ* et *PRTQ*. Il est plausible que cette corrélation soit due au processus relativement lent d'ajustement intrinsèque à la production porcine.

Le taux de change entre les devises canadienne et américaine (*XRATE*) est fortement corrélé de manière positive aux abattages (*ABTQ* et *ABQ*). Cela est conforme au rôle de locomotive du secteur porcin québécois que joue le marché extérieur. Une baisse de la valeur du dollar canadien vis-à-vis le dollar américain augmente la compétitivité des exportateurs québécois. La forte corrélation positive avec la valeur des exportations (*VEXP*) semble confirmer la dernière affirmation. Par ailleurs la variable *XRATE* est aussi fortement corrélée à la variable *RATIO*.

Les coefficients de corrélation contemporaine sont présentés au tableau 3. Les fortes corrélations ( $|\rho| > 0.5$ ) sont indiquées en italique et en gras.

Tableau 3 : Coefficients de corrélation contemporaine entre les variables candidates, de mars 1989 à septembre 2000

Variables	PRFQ	PRFUS	PRTQ	ABTQ	VABTQ	ABQ	VABQ	INVUS	INVQ	PEXP	VEXP	RATIO	XRATE	DIFP
PRFQ	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
PRFUS	<b>0,68</b>	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
PRTQ	<b>0,92</b>	<b>0,69</b>	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ABTQ	-0,28	-0,19	-0,16	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
VABTQ	0,35	0,14	0,32	<b>0,88</b>	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ABQ	-0,25	-0,14	-0,10	<b>0,97</b>	<b>0,88</b>	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-
VABQ	<b>0,60</b>	0,35	<b>0,60</b>	<b>0,56</b>	<b>0,88</b>	<b>0,61</b>	1,00	-	-	-	-	-	-	-
INVUS	-0,10	-0,34	-0,30	0,45	0,29	0,35	0,16	1,00	-	-	-	-	-	-
INVQ	-0,41	-0,37	<b>-0,52</b>	<b>0,71</b>	0,21	<b>0,64</b>	0,17	0,40	1,00	-	-	-	-	-
PEXP	<b>0,74</b>	0,40	<b>0,68</b>	-0,26	0,40	-0,20	0,44	0,07	<b>-0,51</b>	1,00	-	-	-	-
VEXP	0,25	0,18	0,30	<b>0,62</b>	<b>0,68</b>	<b>0,60</b>	<b>0,70</b>	0,34	0,47	0,21	1,00	-	-	-
RATIO	0,45	0,50	0,38	-0,50	-0,37	-0,50	-0,04	<b>-0,53</b>	-0,30	0,19	-0,27	1,00	-	-
XRATE	0,18	-0,31	-0,17	<b>0,60</b>	<b>0,54</b>	<b>0,74</b>	0,42	<b>0,69</b>	<b>0,66</b>	-0,11	<b>0,62</b>	<b>-0,64</b>	1,00	-
DIFP	0,01	0,18	0,41	-0,17	0,01	-0,11	-0,08	<b>-0,51</b>	-0,26	0,10	-0,10	0,23	-0,36	1,00

#### 5.1.4. Le choix des variables utilisées pour la construction des indices

Mise en forme : Puces et numéros

Pour le calcul des indices, l'utilisation simultanée de données ayant une forte corrélation contemporaine peut introduire un biais de sur-représentation de certains secteurs d'activités. Fukuda et Onodera (2001) préconisent aussi l'exclusion des variables économiques ayant une trop forte volatilité. Cette observation associée à la nécessité de prendre en considération une représentation « équitable » des composantes essentielles du secteur et de prévenir le biais de sur-représentation conduit à la sélection de quatre variables pour la construction des indices. Il s'agit de :

- Ratio prix réel du porc vivant - prix réel du maïs grain (*RATIO*) représentant la composante production.
- Différence entre le prix réel à la ferme au Québec des porcs vivants et le prix réel à la transformation au Québec (*DIFP*) représentant la composante transformation.
- Prix réel moyen à l'exportation (*PEXP*) représentant l'état du marché extérieur.
- Quantité de porcs du Québec abattus (*ABQ*) qui est transversale, concernant à la fois les composantes production, transformation et commercialisation.

Le choix de ces quatre variables devrait permettre aux indices d'être raisonnablement modulés afin de couvrir l'ensemble de la filière porcine québécoise tout en exhibant les variations à la hausse et à la baisse qu'elles sont susceptibles de présenter.

#### 5.2. L'ANALYSE PRÉLIMINAIRE DES VARIABLES RETENUES

Mise en forme : Puces et numéros

La caractérisation exacte des données chronologiques utilisées est essentielle à l'établissement de conclusions justes. Cette caractérisation porte sur la stationnarité des données et leur potentielle co-intégration. Les tests sont effectués sur la transformation logarithmique des données.

Mise en forme : Puces et numéros

### 5.2.1. Les tests de la racine unitaire

L'approche méthodologique utilisée pour les tests de la racine unitaire a été décrite dans la section méthodologique. Elle fait intervenir trois tests de la racine unitaire à savoir le test de Dickey-Fuller, le test symétrique pondéré et le test de Phillips-Perron. Le tableau 4 présente les résultats des différents tests. Il montre que pour les variables *RATIO*, *ABQ* et *PEXP* les tests de Dickey-Fuller et le test symétrique pondéré ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de la présence de racine unitaire au seuil critique de 5 %. Par contre, dans le cas du test de Phillips-Perron, l'hypothèse nulle est rejetée pour ces trois variables. Cela confirme les réserves liées à ce test et notamment aux problèmes de distorsion de taille (Patterson, 2000). Les trois tests pratiqués permettent de rejeter l'hypothèse nulle de la présence de racine unitaire pour la variable *DIFP*. Les probabilités de ne pas rejeter l'hypothèse nulle (*p-value*) sont indiquées entre parenthèse.

Tableau 4 : Résultats des tests de la racine unitaire.

Test	RATIO	DIFP	ABQ	PEXP
<u>Nombre de retards (sélectionnés</u>				
par le critère AIC)	5	2	10	4
<u>Statistiques (<i>p-value</i>)</u>				
Test symétrique pondéré	-2,821 (0,137)	-5,381 (0,000)	-1,370 (0,924)	-2,439 (0,332)
Test de Dickey-Fuller	-2,550 (0,303)	-5,560 (0,000)	-2,641 (0,261)	-2,202 (0,489)
Test de Phillips-Perron	-22,541 (0,042)	-57,120 (0,000)	-192,062 (0,000)	-23,839 (0,032)

L'étude conclut donc que les variables *RATIO*, *ABQ* et *PEXP* sont intégrées d'ordre un.

### 5.2.2. Le test de la co-intégration des variables

Mise en forme : Puces et numéros

La procédure utilisée pour tester la co-intégration des variables du système est celle proposée par Engle et Granger (Engle et Granger, 1987). La méthode est décrite aux équations (4.6) et (4.7). Le tableau 5 présente les résultats du test de co-intégration de Engle-Granger entre le logarithme d'une variable du système et le logarithme des autres variables. Les résultats indiquent qu'au seuil critique de 5 %, il n'y a pas d'évidence suffisante pour rejeter l'hypothèse nulle lorsque la variable dépendante est *RATIO*, *ABQ* ou *PEXP*. On ne peut donc pas rejeter l'hypothèse nulle que les variables ne sont pas co-intégrées. Nous concluons alors qu'il n'existe pas de vecteur de co-intégration entre ces différentes variables. Par contre dans le cas du logarithme de la variable *DIFP*, au seuil critique de 5 %, il y a évidence en faveur du rejet de l'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unitaire des résidus. On rejette donc l'hypothèse nulle de la stationnarité des résidus. Il existe donc un vecteur de co-intégration entre le logarithme de cette variable et celui de l'une ou plusieurs des autres variables considérées.

**Tableau 5 :** Résultats du test de co-intégration de Engle-Granger

Variable dépendante	Statistique	P-Value	Nombre de retards
RATIO	-2,875	0,664	4
DIFP	-5,668	0,007	2
ABQ	-3,056	0,570	7
PEXP	-2,017	0,944	4

L'évidence statistique en faveur de la co-intégration est faible. Par conséquent, il est probable que les quatre variables considérées ne soient pas liées par une relation de co-intégration.

## **CHAPITRE VI**

### **LES INDICES DE MESURE DE L'ÉTAT ÉCONOMIQUE DU SECTEUR PORCIN QUÉBÉCOIS**

Le but de l'étude est de mesurer l'état économique du secteur porcin québécois à l'aide d'indices agrégeant l'activité économique du secteur. La méthodologie utilisée doit permettre aux indices non seulement de révéler l'état économique général du secteur mais aussi de refléter les directions dans lesquelles évoluent les différentes variables participant à leur construction.

Dans ce chapitre, nous proposons trois indices. Premièrement, nous construisons un indice ad-hoc (IA), qui est une sommation pondérée des variables économiques retenues. Le deuxième indice est un indice composite basé sur la méthodologie proposée par Stock et Watson (1989, [1991](#)). Finalement nous proposons un indice composite cyclique en combinant l'approche de Stock et Watson (1989, 1991) à celle proposée par Hamilton (1991). Nous utilisons les même variables pour la construction des trois indices : *RATIO*, *DIFP*, *ABQ* et *PEXP*. Par ailleurs, nous établissons une base commune aux trois indices en normalisant chaque indice par sa valeur au mois de janvier 1994. Ce mois correspond à la date de mise en place du système hybride de mise en marché de la production porcine décrite dans Larue *et al.* (2000). Cette normalisation permet de comparer les tendances des indices. Elle permet aussi d'établir la capacité réelle de chaque indice à traduire l'évolution dans un sens ou dans un autre du secteur porcin québécois.

### 6.1. L'INDICE AD-HOC (IA)

L'indice ad-hoc est un agrégat des variables *RATIO*, *DIFP*, *ABQ* et *PEXP*. Sa construction se fait selon la méthodologie décrite au tableau 1 de la section 4.1. Selon cette approche méthodologique, les variations mensuelles standardisées des variables sont utilisées pour la construction de l'indice. Les coefficients de standardisation de la valeur des variables sont inversement proportionnels à la volatilité de leurs variations mensuelles. Cette standardisation permet de limiter l'effet d'une trop forte volatilité des séries individuelles sur l'indice (Zarnowitz, 1992). Cela permet également de donner aux différentes composantes de l'indice une chance égale de contribuer à son évolution. Les facteurs de standardisation déterminent ainsi dans quelle mesure le changement mensuel de la valeur d'une des composantes contribue au changement mensuel de l'indice ad-hoc.

#### 6.1.1. Les facteurs de standardisation

Le tableau 6 indique la valeur des facteurs de standardisation des différentes variables. Il montre que les variables *DIFP* et *PEXP* sont les plus susceptibles d'influencer les changements de la valeur de l'indice ad-hoc. Toutes choses étant égales par ailleurs, les variations des variables *RATIO* et *ABQ* auront des effets moins marqués sur l'IA.

Tableau 6 : Facteurs de standardisation des variables utilisées dans la construction de l'IA

Variables	Facteurs de standardisation
RATIO	0,218
DIFP	0,323
ABQ	0,127
PEXP	0,332
<i>Total</i>	1,000

### 6.1.2. L'évolution de l'IA

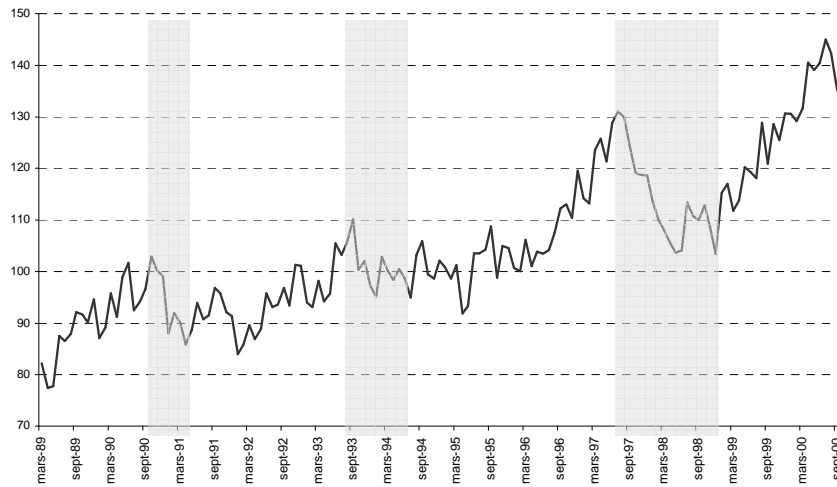
La valeur de l'indice ad-hoc est normalisée en prenant l'année 1994 comme année de référence (indice 100). La figure 13 présente l'évolution dans le temps de l'indice ad-hoc pour la période allant du mois d'avril 1989 au mois de septembre 2000. Sur cette période, trois principales phases de contraction de la valeur de l'indice peuvent être identifiées. Ces contractions sont représentées par les zones grises sur la figure 13.

La première contraction débute au mois de novembre 1990 et va jusqu'au mois d'avril 1991. Durant cette période de 6 mois, la baisse de l'indice n'est entrecoupée que d'une légère hausse au quatrième mois. Cette contraction fait perdre à l'indice plus de 14 % de sa valeur.

Une deuxième contraction commence au mois d'octobre 1993 et se termine au mois de juillet 1994 soit une durée de 10 mois. Elle est irrégulière, entre-coupée par des phases de croissance. À la fin de la période, l'indice a perdu environ 5 % de sa valeur.

La troisième contraction va du mois d'août 1997 au mois de décembre 1998 soit une durée de 17 mois. Au terme de cette période, l'IA a perdu plus de 20 % de sa valeur.

Figure 13 : Évolution de l'indice ad-hoc, de mars 1989 à septembre 2000



Le tableau 7 présente les coefficients de corrélation entre les valeurs des variables utilisées dans la construction de l'indice et la valeur de l'IA. Le tableau 8 présente les coefficients de corrélation entre les variations mensuelles de la valeur des variables et celles de l'IA. Ces deux tableaux permettent d'analyser le comportement des variables participant à la composition de l'indice.

Au tableau 7, une forte corrélation entre la valeur de l'IA et celle des variables *RATIO*, *DIFP* et *PEXP* durant les phases de contraction est observée. Ces variables ont un comportement mensuel pratiquement identique à celui de l'indice durant la première contraction. Elles connaissent une baisse marquée. Les coefficients de corrélation contemporaine entre les valeurs de ces variables et celle de l'IA sont respectivement de 0,93, 0,94 et 0,97. Par contre, la variable *ABQ* présente un comportement différent marqué par une relative volatilité et une légère baisse de sa valeur à la fin de la période de contraction. Son coefficient de corrélation est de 0,25. Ces observations semblent assez logiques, les ajustements de la production ne pouvant se faire à court terme en raison du cycle biologique de la production porcine. La première contraction de la valeur de l'IA peut donc être attribuée au comportement des variables *RATIO*, *DIFP* et *PEXP*. Par conséquent,

cette contraction a affecté à la fois les niveaux de la production, de la transformation et de la commercialisation. La croissance des variables *DIFP* et *RATIO* et donc la relance dans les secteurs de la production et de la transformation est responsable de la reprise de la croissance de l'IA à partir du mois d'avril 1991.

