



**Risque de prix et décisions de production et d'exportation**

**Le cas de l'agriculture au Québec**

**Thèse**

**Bahareh Mosadegh Sedghy**

**Doctorat en agroéconomie**

Philosophiae doctor (Ph.D.)

Québec, Canada

**© Bahareh Mosadegh Sedghy, 2016**

# **Risque de prix et décisions de production et d'exportation**

## **Le cas de l'agriculture au Québec**

**Thèse**

**Bahareh Mosadegh Sedghy**

Sous la direction de :

Lota Diabo Tamini, directeur de recherche

Rémy Lambert, codirecteur de recherche

## Résumé

Cette thèse porte sur l'effet du risque de prix sur la décision des agriculteurs et les transformateurs québécois. Elle se divise en trois chapitres. Le premier chapitre revient sur la littérature. Le deuxième chapitre examine l'effet du risque de prix sur la production de trois produits, à savoir le maïs grain, la viande de porc et la viande d'agneau dans la province Québec. Le dernier chapitre est centré sur l'analyse de changement des préférences du transformateur québécois de porc pour ce qui est du choix de marché.

Le premier chapitre vise à montrer l'importance de l'effet du risque du prix sur la quantité produite par les agriculteurs, tel que mis en évidence par la littérature. En effet, la littérature révèle l'importance du risque de prix à l'exportation sur le commerce international.

Le deuxième chapitre est consacré à l'étude des facteurs du risque (les anticipations des prix et la volatilité des prix) dans la fonction de l'offre. Un modèle d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive généralisée (GARCH) est utilisé afin de modéliser ces facteurs du risque. Les paramètres du modèle sont estimés par la méthode de l'Information Complète Maximum Vraisemblance (FIML). Les résultats empiriques montrent l'effet négatif de la volatilité du prix sur la production alors que la prévisibilité des prix a un effet positif sur la quantité produite. Comme attendu, nous constatons que l'application du programme d'assurance-stabilisation des revenus agricoles (ASRA) au Québec induit une plus importante sensibilité de l'offre par rapport au prix effectif (le prix incluant la compensation de l'ASRA) que par rapport au prix du marché. Par ailleurs, l'offre est moins sensible au prix des intrants qu'au prix de l'output. La diminution de l'aversion au risque de producteur est une autre conséquence de l'application de ce programme. En outre, l'estimation de la prime marginale relative au risque révèle que le producteur du maïs est le producteur le moins averse au risque (comparativement à celui de porc ou d'agneau).

Le troisième chapitre consiste en l'analyse du changement de préférence du transformateur québécois du porc pour ce qui est du choix de marché. Nous supposons que le transformateur a la possibilité de fournir les produits sur deux marchés : étranger et local. Le modèle théorique explique l'offre relative comme étant une fonction à la fois d'anticipation relative et de volatilité relative des prix. Ainsi, ce modèle révèle que la sensibilité de l'offre relative par rapport à la volatilité relative de prix dépend de deux facteurs : d'une part, la part de l'exportation dans la production totale et d'autre part, l'élasticité de substitution entre les deux marchés. Un modèle à correction d'erreurs est utilisé lors d'estimation des paramètres du modèle. Les résultats montrent l'effet positif et significatif de l'anticipation relative du prix sur l'offre relative à court terme. Ces résultats montrent donc qu'une hausse de la volatilité du prix sur le marché étranger par rapport à celle sur le marché local entraîne une baisse de l'offre relative sur le marché étranger à long terme. De plus, selon les résultats, les marchés étranger et local sont plus substituables à long terme qu'à court terme.

## **Abstract**

The objective of this thesis is to investigate the effect of price risk on the decision of farmers and processors in Quebec. The dissertation is structured in three main chapters. The first chapter looks on a literature review. The second chapter examines the effect of price risk on the supply of three productions namely grain corn, pork and lamb in the Quebec province. The final chapter focuses on the analysis of changing in preferences of the Quebec pork processor concerning the choice of market.

The first chapter, addressing the academic background of importance of risks in agriculture, shows the significant effect of price risk on agricultural production. Also the literature points out the effect of price risk on international trade.

The second chapter introduces risk factors (prices expectations and price volatility) in the supply function. A generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH) model is used to model the above mentioned risk factors. The model parameters are estimated by full information maximum likelihood (FIML) method. While empirical results show the negative effect of price volatility on production, prices predictability has a positive effect on the amount produced. As expected, the results reveal the application of the farm income stabilization insurance program (ASRA) in Quebec leads to more sensitivity of producer to effective prices (prices including ASRA compensation) than to the market price. In addition, our results present less sensitivity to input prices than output ones in the case of application ASRA. The decrease in producer risk aversion is another consequence of the application of this program. On the other hand, estimation of the relative marginal risk premium index reveals that the pork producer is the most risk-averse producer.

The third chapter concerns the analysis of market choice by Quebec pork processor. It is supposed that processor has the ability to supply his products in two markets: foreign and local. The theoretical model explains the relative supply as a function of both relative price expectation and relative price volatility. Furthermore this model shows that the sensitivity of the relative supply to the relative price volatility depends on two factors: the share of exports in total production and the elasticity of substitution between two markets. An error correction model is used in estimating model parameters. The results show a positive and significant effect of relative price anticipation on relative supply in short-term. Besides, these results show an increase in price volatility of foreign market in comparison to local market, leads to a decline of supply in the foreign market in long-term. Also according to the results, the local and foreign markets are more substitutable in long-term than short-term.

# TABLE DES MATIÈRES

Résumé .....	iii
Abstract .....	iv
Table Des Matières.....	v
Liste Des Tableaux.....	viii
Liste Des Figures.....	ix
Dédicace.....	x
Remerciements .....	xi
Introduction.....	1
1 Risque dans le secteur agricole canadien .....	4
1.1 Risque de production.....	5
1.2 Risque de marché.....	6
1.2.1 Risque du prix de l'output .....	6
1.2.2 Risque du prix des intrants .....	7
1.2.3 Risque du taux de change .....	11
1.2.4 Risque associé aux changements de politiques gouvernementales .....	13
2 Évaluation des principaux risques .....	14
3 Objectifs de la présente thèse .....	15
Chapitre 1. Le risque en agriculture : analyse de la littérature.....	16
1 Risque du prix et production .....	16
1.1 Quelques éléments théoriques .....	17
1.2 Revue de la littérature empirique.....	18
1.2.1 Effet du risque du prix sur l'offre .....	18
1.2.2 Fonction d'offre des producteurs .....	20
1.2.3 Méthodes de la modélisation du risque du prix.....	23
1.2.3.1 Anticipation du prix .....	23
1.2.3.2 Volatilité du prix .....	24
2 Risque du prix et commerce international.....	27
2.1 Quelques aspects théoriques .....	27
2.2 Quelques aspects empiriques .....	28
2.2.1 Effet du risque du prix sur le commerce international .....	28
2.2.2 Méthodes d'estimation de la fonction de l'exportation .....	30
2.2.3 Méthodes de la modélisation du risque du prix d'exportation .....	31
2.2.3.1 Volatilité relative des prix.....	31
2.2.3.2 Formation des anticipations des prix .....	35
3 En somme.....	37
Chapitre 2 : Volatilité, prévision du prix et décision de production des agriculteurs québécois – Les cas du maïs, de la viande d'agneau et de la viande de porc.....	39
1 Introduction.....	39
2 Méthodologie .....	45

2.1	Structure du modèle.....	45
2.2	Anticipation du prix.....	48
2.3	Modélisation de la variance.....	49
2.4	Estimation du modèle avec la tendance déterministe .....	49
3	Données .....	50
3.1	Mais-grain .....	50
3.2	Porc .....	51
3.3	Agneau .....	52
4	Résultats.....	53
4.1	Mais-grain.....	53
4.1.1	Analyses préliminaires .....	53
4.1.2	Analyse du prix du maïs.....	55
4.1.2.1	Analyse du prix du marché du maïs .....	55
4.1.2.2	Analyse du prix effectif du maïs .....	58
4.1.2.3	Analyse du prix des intrants à la production du maïs .....	61
4.1.3	Offre des producteurs du maïs.....	64
4.1.3.1	Offre des producteurs versus le prix du marché .....	64
4.1.3.1.1	Estimation de la fonction de l'offre du maïs.....	64
4.1.3.1.2	Élasticité de l'offre du maïs dans le modèle incluant le prix du marché ..	66
4.1.3.2	Offre des producteurs versus prix effectif.....	67
4.1.3.2.1	Estimation de la fonction de l'offre du maïs.....	67
4.1.3.2.2	Élasticités de l'offre du maïs dans le modèle incluant le prix effectif .....	70
4.2	Porc .....	71
4.2.1	Analyses préliminaires .....	71
4.2.2	Analyse du prix du porc.....	72
4.2.2.1	Analyse du prix du marché du porc.....	72
4.2.2.2	Analyse du prix effectif du porc .....	74
4.2.2.3	Analyse du prix de l'intrant à la production du porc.....	75
4.2.3	Offre des producteurs du porc .....	78
4.2.3.1	Offre des producteurs versus le prix du marché .....	78
4.2.3.1.1	Estimation de la fonction de l'offre du porc .....	78
4.2.3.1.2	Élasticité de l'offre du porc dans le modèle incluant le prix du marché ..	81
4.2.3.2	Offre des producteurs versus le prix effectif.....	81
4.2.3.2.1	Estimation de la fonction de l'offre du porc .....	82
4.2.3.2.2	Élasticité de l'offre du porc dans le modèle incluant le prix effectif.....	85
4.3	Agneau .....	85
4.3.1	Analyses préliminaires .....	85
4.3.2	Analyse du prix .....	87
4.3.2.1	Analyse du prix du marché de l'agneau .....	87
4.3.2.2	Analyse du prix effectif de l'agneau .....	90
4.3.2.3	Analyse du prix de l'intrant à la production de l'agneau .....	93
4.3.3	Offre des producteurs de l'agneau .....	94
4.3.3.1	Offre des producteurs versus prix du marché .....	94
4.3.3.1.1	Estimation de la fonction de l'offre .....	95

4.3.3.1.2	Élasticités de l'offre de l'agneau dans le modèle incluant le prix du marché	98
4.3.3.2	Offre des producteurs versus prix effectif	98
4.3.3.2.1	Estimation de la fonction de l'offre	99
4.3.3.2.2	Élasticités de l'offre de l'agneau dans le modèle incluant le prix effectif	102
5	Conclusion	103
Chapitre 3 : Volatilité des prix des marchés local et étranger et les préférences des distributeurs québécois – Le cas de la viande de porc		
1	Introduction	106
2	Méthodologie	109
2.1	Structure du modèle	110
2.2	Formation de l'anticipation du prix	114
2.3	Formation de la volatilité	115
3	Données	115
4	Résultats	116
4.1	Analyses de la co-intégration	116
4.2	Principaux résultats de l'estimation du modèle	119
4.2.1	Les effets à court terme	120
4.2.2	Les effets à long terme	123
5	Conclusion	125
Conclusion générale		
		128
Références		
		132
Monographie articles scientifiques		
		132
Annexes		
		140
Figures		
		160
Liens internet		
		173