Pendant la deuxième contraction, les variables participant à la construction de l'IA présentent un comportement marqué par une relative volatilité. Au tableau 7, la valeur des coefficients de corrélation contemporaine entre la valeur des différentes variables et celle de l'IA est assez faible. Durant la troisième contraction, les variables *RATIO* et *PEXP* perdent respectivement plus de 66 et 40 % de leurs valeurs. Les coefficients de corrélation contemporaine entre leurs valeurs et celle de l'IA sont respectivement de 0,6 et 0,9 au tableau 7. La contraction de la valeur de la variable *DIFP* est plus tardive et plus transitoire. Cette variable alterne entre phases d'expansion et de contraction. Gouin *et al.* (2000) soulignent d'ailleurs l'asymétrie dans la transmission des prix durant l'année 1998. La variable *ABQ* alterne également entre des phases de croissances et des phases de contraction. Le cycle biologique de production peut au moins partiellement expliquer ce phénomène. Bien que toutes les variables aient été touchées, ces observations permettent d'affirmer que les dépressions du secteur de la production et du marché extérieur ont été les principales causes de la forte et longue contraction de l'indice ad-hoc sur cette période.

Tableau 7 : Coefficients de corrélation entre la valeur des variables et la valeur de l'IA

	RATIO	DIFP	ABQ	PEXP
Contraction 1 (novembre 1990-avril 1991)	0,934	0,944	0,250	0,973
Contraction 2 (octobre 1993-juillet 1994)	0,669	0,592	0,004	0,449
Contraction 3 (août 1997-décembre 1998)	0,590	0,348	0,030	0,900
Ensemble de l'échantillon (avril 1989-septembre 2000)	-0,194	-0,021	0,721	0,097

Tableau 8 : Coefficients de corrélation entre les variations de la valeur des variables et celles de la valeur de l'IA

	RATIO	DIFP	ABQ	PEXP
Contraction 1 (novembre 1990-avril 1991)	0,492	0,780	0,773	0,778
Contraction 2 (octobre 1993-juillet 1994)	0,745	0,323	0,059	0,810
Contraction 3 (août 1997-décembre 1998)	0,149	0,392	0,534	0,323
Ensemble de l'échantillon (avril 1989-septembre 2000)	0,393	0,492	0,402	0,714

Sur la période d'étude, l'indice ad-hoc a connu une croissance totale de sa valeur de plus de 75 % en dépit des trois phases de contraction précédemment identifiées. L'essentiel de cette croissance a eu lieu à partir du mois de mai 1995. L'année 1995 a connu la croissance annuelle maximum de la valeur de l'indice avec près de 23 %.

Lorsqu'on se base sur l'IA, le secteur porcin au Québec a connu une croissance économique significative au cours de la période. Cela peut être rapproché de la croissance régulière de la variable *ABQ* sur la même période (voir figure 9). L'indice ad-hoc semble montrer une tendance similaire à la variable *ABQ* bien que cette dernière ait un facteur de standardisation moins élevé que celui des autres variables. La variable *ABQ* pourrait donc avoir dicté le comportement à long terme de l'IA. La contribution de la variable *PEXP* à la troisième contraction est particulièrement remarquable. Le reste du temps, tel que suggéré à la figure 12, cette variable a un comportement stable bien que connaissant quelques périodes de croissance et de contraction. Pour leur part, les variables *RATIO* et *DIFP* ont plutôt un comportement cyclique marqué. Intuitivement, l'indice suggère que la croissance dans la filière porcine québécoise est principalement liée à l'augmentation régulière des abattages sous l'impulsion du marché extérieur.

L'indice ad-hoc est relativement volatile. Cependant, le tableau 9 indique que cette volatilité est moins importante que celle des variables prises séparément. Cela correspond à l'un des objectifs de la construction des indices. L'écart-type de la croissance mensuelle de

l'IA varie très peu selon les phases. La persistance de la volatilité de l'indice peut être rattachée à des phénomènes biologiques liés au cycle de production des porcs ou encore à la rigidité dans l'ajustement des comportements et variables de la filière.

Tableau 9 : Écart-types des variations mensuelles de la valeur des variables et de l'IA

	IA	RATIO	DIFP	ABQ	PEXP
Ensemble de l'échantillon	4,73	10,52	7,04	18,17	6,90

En conclusion, la principale limite de l'indice ad-hoc est le caractère plus ou moins arbitraire du calcul des facteurs de pondération des différentes variables. Cependant, la corrélation contemporaine entre les valeurs des variables composant l'indice et sa propre valeur est importante durant les phases de contraction. Cela traduit une bonne capacité de l'IA à identifier les phases de contraction de l'activité économique dans l'un ou l'autre des segments du secteur porcin québécois. L'IA dévoile clairement les périodes considérées comme difficiles par certains des acteurs du secteur porcin. La période la plus remarquable selon ce critère est sans contredit l'année 1998. De plus, l'IA révèle une tendance de croissance dans le secteur porcin. Cette croissance semble avoir été portée par le marché extérieur représenté par la variable *PEXP*. La croissance de ce marché semble être responsable de la tendance à long terme de l'IA. Le rôle important que le marché extérieur joue dans le secteur porcin québécois est d'ailleurs souligné par plusieurs auteurs. Sur la période d'étude, la variable *DIFP* a un comportement plus linéaire que les autres variables. La variable *RATIO* exhibe un comportement plus cyclique. Les périodes de contraction de l'indice coïncident avec la contraction de cette variable et de la variable *DIFP*.

Ces observations suggèrent que les variables *RATIO*, *DIFP* et dans une certaine mesure *PEXP* sont responsables des tendances à court terme de l'IA. Dans les phases de contraction identifiées, celles-ci jouent un rôle central. La présence du programme d'assurance – stabilisation des revenus agricoles pourrait également avoir joué un rôle dans la tendance à long terme de l'IA. En effet, certaines entreprises peuvent percevoir le revenu

net stabilisé comme seul signal du marché guidant leur allocation des ressources. Cependant, deux éléments devraient garantir la préséance des marchés. Il s'agit premièrement du mode de calcul de la moyenne des prix qui permet au programme de l'ASRA de jouer son rôle de stabilisation des revenus sans enlever l'effet de la tendance des prix comme facteur d'allocation des ressources (voir figure 2). Deuxièmement, la prime évolue selon les tendances du marché. Cependant, le fait que le gouvernement finance les 2/3 du programme de l'ASRA a tendance à limiter l'effet de ce signal. La relative stabilité et la croissance continue de la variable *ABQ* pourrait donc ne pas être le seul fait du marché extérieur mais aussi d'un soutien structurel de la production en raison de l'influence du programme ASRA.

## 6.2. L'INDICE COMPOSITE (IC)

La première différence de la transformation logarithmique des variables *RATIO*, *DIFP*, *ABQ* et *PEXP* est utilisée dans la construction de l'indice composite. Le calcul de l'index est basé sur les équations (4.15) – (4.17).

Un retard de cinq périodes dans la variable d'état est imposé dans l'équation de mesure des abattages. En effet, la condition économique de la filière au temps présent ne peut influencer les quantités abattues présentes en raison du cycle biologique du porc. Pour les autres variables, le changement dans la valeur ne dépend que des changements de la valeur contemporaine de l'index coïncident.

Les termes d'erreur des équations de mesure suivent un processus auto-régressif d'ordre 1 (AR(1)). Les équations de mesure (4.15) et du terme d'erreur (4.17) des différentes variables sont :

$$\begin{cases} \Delta \text{RATIO}_t = \gamma_1 \Delta c_t + e_{1,t} \\ e_{1,t} = \psi_1 e_{1,t-1} + \xi_{1,t} \end{cases} \quad \begin{matrix} (5.1.) \\ (5.1.)' \end{matrix}$$

$$\begin{cases} \Delta \text{DIFP}_t = \gamma_2 \Delta c_t + e_{2,t} \\ e_{2,t} = \psi_2 e_{2,t-1} + \xi_{2,t} \end{cases} \quad \begin{matrix} (5.2.) \\ (5.2.)' \end{matrix}$$

$$\begin{cases} \Delta PEXP_t = \gamma_3 \Delta c_t + e_{3,t} & (5.3.) \\ e_{3,t} = \psi_3 e_{3,t-1} + \xi_{3,t} & (5.3.)' \end{cases}$$

$$\begin{cases} \Delta ABQ_t = \gamma_{40} \Delta c_t + \gamma_{41} \Delta c_{t-1} + \gamma_{42} \Delta c_{t-2} + \gamma_{43} \Delta c_{t-3} + \gamma_{44} \Delta c_{t-4} + \gamma_{45} \Delta c_{t-5} + e_{4,t} & (5.4.) \\ e_{4,t} = \psi_4 e_{4,t-1} + \xi_{4,t} & (5.4.)' \end{cases}$$

Par ailleurs, nous supposons que l'index coïncident suit un processus AR(1). L'équation de transition (4.15) peut alors être réécrite comme suit :

$$\Delta c_t = \phi_1 \Delta c_{t-1} + v_t \quad (5.5)$$

#### 6.2.1. L'estimation des paramètres de l'IC

Le tableau 10 présente les différents paramètres accompagnés de leur écart-type suite à l'estimation du système (5.1) à (5.5). Un écart-type inférieur à la moitié de la valeur estimée du paramètre est retenu comme règle d'appréciation de la signification des différents paramètres. En effet, de la littérature consultée, il ressort que des inférences statistiques pour ce type de modèles n'ont pas été développées pour le seuil de signification des différents paramètres.

L'index coïncident est significativement corrélé aux variables *RATIO*, *PEXP* et *ABQ*. La corrélation contemporaine est significative pour les deux premières variables. Pour la variable *ABQ* les paramètres  $\gamma_{40}$ ,  $\gamma_{41}$ ,  $\gamma_{42}$ ,  $\gamma_{43}$  et  $\gamma_{45}$  sont significatifs tandis que le paramètre  $\gamma_{44}$  ne l'est pas. Par contre, la corrélation contemporaine entre la variable *DIFP* et l'index coïncident (paramètre  $\gamma_2$ ) n'est pas significative.

Les coefficients des termes d'erreur sont significatifs pour les variables *DIFP* et *ABQ* alors que l'écart-type des coefficients  $\psi_1$  et  $\psi_3$  est supérieur à deux fois la valeur de l'estimateur.

Tableau 10 : Résultats de l'estimation du modèle de l'indice composite

Variables	Paramètres	Estimation	Écart-type
$\Delta c_t$	$\phi_1$	-0,3896	0,1638
$\Delta(\text{RATIO})_t$	$\gamma_1$	-0,2410	0,0811
	$\psi_1$	0,1048	0,0861
	$\sigma_1^2$	0,9088	0,1106
$\Delta(\text{DIFP})_t$	$\gamma_2$	0,0596	0,0881
	$\psi_2$	-0,2521	0,0836
	$\sigma_2^2$	0,9212	0,1110
$\Delta(\text{PEXP})_t$	$\gamma_3$	0,3315	0,0851
	$\psi_3$	-0,1182	0,0882
	$\sigma_3^2$	0,8490	0,1045
$\Delta(\text{ABQ})_t$	$\gamma_{40}$	0,2804	0,0436
	$\gamma_{41}$	-0,1407	0,0545
	$\gamma_{42}$	-0,2571	0,0876
	$\gamma_{43}$	0,5781	0,0459
	$\gamma_{44}$	-0,0106	0,0703
	$\gamma_{45}$	-0,3832	0,0413
	$\psi_4$	-0,9633	0,0384
	$\sigma_4^2$	0,0007	0,0008

### 6.2.2. L'évolution de l'IC

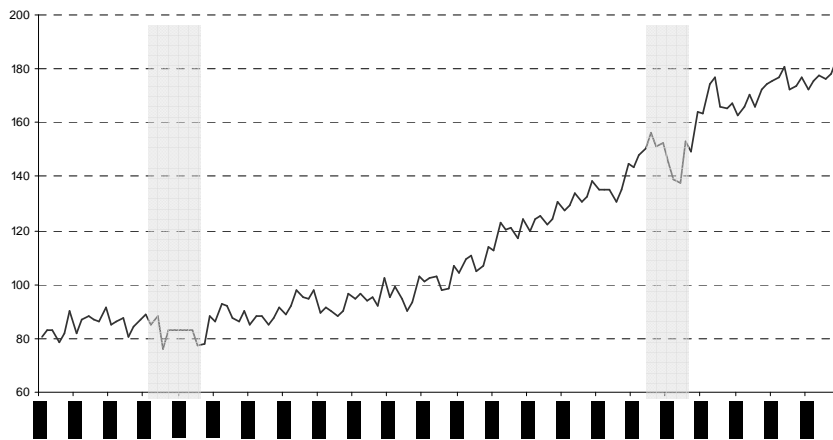
L'indice composite est calculé en utilisant l'équation (4.22). Ce calcul exige l'utilisation de l'écart-type de l'indice ad-hoc et l'écart-type de la déviation par rapport à la moyenne de la première différence de l'index coïncident ( $\Delta c_t$ ) conditionnelle aux informations disponibles au temps  $t$ . L'indice composite est ajusté afin d'avoir une valeur pour janvier 1994 égale à celle de l'IA ce qui permet une comparaison efficace entre les deux indices.

L'indice composite ne présente pas de tendances cycliques marquées. Cependant, il présente clairement deux principales phases. La première phase commence au début de l'échantillon et se termine au mois de juillet 1994. Sur cette période, l'indice composite connaît une faible croissance de sa valeur, celle-ci étant d'environ 12 % sur une période de plus de 6 ans. Au cours de la deuxième période, la croissance de l'IC est plus forte. L'indice croît de plus de 100 % sur une période d'une durée pratiquement équivalente à la première période identifiée. La croissance annuelle la plus faible est de près de 9 % (1999). L'année 1995 présente la plus forte croissance de l'indice composite avec une valeur de près de 23 %. Cette forte croissance débute 8 mois après la mise en place des nouveaux mécanismes de mise en marché de la production des fermes. Ce système de mise en marché semble donc présenter une certaine efficacité par rapport au système unique d'encan prévalant auparavant. Larue *et al.* (2000) font sensiblement les mêmes observations en utilisant des critères différents. Ces auteurs estiment que la pré-attribution rend le système d'encan plus efficace et augmente ainsi les revenus des producteurs.

La figure 14 permet d'identifier une phase de contraction plus marquée à l'intérieur de chaque tendance. La contraction de la première phase commence au mois de novembre 1990 et se termine au mois de juillet 1991. La baisse du niveau de l'indice composite est alors d'environ 9 %. Au cours de cette phase, toutes les variables connaissent une baisse de leur valeur. La phase de contraction de la deuxième tendance (après 1994) est moins longue mais plus intense. Elle commence au mois de février 1998 et se termine au mois de juin de la même année. La valeur de l'indice baisse de près de 12 % sur cette période. Les variables

*DIFP*, *PEXP* et *ABQ* connaissent une période de décroissance tandis que la variable *RATIO* croît. La reprise de la croissance des variables *DIFP*, *PEXP* et *ABQ* semble expliquer la relance de l'activité économique dans la filière. Cette relance coïncide curieusement avec une phase de contraction de la valeur de la variable *RATIO* qui se poursuit jusqu'à la fin de l'année 1998 (figure 5). Cela ne semble pas entraver la croissance de l'indice.

**Figure 14 :** Évolution de l'indice composite, d'avril à septembre 2000



L'indice composite permet donc de mettre en évidence des périodes considérées comme difficiles par certains des acteurs du secteur. C'est notamment le cas des producteurs de porcs qui ont traversé des périodes difficiles en 1991 et 1998. Durant ces années, les compensations versées aux producteurs par le régime d'assurance - stabilisation des revenus agricoles ont connu une augmentation significative (Financière agricole du Québec, 2002). L'IC exhibent également les tendances à la croissance observées au niveau des variables *ABQ* et *PEXP*. Ces deux variables ont connu la plus forte croissance sur la période d'étude. Comme dans le cas de l'indice ad-hoc, la variable *ABQ* semble expliquer la tendance à long terme de l'indice composite tandis que les variables *RATIO*, *DIFP* et dans une certaine mesure *PEXP* semblent expliquer les tendances de court terme.

Finalement, le tableau 11 indique que l'IC conserve une certaine volatilité bien que sa volatilité soit moins importante que celle des variables entrant dans son calcul.

Tableau 11 : Écart-type de la variation de la valeur de l'indice composite et des variables, d'avril 1989 à septembre 2000

	IC	RATIO	DIFP	ABQ	PEXP
Ensemble de l'échantillon	4,47	10,52	7,04	18,17	6,90

### 6.3. L'INDICE COMPOSITE CYCLIQUE (ICC)

Le calcul de l'indice composite cyclique est effectué en employant les mêmes variables que celles utilisées pour les deux indices précédents. Les valeurs retardées de l'index coïncident influencent les abattages de porcs (*ABQ*) pendant les 5 dernières périodes. Pour la construction de l'ICC, les équations de mesure (5.1) à (5.5) sont donc toujours valables. Une inférence non-linéaire de la croissance de l'indice est introduite. On considère ainsi que la croissance à long terme de l'index connaît des variations en fonction de l'état dans lequel se trouve la condition économique de la filière. Ces variations dans la croissance à long terme de l'ICC sont dénotées par le paramètre  $\mu_{s_t}$  avec  $S_t = \{0,1\}$ . Elles sont sujettes à des changements de régime markoviens (équation (4.24)). Le comportement du paramètre  $\mu_{s_t}$  est modélisé par l'équation :

$$\mu_{s_t} = (1 - S_t)\mu_0 + \mu_1 S_t. \quad (5.6)$$

Les paramètres  $\mu_0$  et  $\mu_1$  sont les moyennes de croissance de ces deux états. Les probabilités de transition entre ces deux états sont guidées par le processus de Markov aux équations (4.26) et (4.27).

Les paramètres des systèmes d'équations (5.1) à (5.5), les paramètres de l'équation (5.6) et les probabilités de transition sont évalués en utilisant le maximum de la fonction de vraisemblance et les algorithmes proposés par Kim et Nelson (1999).

### 6.3.1. L'estimation des paramètres de l'ICC

Le tableau 12 présente les paramètres estimés de l'index composite cyclique. Dans ce cas également, un écart-type inférieur à la moitié de la valeur estimée du paramètre est retenu comme règle d'appréciation de la signification des différents paramètres. Les paramètres  $\gamma_1$  et  $\gamma_3$  sont significatifs. L'index coïncident est donc corrélé de manière contemporaine aux variables *RATIO* et *PEXP*. Pour la variable *ABQ*, les paramètres  $\gamma_{40}$ ,  $\gamma_{41}$ ,  $\gamma_{42}$ ,  $\gamma_{43}$ ,  $\gamma_{45}$  sont significatifs. Par contre, la corrélation contemporaine entre la variable *DIFP* et l'index coïncident (paramètre  $\gamma_2$ ) n'est pas significative. Les paramètres des équations des termes d'erreur sont peu significatifs pour les équations de mesure des variables *PEXP* et *RATIO*. Les résultats de l'estimation des paramètres du modèle de l'index composite cyclique sont très similaires au modèle de l'index composite.

L'estimation de la moyenne de la croissance lorsque l'économie se trouve dans le premier état ( $\mu_0$ ) est positive et significativement différente de zéro. Par contre, l'estimation du paramètre associé au deuxième état ( $\mu_1$ ) a une valeur négative et qui n'est pas significativement différente de zéro. Filardo (1994) souligne que la faible présence dans un échantillon de phases liées à un état spécifique peut affecter la précision de l'évaluation des paramètres qui lui sont associés. Cela pourrait être le cas dans la présente étude.

Tableau 12 : Résultats de l'estimation du modèle de l'indice composite cyclique

Variables	Paramètres	Estimation	Écart-type
$\Delta c_t$	q	0,5533	0,2225
	p	0,8437	0,1640
	$\phi_1$	-0,4076	0,1528
	$\mu_0$	1,3151	0,5240
	$\mu_1$	-0,4004	0,4232
$\Delta(\text{RATIO})_t$	$\gamma_1$	-0,2147	0,0791
	$\psi_1$	0,0970	0,0863
	$\sigma_1^2$	0,9499	0,0578
$\Delta(\text{DIFP})_t$	$\gamma_2$	0,0234	0,0767
	$\psi_2$	-0,2558	0,0844
	$\sigma_2^2$	0,9612	0,0579
$\Delta(\text{PEXP})_t$	$\gamma_3$	0,2779	0,0915
	$\psi_3$	-0,1211	0,0878
	$\sigma_3^2$	0,9205	0,0566
$\Delta(\text{ABQ})_t$	$\gamma_{40}$	0,2616	0,0532
	$\gamma_{41}$	-0,1421	0,0514
	$\gamma_{42}$	-0,2739	0,0885
	$\gamma_{43}$	0,4903	0,1023
	$\gamma_{44}$	-0,0315	0,0578
	$\gamma_{45}$	-0,3198	0,0732
	$\psi_4$	-0,9613	0,0428
	$\sigma_4^2$	0,0286	0,0166

Les probabilités de transition associées à ces états sont respectivement de 0,55 pour la probabilité d'être dans le premier état après avoir été dans ce même état la période précédente ( $q = \Pr[S_t=1 \mid S_{t-1}=1]$ ) et de 0,84 pour la probabilité de rester dans le deuxième état après avoir été dans ce même état la période précédente ( $p = \Pr[S_t=2 \mid S_{t-1}=2]$ ). La valeur plus élevée de la probabilité de transition  $p$  indique une tendance plus marquée de l'indice à se retrouver dans le deuxième état après avoir été dans cet état la période précédente.

### 6.3.2. L'évolution de l'ICC

Kim et Nelson (1999) proposent une approximation de l'ICC qui utilise l'index DOC du Ministère du Commerce des États Unis. Nous avons procédé à la même approximation en utilisant l'IA. L'ICC est calculé en utilisant l'équation (4.28). Celle-ci fait intervenir l'écart-type et la moyenne de la première différence de l'IA ainsi que l'écart-type de la première différence de la déviation par rapport à la moyenne de l'index coïncident conditionnelle aux informations disponibles au temps  $t$ . L'index coïncident sujet à des changements de régimes markoviens est ajusté afin d'avoir une valeur de janvier 1994 égale à celle de l'IA et de l'IC. Cela permet une comparaison efficace entre les trois indices.

La figure 15 présente l'évolution de l'ICC de mars 1989 à septembre 2000. L'indice semble être divisé en deux périodes distinctes. La première période s'étend du mois d'avril 1989 au mois de juillet 1994. Durant cette période, la valeur de l'ICC diminue de plus de 21 %. La deuxième période s'étend du mois d'août 1994 au mois de septembre 2000. Sur cette période, la valeur de l'indice croît de 92 %. Il ne semble pas exister de phases de contraction marquées lors de ces deux périodes. Cependant trois creux sont identifiés. Un premier creux est observé au mois d'août 1991 après 6 mois de baisse de la valeur de l'indice. La reprise qui suit est peu vigoureuse, la valeur de l'indice alternant entre des phases de croissances et de décroissances. Cette situation aboutit au creux du mois de juillet 1994. Après cette période, l'indice connaît une période de croissance marquée, quoique

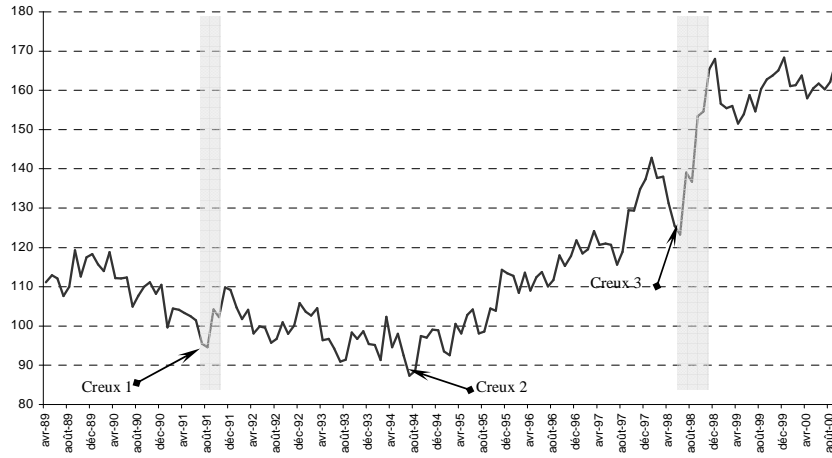
volatile. En juin 1998, l'indice présente un nouveau creux après 5 mois consécutifs de baisse de sa valeur. La reprise est particulièrement vigoureuse. L'ICC reste volatile car l'écart-type des variations mensuelles de sa valeur est 4,26.

### 6.3.3. Les probabilités associées à l'ICC

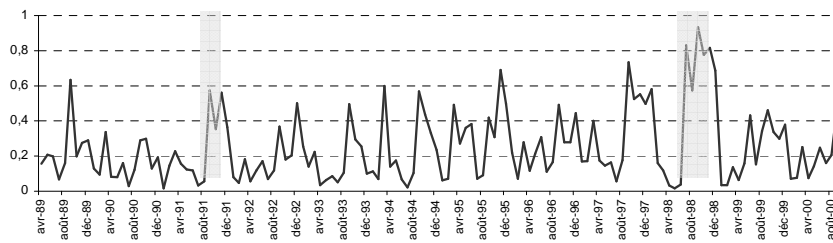
Mise en forme : Puces et numéros

L'activité économique du secteur porcin est caractérisée par deux phases distinctes lorsque l'ICC est utilisé pour sa mesure. Il est donc possible d'analyser les probabilités que la filière se retrouve dans le premier état. Ces probabilités peuvent être calculées à partir de l'information disponible au moment de l'estimation des différents paramètres ( $\Pr[S_t = 0 | \tilde{Y}_t]$ ). Ces probabilités sont celles qui cadrent le plus à la réalité. En effet, les agents économiques n'utilisent que l'information disponible au temps  $t$  lors de la prise de leurs décisions. Cependant, en utilisant une méthode récursive, nous pouvons également calculer les probabilités d'être dans un état de croissance positive à partir de l'information disponible dans tout l'échantillon ( $\Pr[S_t = 0 | \tilde{Y}_T]$ ). Ces probabilités sont dites « lissées ». Les figures 16 et 17 présentent respectivement les probabilités basées sur l'information disponible au moment présent ( $t$ ) et les probabilités basées sur l'information disponible dans tout l'échantillon ( $T$ ). Ces figures montrent que la magnitude relative de ces probabilités et les inférences des périodes de croissance sont pratiquement identiques. L'utilisation de l'information disponible dans tout l'échantillon affine cependant le calcul des probabilités. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Kim (1994) et par Kim et Nelson (1999). Kim et Yoo (1995) soulignent que la différence entre les probabilités basées sur l'information disponible au moment de l'estimation et celles basées sur l'information de tout l'échantillon n'est importante que lorsque l'évolution de l'ICC est statistiquement différente. Les sommets aux figures 16 et 17 coïncident parfaitement avec les phases de croissance vigoureuse de l'ICC. Les probabilités les plus basses correspondent également aux creux identifiés dans l'évolution de la valeur de l'ICC. À titre d'exemple, les zones grises indiquent les sommets observés au moyen de l'ICC (figure 15) et les probabilités associées à ces effets (figure 16 et 17).

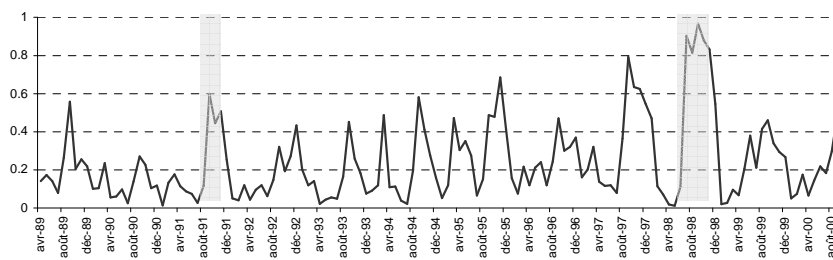
**Figure 15 :** Indice composite cyclique d'avril 1989 à septembre 2000



**Figure 16 :** Probabilité d'être en période de croissance, basée sur l'information disponible à la période courante, d'avril 1989 à septembre 2000



**Figure 17 :** Probabilité d'être en période de croissance, basée sur l'information de tout l'échantillon, d'avril 1989 à septembre 2000



Les probabilités basées sur l'information disponible dans tout l'échantillon (probabilités lissées) montrent une plus grande capacité de description de l'état dans lequel se trouvera l'ICC. De plus ce mode de calcul est proche du mode de calcul de la valeur de l'ICC qui est basé sur l'information disponible dans tout l'échantillon. Kim et Nelson (1998, 1999) argumentent que cette forte coïncidence entre les probabilités et les différents points de retournement suggère une aptitude du modèle à capturer le co-mouvement entre les quatre variables économiques utilisées.

#### 6.4. COMPARAISON DE L'IA, DE L'IC ET DE L'ICC

Les trois indices présentent deux périodes assez distinctes. La valeur de l'ICC décroît au cours de la première période tandis que l'IA et l'IC connaissent une croissance modeste de leur valeur. Par contre, le tableau 13 démontre qu'au cours de la deuxième période les trois indices ont un comportement similaire marqué par une forte croissance de leur valeur. L'indice composite connaît la plus forte croissance. Kim et Nelson (1998) obtiennent des résultats similaires. Leur mesure de l'indice composite pour l'économie américaine présente une croissance plus importante que l'indice composite cyclique.