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1: Revue de la littérature concernant l'effet du risque du prix sur la production .....	26
Tableau 2: Revue de la littérature concernant l'effet du risque du prix sur le commerce .....	36
Tableau 3: Résultats du test de racine unique .....	54
Tableau 4: Résultats de l'équation du prix du marché du maïs.....	57
Tableau 5: : Résultats de l'équation du prix effectif du maïs .....	60
Tableau 6: Résultats de l'équation du prix d'engrais.....	63
Tableau 7: Résultats de la fonction de la réponse de l'offre du maïs versus le prix du marché	65
Tableau 8: Résultats de la fonction de la réponse de l'offre du maïs versus le prix effectif .....	68
Tableau 9 : Résultats du test de racine unique .....	71
Tableau 10: Résultats de l'équation du prix du marché du porc .....	73
Tableau 11: Résultats de l'équation du prix effectif du porc.....	75
Tableau 12: : Résultats de l'équation du prix du marché du porc .....	77
Tableau 13: : Résultats de la fonction de la réponse de l'offre du porc versus le prix du marché .....	78
Tableau 14: Résultats de la fonction de la réponse de l'offre du porc versus le prix effectif ....	83
Tableau 15: résultats du test de racine unique .....	86
Tableau 16: Résultats de l'équation du prix du marché de l'agneau .....	89
Tableau 17: Résultats de l'équation du prix effectif de l'agneau .....	92
Tableau 18: Résultats de l'équation du prix du maïs à Chatham .....	94
Tableau 19: Résultats de la fonction de la réponse de l'offre de l'agneau .....	96
Tableau 20: Résultats de la fonction de la réponse de l'offre de l'agneau versus le prix effectif .....	99
Tableau 21: Synthèse des résultats concernant l'effet du risque du prix sur l'offre du producteur.....	105
Tableau 22: Résultats du test de racine unique .....	117
Tableau 23: Critères de l'ordre de sélection.....	118
Tableau 24: Statistique de Cointegration de Johansen .....	119
Tableau 25: Information sur l'ajustement du modèle .....	120
Tableau 26: Effets courts termes du risque relatif du prix sur la part des marchés.....	121
Tableau 27: Effets longs termes du risque relatif du prix sur la part des marchés .....	124



## LISTE DES FIGURES

Figure 1: Impact de certains risques pour les fermes canadiennes selon la perception du risque des agriculteurs.....	3
Figure 2: Indice des prix des produits agricoles canadiens, Mensuel, (2007=100).....	3
Figure 3: impact du risque de la production sur le prix .....	6
Figure 4: Évolution du coefficient de la variation (CV) de l'indice du prix des produits agricoles canadiens, Mensuel, (2007=100), 1985-2013 .....	7
Figure 5: Indice des prix des entrées dans l'agriculture, trimestriel, (1986=100), 1985-1999 .....	8
Figure 6: Indice des prix des entrées dans l'agriculture, trimestriel, (2002=100), 2002-2013 .....	8
Figure 7: Indice des prix des entrées dans l'agriculture, (produits pétrolier et engrais), trimestriel.....	9
Figure 8: Indice des prix des entrées dans l'agriculture (Carburant pour la machinerie et Engrais), trimestriel (2002=100), 2002-2013 .....	9
Figure 9: Évolution du taux de change Américain et Européen en dollar canadien .....	12
Figure 10: Impact du risque de taux de change sur le prix .....	13
Figure 11: Prix mensuel du maïs-grain pour la province du quebec (1985-2013).....	41
Figure 12: Prix mensuel de la viande du porc pour la province du quebec (1985-2013) .....	42
Figure 13: Prix mensuel de la viande de l'agneau pour la province du quebec (1985-2013).....	43
Figure 14: indice des prix des entrées dans l'agriculture, trimestriel (2002-2013) .....	44
Figure 15: Offre relative dans les marchés .....	107
Figure 16: Prix relatif d'exportation (mensuel) pour le secteur porcin de la province Québec, 2000-2013 .....	108

## **Dédicace**

**Dédié spécialement à mes parents,**

Afsaneh Shirzad Pargou et Davoud Mosadegh Sedghy

Eux qui me soutiennent toujours dans les moments les plus difficiles de la vie.

## **Remerciements**

La réalisation de cette thèse a été possible grâce au concours de certaines personnes.

Mes premiers remerciements vont d'abord à mes directeurs de thèse, le professeur Lota D. Tamini et le professeur Remy Lambert, qui m'ont accompagnée tout au long de ma formation.

Je désire aussi remercier ma famille (mes parents et ma sœur) qui m'ont beaucoup soutenue pendant les moments difficiles de cette recherche.

Enfin, je voudrais exprimer ma reconnaissance envers mon ami Isaora Zefania Dialahy pour son soutien.



## Introduction

Les risques peuvent être définis globalement par une incertitude qui affecte le bien-être des individus (Harwood et al., 1999). Les activités agricoles, du fait de leur nature, sont soumises à une forte fluctuation du profit résultant de l'absence ou de la faible prédictibilité des aléas (Cervantes-Godoy et al., 2013). Par conséquent, le producteur agricole, lors de son opération de maximisation de son profit doit en tenir compte.

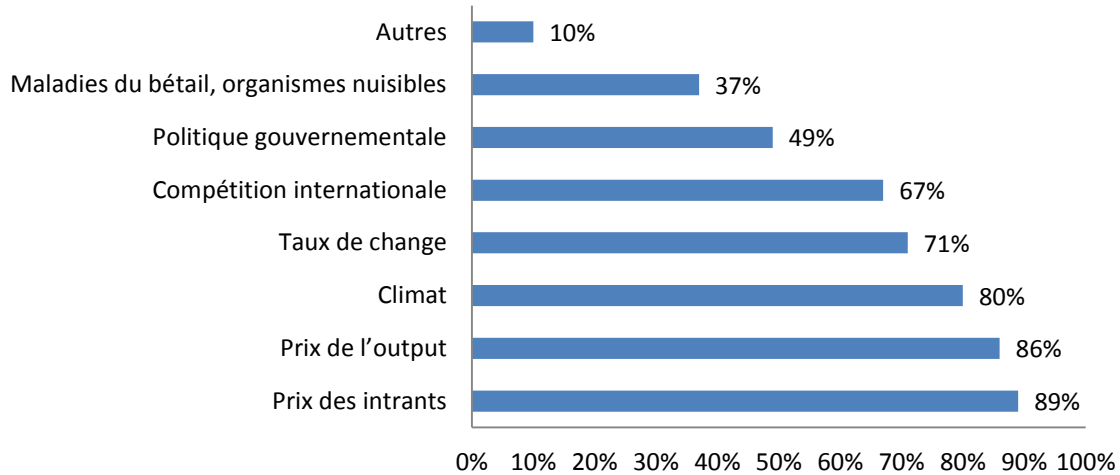
Antón et al. (2011) classent les risques des activités agricoles en différents types de risque : risque de production (incluant le risque du climat, le rendement de la production, la maladie, etc.), risque associé aux changements de politiques gouvernementales, risque du taux de change, risque du prix et risque lié à la concurrence sur les marchés internationaux. Ces différentes sources de risques auront un effet sur le revenu brut du producteur et/ou son coût de production. L'incertitude dans les facteurs affectant la production implique que le producteur produira selon ses anticipations. Ainsi, l'existence d'un écart entre les anticipations du producteur et la réalisation de ces facteurs empêchera celui-ci de produire au niveau optimum : profit et bien-être maximums.

En outre, les sources de risque et leur gravité peuvent varier selon les systèmes d'exploitation, la situation géographique, les conditions météorologiques, les politiques gouvernementales et les types d'exploitations agricoles (Aditto et al., 2012). Par exemple, en Nouvelle-Zélande, les agriculteurs perçoivent le risque du prix comme le risque le plus important du marché. Ces agriculteurs indiquent le risque de la météo, donc lié à la production, comme étant le risque le plus important (Melyukhina, 2011). De leur côté, les agriculteurs espagnols identifient le risque de la météo et le risque du prix respectivement comme les deux sources les plus importantes de risque dans l'agriculture espagnole (Antón et Kimura, 2011). En Australie, les caractéristiques climatiques engendrent le risque de la production comme le risque dominant dans le secteur agricole. Du côté du risque du marché, le risque du marché étranger est le risque le plus important perçu par les agriculteurs australiens, la majorité des produits australiens étant exportés. Ce risque consiste en la variation du prix d'exportation ainsi qu'en la variation du taux de change (Kimura et Antón, 2011). La diversité sectorielle de l'agriculture aux Pays-Bas fait en sorte que la source et l'importance des risques

varient selon les secteurs (Melyukhina, 2011). Baltussen et al. (2006) ont mis de l'avant les maladies comme la source la plus importante du risque qui affecte la production des secteurs laitier, de la volaille et porcin. Les productions végétales sont, quant à elles, plus affectées par le risque météo. De leur côté, Palinkas et Székely (2008) ont mentionné que les maladies et le risque du prix représentent les sources de risque les plus importantes. Patric et al. (1985) ont étudié l'attitude des agriculteurs américains envers le risque. Leurs résultats indiquent que le risque météo et le risque de prix sont les deux sources les plus importantes dans l'agriculture américaine. Hall et al. (2003) ont relevé que le risque de météo et de la volatilité du prix sont les sources principales du risque perçu par les éleveurs de bovins au Texas et au Nebraska.

Cette brève analyse de la perception du risque dans ces différents pays permet de rendre compte que le prix est perçu comme une source importante du risque dans le secteur agricole. Par ailleurs, comme le montre la figure 1, la situation est identique au Canada. En effet, le risque de prix est celui qui est dominant selon les producteurs canadiens. La figure 1 présente les résultats d'une enquête du Conseil stratégique (2010) sur l'importance, selon la perception des producteurs agricoles, des différentes sources du risque dans le secteur agricole canadien.

Figure 1: Impact de certains risques pour les fermes canadiennes selon la perception du risque des agriculteurs



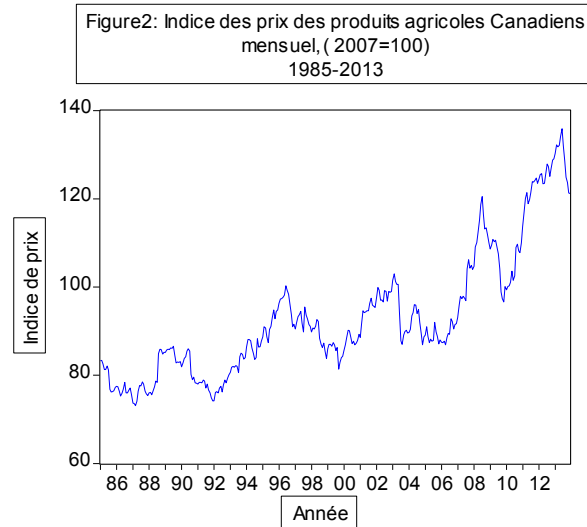
Source: Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

La figure 1 illustre que le risque du prix, le risque du climat et le risque du taux de change, respectivement, sont les risques perçus par les producteurs canadiens comme étant les plus importants.

L'importance du risque du prix dans l'agriculture nous a amenée à nous concentrer sur l'effet de cette source du risque en raison de la forte volatilité récente du prix des intrants agricoles et des outputs (Huchet-Bourdon, 2012; FAO, 2011)<sup>1</sup>. La figure 2 présente l'indice du prix mensuel des produits agricoles canadiens (IPPA)<sup>2</sup> au cours de la période de 1985 à 2013 (2007 = 100).

<sup>1</sup> Voir aussi Rodríguez, Rodrigues et Salcedo, 2010; Just, 1974.

<sup>2</sup> L'indice des prix des produits agricoles (IPPA) mesure la variation dans le temps des prix reçus par les agriculteurs pour la vente de produits agricoles. L'indice est fondé sur une moyenne mobile quinquennale; l'échelle de pondération annuelle est mise à jour chaque année. Cette méthode tient compte du changement continu dans la production et la vente des produits agricoles. Un indice global est disponible mensuellement ainsi qu'annuellement, pour les provinces et le Canada, de même que plusieurs autres indices par groupe de produits.



source: Statistique Canada  
Tableau 002-0068

L'estimation du coefficient de la variation (CV)<sup>3</sup> atteste une volatilité du prix de 16 % pour les produits agricoles canadiens dans la période retenue. La volatilité de l'indice du prix des produits agricoles canadiens calculée par le coefficient de la variation est croissante dans le temps. Autrement dit, on assiste à la volatilité la moins élevée en février 1985 alors que le niveau le plus élevé de la volatilité est observé en décembre 2013. L'effet le plus important du risque du prix en agriculture découle du fait que les différentes sources de risque engendrent également un risque de prix. Dans la section suivante, nous présenterons un peu plus en détail les différentes sources du risque dans l'agriculture canadienne et les canaux à travers lesquels les autres sources de risque provoquent le risque de prix.

## 1 Risque dans le secteur agricole canadien

Antón et al. (2011) soulignent que deux catégories principales de risques affectent l'agriculture canadienne, à savoir le risque de la production et le risque du marché. Selon ces auteurs, le risque du marché concerne les facteurs qui affectent la capacité du producteur à commercialiser ses produits. Ce risque inclut tous ceux qui affectent le prix reçu par le producteur, la capacité des agriculteurs à prédire le prix et à prévoir le moment approprié pour la vente. Antón et al. (2011)

<sup>3</sup> Le coefficient de variation (comme une mesure de la dispersion) est défini par le rapport entre l'écart-type et la moyenne.



définissent le risque de la production comme le facteur qui affecte la quantité et la qualité de la production.

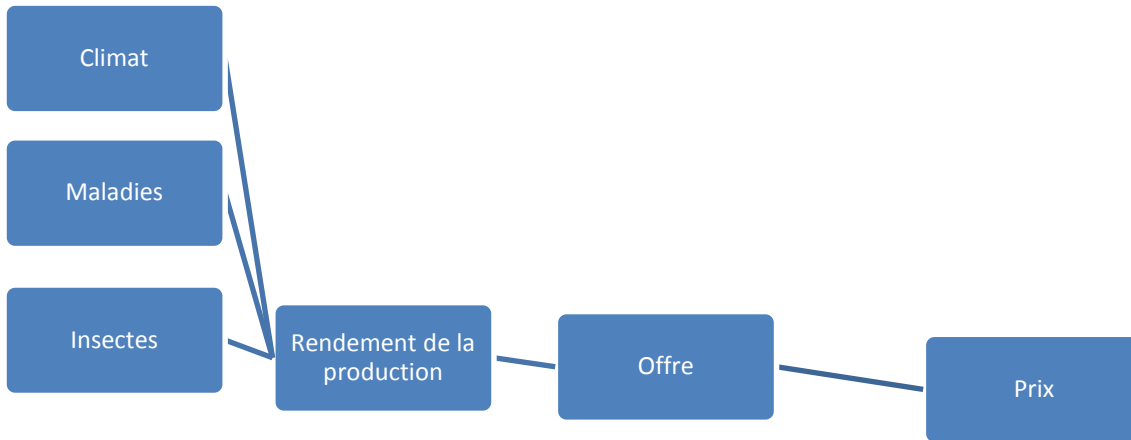
### **1.1 Risque de production**

Le risque de production est lié aux facteurs naturels qui affectent le rendement de la production. Le climat, les maladies du bétail et les organismes nuisibles sont des exemples de cette source de risque. Le risque du climat varie d'une région à l'autre au Canada. Dans l'Ouest canadien, les principaux risques sont la sécheresse et le froid, alors que dans l'est du Canada, les risques liés aux conditions météorologiques comprennent le froid, la neige ou les gelées au printemps et à l'automne, la sécheresse ou l'accumulation de pluie (Antón et al., 2011).

Les maladies peuvent être variées selon les caractéristiques météorologiques des régions. L'humidité favorise les maladies fongiques et les moisissures qui peuvent affecter les rendements et la qualité de la production. Les invasions d'insectes peuvent quant à elles endommager les plantes en tout ou en partie (Antón et al., 2011).

Le risque de production déplaçant la courbe d'offre engendre une variation du prix. L'effet du risque de la production sur le prix à travers son impact sur le rendement de la production est présenté à la figure 3.

Figure 3 : Impact du risque de la production sur le prix



Source : Par l'auteur

## 1.2 Risque de marché

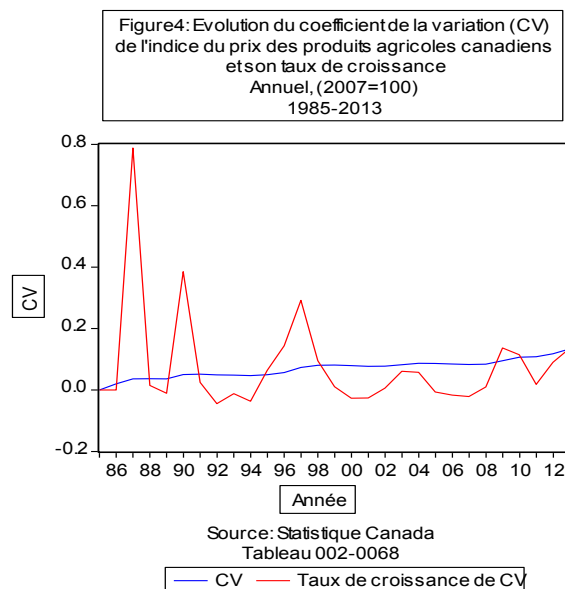
### 1.2.1 Risque du prix de l'output

Les sources principales de la fluctuation du prix des marchés agricoles sont la variation de la demande et celle de l'offre. Du côté de la demande, un déplacement de la courbe de demande peut être causé par plusieurs facteurs. Le changement de goût du consommateur, l'importation des biens substitués et la perte de la confiance des consommateurs suite à des crises sanitaires sont des exemples de facteurs qui entraînent un déplacement de la courbe de la demande (Kahan, 2013).

Du côté de l'offre, la variation du coût de la production, les décisions de production réalisées par les agriculteurs en tant que groupe, les conditions météorologiques et tous les facteurs affectant le rendement de la production peuvent engendrer le déplacement de la courbe de l'offre.

Cependant, il est important de noter que les variations cycliques et saisonnières du prix ne constituent pas le risque du prix, ces fluctuations étant prévisibles (Kahan, 2013). La figure 4

présente le coefficient de variation de l'indice du prix mensuel des produits agricoles canadiens pour la période allant de 1985 à 2013 (2007 = 100).



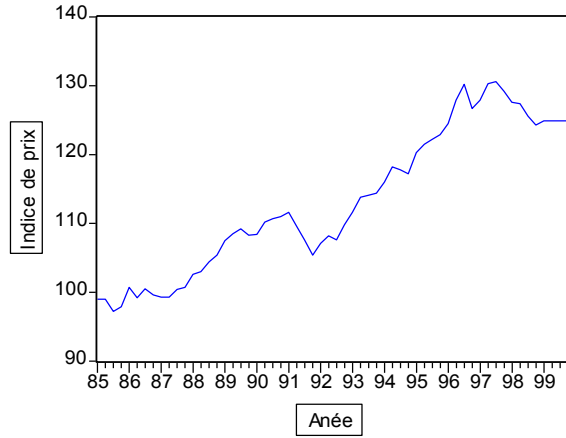
La figure 4 illustre que la volatilité est croissante pendant la période retenue. L'estimation du taux de la croissance annuelle du coefficient de la variation révèle la croissance la plus élevée de la volatilité en 1986. En revanche, on assiste à la baisse la plus élevée de la volatilité en 1991.

### 1.2.2 Risque du prix des intrants

Le risque du prix des intrants, en affectant le coût de la production, constitue une autre source de risque en agriculture. Les figures 5 et 6 présentent l'évolution de l'indice du prix des intrants (IPEA)<sup>4</sup> pour la période allant de 1985 à 2013.

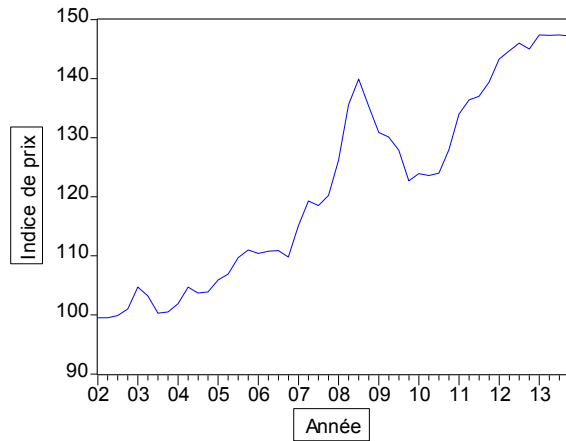
<sup>4</sup> Les indices des prix des entrées dans l'agriculture mesurent la variation des prix reçus pour les produits agricoles au premier point de transaction. Ces prix comprennent les suppléments et les primes qu'il est possible de rattacher à des produits particuliers, mais non les frais d'entreposage, de transport, de traitement et de manutention qui sont défalqués avant que l'agriculteur ne soit payé.

Figure5: Indice des prix des entrées dans l'agriculture  
Trimestriel(1986=100)  
1985-1999



Source: Statistique Canada  
Tableau 328-0001

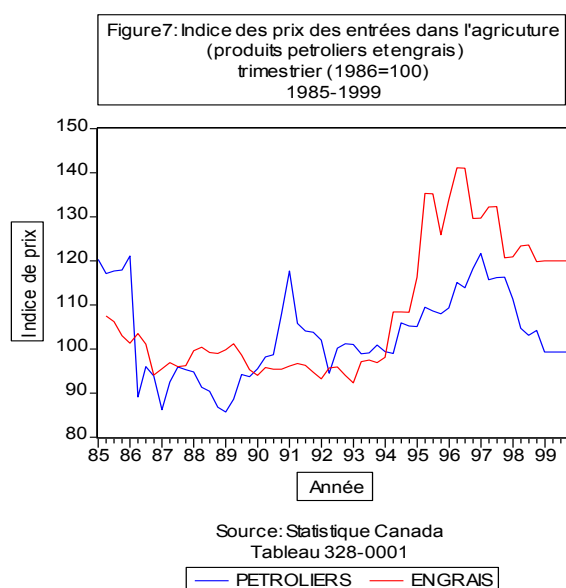
Figure6: Indices des prix des entrées dans l'agriculture  
trimestriel (2002=100)  
2002-2013



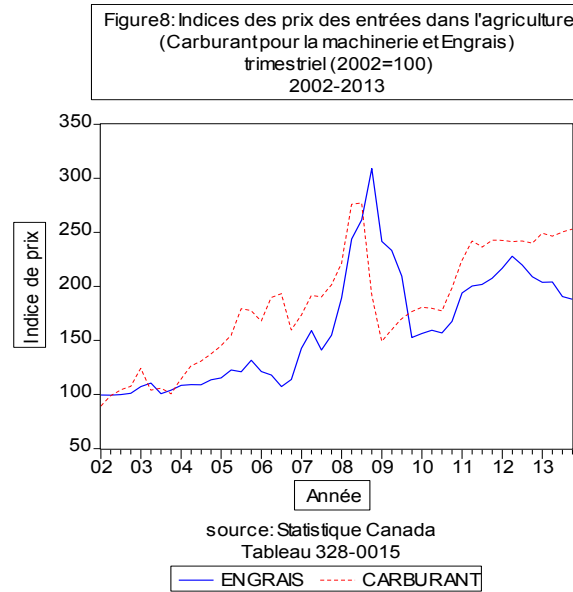
source: Statistique Canada  
Tableau 328-0015

Le calcul du coefficient de variation (CV) montre une dispersion des prix des intrants de 9 % entre 1985 et 1999 et de 14 % entre 2002 et 2013. En d'autres mots, on assiste à une plus grande volatilité dans la période la plus récente.

La volatilité du prix des intrants principaux (ex. les engrais) peut être expliquée par la fluctuation du prix du pétrole. En effet, étant donné que plusieurs intrants dans l'agriculture sont dérivés du pétrole, la variation de leur prix de va dans le même sens que le prix du pétrole (Chen et al., 2012). Les figures 7 et 8 présentent l'évolution de l'indice du prix des engrais et des produits pétroliers pour la période allant de 1985 à 2013<sup>5</sup>.



<sup>5</sup> Statistique Canada inclut seulement le carburant dans la catégorie des produits pétroliers au cours de 2002-2013.