**Tableau 13 :** Croissance en pourcentage de la valeur des différents indices, d'avril 1989 à septembre 2000

Périodes	IA	IC	ICC
1 <sup>ère</sup> période (avril 1989 – juillet 1994)	22,5 %	12,2 %	-21,4 %
2 <sup>ème</sup> période (juillet 1994 – septembre 2000)	42,0 %	1032 %	92,0 %
Ensemble de la période d'étude	73,9 %	127,9 %	50,9 %

Sur la base de ces résultats, nous pouvons donc affirmer que depuis le mois d'avril 1989, le secteur porcin québécois a connu une croissance, celle-ci étant plus ou moins forte selon l'indice par lequel il est mesuré. Ainsi, l'utilisation de l'indice composite indiquerait une

croissance de plus de 125 % alors qu'une mesure par le biais des deux autres indices démontrerait une croissance plus modeste mais néanmoins élevée.

L'indice composite et l'indice composite cyclique indiquent un tournant dans la dynamique du secteur porcin québécois à partir du mois de juillet 1994, la croissance de la valeur des indices étant plus marquée à partir de cette date. Ces deux indices pourraient donc contribuer à démontrer l'efficacité du système de mise en marché des porcs entré en vigueur à partir du mois de janvier 1994, ce qui va dans le sens des conclusions de l'étude de Larue *et al.* (2000). Par ailleurs ces deux indices identifient le troisième trimestre 1991 comme un des points de reprise de l'activité du secteur porcin québécois. Cette période peut être rattachée au règlement, au début de l'année 1991 de la dispute commerciale entre le Canada et les États-Unis (Larue et Gervais, 1996).

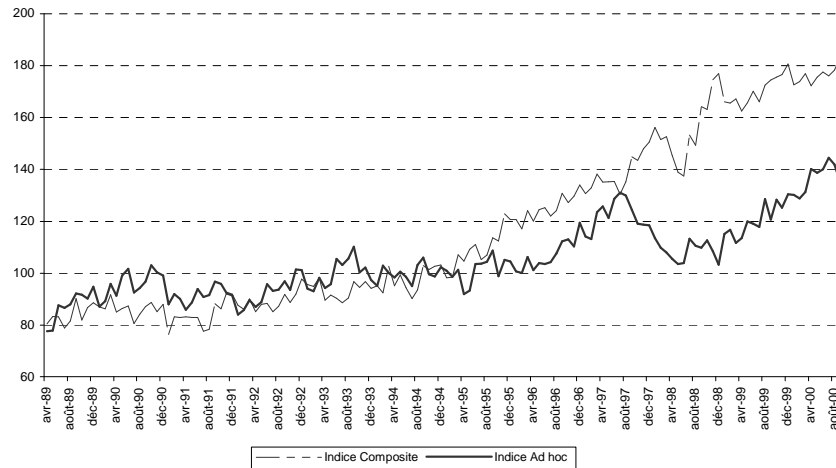
Aucun des trois indices n'exhibe un comportement à caractère cyclique marqué. Nous observons cependant des creux et des sommets qui ne coïncident pas toujours entre les indices. Ainsi, les creux de l'indice composite et de l'indice composite cyclique précèdent toujours ceux de l'indice ad-hoc. Les sommets surviennent à des périodes différentes pour chacun des trois indices. L'ICC est celui des indices atteignant le plus rapidement un nouveau sommet.

Tableau 14 : Périodes de retournement des différents indices

	IA	IC	ICC
Creux 1	Janvier 1992	Juillet 1991	Août 1991
<b>Sommet 1</b>	<b>Septembre 1993</b>	<b>Mars 1994</b>	<b>Décembre 1992</b>
Creux 2	Avril 1995	Juillet 1994	Juillet 1994
<b>Sommet 2</b>	<b>Juillet 1997</b>	<b>Janvier 1998</b>	<b>Janvier 1997</b>
Creux 3	Décembre 1998	Juin 1998	Juin 1998

Après l'atteinte des périodes de creux, les reprises sont plus vigoureuses pour l'indice composite et l'indice composite cyclique. L'indice ad-hoc exhibe moins clairement les reprises de l'activité économique. Kim et Yoo (1995) font des observations similaires en comparant l'index ad-hoc du ministère du commerce (DOC) à un index coïncident construit selon la même méthodologie que l'indice composite du secteur porcin québécois. Par ailleurs, les phases de contraction sont moins longues dans le cas des indices composites. La longue contraction de l'indice ad-hoc du mois d'août 1997 au mois de décembre 1998 ne dure que quatre mois dans le cas de l'indice composite cyclique. La figure 18 présente simultanément l'indice ad-hoc et l'indice composite.

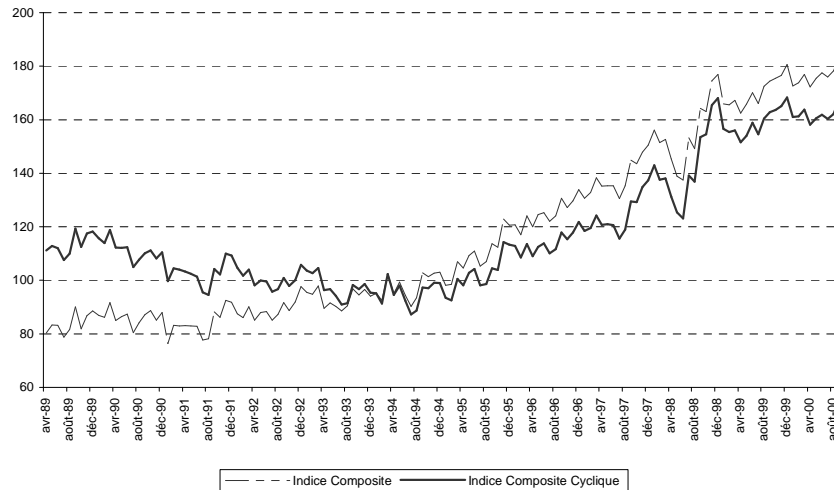
**Figure 18 :** Évolution de l'indice ad-hoc et de l'indice composite, d'avril 1989 à septembre 2000



La figure 19 compare l'indice composite et l'indice composite cyclique. Elle démontre que l'IC et l'ICC ont un comportement similaire. Cela est confirmé par l'étude de la corrélation contemporaine des deux indices. La corrélation contemporaine de leur valeur est de 0,92 tandis que la corrélation contemporaine des variations mensuelles de leurs valeurs est de 0,97. Kim et Nelson (1998) et Kim et Yoo (1995) comparent également un IC et un ICC de l'économie américaine. Kim et Nelson (1998) obtiennent une valeur de 0,98 pour la

corrélation contemporaine de la première différence des valeurs. Kim et Yoo (1995) obtiennent un coefficient de corrélation contemporaine de 0,99 pour les valeurs et de 0,99 pour la variation des valeurs lorsque les probabilités de transition sont variables. Les résultats de la présente étude sont donc similaires aux deux études précédentes.

**Figure 19 :** Évolution de l'indice composite et de l'indice composite cyclique, d'avril 1989 à septembre 2000



La similitude entre les deux indices composites est encore plus marquée lorsque la deuxième période (août 1994 à septembre 2000) est étudiée. Le tableau 15 qui présente les coefficients de corrélation contemporaine entre les trois indices confirme le mouvement commun des deux indices composites.

Tableau 15 : Tableau des corrélations contemporaines des trois indices sur l'ensemble de la période d'étude.

Corrélation de la valeur des différents indices				Corrélation des variations mensuelles de la valeur des différents indices			
	IA	IC	ICC		IA	IC	ICC
IA	1,00			IA	1,00		
IC	0,86	1,00		IC	0,40	1,00	
ICC	0,74	0,92	1,00	ICC	0,32	0,97	1,00

Dans sa première colonne, le tableau 16 présente la corrélation entre les variations de l'IA et les variations des deux indices composites durant les phases de contraction de l'IA. La deuxième colonne présente la corrélation entre les variations de l'IC et les variations de l'IA et de l'ICC durant les phases de contraction de l'IC. La corrélation entre les variations mensuelles de la valeur de l'IA et celles des indices composites est importante seulement dans le cas de la première contraction de l'IA. Pour les deux autres contractions les coefficients sont faibles. Durant les deux phases de contraction identifiées au niveau de l'IC, les coefficients de corrélation sont très élevés lorsque la comparaison est faite avec l'ICC. Ce n'est pas le cas lorsque la comparaison est faite avec l'IA.

**Tableau 16 :** Tableau des corrélations contemporaines des variations de la valeur des indices durant les périodes de contraction

Corrélation des variations mensuelles de la valeur de l'IA et des indices composites				Corrélation des variations mensuelles de la valeur de l'IC et de celle de l'IA et l'ICC		
<u>Périodes de contraction de l'IA</u>				<u>Périodes de contraction de l'IC</u>		
	Contraction 1	Contraction 2	Contraction 3		Contraction 1	Contraction 2
IC	0,95	0,11	0,36	ICC	0,99	0,99
ICC	0,95	0,04	0,37	IA	0,77	0,44

Sur la base de ces données, il semble que l'IA possède un comportement différent de celui des indices composites peu importe la période étudiée. Par contre les variations mensuelles des deux indices composites sont semblables. Il en est de même pour leurs moyennes.

Les trois indices présentent l'avantage d'avoir une volatilité moins importante que celle des données individuelles utilisées pour leur construction. Le tableau 17 présente les écart-types des variations mensuelles et de la valeur des différents indices.

**Tableau 17 :** Comportement statistique de la valeur des indices, d'avril 1989 à septembre 2000

	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
IA	105,17	14,08	77,89	144,58
IC	117,08	33,02	76,32	183,20
ICC	117,92	23,03	87,33	168,37

**Tableau 18 :** Comportement statistique des variations de la valeur des indices, d'avril 1989 à septembre 2000

	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
IA	0,51	4,73	-11,19	12,48
IC	0,70	4,47	-13,28	12,72
ICC	0,39	4,26	-9,74	12,93

En conclusion, la présente étude démontre la supériorité des indices composites sur l'IA du point de vu des critères suivants :

1) Les indices composites reflètent les tendances individuelles des variables. Ainsi, ils sont aptes à identifier les périodes considérées comme difficiles par certains des agents de la filière porcine québécoise.

2) Les indices composites semblent refléter les modifications institutionnelles touchant la filière porcine québécoise : règlement de la dispute commerciale entre le Canada et les États-Unis, modification à partir de janvier 1994 du système de mise en marché des porcs vivants.

Mise en forme : Puces et numéros

3) Les indices composites sont moins volatiles que l'indice ad-hoc.

Mise en forme : Puces et numéros

Les deux indices composites seront donc préférés pour mesurer la condition économique du secteur porcin québécois. Les différences de comportement des deux indices composites sont peu importantes. Ces différences le sont encore moins lorsque l'on considère la période allant du mois d'août 1994 au mois de septembre 2000. Par ailleurs, la construction

de l'indice composite (IC) est plus facile parce qu'elle nécessite une procédure d'estimation moins complexe. En effet, la convergence<sup>13</sup> des paramètres est plus difficile à obtenir dans le cas de l'estimation de l'ICC. Par conséquent l'indice composite est retenu pour la mesure de la condition économique du secteur porcin québécois. Il démontre que le secteur porcin québécois a connu une croissance marquée. L'évolution des abattages est fortement corrélée avec la tendance à long terme de l'indice. Ces abattages ont comme principale locomotive le marché à l'exportation en raison de l'intégration du marché nord américain et de la forte compétitivité de la filière québécoise. Cependant, le volume des abattages varie fortement d'un mois à l'autre en raison du cycle de production des porcs et des retards dans l'ajustement des variables du marché. Cela entraîne une volatilité résiduelle relativement importante de l'indice et rend difficile l'identification précise de phases cycliques. Les tendances observées au niveau des producteurs, des transformateurs et des prix à l'exportation sont corrélées avec les tendances à court terme de l'indice. En 1998, la baisse des prix à l'exportation et des abattages s'est traduite par une contraction sévère de la valeur de l'indice.

En macroéconomie, de régulières adaptations sont apportées aux indices dans le but de tenir compte des modifications structurelles de l'économie. Dans le cas du secteur porcin québécois, cela sera également nécessaire en raison des fortes pressions que subit la filière. En effet, Srivastava *et al.* (1998) estiment que le secteur porcin au Canada est sous la pression permanente de trois facteurs de changement : les gains de productivité et les changements technologiques, les nouvelles normes et les politiques gouvernementales, la disponibilité des capitaux et des ressources humaines. Bessler et Brandt (1992) et Saint-Louis (1998) soulignent également l'importance des changements dans la filière porcine en raison du caractère hautement compétitif du secteur porcin nord américain. Celui-ci est donc sujet à des modifications structurelles (concentrations horizontale et/ou verticale) et à

---

<sup>13</sup> Dans la procédure de la maximisation du logarithme de la fonction de vraisemblance, l'estimation des paramètres  $\omega^j$  est obtenue en utilisant l'information donnée par les premières dérivées du logarithme de la fonction de vraisemblance évaluée à  $\omega^{j-1}$ . De nouvelles estimations sont obtenues jusqu'à ce que la valeur du logarithme de vraisemblance évaluée à l'estimateur révisé soit plus large que l'estimation initiale. Ce processus itératif est effectué jusqu'à ce que la convergence soit achevée pour obtenir la valeur du paramètre qui maximise le logarithme de la fonction de vraisemblance (Kim et Nelson, 1999).

des améliorations technico-économiques permanentes, afin de tenir compte de l'environnement dans lequel il évolue. Ces modifications pourraient alors être responsables du retrait et/ou de l'ajout d'autres types de variables dans le calcul de l'indice. Cela permettrait de respecter les critères de représentativité des sous-ensembles de la filière.

## **CHAPITRE VII**

### **LES INDICES DE PRÉDICTION DE L'ÉTAT ÉCONOMIQUE DU SECTEUR PORCIN QUÉBÉCOIS**

Les agents économiques subissent à des degrés divers les effets positifs ou négatifs des variations du niveau de l'activité économique dans la filière porcine québécoise. Pour ces agents, il est dès lors important de pouvoir prédire à court et moyen terme la direction dans laquelle évoluera l'activité économique. Cette section explore une approche de prédiction de la croissance de l'indice composite sur des horizons de trois et six mois. Ce faisant, la méthodologie développée permet d'analyser la contribution marginale de chaque variable à la croissance des indices composites avancés.

#### **7.1. LES VARIABLES DE L'INDICE COMPOSITE AVANCÉ (ICA) ET LEUR ANALYSE PRÉLIMINAIRE**

##### **7.1.1. Les variables de l'indice composite avancé**

L'indice composite avancé est constitué de trois variables précurseurs à savoir les inventaires de produits de porcs congelés au Québec (*INVQ*), les inventaires de produits de porcs congelés aux États-Unis (*INVUS*) et le taux de change des devises canadienne et américaine (*XRATE*). Sa construction fait également intervenir l'indice composite.

La variable *XRATE* est incluse dans la construction de l'ICA en raison de la place de choix occupée par le marché à l'exportation. De plus, les États-Unis ont constitué le partenaire commercial principal du Québec. Le taux de change est donc un indicateur de la compétitivité du secteur. En effet, nous pouvons supposer que lors de l'augmentation de la

valeur du dollar américain, une plus importante demande dérivée devrait entraîner une augmentation des ventes par les entreprises québécoises.