Les variations des prix mondiaux, notamment concernant le gaz naturel, peuvent être expliquées comme autre source de la volatilité du prix des intrants principaux (ex. engrais) (Antón et al., 2011).

Les enquêtes effectuées auprès des agriculteurs indiquent que le risque du prix des intrants est moins important que le risque du prix de l'output (Coble et Barnett, 2008; Palinkas et Székely 2008). Plusieurs raisons peuvent expliquer cette perception. D'abord, le décalage entre la prise de décision de la production et l'achat des intrants est plus court que celui entre la prise de décision et la mise sur le marché de la production (Nijs, 2014). Ensuite, les prix des intrants sont corrélés positivement au prix des outputs. Autrement dit, l'augmentation des prix des inputs engendre une hausse du prix de l'output. Ainsi, comme un outil de gestion des risques, les produits agricoles sont souvent vendus sous forme de contrats. Ce type de contrats permet aux produits agricoles d'être vendus à un prix fixé à l'avance, ce qui diminue le risque d'un choc négatif du prix d'output pour les agriculteurs. Par conséquent, la production est moins vulnérable que les fluctuations du prix des intrants. Cependant, le travail empirique de Rude et Surry (2013) fournit des résultats contradictoires. En effet, ces auteurs relèvent que les effets du risque des intrants sur l'offre du secteur porcin canadien sont plus importants que les effets du risque du prix d'output<sup>6</sup>. Les auteurs ont expliqué cette contradiction par leur approche de modélisation utilisant une tendance stochastique. Le changement structurel dans le

<sup>6</sup> Le travail de Rude et Surry (2013) relève l'élasticité du prix des intrants comme étant moins significative, mais plus importante en ce qui a trait à la magnitude que celle du prix d'output

secteur de l'alimentation canadien (les intrants) pendant les deux dernières décennies (le changement dans la technologie d'alimentation, les programmes protectionnistes du transport des aliments, une hausse des prix des aliments suite à la production de l'éthanol) est capté par une tendance stochastique. Ce qui résulte à un niveau moins élevé de significativité pour les prix des aliments que le prix d'output. Cependant, une hausse au prix des aliments peut changer le profit du producteur en perte. C'est ce qui explique la sensibilité plus importante du producteur à la variation du prix des intrants qu'à celle du prix de l'output.

### 1.2.3 Risque du taux de change

Les productions peuvent être vendues sur le marché local ou étranger. Le taux de change est un déterminant du revenu du transformateur provenant du marché étranger. Par conséquent, l'incertitude du taux de change engendre un risque sur la recette totale des exportateurs.

Les 10 principaux partenaires commerciaux du Canada sont les États-Unis, le Royaume-Uni, la Chine, le Japon, le Mexique, l'Allemagne, les Pays-Bas, le Brésil, la Norvège et la Corée<sup>7</sup>. Les États-Unis sont le principal partenaire commercial du Canada du côté des exportations, avec une part atteignant 74,9 % en 2010<sup>8</sup>. Par conséquent, la variation du taux de change entre le dollar canadien et celui des États-Unis constitue une grande source de risque.

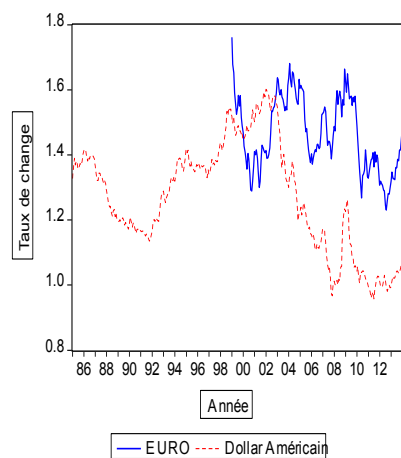
La figure 9 présente l'évolution du taux de change américain et européen en dollars canadiens.

---

<sup>7</sup>Statistique Canada : [http://www.international.gc.ca/economist-economiste/performance/state-point/state\\_2011\\_point/2011\\_5.aspx?lang=fra](http://www.international.gc.ca/economist-economiste/performance/state-point/state_2011_point/2011_5.aspx?lang=fra). Consulté le 14 octobre 2014.

<sup>8</sup>Statistique Canada : [http://www.international.gc.ca/economist-economiste/performance/state-point/state\\_2011\\_point/2011\\_5.aspx?lang=fra](http://www.international.gc.ca/economist-economiste/performance/state-point/state_2011_point/2011_5.aspx?lang=fra). Consulté le 14 octobre 2014.

Figure9: Taux de change étranger (Dollar Américain et Euro Européenne) en dollars canadiens 1985-2013



source: Statistique Canada  
Tableau 176-0064

Comme présenté dans la figure 9, « en 2011, en dépit de la volatilité importante des marchés, la valeur moyenne du dollar canadien a été supérieure à celle du dollar américain pour la première fois depuis 1976 » (Services économiques TD, 2012). Par contre, cette période n'a pas duré et on assiste à une dépréciation du taux de change canadienne après avril 2012.

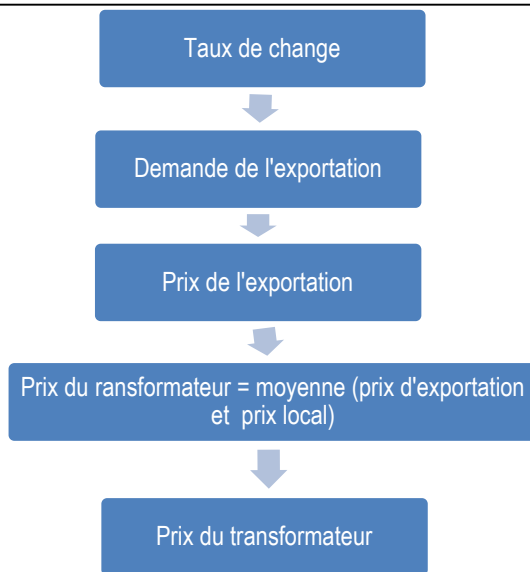
Le coefficient de variation du taux de change entre le dollar canadien et le dollar américain est de 13 %, alors qu'il est de 7 % pour le taux de change avec l'euro.

En outre, le risque du taux de change peut engendrer des fluctuations du prix. Comme mentionné ci-haut l'incertitude du taux de change engendre un risque sur la recette totale des exportateurs. Ce dernier nous permet de conclure que le risque du taux de change engendre le risque du prix pour transformateur<sup>9</sup>. La figure 10 présente le canal à travers lequel le risque du taux de change engendre le risque du prix.

<sup>9</sup>Le prix reçu par transformateur étant la moyenne du prix des produits vendus sur le marché local et celui des produits vendus sur le marché étranger.



Figure 10 : Impact du risque de taux de change sur le prix



Source : Par l'auteur

Comme présenté dans la figure 10, le taux de change affecte la demande d'exportation, ce qui à son tour a un impact sur le prix à l'exportation. Par conséquent, le prix au transformateur, qui est la moyenne pondérée du prix local et du prix d'exportation, sera affecté. Ainsi, toutes les variations du taux de change se répercutent sur la variation du prix reçu par transformateur.

#### 1.2.4 Risque associé aux changements de politiques gouvernementales

Le risque associé au changement de politiques gouvernementales est défini par la situation ou les changements non prévus de politiques qui modifient l'environnement d'investissement (Initiative et al., 2013). La politique gouvernementale pourrait être une source de risque pour les agriculteurs lorsqu'ils ne sont guère capables de prédire ces politiques. Le changement de politique peut affecter les différentes composantes du profit de l'agriculteur. À titre d'exemple, le changement aux politiques de soutien des prix affecte directement le prix, alors que le changement des paiements directs vers les firmes affecte le revenu de la firme. Bien que ces politiques pourraient stabiliser le prix ou le revenu, elles engendrent une nouvelle source du risque liée au changement futur des politiques

(Nogueira et al., 2012). Les subventions, les règles sur la qualité des aliments destinés à l'exportation, les règles pour l'élimination des déchets animaux et le niveau de paiements de prix ou de soutien du revenu sont des exemples de décisions prises par le gouvernement qui peuvent avoir un grand impact sur les activités agricoles (Kahan, 2013).

## **2 Évaluation des principaux risques**

Pour résumer, le risque de prix constitue le principal risque pour les agriculteurs. Les autres sources de risque ont tendance à être moins importantes que le risque de prix, mais il est possible qu'elles se manifestent sous la forme du risque de prix.

Bien que les agriculteurs s'emploient à gérer les risques en adoptant des pratiques particulières de production et de gestion financière, les programmes étendus des gouvernements sont des éléments importants permettant de réduire l'espace des risques gérés par les agriculteurs (Antón et al., 2011). Le programme d'assurance stabilisation des revenus agricoles est fourni dans le cadre des programmes gouvernementaux appliqués à la province de Québec afin de réduire l'aversion au risque des agriculteurs québécois. L'importance du risque du prix dans l'agriculture ainsi que l'application de programme ASRA au Québec nous ont amenée à nous concentrer sur l'effet de l'application de l'ASRA sur le comportement des agriculteurs québécois par rapport au risque.

En outre, les transformateurs ont la possibilité de fournir leurs produits dans les marchés local et étranger. Ces deux marchés envisagent les variations non identiques de la volatilité. Ceci peut mettre en cause la part de chaque marché dans l'offre totale du distributeur.

En 2007, le Québec a produit 722 338 tonnes de viande de porc, dont la consommation québécoise et l'exportation interprovinciale sont estimées respectivement à 189 691 et 195 266 tonnes. Par conséquent, l'industrie porcine québécoise est dépendante de l'exportation internationale, ce qui fait en sorte que, en 2007, 375 319 tonnes de production porcine québécoise a été exportée en dehors du Canada. Nous constatons ainsi que, en 2007, 2,9 % de la consommation québécoise a été satisfaite par l'importation (Asselin, 2010).

Notre travail, en utilisant les données concernant la production du porc dans la province de Québec et son exportation vers les États-Unis, examine l'effet du risque relatif sur l'offre relative du porc

québécois.

### 3 Objectifs de la présente thèse

Comme mentionné dans la section précédente, le prix est une source importante de risque en agriculture. Étant donné cette importance, dans cette thèse, nous analysons l'effet de la volatilité du prix sur (i) l'offre des producteurs concernant trois produits : le maïs grain, l'agneau et le porc au Québec et (ii) la préférence du transformateur porcin québécois lors de la répartition de ses ventes entre le marché étranger et le marché local.

Le premier chapitre de notre travail consiste en une revue de la littérature. Le deuxième chapitre consiste en l'analyse de l'effet du risque du prix sur l'offre de trois produits, à savoir le maïs grain, le porc et l'agneau dans la province de Québec. Cette étude évalue l'effet du risque du prix sur l'offre des produits susmentionnés dans deux situations d'économie : la situation où les prix sont prévisibles et la situation non prévisible de l'économie<sup>10</sup>. Ainsi, ce chapitre présente l'analyse de l'application du programme d'assurance stabilisation des revenus agricoles (ASRA) au Québec et comment cela affecte le comportement de la fonction de l'offre sur les prix ainsi que sur le risque du prix.

Le troisième chapitre présente l'effet du risque relatif de marché étranger par rapport au marché local sur l'offre relative des marchés. En d'autres mots, l'objectif de cette partie est d'analyser si la variation du risque relatif des marchés affecte la répartition de la production. Notre analyse concerne le secteur porcin québécois.

---

<sup>10</sup> La situation des prévisibilités des prix est définie comme une condition où les anticipations des prix sont égales aux prix réalisés. À l'inverse, la situation non prévisible d'économie est réalisée lorsque l'on assiste à l'écart entre les anticipations du prix et les prix réalisés.

## **Chapitre 1. Le risque en agriculture : analyse de la littérature**

Les agriculteurs envisagent de nombreux risques qui varient selon la condition géographique, le climat et le système d'exploitation. Parmi les différentes sources du risque, les agriculteurs des différents pays, dont le Canada, perçoivent le risque du prix comme la source la plus importante du risque dans l'agriculture. Pour cette raison, dans cette étude, nous focalisons sur le risque du prix.

Cette revue de la littérature est scindée en deux parties. Dans un premier temps, elle se concentre sur l'effet du risque du prix sur l'offre des produits agricoles. D'abord, elle mentionne des travaux théoriques précédents, leurs méthodes d'analyse et leurs conclusions. Ensuite, en nous référant aux travaux empiriques, nous décrivons la conclusion de chaque étude (en utilisant les différentes méthodologies) concernant l'effet du risque du prix sur l'offre des différents produits agricoles. Enfin, notre revue traite des modèles qui ont été développés afin d'incorporer le risque du prix dans la fonction de l'offre, ainsi que les différentes méthodes de modélisation des facteurs du risque. Ceci nous permettra de mettre en perspective les avantages et désavantages de chaque modèle.

Dans la deuxième partie de ce chapitre, nous nous concentrons sur l'effet du risque du prix sur le commerce international. Comme la première partie, d'abord, nous citons des travaux théoriques précédents, leurs méthodes d'analyse et leurs conclusions. Ensuite, nous décrivons la conclusion de ces études concernant l'effet du risque du prix sur le commerce international des différents produits agricoles. Enfin, en nous référant aux travaux empiriques, nous traitons des modèles qui ont incorporé le risque du prix dans la fonction d'exportation, ainsi que les différentes méthodes de modélisation des facteurs du risque.

### **1 Risque du prix et production**

Le risque du prix défini par l'écart entre le prix réalisé et le prix anticipé empêche le producteur de produire au niveau optimum et d'obtenir le profit maximum. La diminution de la production est une stratégie employée par le producteur afin de diminuer les pertes engendrées par le risque du prix.

## 1.1 Quelques éléments théoriques

Une des premières contributions sur les modèles intégrant l'incertitude dans les choix des producteurs est celle de Sandmo (1971) qui analyse les effets de l'incertitude des prix sur les décisions de production. Un producteur averse au risque produit une plus petite quantité en situation d'incertitude des prix qu'en situation de certitude. De manière plus récente, Dalal et Alghalith (2009) ainsi que Bobtcheff et Villeneuvey (2010) examinent deux sources d'incertitude, à savoir celle sur le prix de l'output et celle sur le prix des intrants de production. Pour ces auteurs, l'augmentation des risques de prix (intrants et outputs) devrait réduire la production. Alghalith (2010) analyse également l'impact de multiples sources d'incertitude et du degré d'aversion au risque sur la demande d'intrant, et plus précisément, le ratio optimal des intrants de production. En présence de multiples incertitudes, lorsque la firme a deux intrants substitués, la demande de chaque intrant est inférieure à son équivalent certain. Cela s'explique par le fait que l'incertitude touche à la fois le coût des intrants et le prix des outputs. Cependant, cette baisse est moindre lorsque l'incertitude touche uniquement le prix des intrants ou le prix de l'output. Par conséquent, quand l'aversion au risque augmente, la demande des deux intrants baisse simultanément. Par ailleurs, les sources de risques et d'incertitudes auxquelles la firme fait face peuvent être corrélées de telle sorte que l'information sur un risque peut donner indirectement une information sur une autre source de risques. Cette corrélation peut diminuer l'aversion au risque de la firme. Eeckhoudt et al. (2011) analysent le comportement d'un décideur qui est confronté à deux risques corrélés et ne peut obtenir des informations que sur un seul d'entre eux. L'intuition suggère que l'existence d'une corrélation élevée (en valeur absolue) entre les risques devrait augmenter la valeur totale des informations, car l'information sur un des risques peut donner indirectement de l'information sur l'autre (risque additif ou multiplicatif). Cette information peut aider à une meilleure prise de décision par l'investisseur. L'information d'une bonne météo, par exemple, donne une information directe sur la production future (supposée être bonne) et une information indirecte sur la baisse des prix du marché découlant d'une augmentation de l'offre globale. Cependant, l'information peut entraîner une diminution de la perception du risque par l'agriculteur (risque multiplicatif) et lui causer plus de pertes qu'une situation sans information. Par conséquent, comme le soulignent Bobtcheff et Villeneuvey (2010) ainsi que

Algalith (2010), la décision optimale est complexe en dépit de conditions d'optimisation à première vue intuitives.

## 1.2 Revue de la littérature empirique

### 1.2.1 Effet du risque du prix sur l'offre

Plusieurs auteurs, en utilisant différentes méthodes, ont examiné l'effet du risque de prix sur la production agricole. Deux dimensions du risque ont été captées par ces auteurs, à savoir les anticipations des prix et la volatilité des prix. Les travaux précédents révèlent l'effet négatif de la volatilité et les anticipations du prix des intrants ainsi que l'effet positif des anticipations du prix d'output sur la production.

Ryan (1977) a introduit un modèle linéaire simple qui comprend les variables représentant le risque du prix dans la production d'haricots pinto aux États-Unis. Ces variables sont le coefficient pondéré de la variation du prix d'haricots pinto, la valeur absolue de la covariance des prix d'haricots pinto et la betterave à sucre<sup>11</sup> et la déviation standard pondérée du prix d'haricots pinto de trois années. Ryan (1977), en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), a conclu que le risque est un facteur important dans la production d'haricots pinto et l'omission de la réponse au risque fausserait la réaction de l'offre par rapport aux variables explicatives.

Holt et Aradhyula (1990) ont utilisé deux modèles afin d'analyser l'effet du risque du prix sur la production du poulet aux États-Unis. Le premier modèle suppose que les prix suivent une forme autorégressive (AR). Dans ce modèle, la volatilité du prix est modélisée par le modèle hétéroscédasticité autorégressive conditionnelle généralisée (GARCH). Ainsi, les paramètres de la fonction d'offre ont été estimés par la méthode de l'Information Complète Maximum Vraisemblance (FIML). Le deuxième modèle utilise la méthode d'anticipation adaptative lors de la modélisation des anticipations ainsi que la volatilité du prix. Dans ce modèle, une méthode de maximum de vraisemblance a été utilisée lors de l'estimation des paramètres de la fonction d'offre. L'estimation des paramètres de la fonction d'offre à l'aide de la méthode FIML et du maximum de vraisemblance nous a permis d'arriver à une même conclusion quant à l'effet de la volatilité des prix sur la

---

<sup>11</sup> L'auteur a supposé la betterave à sucre et les haricots Pinto comme les biens compétitifs.

production. Ces auteurs ont conclu que la volatilité du prix des intrants (modélisée par le modèle GARCH ou par l'anticipation adaptative) a un effet significatif et négatif sur la production du poulet. À contrario, le prix anticipé de l'output a un effet positif sur la décision de la production. Autrement dit, les résultats de leur travail révèlent que le risque du prix est un facteur important dans la production du poulet.

Holt (1993) a analysé la réponse de la production de bœuf au risque du prix aux États-Unis. Il a modélisé la volatilité du prix par un modèle GARCH à moyenne (GARCH-M)<sup>12</sup>. Il a émis l'hypothèse que les anticipations du prix suivent la forme des anticipations rationnelles. L'auteur a utilisé le modèle à correction d'erreurs lors de l'estimation des paramètres de la fonction d'offre. Il a conclu que le risque du prix affecte positivement le prix de détail du bœuf ainsi que sa production à court terme.

Mbaga et Coyle (2003) ont utilisé le modèle général autorégressif avec retards distribués (modèle ARDL) afin d'analyser la réaction de la production du bœuf produit à la province de l'Alberta au Canada au risque du prix. Ces auteurs ont supposé des anticipations du prix égales au prix de la période précédente. Mbaga et Coyle (2003) modélisent la volatilité du prix comme le carré des erreurs de la prédiction. Ces auteurs ont conclu à un effet négatif de la volatilité du prix et à un effet positif du prix anticipé d'output sur la production du bœuf. Mbaga et Coyle (2003) indiquent l'importance de l'incorporation des facteurs du risque dans le modèle, car les résultats de leur travail montrent une réponse plus importante de la fonction d'offre (en magnitude et significativité) au prix anticipé dans les modèles incluant le risque que dans les modèles neutres au risque.

Rezitis et Stavropoulos (2008) ont vérifié l'effet du risque du prix sur la production du porc grec. L'estimation des paramètres du modèle GARCH asymétrique (utilisé lors de la modélisation de la volatilité du prix) montre l'effet négatif et symétrique des chocs dans le marché du porc. Autrement dit, ces auteurs ont conclu que les chocs positifs et négatifs entraînent le même effet dans le marché du porc. Par contre, utilisant la même approche, Rezitis et Stavropoulos (2010) montrent que les chocs négatifs engendrent plus de volatilité dans le marché du bœuf que les chocs positifs de la même magnitude. Selon ces auteurs, l'effet négatif de l'asymétrie des chocs est justifié par la

---

<sup>12</sup> GARCH in mean.

position instable des producteurs sur le marché du bœuf. Rezitis et Stavropoulos (2008, 2010) supposent des anticipations du prix ayant une forme autorégressive et utilisent la méthode FIML afin d'estimer les paramètres de la fonction d'offre.

Rude et Surry (2013) ont analysé l'effet de deux sources de risques (le risque du prix d'output et le risque du prix des intrants) sur la production du porc dans quatre provinces, soit l'Alberta, le Manitoba, l'Ontario et le Québec. Selon ces auteurs, les anticipations du prix suivent une forme autorégressive. Les résultats de leur travail montrent que l'offre réagit positivement par rapport au prix anticipé d'output. À l'inverse, le prix anticipé des intrants a un effet négatif sur la production du porc. Ces auteurs ont modélisé la volatilité du prix par un modèle GARCH. Les paramètres de la fonction d'offre ont été estimés par une approche espace-état. Cette approche permet d'incorporer l'effet des composantes non observables dans le modèle. Ce travail ne permet pas d'analyser l'effet du risque du prix d'output sur la production du secteur porcin québécois puisque les prix du Québec n'affichent pas l'effet ARCH. En outre, les résultats attestent un effet négatif de la volatilité du prix de l'output et de celle du prix de l'intrant sur la production porcine des autres trois provinces canadiennes à l'étude.

### 1.2.2 Fonction d'offre des producteurs

En raison du décalage entre la décision de production et sa réalisation, plusieurs chercheurs tels Rezitis et Stavropoulos (2008, 2010) ainsi que Holt et Aradhyula (1990) ont exprimé l'offre des produits agricoles comme étant établie en fonction du prix anticipé de l'output. Pour ces auteurs, la prise de décision concernant le niveau de production se fait en même temps que l'achat des intrants. Par conséquent, le producteur n'envisage aucun risque au niveau du prix des inputs. Le décalage entre le démarrage de la procédure de production (et donc l'achat des intrants) et la réalisation de la production justifie, pour ces auteurs, l'incorporation du prix retardé des inputs dans leur modèle<sup>13</sup>. Dans leurs travaux, les auteurs utilisent la volatilité du prix de l'output afin de capter l'effet du risque sur l'offre des produits agricoles.

D'autres groupes de chercheurs, comme Dalal et Alghalith (2009) et Rude et Surry (2013), mettent l'accent sur le rôle des anticipations des prix des intrants et celui d'outputs dans la maximisation de

---

<sup>13</sup> Pour ces auteurs, le retard du prix dépende du cycle de la production.



l'utilité espérée du profit<sup>14</sup> du producteur. Ils examinent deux sources d'incertitude, à savoir celle sur le prix de l'output et celle sur le prix des intrants de production.