Les variables *INVQ* et *INVUS* sont incluses dans la construction de l'indice car le cycle des stocks est souvent évoqué pour expliquer des ralentissements conjoncturels de l'économie. L'évolution des stocks peut amplifier les fluctuations cycliques de la production et de l'économie d'une filière. Un fléchissement inattendu de la demande peut alors entraîner un gonflement des stocks auquel les producteurs et les transformateurs pourraient alors réagir en ajustant leur production. Les changements dans les inventaires peuvent donc jouer un rôle de variables précurseurs de l'activité économique dans le secteur porcin. En plus des inventaires du Québec, nous utilisons les inventaires des États-Unis en raison de l'importance de ce marché pour le secteur porcin québécois.

#### 7.1.2. Les tests de la racine unitaire

Les résultats des trois tests de la racine unitaire sur les différentes variables et sur l'IC sont présentés au tableau 19. Les principes de ces tests sont décrits dans la section 4.2.1. Les résultats indiquent que l'hypothèse nulle de la présence de racine unitaire pour les variables *INVQ*, *XRATE* et l'IC ne peut être rejetée au seuil critique de 5 %. Par contre, l'hypothèse nulle de la présence de racine unitaire pour la variable *INVUS* est rejetée au seuil critique de 5 % quel que soit le test utilisé.

Afin de tenir compte de la présence de racine unitaire pour trois des quatre variables, la première différence des variables est utilisée dans le calcul des indices composites avancés.

Tableau 19 : Résultats des tests de la présence de racine unitaire.

	IC	INVQ	INVUS	XRATE
<u>Nombre de retards</u>	10	6	4	2
(sélectionné par le critère AIC)				
<u>Statistiques (<i>p-value</i>)</u>				
Test symétrique pondéré	-0,912 (0,979)	-2,025 (0,631)	-3,601 (0,015)	-2,389 (0,366)
Test de Dickey-Fuller	-2,291 (0,439)	-1,804 (0,703)	-4,156 (0,005)	-2,629 (0,267)
Test de Phillips-Perron	-18,724 (0,091)	-16,368 (0,143)	-29,887 (0,008)	-13,767 (0,233)

## 7.2. L'INDICE COMPOSITE AVANCÉ À SIX MOIS ( $ICA^{t+6}$ )

Les paramètres de l'équation (4.29) sont estimés en utilisant un horizon de prédiction de six mois. La procédure pour déterminer le nombre optimal de retards pour chaque variable indépendante est la suivante. Au départ, le taux de croissance mensuel de l'indice composite avancé est fonction de six valeurs retard de la première différence de chaque variable précurseur et d'une valeur retard pour la première différence de l'IC. Les paramètres non-significatifs correspondant au dernier retard des variables explicatives sont ensuite supprimés. L'équation de régression est ré-estimée et les coefficients non-significatifs sont à nouveau éliminés. Cette procédure est répétée jusqu'à ce que les derniers retards des variables explicatives soient significatifs. Lorsque le degré de signification statistique est imprécis, le coefficient de détermination ajusté de la régression ( $R^2$  ajusté) est utilisé.

### 7.2.1. L'estimation des paramètres du modèle

Définissons  $IC_{t+6} - IC_t \equiv ica_t^{t+6}$ . L'équation du taux de croissance mensuel de l'indice composite avancé à six mois donné par l'équation (4.29) peut être réécrite de la manière suivante :

$$\begin{aligned} ica_t^{t+6} = & \theta_0 + \beta_1 \Delta XRATE_{t-1} + \beta_2 \Delta XRATE_{t-2} + \beta_3 \Delta XRATE_{t-3} + \beta_4 \Delta XRATE_{t-4} + \\ & \alpha_1 \Delta INVQ_{t-1} + \alpha_2 \Delta INVQ_{t-2} + \phi_1 \Delta INVUS_{t-1} + \phi_2 \Delta INVUS_{t-2} + \phi_3 \Delta INVUS_{t-3} + \\ & \phi_4 \Delta INVUS_{t-4} + \delta_1 \Delta IC_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (7.1)$$

La présence d'auto corrélation du premier degré pour le terme d'erreur de la régression (7.1) a été testée en utilisant la statistique de Durbin-Watson (Wooldridge, 2000). Ce test permet de rejeter l'hypothèse nulle de non-corrélation du terme d'erreur au seuil critique de 5 %. Le terme d'erreur suit un processus auto régressif de rang 1 (AR(1)). Le coefficient d'auto-corrélation du terme d'erreur ( $\rho$ ) estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires est de 0,59. Il est significativement différent de zéro puisque la statistique de Student est 7,55.

Afin de tenir compte de l'auto-corrélation du terme d'erreur, une transformation des variables selon la méthode de Cochrane-Orcutt est effectuée (Wooldridge, 2000). La variable dépendante, les variables indépendantes et la constante sont transformées en utilisant le coefficient de corrélation du terme d'erreur ( $\rho$ ) estimé auparavant. Si  $x_{t,j}$  représente la variable  $j$  au temps  $t$ , la transformation prend la forme suivante :

$$\tilde{x}_{1,j} = x_{t,j} - \rho x_{t-1,j} \quad \text{avec pour } t=1 \quad \tilde{x}_{1,j} = (1 - \rho^2)^{1/2} x_{1,j} \quad (7.2)$$

L'estimation des paramètres de l'équation transformée est alors effectuée en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires.

Le tableau 20 présente les valeurs estimées des différents paramètres. Parmi les quatre variables explicatives, la variable *INVUS* est celle qui est la plus significativement corrélée au taux de croissance de l'indice composite avancé. La valeur estimée des coefficients  $\phi_2$ ,  $\phi_3$ , et  $\phi_4$  est positive et significativement différente de zéro au seuil critique de 5 %. Par contre, la valeur estimée du coefficient  $\phi_1$  n'est pas significativement différente de zéro au seuil critique de 10 %. L'état des inventaires aux États-Unis est fortement apte à prédire l'état économique dans le secteur porcin québécois sur un horizon de six mois. Le paramètre  $\alpha_1$  est significativement différent de zéro au seuil critique de 10 %. Cela indique que le premier retard dans le changement des inventaires de produits de porcs congelés au Québec influence le taux de croissance de l'ICA. Le deuxième retard de cette variable n'influence pas de manière significative le taux de croissance de l'indice. Seul le quatrième retard du changement dans la valeur du taux de change canado-américain est significatif au seuil critique de 10 %. L'estimation du paramètre de la première valeur retard de l'indice composite ( $\delta_1$ ) est positive et significativement différente de zéro au seuil critique de 5 %. Enfin, la valeur estimée de la constante représentant la moyenne inconditionnelle du taux de croissance de l'indice composite avancé est positive et significativement différente de zéro au seuil critique de 5 %.

Le coefficient de détermination ajusté de la régression ( $R^2$  ajusté) est de 0,55. Bien que cette mesure semble relativement faible, sa magnitude est consistante avec les résultats obtenus par Fukuda et Onodera (2001) et Orr, Rich et Rosen (2001).

Tableau 20 : Résultats de l'estimation du modèle de l'indice composite avancé à 6 mois

Variables		Valeur du paramètre	Écart-type	Statistique $t$
Constante	$\theta_0$	0,056	0,014	4,042
$\Delta XRATE$				
	$\beta_1$	-0,445	0,334	-1,333
	$\beta_2$	-0,468	0,382	-1,223
	$\beta_3$	-0,605	0,385	-1,573
	$\beta_4$	-0,605	0,340	-1,778
$\Delta INVQ$				
	$\alpha_1$	1,124	0,609	1,846
	$\alpha_2$	0,529	0,604	0,876
$\Delta INVUS$				
	$\phi_1$	0,103	0,096	1,069
	$\phi_2$	0,239	0,099	2,425
	$\phi_3$	0,480	0,104	4,624
	$\phi_4$	0,407	0,094	4,309
$\Delta IC$				
	$\delta_1$	0,148	0,060	2,483
$R^2$ ajusté		0,549		

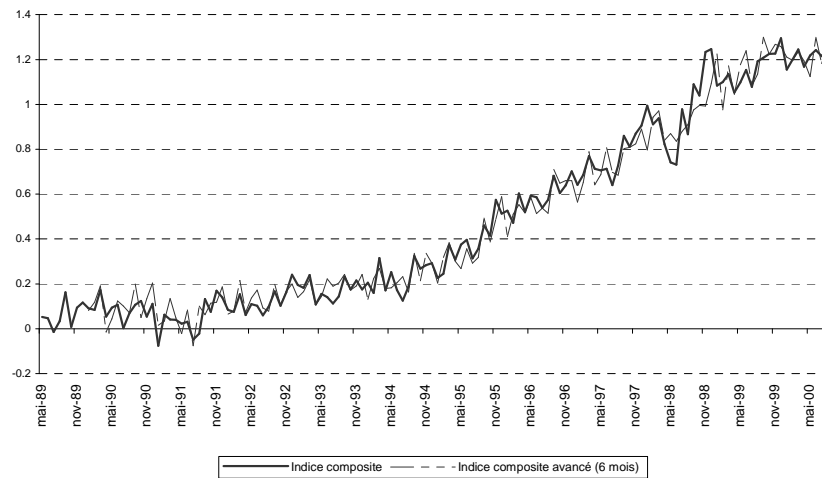
### 7.2.2. L'évolution de l'ICA<sup>t+6</sup>

La valeur de l'indice composite avancé sur un horizon de six mois est la somme du taux de croissance de l'indice composite avancé et de la valeur de l'indice composite au temps  $t$  tel qu'indiqué à l'équation (4.30).

La figure 20 compare l'évolution de l'indice composite avancé et de l'indice composite. Les deux indices ont la même tendance générale. Le coefficient de corrélation contemporaine de leurs valeurs est de 0,988. Cependant, les contractions de la valeur de l'ICA<sup>t+6</sup> semblent plus importantes que celles de l'IC.

L'étude de la capacité prédictive de l'ICA<sup>t+6</sup> peut être faite à l'aide de la moyenne du carré des erreurs de prédiction (*Mean Square Forecasting Error, MSFE*). Cette méthode permet d'apprécier l'écart existant entre la valeur prédite par l'indice composite avancé et celle mesurée par l'indice composite. Elle est utilisée par plusieurs auteurs dont Camacho et Perez-Quiroz (2002), Fukuda et Onodera (2001) et Hamm et Brorsen (1997) pour évaluer différents modèles de prédiction. La valeur de la moyenne du carré des erreurs de prédiction est de 0,41. Cette valeur est proche de celle de Camacho et Perez-Quiroz (2002) et de Fukuda et Onodera (2001). Plusieurs auteurs affinent cette statistique en l'évaluant selon les cycles de l'économie (périodes de contraction ou d'expansion). Il n'a pas été jugé bon de le faire pour la présente analyse puisque l'identification de cycles est certainement plus compliquée que les analyses similaires faites pour les économies américaines.

**Figure 20 :** Comparaison de l'évolution de l'indice composite et de l'indice composite avancé, de mai 1989 à septembre 2000



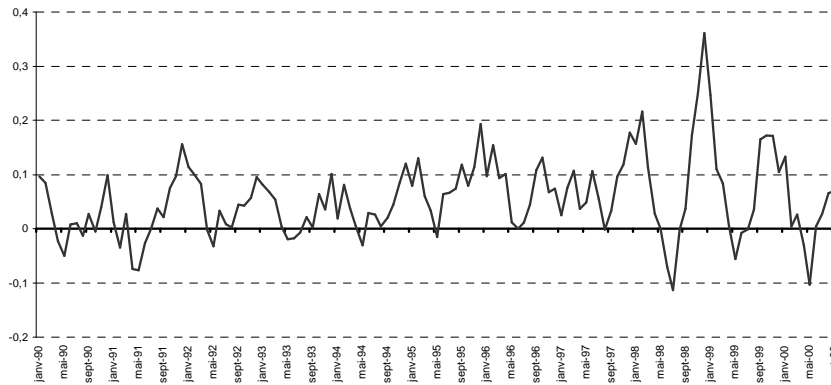
À l'image de l'indice composite, l'indice composite avancé est relativement volatile. Dans la littérature macro-économique, l'utilité principale des indices avancés est liée à l'identification des points de retournement de l'activité économique. Considérons les cinq points de retournement de l'indice composite identifiés au tableau 14. Le tableau 21 examine la capacité de l'indice composite avancé à identifier ces points de retournement. Il y a parfaite coïncidence pour le premier creux de l'IC et une coïncidence presque parfaite pour le premier sommet. Le dernier creux de l'indice composite en juin 1998 est pratiquement identifié avec certitude par l'ICA<sup>t+6</sup>. Ces résultats concordent avec les conclusions de Orr *et al.* (2001) relatives à l'identification des variations de l'activité économique dans les états de New York et du New Jersey aux États-Unis.

Tableau 21 : Périodes de retournement de l'IC et de l'ICA<sup>t+6</sup>

	IC	ICA <sup>t+6</sup>
Creux 1	Juillet 1991	Juillet 1991
<b>Sommet 1</b>	<b>Mars 1994</b>	<b>Février 1994</b>
Creux 2	Juillet 1994	Non identifié
<b>Sommet 2</b>	<b>Janvier 1998</b>	<b>Mai 1998</b>
Creux 3	Juin 1998	Août 1998

La figure 21 démontre que l'indice composite avancé émet quelques fois des faux signaux relativement à la condition économique de la filière. Cette observation s'applique au sommet du mois de septembre 1999 et au creux au mois de mai 2000 qui ne sont pas observés au niveau de l'IC (figure 14).

Figure 21 : Croissance de l'indice composite avancé, de janvier 1990 à septembre 2000



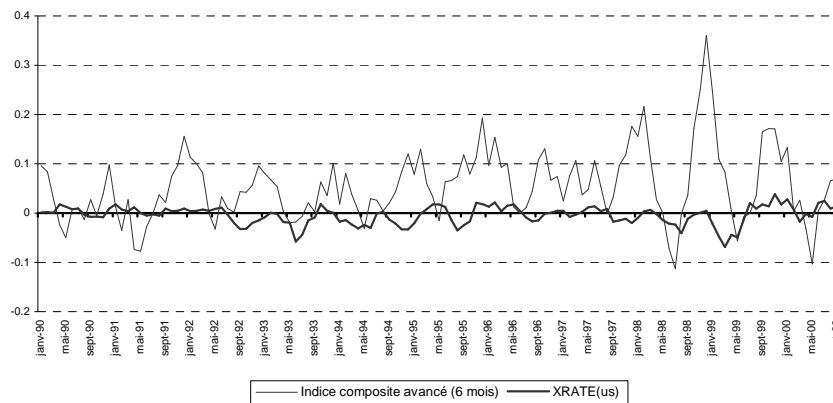
### 7.2.3. Impact des différentes variables précurseurs sur le taux de croissance de l'ICA<sup>t+6</sup>

Cette sous-section présente une décomposition historique du taux de croissance de l'indice composite avancé en fonction des variables précurseurs utilisées. Cela permet de mesurer la

contribution de chacune des variables dans le changement de l'ICA. Cette décomposition suit la méthodologie employée par Stock et Watson (1989) et Orr *et al.* (2001). La procédure est la suivante. Pour évaluer la contribution marginale d'une variable précurseur, les autres variables indépendantes sont fixées à zéro. Le taux de croissance de l'ICA est alors calculé en imposant cette contrainte. En comparant le modèle contraint et le modèle complet de l'ICA, la contribution marginale de chaque variable précurseur est obtenue. En effet, puisque le modèle est linéaire, la somme des décompositions historiques et la moyenne de la croissance sur un horizon de six mois de l'indice composite est égale au taux de croissance de l'indice composite avancé.