Les travaux susmentionnés sont unanimes sur la nécessité d'incorporer une variable de tendance qui capte l'effet des progrès techniques dans le modèle. Rezitis et Stavropoulos (2008, 2010) ont introduit une variable de tendance déterministe afin de capter l'effet d'un éventuel progrès technologique. Ce qui conduit à la spécification suivante :

$$(0) \quad y_t = \alpha + \beta \cdot t + \gamma \cdot x_t^- + \varepsilon_t$$

Où :

$y_t$  : Variable dépendante

$t$  : Variable de temps

$x_t^-$  : Vecteur des variables exogènes

$\varepsilon_t$  : Terme d'erreur avec  $\varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$

L'incorporation de la tendance déterministe dans le modèle ne permet pas aux chocs d'avoir un impact permanent sur les évolutions futures de la série<sup>15</sup>. Cependant, Rude et Surry (2013) ont conclu que l'introduction des composantes non observables déterministes, malgré qu'elles soient stochastiques, résulte des fausses inférences. Ce problème peut apparaître lorsque les variables ne sont pas stationnaires. Cela pourrait induire une régression fallacieuse quand bien même que le coefficient de détermination  $R^2$  soit fortement élevé. Ainsi, les coefficients estimés ne seront pas à variance minimale, bien que sans biais.

---

<sup>14</sup> Dalal et Alghalith (2009) ont défini le prix effectif comme la cumulation de la moyenne du prix et sa déviation standard (une variable captant l'effet du risque du prix). Rude et Surry (2013) ont utilisé l'approche de la maximisation en équivalent certain du profit comme une approche équivalente de la maximisation d'utilité espérée du profit.

<sup>15</sup> Autrement dit,  $\varepsilon_t$  n'a aucun effet sur  $y_{t+1}$ .

La modélisation avec une tendance stochastique offre une alternative de spécification. Elle consiste à différencier les variables avant d'effectuer la régression. Dans la plupart des cas, cela permet d'avoir les variables stationnaires en différence première suivant une marche aléatoire avec dérive ( $\delta$ )<sup>16</sup>.

$$(0) \quad y_t = \delta + \gamma x_t^- + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où:

$y_t$  : Variable dépendante

$x_t^-$  : Vecteur des variables exogènes

$\varepsilon_t$  : Terme d'erreur avec  $\varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$

L'équation (0) peut se réécrire comme :

$$(0) \quad \Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \delta + \gamma x_t^- + \varepsilon_t$$

Avec  $\Delta$ : différence.

Pour la période t-1, on a :

$$(0) \quad \Delta y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2} = \delta + \gamma x_{t-1}^- + \varepsilon_{t-1}$$

En combinant les équations (0) et (0), on a :

$$(0) \quad y_t = \delta + \gamma x_t^- + \delta + \gamma x_{t-1}^- + y_{t-2} + \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}$$

Par itérations des périodes passées, on obtient :

---

<sup>16</sup> Une marche aléatoire est une procédure de modèle autorégressive de degré 1 (AR (1)) dans lequel le coefficient de valeur retardé de variable est égal à 1.

$$(0) \quad y_t = t \cdot \delta + \gamma \sum_i x_{t-i}^- + \sum_i \varepsilon_{t-i} + y_0$$

« L'équation (0) présente une partie déterministe ( $t \cdot \delta$ ) qui représente la tendance à long terme. La partie stochastique du processus apparaît comme le cumul des innovations passées ( $\sum_i \varepsilon_{t-i}$ ). Autrement dit, le processus conserve en mémoire de manière infinie et persistante les innovations antérieures » (Hurlin, consulté le 14 octobre 2014)<sup>17</sup>. Par conséquent, l'approche de modélisation à tendance stochastique permet aux chocs d'avoir un effet non seulement transitoire, mais également permanent sur la variable.

Étant donné les avantages de l'approche de modélisation utilisant une tendance stochastique, Rude et Surry (2013) utilisent des modèles structurels tels que proposés par Harvey (1989) et qui permettent à des composantes non observables du modèle de varier de façon aléatoire dans le temps (Andrews, 1994). Ces modèles utilisent le filtre Kalman (1960) afin d'estimer les composantes non observables du modèle. Le filtre Kalman corrige les erreurs de prédiction en actualisant les informations du système à chaque période (Rude et Surry, 2013).

### 1.2.3 Méthodes de la modélisation du risque du prix

#### 1.2.3.1 Anticipation du prix

Une approche relativement simple de formation des anticipations du prix est celle adoptée par Rude et Surry (2013), Holt et Aradhyula (1990), Holt et Moschini (1992), Reztis et Stavropoulos (2008, 2010) qui consiste à utiliser une procédure autorégressive (AR). En d'autres mots, dans leurs travaux, les anticipations du prix à la période  $t$  ( $P_t^e$ ) s'expliquent par une fonction des prix réalisés aux périodes précédentes, tel que suggéré par l'équation (0) :

$$(0) \quad P_t^e = b_0 + b_1 P_{t-1} + \dots + b_n P_{t-n}$$

Les paramètres du vecteur  $b = (b_0, \dots, b_n)$  représentent les poids du prix de chaque période dans la formation des anticipations du prix de la période  $t$ .

<sup>17</sup> <http://www.e-campus.uvsg.fr/claroline/backends/download.php?url=L0NvdXJzL0NoYXA2LnBkZg%3D%3D&cidReset=true&cidReq=ECONOM> et [http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/CoursSeriesTemp\\_Chap2.pdf](http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/CoursSeriesTemp_Chap2.pdf)

Les anticipations naïves ou statiques sont une des approches de formation des anticipations du prix utilisées dans les études antérieures. Les anticipations naïves peuvent être vues comme une forme spéciale du modèle AR(1) (sans ordonnée à l'origine) dans laquelle le coefficient de prix retardé (Coefficient  $b_1$  dans l'équation (0)) prend la valeur de 1 :

$$P_t^e = P_{t-1}$$

L'autre approche de la formation des anticipations du prix est le modèle d'anticipation adaptatif de Nerlove (1958). Cette approche suppose que les agents corrigent une proportion de leur erreur des anticipations des périodes précédentes :

$$p_t^e = p_{t-1}^e + \lambda(p_{t-1} - p_{t-1}^e)$$

Lorsque les erreurs sont parfaitement corrigées, les variables prennent les valeurs suivantes : ( $\lambda = 1$ ) et  $p_t^e = p_{t-1}$ . Par conséquent, dans le cas où les prix sont sur une tendance à la hausse ( $p_t > p_{t-1}$ ), les prix anticipés sont toujours inférieurs aux prix réalisés ( $p_t^e \leq p_{t-1} < p_t$ ). Le contraire est observé dans la situation où les prix sont sur une tendance à la baisse.

De leur côté, Aradhyula et Holt (1989) ont utilisé un modèle dans lequel les anticipations du prix suivent la forme d'anticipations rationnelles. La méthode des anticipations rationnelles présentée par Muth (1961) suppose que les agents, en se basant sur les informations passées, forment les anticipations les moins biaisées par rapport à la réalité. Les erreurs de prédiction sont justifiées par la nature aléatoire de l'économie. Ce modèle est basé sur l'équilibre des marchés des biens et suppose une égalité entre la demande et l'offre (Antonovitz et Green, 1990). Ce modèle exige l'utilisation d'informations sur les principaux déterminants de la demande, tels que le revenu, le prix des produits substitués et complémentaires, etc.

### 1.2.3.2 Volatilité du prix

Plusieurs modèles de séries chronologiques (ex. les modèles autorégressifs [AR], les modèles moyenne mobile [MA], les modèles autorégressifs à moyenne mobile [ARMA] et les modèles autorégressifs à moyennes mobiles intégrées [ARIMA]) ont été utilisés afin de générer des variables de risque. Ces modèles supposent que la variance conditionnelle et celle non conditionnelle sont

invariables dans le temps (Holt et Aradhyula, 1990). Les études empiriques portant sur le secteur agricole montrent que ce n'est pas toujours le cas (voir Reztis et Stavropoulos, 2008, 2010; Holt et Moschini, 1992; Holt et Aradhyula, 1990; Antonovitz et Green, 1990). La faiblesse de ce type de modèles a amené les chercheurs à proposer d'autres approches, notamment celles se basant sur l'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCH). Ce modèle permet à la variance conditionnelle (volatilité) de varier dans le temps. Le modèle ARCH utilise l'ensemble des informations disponibles afin de former les anticipations du prix. Cet ensemble d'informations comprend les réalisations passées des variables explicatives de la volatilité.

Étant donné la capacité du modèle ARCH à prédire la volatilité, une forme généralisée de ce modèle (le modèle GARCH) a été utilisée par plusieurs auteurs. Aradhyula, et Holt (1989), Holt et Aradhyula (1990), Holt et Moschini (1992), Reztis et Stavropoulos (2008, 2010), Rude et Surry (2013) sont des exemples d'applications dans le secteur agricole. La procédure GARCH utilise non seulement les valeurs passées des variables explicatives du modèle, mais également la volatilité des périodes précédentes, le carré des erreurs de prévision et un terme constant.

Bien que le modèle GARCH ait été reconnu comme étant un modèle efficace de mesure de la volatilité, un problème lié à la potentielle asymétrie de la distribution des données apparaît dans ce modèle. En effet, le modèle GARCH ne capte pas l'asymétrie de la volatilité, car le terme d'erreur qui représente les chocs du prix apparaît au carré dans le modèle (Reztis et Stavropoulos, 2010). Ce problème a amené quelques chercheurs, comme Reztis et Stavropoulos (2010), à utiliser un modèle GARCH asymétrique<sup>18</sup>. Ce modèle, en ajoutant un terme d'erreur non carré, résout le problème d'asymétrie<sup>19</sup>. Le tableau1 présente un résumé de la revue de la littérature concernant l'effet du risque du prix sur la production.

---

<sup>18</sup> Plusieurs types de modèle Garch sont en mesure de capter l'effet asymétrique des chocs, dont le modèle GARCH quadratique(QGARCH), le modèle GARCH de Glosten-Chris Hughton-Runkle (GJR-GARCH), le modèle GARCH de Threshold (TGARCH), le modèle simple GARCH asymétrique (SAGARCH) et le modèle GARCH non linéaire(NGARCH).

<sup>19</sup> Le terme d'erreur qui n'apparaît pas au carré permet aux chocs positifs et négatifs d'avoir les effets différents sur la volatilité.

Tableau 1 : Synthèse de la littérature concernant l'effet du risque du prix sur la production							
Auteurs	Production	Variable représentant le risque du prix	Méthode de la modélisation de l'anticipation du prix	Méthode de la modélisation de la volatilité du prix	Méthode de l'estimation des paramètres	Effet du risque sur la production	Tendance
Holt et Aradhyula(1990)	poulet	Variance conditionnelle	AR- Anticipation adaptive	GARCH- Anticipation adaptive	FIML- Maximum de vraisemblance	Négative	déterministe
Holt et Moschini (1992)	Sow naissance	Variance conditionnelle	AR	GARCH à moyenne	Estimateur non paramétrique de Kernel	Négative	déterministe
Rezits et Stavropoulos (2008)	porc	Variance conditionnelle	AR	GARCH	FIML	Négative	déterministe
Rezits et Stavropoulos (2010)	boeuf	Variance conditionnelle	AR	GARCH Asymétrique	FIML	Négative	déterministe
Rude et Surry (2013)	porc	Variance conditionnelle	AR	GARCH	FIML	Négative	stochastique

## 2 Risque du prix et commerce international

Le revenu des industries exportatrices est composé du revenu provenant du marché extérieur et celui qui se réalise sur le marché local<sup>20</sup>. La fluctuation du prix des produits exportés est un facteur affectant le revenu du transformateur. Le prix des produits exportés reçu par le transformateur apparaît comme le prix d'exportation pondéré par le taux de change. C'est ainsi que la variation du prix des produits exportés pourrait être sujette à la fluctuation du prix d'exportation et/ou à la fluctuation du taux de change.

### 2.1 Quelques aspects théoriques

De nombreux travaux ont examiné l'effet de la volatilité du taux de change sur le commerce extérieur. Cependant, ces études ne font pas consensus sur l'accroissement ou la contraction du commerce suite à une hausse de la volatilité du taux de change. Certains auteurs, comme Clark (1973), Cushman (1983), Perée et Steinherr (1989), Demers (1991), Chowdhury (1993), Gagnon (1993), Wolf (1995) ainsi que Arize (1995), ont conclu à un effet dissuasif de la volatilité du taux de change sur le commerce extérieur.