La figure 22 présente la contribution du taux de change (*XRATE*) entre les devises canadiennes et américaines à la croissance de l'indice composite avancé. Généralement l'indice composite avancé et le taux de change croissent dans le même sens. Cela semble indiquer que la dépréciation du dollar canadien a un effet positif sur l'activité économique future du secteur porcin québécois ; confirmant ainsi une des hypothèses de travail. Cependant il faut noter que les points de retournement de la variable *XRATE* et ceux de l'ICA<sup>t+6</sup> ne coïncident pas toujours. La contribution marginale de la variable *XRATE* au taux de croissance de l'indice composite avancé est relativement modeste. Stock et Watson (1989) obtiennent également une faible contribution du taux de change à la croissance de leur indicateur précurseur de l'activité économique américaine.

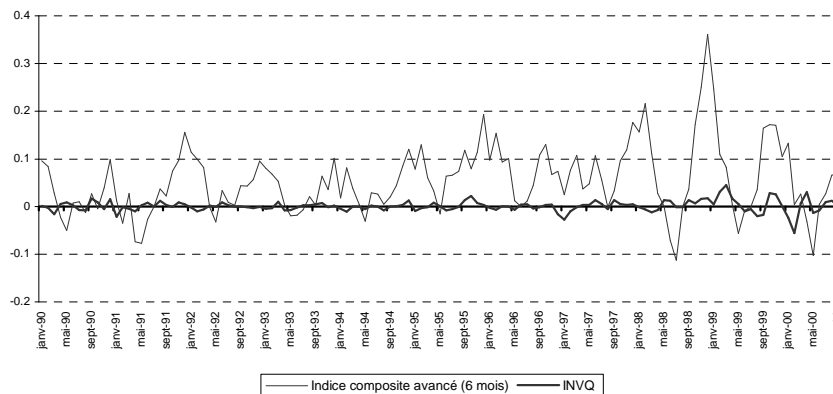
Figure 22 : Impacts de la variable *XRATE* à la croissance de l'indice composite avancé, de janvier 1990 à septembre 2000.



**Supprimé :** De même, Babula, Ruppel et Bessler (1995) constatent qu'à moyen et long termes, le taux de change influence très faiblement les exportations de maïs aux États-Unis. Selon ces auteurs, le taux de change n'a qu'un effet à court terme sur les prix et les volumes des exportations. La contribution marginale relativement modeste du taux de change entre les devises canadienne et américaine à la croissance de l'ICA<sup>146</sup> du secteur porcin québécois semble donc être consistante. ¶

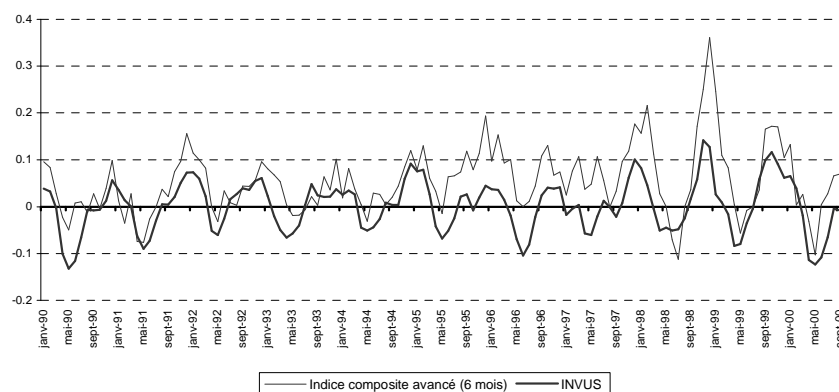
La figure 23 présente la contribution de la variable *INVQ* au taux de croissance de l'indice composite avancé. La variable *INVQ* ne semble pas être une variable précurseur importante. Cela semble confirmer le faible rôle joué par l'évolution des conditions du marché intérieur dans la prédiction de l'activité économique du secteur porcin québécois.

Figure 23 : Impacts de la variable *INVQ* à la croissance de l'indice composite, de janvier 1990 à septembre



La figure 24 présente la contribution marginale de la variable *INVUS* au taux de croissance de l'indice composite avancé. De toutes les variables précurseurs, cette variable est celle qui présente la plus forte contribution. Cela confirme l'hypothèse selon laquelle le marché américain s'avère être la clé de la prédiction de l'activité économique pour la filière porcine québécoise. Le taux de croissance de la variable *INVUS* évolue dans le même sens que celui de l'ICA<sup>t+6</sup>. Cela tendrait à infirmer la théorie voulant que le gonflement des stocks aux États-Unis coïncide avec un ralentissement de l'activité économique au Québec. Ce résultat pourrait donc indiquer que la filière porcine québécoise ne fait que subir les variations des inventaires sur le marché américain : elle bénéficie des gonflements de stocks et à contrario souffre de leur réduction.

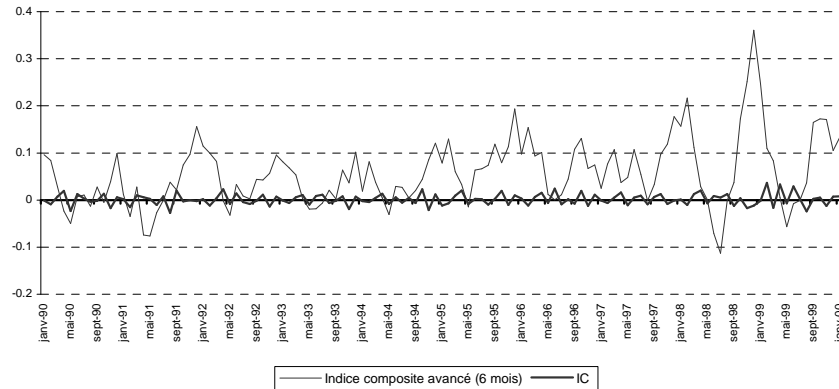
**Figure 24 :** Impacts de la variable *INVUS* à la croissance de l'indice composite, de janvier 1990 à septembre



Le figure 25 présente la contribution de la première valeur retard de la première différence de l'indice composite au taux de croissance de l'indice composite avancé. Cette contribution est relativement faible. Cela suggère que l'état du secteur porcin au temps  $t$  joue un rôle limité dans le taux de croissance future du secteur lorsque l'horizon de prédiction est de six mois. Ces résultats sont différents de ceux obtenus par Orr *et al.*

(2001). En effet, on pourrait s'attendre à ce que l'état de la croissance au temps  $t$  influence particulièrement la croissance future de l'industrie.

Figure 25 : Impacts de la variable IC à la croissance de l'indice composite, de janvier 1990 à septembre



Cette étude de la contribution des variables explicatives du modèle démontre qu'elles contribuent inégalement à la croissance de l'indice composite avancé sur un horizon de prédiction de six mois. La contribution la plus importante est celle des inventaires de produits de porcs aux États-Unis (*INVUS*). Cela montre le rôle important que joue le marché extérieur et plus spécifiquement celui des États-Unis dans la prédiction à un horizon de six mois de la croissance du secteur porcin québécois.

### 7.3.L'INDICE COMPOSITE AVANCÉ A TROIS MOIS (ICA<sup>t+3</sup>)

Un exercice similaire à celui réalisé à la section 7.2. est effectué dans cette section. L'objectif de cette section est d'analyser l'indice composite avancé sur un horizon de trois mois. Comme pour l'ICA<sup>t+6</sup>, les paramètres de l'équation (4.29) sont estimés en utilisant initialement six valeurs retard de la première différence des variables précurseurs et la première valeur retard de la première différence de l'indice composite. Les paramètres non-significatifs sont ensuite supprimés afin de conserver une version finale de l'équation du taux de croissance de l'indice composite avancé. Le coefficient de détermination ajusté de la régression ( $R^2$  ajusté) est également utilisé comme critère de décision de la version finale du modèle.

#### 7.3.1. L'estimation des paramètres du modèle

Définissons  $IC_{t+3} - IC_t \equiv ica_t^{t+3}$ . L'équation du taux de croissance mensuel de l'indice composite avancé sur un horizon de trois mois donné par l'équation (4.29) peut être réécrite de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
 ica_t^{t+3} = & \theta_0 + \beta_1 \Delta XRATE_{t-1} + \beta_2 \Delta XRATE_{t-2} + \beta_3 \Delta XRATE_{t-3} + \beta_4 \Delta XRATE_{t-4} + \\
 & \alpha_1 \Delta INVQ_{t-1} + \alpha_2 \Delta INVQ_{t-2} + \phi_1 \Delta INVUS_{t-1} + \phi_2 \Delta INVUS_{t-2} + \phi_3 \Delta INVUS_{t-3} + \\
 & \phi_4 \Delta INVUS_{t-4} + \delta_1 \Delta IC_{t-1} + v_t
 \end{aligned} \tag{7.3}$$

Le test de Durbin-Watson (Wooldridge, 2000) permet de rejeter l'hypothèse nulle d'une non corrélation en série du terme d'erreur au seuil critique de 5 %. On conclut donc que le terme d'erreur suit un processus auto régressif de rang 1 (AR(1)). Le coefficient d'auto-corrélation du terme d'erreur ( $\rho$ ) estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires est de 0,26. Il est significativement différent de zéro. Afin de tenir compte de l'auto-corrélation des termes d'erreurs, une transformation des variables selon la méthode de Cochrane-Orcutt

(Wooldridge, 2000) décrite à l'équation (7.2) est faite. L'estimation des paramètres de l'équation transformée est effectuée en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires.

Le tableau 22 présente les valeurs estimées des différents paramètres. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus dans la construction de l'ICA<sup>t+6</sup>. Ainsi, la variable *INVUS* est la plus significativement corrélée au taux de croissance de l'indice composite avancé. Les valeurs estimées des coefficients  $\phi_1$ ,  $\phi_3$ , et  $\phi_4$  sont significatives au seuil critique de 5 %. Par contre l'estimation du coefficient  $\phi_2$  n'est pas significativement différente de zéro au seuil critique de 5 %. L'estimation du coefficient  $\phi_1$  a une valeur négative. L'état des inventaires aux États-Unis est fortement apte à prédire l'état économique dans le secteur porcin québécois, dans un horizon de trois mois. Aucun des paramètres estimés relativement aux retards des changements dans les inventaires québécois n'est significatif. Les inventaires au Québec semblent donc jouer un rôle négligeable dans la prédiction de la condition future de la filière à court terme. La valeur estimée du paramètre  $\beta_4$  est significativement différente de zéro au seuil critique de 5 %. Le taux de change semble donc avoir une certaine capacité de prédiction sur un horizon court contrairement aux résultats obtenus lorsque l'horizon de prédiction est de 6 mois. Le paramètre de la première valeur retard de l'indice composite ( $\delta_1$ ) est positif et significativement différent de zéro au seuil critique de 5 %. L'estimation de la valeur de la constante représentant la moyenne inconditionnelle du taux de croissance de l'indice composite avancé est positive et significativement différente de zéro au seuil critique de 5 %. La statistique du  $R^2$  ajusté est faible (0,28).

Supprimé : ¶  
¶

Tableau 22 : Résultats de l'estimation du modèle de l'indice composite avancé à trois mois

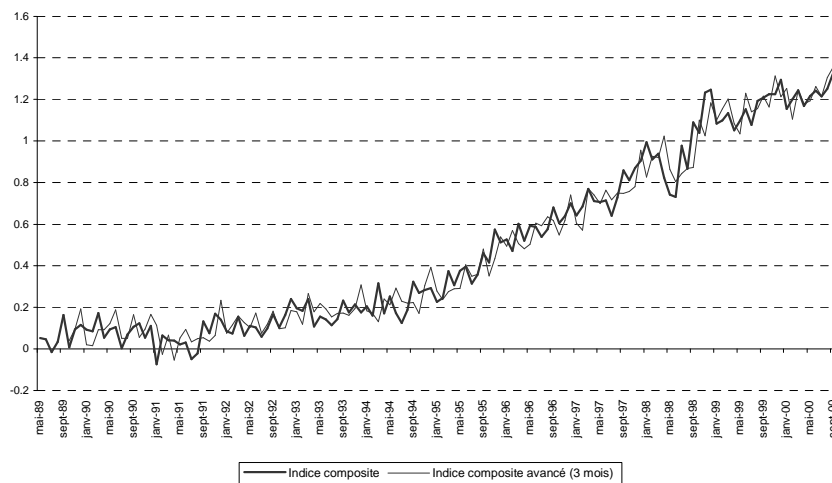
Variables		Valeur du paramètre	Écart-type	Statistique $t$
Constante	$\theta_0$	0,023	0,009	2,449
$\Delta XRATE$				
	$\beta_1$	0,497	0,378	1,316
	$\beta_2$	0,102	0,395	0,259
	$\beta_3$	-0,029	0,403	-0,072
	$\beta_4$	-0,920	0,389	-2,381
$\Delta INVQ$				
	$\alpha_1$	0,472	0,612	0,772
	$\alpha_2$	0,829	0,657	1,261
$\Delta INVUS$				
	$\phi_1$	-0,241	0,111	-2,165
	$\phi_2$	0,154	0,109	1,403
	$\phi_3$	0,393	0,117	3,371
	$\phi_4$	0,296	0,108	2,744
$\Delta IC$				
	$\delta_1$	0,252	0,081	3,117
$R^2$ ajusté		0,2819		

### 7.3.2. L'évolution de l'ICA<sup>t+3</sup>

La valeur de l'indice composite avancé sur l'horizon de trois mois est la somme du taux de croissance de l'indice composite avancé et de la valeur de l'indice au temps  $t$  (équation (4.30)).

La figure 26 compare l'évolution de l'indice composite et celle de l'indice composite avancé sur un horizon de trois mois. Les deux indices ont la même tendance générale. Le coefficient de corrélation contemporaine de leurs valeurs est 0,985. Cette valeur est légèrement inférieure à celle de l'ICA<sup>t+6</sup> (0,988). La valeur de la moyenne du carré des erreurs de prédiction est de 0,5406. Cette valeur est donc supérieure à celle de l'ICA<sup>t+6</sup> (0,4111).