D'autres auteurs, à l'instar de Franke (1991), concluent qu'une relation positive existe entre la volatilité du taux de change et l'exportation. Franke (1991) part de l'hypothèse selon laquelle la décision d'exportation de la firme dépend du profit à l'exportation. Le profit est à son tour déterminé par les flux nets de trésorerie<sup>21</sup>, soit le revenu déduit du coût de production et du coût à l'entrée ou à la sortie du marché international. Cet auteur conclut qu'une forte volatilité du taux de change entraîne une hausse plus importante de la valeur présente des flux de trésorerie qu'une hausse au coût à l'entrée ou à la sortie du marché. C'est ce qui explique pourquoi le risque de taux de change entraîne une expansion de l'exportation. C'est aussi la même conclusion que partagent Broll et Eckwert (1999), Dellas et Zillberfarb (1993) et Sercu et Vanhulle (1992) dans leurs travaux.

De Grauwe (1988) a conclu que la réaction des exportations à la volatilité du taux de change dépend du degré d'aversion au risque du transformateur. Ses travaux montrent que les exportateurs

---

<sup>20</sup> On suppose que les produits destinés au marché local et au marché extérieur sont substituables.

<sup>21</sup> Net cash flow

suffisamment averses au risque augmentent leurs exportations suite à une hausse à la volatilité du taux de change. En revanche, les exportateurs sujets à un faible degré d'aversion au risque réduisent le volume d'exportation en réponse à l'augmentation de la volatilité du taux de change. L'ambiguïté de l'effet de la volatilité du taux de change sur le commerce extérieur rend moins évidente la conclusion portant sur l'effet du risque du prix sur le commerce extérieur.

Bonroy et al. (2007) ont analysé l'effet du risque du prix d'exportation évalué en dollars canadiens sur le volume de l'exportation. Analysé sous cet angle, le modèle permet de vérifier à la fois l'effet de la volatilité de taux de change et les prix d'exportation sur le volume d'exportation.

Les résultats révèlent l'ambiguïté de l'effet de la volatilité liée au prix sur l'exportation. Ces auteurs ont conclu que le gain d'exportation pourrait se réaliser au moyen d'un minimum de prise de risque lié à la volatilité du prix des exportations. Si le transformateur est assez motivé pour offrir ses produits dans le marché extérieur, la volatilité du prix des exportations affecte négativement le volume d'exportation. Selon Bonroy et al. (2007), l'exportation peut être affectée positivement par la volatilité du prix. Ils ont expliqué que, dans le cas où le niveau des prix réalisés descend loin en dessous de sa valeur anticipée, la volatilité de prix engendre un revenu anticipé plus élevé. Par conséquent, l'augmentation des prix anticipés d'exportation augmente le volume d'exportation.

## **2.2 Quelques aspects empiriques**

### **2.2.1 Effet du risque du prix sur le commerce international**

Le risque du prix reçu par le transformateur - suite à la vente des produits sur le marché étranger - relève du risque du taux de change ainsi que du risque du prix de l'exportation. Plusieurs auteurs ont analysé l'effet du risque du taux de change sur l'exportation (Zelekha et Bar-Efrat, 2011; Wang, Barrett, 2007; Bahmani-Oskooee et Ltaifa, 1992), mais leurs travaux n'intègrent pas l'effet du risque des prix sur l'exportation. Le risque des prix à l'exportation est un déterminant important de la décision d'exportation dans la mesure où les petites économies ne sont guère capables d'influencer les prix mondiaux.



Les études précédentes n'ont pas toutes les mêmes conclusions concernant l'effet de la volatilité du taux de change sur le commerce international. Bien que la majorité des études présente une relation négative entre la volatilité du taux de change et l'exportation (May, 2010; Kandilov, 2008; Wang et Barret, 2007; Aqeel et Nishat, 2006; Poon et al., 2005; Choudhry, 2005; Sukar et Hassan, 2001; Arize et al., 2000; Thursby et Thursby, 1987), il y a quelques évidences empiriques qui montrent l'existence d'une relation positive entre la volatilité du taux de change et l'exportation (Asseery et Peel, 1991; Klein, 1990).

La littérature sur l'effet de la volatilité du prix sur l'exportation n'est pas très abondante. Bonroy et al. (2007), dans l'application empirique de leur modèle théorique, ont analysé l'effet du risque du prix d'exportation converti à la monnaie nationale canadienne sur l'exportation du porc vers les États-Unis et le Japon. Les auteurs ont conclu à l'effet négatif de la volatilité sur l'exportation vers le Japon. Cependant, les résultats révèlent l'effet positif de la volatilité à l'exportation vers les États-Unis lorsque le niveau de la volatilité n'est pas élevé. À partir d'un certain niveau de volatilité du prix, l'effet négatif de la volatilité sur l'exportation vers les États-Unis est évident.

En outre, la littérature atteste que la variation du prix d'exportation suit celle du taux de change (Faruqee et Clark, 1997; Lai et Joseph, 2010; Larue et al, 2010). Cependant, selon la théorie du prix en fonction des marchés<sup>22</sup>, les exportateurs stabilisent le prix de leurs produits exportés en envisageant la variation du taux de change (Krugman, 1986). Par conséquent, l'effet majoré des changements de taux de change est transmis au prix à l'importation et le changement au prix d'exportation suite à la variation de taux de change est très faible (Lai et Joseph, 2010). De plus, selon cette littérature, la volatilité du taux de change entre les différents partenaires commerciaux explique la discrimination du prix en commerce international (Gagnon et Knetter, 1990; Bergin, 2003).

---

<sup>22</sup> Pricing to market (PTM)

## 2.2.2 Méthodes d'estimation de la fonction de l'exportation

Dans cette section, nous nous concentrons sur une révision des différentes méthodes d'estimation des paramètres de la fonction de l'exportation (incluant le risque du prix et le risque du taux de change) et expliquons leurs avantages et leurs faiblesses.

La littérature contient plusieurs études qui ont utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) afin d'analyser l'effet du risque sur le commerce international (Thursby et Thursby, 1987; Bahmani-Oskooee, 1991; Kumar, Dhawan, 1991; Bahmani-Oskooee et Ltaifa, 1992). Kandilov (2008) ainsi que Brada et Méndez (1988) ont utilisé le modèle de gravité, dont l'estimation des paramètres a été basée sur la méthode MCO. Ce modèle prédit les flux commerciaux bilatéraux en fonction de la taille des économies (produit intérieur brut) ainsi que la distance entre les deux partenaires commerciaux. Le modèle a été utilisé pour la première fois par Tinbergen en 1962 et est très utilisé en littérature empirique du commerce international.

Les études plus poussées ont relevé l'inefficacité de la méthode MCO pour l'analyse de l'effet de la variation du taux de change sur le commerce international. Cette inefficacité est justifiée par l'absence de la stationnarité des variables qui induit un problème de corrélation factice dans le modèle. Cette faiblesse de la méthode MCO a amené des chercheurs à utiliser le modèle à correction d'erreurs (ECM) (Aqeel, Nishat, 2006; Poon et al., 2005; Choudhry, 2005; Arize et al., 2000). Le modèle à correction d'erreurs est un système dynamique dans lequel l'écart entre l'état actuel d'une variable et sa relation de long terme est incorporé dans sa dynamique à court terme (Alupoaiei, Hrebenciuc et Săndică, 2013). Cette approche est utile pour estimer à la fois les effets à long terme et ceux à court terme entre plusieurs séries chronologiques. Les modèles à correction d'erreurs sont des modèles utiles lorsque les données sont co-intégrées. Ils peuvent également être utilisés lorsque les données sont stationnaires (Keele et De Boef, 2004). Ces modèles intègrent la vitesse d'ajustement à l'équilibre lorsqu'une variable diffère de sa valeur à l'équilibre à long terme.

Wang et Barrett (2007) ont utilisé la méthode du maximum de vraisemblance à information complète (FIML) afin d'examiner l'effet de la volatilité du taux de change sur les exportations. Cette méthode a été utilisée afin d'éviter les problèmes d'inefficacité des paramètres estimés, engendrés par la modélisation de la volatilité par le modèle GARCH (Pagan, 1984). La méthode FIML permet

d'estimer les paramètres de l'équation d'exportation, l'équation du taux de change et l'équation de la volatilité du taux de change simultanément. En effet, l'évaluation séquentielle du modèle affecte l'estimation des paramètres et leurs déviations standards, ce qui engendre globalement de moins bons résultats (Wang et Barrett, 2007).

Bonroy et al. (2007) ont utilisé la méthode de régression apparemment sans relation (SUR)<sup>23</sup> lors de l'estimation des paramètres du modèle. Leur modèle est composé de deux équations, à savoir les exportations vers les États-Unis et celles vers le Japon, qui sont exprimées en fonction de l'exportation de la période précédente, des prix courants des exportations, du prix retardé d'exportation sur l'ensemble de destinations et de la volatilité retardé du prix d'exportation sur l'ensemble de destinations.

Klein (1990) a utilisé les données en coupe transversale commune afin d'analyser les effets de la volatilité du taux de change réel sur les proportions des exportations bilatérales de neuf catégories de marchandise américaine vers les sept grands pays industrialisés.

## 2.2.3 Méthodes de la modélisation du risque du prix d'exportation

### 2.2.3.1 Volatilité relative des prix

La fluctuation du prix des produits exportés, reçue par le transformateur, incorpore à la fois la fluctuation du taux de change et la volatilité des prix des exportations. L'essentiel de la littérature est focalisé sur l'effet de la volatilité du taux de change sur les exportations.

Hooper et Kohlhagen (1978) ont analysé l'effet du risque du taux de change sur le commerce entre l'Allemagne et les États-Unis. Les auteurs ont modélisé la mesure de risque de taux de change par la valeur absolue de la différence entre le taux au comptant et celui à terme :

$$(0) \quad V_t = \sum_{i=1}^n |f_{t-1} - e_t|/n$$

Où :

---

<sup>23</sup> Seemingly Unrelated Regression.

f : taux au comptant<sup>24</sup>

e : taux à terme<sup>25</sup>

n : période d'estimation

D'autres groupes de chercheurs, comme Thursby et Thursby (1985) et Bailey et al. (1986), ont modélisé la volatilité du taux de change par la variation absolue en pourcentage du taux de change :

$$(0) \quad V_t = |e_t - e_{t-1}| / e_{t-1}$$

Où :

e : taux de change au comptant

V : volatilité du taux de change

Thursbay et Thursbay (1987) ont utilisé la variance du taux de change au comptant autour de sa tendance prédite comme une mesure de la volatilité. Dans leur travail, la tendance est estimée à partir de :

$$(0) \quad \ln e_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t$$

Bahmani-Oskooee (1991) et Bahmani-Oskooee et Ltaifa (1992) ont analysé l'effet de la volatilité du taux de change sur le commerce international de quelques pays en développement. À cet effet, ils ont utilisé la mesure d'écart-type des pourcentages de variation trimestriels du taux de change réel effectif au cours des huit trimestres précédents.

Poon et al. (2005) ont utilisé l'écart-type mobile simple de la croissance du taux de change effectif réel<sup>26</sup> comme la mesure de la volatilité du taux de change. Cette mesure présentée par l'équation (0)

---

<sup>24</sup> Le taux au comptant est utilisé pour les achats et les ventes immédiats de devises.

<sup>25</sup> Le taux à terme est utilisé pour les opérations de change à une date d'échéance future.