**Figure 26 :** Comparaison de l'évolution de l'indice composite et de l'indice composite avancé, de mai 1989 à septembre 2000



Le tableau 25 examine la capacité de l'ICA<sup>t+3</sup> à identifier les points de retournement de l'indice composite identifiés au tableau 14. L'adéquation entre la prédiction des points de

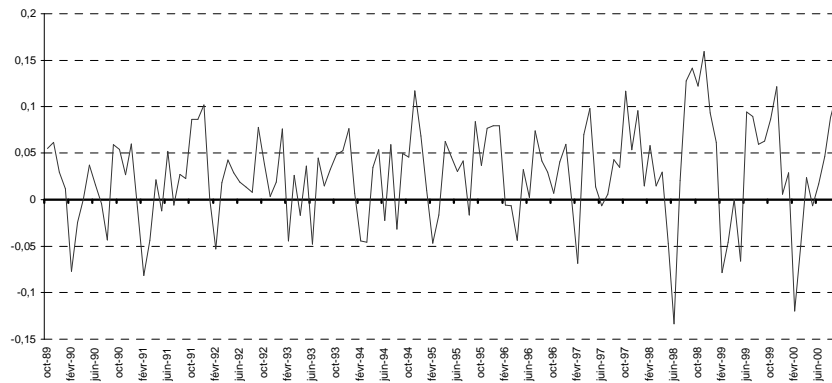
retournements par l'ICA<sup>t+3</sup> et les points de retournement par l'IC est moins précise que lorsque l'ICA<sup>t+6</sup> est utilisé.

**Tableau 23 :** Périodes de retournement de l'indice composite et de l'indice composite avancé

	IC	ICA
Creux 1	Juillet 1991	Avril 1991
<b>Sommet 1</b>	<b>Mars 1994</b>	<b>Décembre 1993</b>
Creux 2	Juillet 1994	Mars 1994
<b>Sommet 2</b>	<b>Janvier 1998</b>	<b>Avril 1998</b>
Creux 3	Juin 1998	Juin 1998

La figure 27 présente le taux de croissance de l'indice composite avancé sur un horizon de trois mois. Elle montre que le taux de croissance de l'ICA<sup>t+3</sup> présente une plus forte volatilité que celui de l'ICA<sup>t+6</sup>.

**Figure 27 :** Croissance de l'indice composite avancé, d'octobre 1989 à septembre 2000

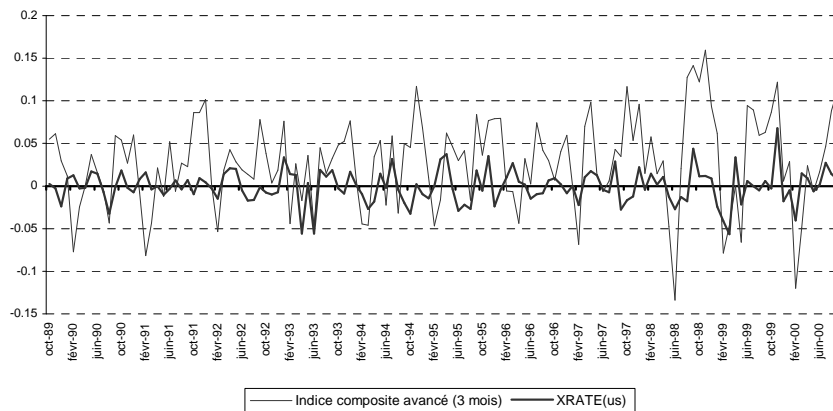


### 7.3.3. Impacts des différentes variables précurseurs sur le taux de croissance de l'ICA<sup>t+3</sup>

La décomposition historique du taux de croissance de l'indice composite avancé en fonction des variables précurseurs permet de mesurer la contribution de chacune d'elle à la prédiction de la condition économique de la filière. La méthodologie est la même que celle utilisée pour l'ICA<sup>t+6</sup> (section 7.2.3.).

La figure 28 présente la contribution du taux de change entre les devises canadienne et américaine à la croissance de l'indice composite avancé. Pour la majeure partie de l'étude, l'indice composite avancé et les variations du taux de change évoluent dans la même direction. De plus, plusieurs des points de retournement de la variable *XRATE* et ceux de l'ICA<sup>t+3</sup> coïncident. La contribution de la variable *XRATE* au taux de croissance de l'indice composite avancé est plus importante que dans le cas de l'ICA<sup>t+6</sup>.

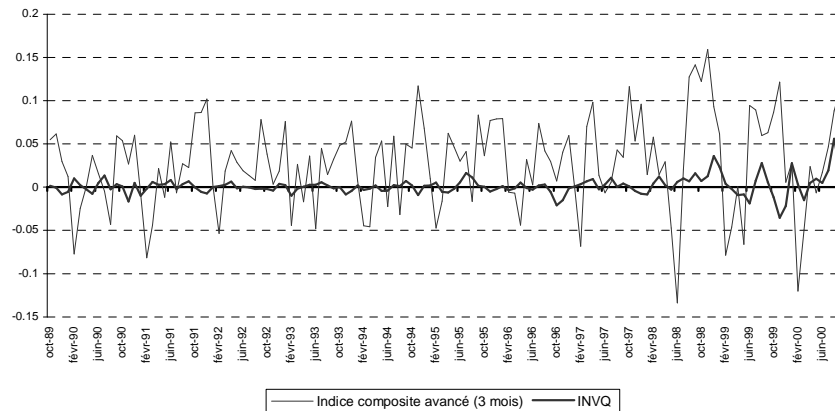
**Figure 28 :** Impacts de la variable *XRATE* à la croissance de l'indice composite, de janvier 1990 à septembre



La figure 29 présente la contribution de la variable *INVQ* au taux de croissance de l'ICA<sup>t+3</sup>. Comme pour l'ICA<sup>t+6</sup>, cette contribution est faible. Les inventaires au Québec n'ont donc

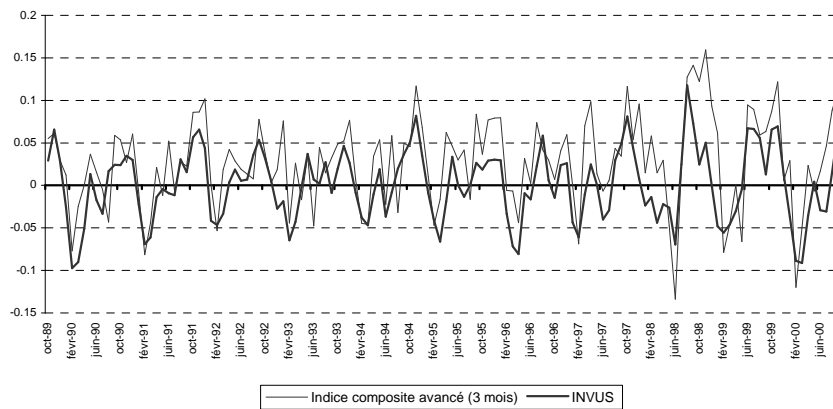
pas une importance significative dans la prédiction de l'activité économique de la filière porcine, et ce indépendamment de l'horizon de prédiction utilisé.

Figure 29 : Impacts de la variable INVQ à la croissance de l'indice composite, de janvier 1990 à septembre



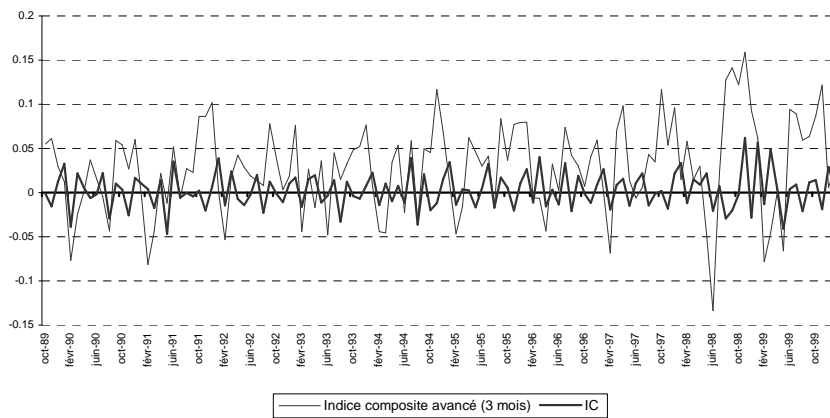
La figure 30 présente la contribution de la variable *INVUS* au taux de croissance de l'indice composite avancé. Les inventaires américains de produits porcins ont une forte contribution à la prédiction de l'activité économique de la filière. Le taux de croissance de la variable *INVUS* évolue généralement dans le même sens que celui de l'ICA<sup>t+3</sup>. Cependant, les baisses dans les changements d'inventaires sont plus abruptes que les diminutions de l'indice composite avancé.

Figure 30 : Impacts de la variable INVUS à la croissance de l'indice composite, de janvier 1990 à septembre



La figure 31 présente la contribution de la valeur retard de la première différence de l'indice composite au taux de croissance de l'indice composite avancé. Cette contribution est plus importante que dans le cas de l'ICA<sup>t+6</sup>. La réduction de l'horizon de prédiction semble donc augmenter le rôle joué par l'état contemporain du secteur porcin québécois dans la prédiction de l'état économique futur de la filière. Cela pourrait être au moins partiellement lié au fait que la période couverte par l'ICA<sup>t+3</sup> est inférieure au cycle biologique de production des porcs.

**Figure 31 : Impacts de la variable IC à la croissance de l'indice composite, de janvier 1990 à septembre**



L'étude de la contribution des variables précurseurs à la croissance de la valeur de l'indice composite avancé sur un horizon de trois mois démontre que leur contribution est inégale. Comme dans le cas de l'indice avancé sur un horizon de six mois, la contribution de la variable *INVUS* est la plus importante.

#### 7.4. CONCLUSION

Les performances prédictives des deux indices composites avancés sont significatives tel qu'en atteste le fort coefficient de corrélation contemporaine et la moyenne du carré des erreurs de prédiction. Cependant, la volatilité relativement importante des indices avancés ne permet pas d'apprécier de façon précise leur aptitude à identifier les différents points de retournement de l'indice composite. Trois variables précurseurs ont été utilisées pour calculer les indices composites avancés à savoir les inventaires de produits de porcs congelés au Québec, les inventaires de produits de porcs congelés aux États-Unis et le taux de change entre les devises canadienne et américaine. Les inventaires de produits porcins congelés aux États-Unis expliquent de façon importante le comportement de l'indice composite avancé. Les inventaires québécois ont peu d'influence dans la construction de

l'indice composite avancé et pourraient donc ne pas faire partie des variables précurseurs de la condition économique de la filière. Le taux de change de la devise canadienne relativement au dollar américain n'entre dans la construction de l'ICA que sur un horizon de prédiction à court terme. Les changements passés et présents du taux de change ne peuvent servir d'éléments précurseurs à la prédiction du changement de l'activité économique de la filière porcine québécoise lorsque l'horizon de prédiction est plus long. Par ailleurs la valeur présente de l'indice composite explique faiblement la valeur de l'indice composite avancé lorsque l'horizon de prédiction est de six mois. La contribution est plus importante pour un horizon de prédiction de trois mois.

## CONCLUSION GÉNÉRALE

À l'image de la majorité des secteurs économiques, la condition économique de la filière porcine québécoise est caractérisée par des phases distinctes de fluctuations à la hausse et à la baisse. Ces fluctuations ont des répercussions économiques sur la situation des différents agents de la filière. En réponse, ceux-ci interviennent de manière à soutenir ou au contraire à inverser les tendances de la filière. Cependant, il est très souvent difficile de comprendre, à l'aide d'une série unique de données, les mécanismes responsables de l'activité économique de l'ensemble du secteur porcin. De plus, chaque acteur réagit à des données souvent différentes et au comportement quelque fois divergent. En macroéconomie, des considérations similaires ont entraîné le développement d'approches permettant de faire une approximation de la condition économique en agrégeant plusieurs séries de données. Cette étude sur la mesure de l'activité économique du secteur porcin québécois reprend ces méthodes afin de développer (i) un indicateur unique de mesure et (ii) un indicateur de prédiction de la condition économique du secteur porcin québécois.

Trois approches de mesure de la condition économique du secteur porcin québécois sont utilisées. À cet effet quatre variables ont été retenues à savoir (i) le ratio du prix réel du porc vivant sur le prix réel du maïs grain représentant la composante production, (ii) la différence entre le prix réel à la ferme au Québec des porcs vivants et le prix réel à la transformation au Québec représentant la composante transformation, (iii) le prix réel moyen à l'exportation représentant l'état du marché extérieur et (iv) la quantité de porcs du Québec abattus qui est transversale, concernant à la fois les composantes production, transformation et commercialisation.

Dans la première approche utilisée, l'indice ad-hoc (IA) de mesure du secteur porcin québécois est une simple moyenne pondérée des quatre variables. Le facteur de pondération de chacune des variables est inversement proportionnel à sa volatilité. Cette caractéristique constitue la principale limite de l'IA, ce facteur de pondération étant arbitraire. Cependant, durant les phases de contraction de l'indice, il existe une forte corrélation contemporaine entre les valeurs des variables entrant dans son calcul et sa valeur. L'IA exhibe donc les tendances observées au niveau de ces différentes variables et par conséquent des segments de la filière qu'elles représentent. Par ailleurs, l'IA indique que le secteur porcin québécois a connu une croissance quasi-ininterrompue durant la période d'étude. Cette croissance semble avoir été portée par le marché extérieur qui apparaît être responsable de la tendance à long terme de l'IA. Les tendances à court terme de l'indice sont beaucoup plus complexes. L'IA dévoile une certaine volatilité résiduelle. Celle-ci est cependant inférieure à celle des variables participant à son calcul. Malgré tout, cela rend imprécis l'identification de phases distinctes de contraction et d'expansion lors de cycles.

La deuxième approche de mesure de la condition économique de la filière porcine québécoise se base sur les travaux de Stock et Watson (1989, 1991). Cette approche utilise un modèle espace-état en formulant l'hypothèse que le taux de croissance des quatre variables sélectionnées dépend d'une variable non-observable qui reflète la condition économique de la filière porcine québécoise. La mesure de cette variable permet donc de générer une bonne approximation de l'activité économique du secteur. L'indice composite (IC) développé en appliquant cette approche n'a pas de comportement cyclique marqué. Cependant, il présente clairement deux principales phases. La première phase commence au début de l'année 1989 et se termine au mois de juillet 1994. Sur cette période, l'indice composite connaît une faible croissance de sa valeur. Au cours de la deuxième période, la croissance de l'IC est plus forte. Cette forte croissance survient 8 mois après la mise en place des nouveaux mécanismes de mise en marché de la production des fermes. Cela semble indiquer une certaine efficacité de ce mécanisme par rapport au système unique d'encan prévalant auparavant. L'indice composite permet également de mettre en évidence les périodes identifiées comme difficiles par certains des acteurs du secteur. L'évolution

des abattages semble fortement corrélée avec la tendance à long terme du secteur porcin québécois. Cependant, le volume des abattages varie fortement d'un mois à l'autre en raison du cycle de production des porcs et de la lenteur dans l'ajustement des variables du marché. Cela entraîne une volatilité résiduelle relativement importante de l'indice et rend difficile l'identification précise de phases cycliques. Les fluctuations observées au niveau des producteurs, des transformateurs et des prix à l'exportation semblent expliquer les tendances à court terme.

La troisième méthode de mesure de la condition économique de la filière porcine québécoise combine l'approche développée par Stock et Watson (1989, 1991) à celle développée par Hamilton (1989, 1996). Elle tient compte d'une éventuelle non-linéarité dans l'évolution de la variable non-observée en introduisant des changements structurels markoviens dans son mode de calcul. L'indice composite cyclique (ICC) développé grâce à cette approche est très proche de l'IC. Cela est corroboré par l'analyse statistique des deux indices. La différence entre les indices est encore moins importante pour la période allant du mois d'août 1994 au mois de septembre 2000. La construction de l'IC est plus simple que celle de l'ICC. Sur la base de ces observations, l'indice composite semble constituer l'outil préférable pour mesurer la condition économique du secteur porcin québécois.

L'étude explore également une approche de prédiction de la condition économique du secteur porcin québécois. Il s'agit d'évaluer la croissance de l'indice composite sur des horizons de trois et six mois. À cet effet, trois variables précurseurs sont utilisées à savoir (i) les inventaires de produits de porcs congelés au Québec, (ii) les inventaires de produits de porcs congelés aux États-Unis et (iii) le taux de change entre les devises canadienne et américaine. La méthodologie développée permet en outre d'apprécier la contribution marginale de chacune des variables précurseurs à la croissance de l'indice composite avancé.

L'indice composite avancé à six mois ( $ICA^{t+6}$ ) présente une tendance générale proche de celle de l'IC. Cependant, seuls certains des points de retournement de l'IC sont identifiés

par l'ICA<sup>t+6</sup>. De plus, à l'image de l'IC, l'indice composite avancé est relativement volatile. Cela rend plus difficile l'identification de la concordance des points de retournement dans les indices. L'indice composite avancé à trois mois (ICA<sup>t+3</sup>) présente une capacité prédictive légèrement inférieure à celle de l'ICA<sup>t+6</sup>. Cela est confirmé par la valeur plus élevée de sa moyenne du carré des erreurs de prédiction. Ce résultat est surprenant puisqu'il est généralement plus facile d'effectuer des prédictions sur un court horizon. De même, l'adéquation de la prédiction des points de retournements de l'IC par l'ICA<sup>t+3</sup> est moins précise que celle de l'ICA<sup>t+6</sup>. Pour les deux indices avancés, la contribution marginale de chacune des variables précurseurs au taux de croissance est inégale. Les inventaires de produits de porcs aux États-Unis ont la contribution la plus importante. Le marché extérieur et plus spécifiquement celui des États-Unis joue donc un rôle important dans la prédiction de la croissance du secteur porcin québécois. Les inventaires québécois ont peu d'influence dans la construction des indices composites avancés et pourraient donc ne pas faire partie des variables précurseurs. Le taux de change de la devise canadienne relativement au dollar américain entre de manière significative dans la construction de l'ICA sur un horizon de prédiction à court terme. La contribution de cette variable est moins importante lorsque l'horizon de prédiction est de six mois.

En macroéconomie, de régulières adaptations sont apportées au mode de calcul des indices afin de tenir compte des modifications de la structure des économies. De même, des ajustements réguliers devront être apportés au mode de calcul des indices mesurant la condition économique de la filière porcine québécoise. Cela permettra de tenir compte des modifications structurelles que la filière connaît afin de maintenir sa compétitivité. Certaines variables pourraient être retirées et/ou ajoutées afin de respecter les critères de représentativité des sous-ensembles de la filière. Par ailleurs, la construction d'indices moins volatiles devra être recherchée afin d'assurer une identification précise des phases de fluctuation à la hausse et à la baisse que connaît la filière. L'amélioration de la capacité prédictive des indices composites avancés du secteur porcin québécois pourrait également impliquer l'identification et l'intégration de plusieurs autres variables précurseurs.

## BIBLIOGRAPHIE

Agriculture And Agri-Food Canada. Market Analysis Division. Policy Branch. (2000). *Canada: Hogs And Cattle Situation And Outlook – Hogs And Pork*. “ Bi-weekly Bulletin”, vol 13, 10. [Document électronique]. Disponible à l’adresse :  
<http://www.agr.ca/policy/winn/biweekly/English/biweekly/volume13/v13n10ea.htm>

Agriculture et Agroalimentaire Canada. *Service de l'information sur les marchés*. In Agriculture et Agroalimentaire Canada. [Document électronique]. Disponible à l’adresse :  
<http://www.agr.ca/misb/aisd/redmeat/marketsf.html>

Bessler, D. A. (1984). An Analysis of Dynamic Economic Relationships: An Application to U.S. Hog Market. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 32, 109-124.

Bessler, D. A. et Brandt, J. A. (1992). An Analysis of Forecasts of Livestock Prices. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 18, 249-263.

Bouchard, D. (1994). *Analyse du soutien offert par le programme québécois d'assurance – stabilisation des revenus agricoles*. Direction Générale des Affaires Économiques, MAPAQ.

Brock, W. A. ; Hsieh, D. A. et LeBaron B. (1991). *Nonlinear Dynamics, Chaos, and Instability : Statistical Theory and Economic Evidence*. Ed. Cambridge, Mass. : MIT Press.

Camacho, M. et Perez-Quiroz, G. (2002). This is What Leading Indicators Lead. *Journal of Applied Econometrics*, 17, 61-80.

Chavas, J-P. et Holt, M. T. (1991). On Non Linear Dynamics : The Case of the Pork Cycle. *American Journal of Agricultural Economics*, 73, 819-828.

Diebold, F. X. et Rudebush, G. D. (1989). Scoring the Leading Indicators. *Journal of Business*, 62, no 3, 369-391.

Diebold, F. X. et Rudebush, G. D. (1994). *Measuring Business Cycles : A Modern Perspectives*. NBER Working Paper Series. Working Paper No. 4643.

Dorfman, J. H. (1998) Bayesian Composite Qualitative Forecasting: Hog Prices Again. *American Journal of Agricultural Economics*, 80, 543-551.

Engle, R. F. et Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.

Filardo, A. J. (1994). Business Cycles Phases and Transitional Dynamics. *Journal of Business Economics and Statistics*, 12, 209-308.

Filardo, A. J. et Gordon, S. F. (1998). Business Cycles Duration. *Journal of Econometrics*, 85, 99-123.

Financière Agricole du Québec. Direction de la Recherche et du Développement (2002). Régime d'assurance - stabilisation des revenus agricoles. *Historique du produit « porcs »*.

Fukuda, S. et Onodera, T. (2001). A New Composite Index of Coincident Economic Indicators in Japan : How Can we Improve Forecast Performances ? *International Journal of Forecasting*, 17, 483-498.

Gjolberg, O. et Bengtsson, B. A. (1997). Forecasting Quarterly Hog Prices : Simple Auto Regressive Models vs Predictions. *Agribusiness*, 13, 819-828.

Gouin, D-M. *et al.* (2000). *L'analyse des marges dans la filière porcine québécoise*. Groupe de Recherche en Économie et Politique Agricoles. Département d'Économie Agroalimentaire et des Sciences de la Consommation. Université Laval.

Grassberger, P. et Procaccia, I. (1983). Characterization of Strange Attractors. *Physical Review Letters*, 50, 448-451.

Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Times Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57, 357-384.

Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton N. J. : Princeton University Press.

Hamilton, J. D. (1996). Specification Testing in Markov - Switching Time-Series Models. *Journal of Econometrics*, 70, 127-157.

Hamm, L. et Brorsen, B. W. (1997). Forecasting Hog Prices with a Neural Network. *Journal of Agribusiness*, 15, 1, 37-54.

Hayes, D. J. et Schmitz, A. (1987). Hog Cycles and Countercyclical Production Response. *American Journal of Agricultural Economics*, 69, 762-770.

Kim, C.J. (1994). Dynamic Linear Models with Markov - Switching. *Journal of Econometrics*, 60, 1-22.

Kim, C.J. et Nelson C.R. (1998). Business Cycle Turning Points, A New Coincident Index, and Test of Duration Based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching. *Review of Economics and Statistics*, 80, 188-201.

Kim, C.J. et Nelson C.R. (1999). *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press.

Kim, M-J. et Yoo, J-S (1995). New Index of Coincident Indicators : A Multivariate Markov Switching Factor Model Approach. *Journal of Monetary Economics*, 36, 607-630.

King, R. G. et Rebelo, S. T. (1999). Resuscitating Business Cycles. Publié dans *Handbook of Macroeconomics*, 1, 927-1007. Edité par J.B. Taylor and M. Woodford. Elsevier Sciences B.V.

Koch D. P. et Rasche R. H. (1988). An Examination of the Commerce Department Leading-Indicator Approach. *Journal of Business and Economic Statistics*, 6, 167-187.

Larue, B. et Gervais, J-P. (1996). The Impact of the Canada-U.S. Hog/Pork Trade Dispute on the Composition of U.S. Pork Imports. *Agricultural and Resource Economics Review*. 25, 2, 187-189.

Larue, B. ; Romain, R. ; Gervais, J-P. et Ben Salha, S. (2000). The Collusion-detering Effect of Pre-attributed Supplies and the Hog Auction in Quebec. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 48, 4, 607-622.

Larue, B. et Tanguay, L. (1999). Regional Price Dynamics and Countervailing Duties : Did the Canada-U.S. Hog/Pork Dispute Have a Permanent Impact ? *International Economic Journal*, 13, 1, 81-101.

Martin, E. ; Gilbert, D. et Lagacé, A. (1999). *Annuaire statistique porcin québécois, 1999*. Groupe de Recherche en Économie et Politique Agricoles. Faculté des Sciences de l'Agriculture et de l'Alimentation. Université Laval.

Ministère de l'Agriculture, des Pêches et de l'Alimentation du Québec. *Le Québec bio-alimentaire en un coup d'œil. Portrait statistique. Édition 2001*. [Document électronique]. Disponible à l'adresse : <http://www.agr.gouv.qc.ca/ae/publicat/coupoeil.pdf>

Ministère de l'Agriculture, des Pêches et de l'Alimentation du Québec. Direction Générale des Politiques Agricoles. Direction de la Sécurité du Revenu Agricole. (1999). *Porcs naisseur-finiisseur, Section engraissement. Coût de production indexé, juillet 1998 à mars 1999.*

Orr, J. ; Rich, R. et Rosen, R. (1999). Two New Indexes Offer a Broad View of Economic Activity in the New York – New Jersey Region. *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, 5.

Orr, J. ; Rich, R. et Rosen, R. (2001). Leading Economic Indexes For New York State And New Jersey. *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, 7,1, 73-93.

Parkin, M. ; Bade, R. et Carmichael, B. (2000). *Introduction à la macroéconomie moderne*. 2<sup>ème</sup> édition. Édition du Renouveau Pédagogique Inc.

Patterson, K. D. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics : A Time Series Approach*. Houndmills, Basingstoke, Hampshire : Mc Millan Press.

Saint-Louis, R. (1998). Processor Pressures for Change in Pork Marketing Organizations in Ontario and Québec. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. Vol. 46, 4, 393-402.

Srivastava, R. ; Ziggers, G-W. et Schrader, L. (1998). Vertical Coordination in a Swine Industry : a Multi-Country Study. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. Vol. 46, 4, 539-548.

Statistique Canada (2002). *Recherche dans les différents catalogues CANSIM*. In Statistique Canada. [Document électronique]. Disponible à l'adresse : [http://datacentre2.chass.utoronto.ca/cgi-bin/cansim/db\\_srch\\_F](http://datacentre2.chass.utoronto.ca/cgi-bin/cansim/db_srch_F)

Stock, J. H. et Watson, M. W. (1989). New Indexes of Coincident and Leading Economics Indicators. In NBER *Macroeconomics annual*, pp. 351-394. Édité par O. Blanchard et S. Fischer. MIT Press.

Stock, J. H. et Watson, M. W. (1991). A Probability Model of Coincident Economic Indicators. In *Leading Economics Indicators : New Approach and Forecasting Records*. pp. 63-89. Édité par K. Lahiri et G. H. Moore. Cambridge University Press.

The Conference Board (1997). Business Cycle Indicators. Overview [Document électronique]. Disponible à l'adresse : <http://www.tcb-indicators.org/sitemap.cfm>

United States Department of Agriculture. USDA National Agriculture Statistics Service. *Agricultural graphics*. [Document électronique]. Disponible à l'adresse : <http://www.usda.gov/nass/aggraphs/graphics.htm>

Veloce, W. (1996). An Evaluation of the Leading Indicators for the Canadian Economy Using Time Series Analysis. *International Journal of Forecasting*, 12, 403-416.

Wooldridge, J.M. (2000). *Introductory Econometrics : A Modern Approach*. South Western College Publishing.

Zarnowitz, V. (1992). Business Cycles : Theory, History, Indicators, and Forecasting. *NBER Studies in Business Cycle*. Vol. 27.

## ANNEXES

Tableau 24 : Définition des variables

---

PRFQ	Prix réel à la ferme au Québec du porc vivant (dollars canadiens par 100 kg)
PRFUS	Prix réel à la ferme aux États-Unis du porc vivant (dollars canadiens par 100 kg)
RATIO	Ratio du prix réel à la ferme au Québec du porc vivant sur le prix réel du maïs grain.
PRTQ	Prix réel à la transformation au Québec (dollars canadiens par 100 kg équivalent carcasse).
ABQ	Volume des abattages de porcs engraisés au Québec (tonnes métriques).
VABQ	Valeur réelle des abattages de porcs engraisés au Québec (dollars canadiens).
ABTQ	Volume des abattages de porcs dans les abattoirs du Québec (tonnes métriques).
VABTQ	Valeur réelle de la production des abattoirs du Québec (dollars canadiens).
INVQ	Inventaires de produits de porcs congelés au Québec (tonnes métriques).
INVUS	Inventaires de produits de porcs congelés aux États-Unis (tonnes métriques).
VEXP	Valeur réelle des exportations de porcs du Québec (dollars canadiens).
PEXP	le prix réel moyen des exportations de porcs du Québec (dollars canadiens).
DIFP	Différence entre le prix réel à la ferme au Québec des porcs vivants et le prix à la transformation au Québec (dollars canadiens).
XRATE	Taux de change entre les devises canadienne et américaine.

---

Tableau 25 : Sources des données

Variables	Source de données
PRFQ	Agriculture et Agro-Alimentaire Canada (AAC), GREPA
PRFUS	United States Department of Agriculture (USDA)
RATIO	Calculs de l'auteur
PRTQ	AAC, GREPA
ABQ	AAC
VABQ	AAC, GREPA
ABTQ	AAC
VABTQ	AAC, GREPA
INVQ	Statistiques Canada (série V721885, base de données Cansim II)
INVUS	USDA
VEXP	AAC
PEXP	AAC
DIFP	Calculs de l'auteur
XRATE	Statistiques Canada (série V37426, base de données Cansim II)