<sup>26</sup> Le taux de change effectif est mesuré comme la somme pondérée des taux de change avec les différents partenaires commerciaux et concurrents (Ghadban, 2013).

a été choisie par ces auteurs étant donné que la moyenne mobile lisse la persistance de la mesure de risque :

$$(0) \quad V_t = \left[ (1/m) \sum_{i=1}^m (Z_{t+i-1} - Z_{t+i-2})^2 \right]^{1/2}$$

Où

V : volatilité du taux de change

Z : log du taux de change réel

m : ordre de la moyenne mobile

Arize et al. (2000) et Aqeel et Nishat (2006) ont utilisé la même mesure de la volatilité du taux de change que Poon et al. (2005). Selon Arize et al. (2000) et Aqeel et Nishat (2006), la similarité de cette mesure à celles existant dans la littérature de la volatilité du taux de change ainsi que dans celle du commerce internationale fait partie de ses avantages d'utilisation.

Kumar et Dhawan (1991) ont analysé l'effet de la volatilité du taux de change sur les exportations du Pakistan. À cet égard, les auteurs ont utilisé plusieurs mesures de la volatilité du taux de change telles que la déviation standard intertemporelle, la moyenne mobile de la déviation standard, le coefficient de la variation et la mesure de Gini de la différence par rapport à la moyenne<sup>27</sup> des taux de change nominal et réel. La mesure de Gini de la différence à la moyenne (G) des deux variables  $x_i$  et  $x_j$  est définie comme la suivante :

$$(0) \quad G = 2 \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |x_i - x_j| / n(n-1)$$

---

<sup>27</sup> Gini's mean difference.

Avec  $n$  : nombre des variables

Kandilov (2008) a vérifié l'effet de la volatilité du taux de change sur le commerce agricole des membres du G-10<sup>28</sup>. L'existence de l'effet GARCH significatif dans les données de taux de change a amené l'auteur à utiliser le modèle GARCH afin de modéliser la volatilité du taux de change. Le travail de Choudhry (2005) est un autre exemple de la modélisation de la volatilité du taux de change par le modèle GARCH.

Wang et Barrett (2007) ont utilisé trois modèles lors de l'estimation de l'effet de la volatilité du taux de change sur les exportations de Taiwan vers les États-Unis. Ces modèles sont le modèle AR (1), le modèle GARCH (1,1) et le modèle GJR-GARCH (1,1). Le modèle GJR-GARCH (p,q), introduit par Glosten et al. (1993), capte l'effet d'asymétrie des chocs. Ce modèle incorpore une variable constituée de la multiplication d'une variable muette et le carré des chocs. La variable muette prend la valeur de 1 lorsque les chocs sont négatifs et la valeur de 0 en cas de chocs positifs.

May (2010) a utilisé quatre modèles afin de modéliser la volatilité du taux de change. Ces modèles sont l'écart-type mobile simple de la croissance du taux de change effectif réel, le modèle ARMA (5,4) aux données mensuelles de taux de change réel, le modèle ARIMA (2, 1,3) aux données quotidiennes de taux de change réel, et le modèle GARCH (1,1).

Plusieurs chercheurs ont modélisé la fluctuation des prix d'exportation. En effet, Bonroy et al. (2007) ont modélisé la volatilité du prix d'exportation en monnaie nationale en utilisant l'écart-type mobile simple de la croissance du taux de change effectif réel. Leur modèle théorique suggère la possibilité d'une relation non linéaire entre la volatilité et l'exportation. Leur modèle empirique, qui utilise des données de l'industrie porcine canadienne, confirme les résultats théoriques. En utilisant le modèle de seuil de Tsay (1998) et l'approche d'estimation flexible de Hamilton (2001), l'hypothèse de l'existence d'une relation linéaire entre la volatilité du taux de change et l'exportation a été rejetée.

La comparaison entre la volatilité des marchés étranger et intérieur exige l'utilisation d'une méthode identique de la formation de la volatilité sur les deux marchés. Étant donné l'ambiguïté de l'effet du

---

<sup>28</sup> Le Groupe des dix (G10) est, contrairement à ce que son nom laisse entendre, un groupement informel de onze pays. Ce groupe est né dans les années 1960 et avait pour but, à l'origine, de fournir des ressources supplémentaires (les accords généraux d'emprunt, puis les nouveaux accords d'emprunt) au Fonds monétaire international.

taux de change - et donc de celui du prix des produits exportés - sur le commerce international, il n'existe pas de consensus sur la meilleure mesure de la volatilité du taux de change (la volatilité du prix des produits exportés) (Kandilov, 2008). Par conséquent, toutes les méthodes de la modélisation de la volatilité du taux de change, et celles de la volatilité de prix d'exportation, peuvent être utilisées afin de former la volatilité des prix locaux.

### 2.2.3.2 Formation des anticipations des prix

Les anticipations des variables risquées sont formées à partir de la réalisation passée de ces variables. Pour cette raison, les différents auteurs ont utilisé les modèles autorégressifs afin de former les anticipations des variables risquées. Dans les modèles autorégressifs, les anticipations d'une variable ( $P_t^e$ ) s'expliquent par leurs valeurs réalisées au cours des périodes précédentes.

$$P_t^e = b_0 + b_1P_{t-1} + \dots + b_nP_{t-n}$$

Les paramètres à estimer sont le vecteur  $b = (b_0, \dots, b_n)$  qui représente les poids de chaque période dans la formation des anticipations du prix.

Plusieurs modèles incluant les valeurs retardées des variables s'exonèrent d'incorporer les anticipations. À titre d'exemple, les modèles à correction d'erreurs en incorporant les valeurs retardées des variables se trouvent à inclure les anticipations des prix (voir par exemple Bonroy et al., 2007). Le tableau 2 présente les différentes méthodes de l'analyse de l'effet du risque du prix sur le commerce international. L'importance du risque du prix (comme mentionné dans l'introduction) ainsi que son effet ambigu sur le commerce international exigent la réalisation de travaux empiriques afin d'analyser l'effet du risque du prix sur la production et l'offre dans les deux marchés (étranger et local).

Tableau 2 : Synthèse de la littérature sur l'effet du risque du prix sur le commerce			
Auteurs	Mesure du risque du prix	Effet du risque du prix sur le commerce	Méthode d'estimation de la fonction de l'exportation
Hooper et Kohalshagen (1978)	Valeur absolue de la différence entre le taux au comptant et celui à terme	Effet négatif en cas où les commerçants sont avers au risque	Programme d'estimation non linéaire
Klein (1990)	Écart-type de la variation mensuelle en pourcentage du taux de change réel bilatéral	Effet positif	Données en coupe transversale commun
Thursby et Thursby (1987)	Variance du taux de change au comptant autour de sa tendance prédite	Effet négatif	Moindres carrés ordinaires (MCO)
Poon, Choong et Habibullah (2005), Arize, Osang et Slottje (2000) et Aqeel et Nishat (2006)	Écart-type mobile simple de la croissance du taux de change effectif réel	Effet négatif	Correction d'erreurs
Kumar et Dhawan (1991)	Mesure de Gini de la différence par rapport à la moyenne	Effet négatif	Moindres carrés ordinaires (MCO)
Bonroy, Gervais et Larue (2007)	Écart-type mobile simple de la croissance du taux de change effectif réel	Effet ambigu	Régression apparemment sans relation (SUR)
Wang et Barret (2007)	GARCH	Effet négatif	Maximum de vraisemblance à l'information complète (FIML)
May (2010)	Écart-type mobile simple de la croissance du taux de change effectif réel, Modèle ARMA, Modèle ARIMA, Model GARCH	Effet négatif	Moindres carrés ordinaires (MCO)



### 3 En somme...

Les études précédentes révèlent qu'une hausse à la volatilité du prix des produits agricoles (comme une source du risque) affecte le revenu des producteurs. Cet effet indésirable du risque du prix sur le bien-être des producteurs engendre une baisse de l'offre de ces produits.

Toutefois, malgré le fait que plusieurs programmes gouvernementaux sont appliqués au secteur agricole afin de couvrir le risque lié à ce secteur, peu de travaux empiriques ont discuté de l'effet de ce type de programme sur l'aversion du risque des agriculteurs et leur comportement envers le risque. À cet égard, nous nous concentrons sur l'effet de l'application du programme de stabilisation du revenu agricole (ASRA) sur le comportement des producteurs québécois. Nous analysons comment l'existence de ce programme change la perception du risque des producteurs.

En outre, dans la littérature, la volatilité des prix a été représentée comme une source du risque dans toutes les conditions. Cependant, dans la situation où le producteur est capable de prévoir les prix, il n'envisage aucun risque. Par conséquent, dans cette situation, l'incorporation de la volatilité du prix comme une variable expliquant la source du risque ne semble pas pertinente. Dans cet essai, nous aborderons cette question en comparant l'importance de la volatilité effective du prix et la volatilité des prix prévisibles pour le producteur.

De plus, une baisse de l'offre suite à l'augmentation du risque du prix entraîne une variation de l'offre dans les différents marchés. De nombreux chercheurs ont examiné les effets du risque du prix sur l'offre dans les marchés étranger et local. Les impacts du risque liés aux fluctuations du prix sur l'exportation ne font toutefois pas consensus parmi les auteurs.

Notre étude va au-delà de l'analyse de l'effet du risque dans un marché sur l'offre dans les deux marchés. Nous considérons le cas du risque partagé entre le marché local et le marché extérieur. Il s'agit donc d'analyser l'effet du risque relatif, défini comme étant le rapport entre le risque des variations du prix du marché local et celui du marché extérieur. Autrement dit, on examine si la variation non identique de la volatilité dans les deux marchés est l'origine de la variation non identique de l'offre sur ces marchés.

L'absence de consensus à l'effet du risque du prix sur l'offre dans le marché étranger ainsi que le peu de recherches recensées concernant l'effet du risque du prix (intégrant le taux de change) sur le commerce nous a amenée à focaliser notre étude sur l'examen du risque lié aux variations du prix à court et à long termes. Considérant, l'analyse d'impacts à court et à long termes, nous avons choisi d'adopter le modèle à correction d'erreurs lors d'estimation des paramètres de la fonction de l'offre relative. Une vaste littérature justifie l'utilisation de ce modèle en matière de modélisation empirique des effets du risque et de la volatilité du taux de change.

## Chapitre 2 : Volatilité, prévision du prix et décision de production des agriculteurs québécois – Les cas du maïs, de la viande d’agneau et de la viande de porc

### 1 Introduction

L’agriculture est une des activités présentant plusieurs types de risque. Les facteurs de risque augmentent l’incertitude chez les producteurs agricoles et ont un effet sur leurs comportements.

La présente étude se concentre sur le risque du prix. Les prix agricoles sont très volatils et ne suivent pas nécessairement une tendance donnée (Arias et al., 2010; Rezitis et Stavropoulos, 2010; European commission, 2001). Étant donné le décalage entre la décision de production et la mise en marché des produits, les agriculteurs prennent leur décision en fonction de l’anticipation qu’ils font du niveau de prix. Par conséquent, la volatilité des prix entraîne a priori des fluctuations du revenu et affecte le bien-être des agriculteurs. La considération du risque est importante dans la décision de l’offre. En effet, il est possible que l’élimination du risque puisse biaiser la réponse de l’offre.

Plusieurs études théoriques et empiriques se sont intéressées à l’analyse de l’effet de la volatilité des prix sur la production. Elles supposent que, a priori, la volatilité des prix représente une source de risque qui réduit l’offre. Ainsi, récemment, Dalal et Alghalith (2009) et Bobtcheff et Villeneuvey (2010) ont examiné deux sources d’incertitude, à savoir celle sur le prix de l’output et celle sur le prix des intrants de production. Pour ces auteurs, l’augmentation des risques de prix (intrants et outputs) devrait réduire la production. Rezitis et Stavropoulos (2010) et de Rude et Surry (2013) se sont également intéressés à cette question dans leurs travaux empiriques. Dans ces études, la mesure de la volatilité est basée sur la variance conditionnelle du prix. Bien que dans la littérature cette variable a été représentée comme une mesure appropriée de la volatilité des prix, elle ne peut pas être identifiée comme une source du risque dans toutes les conditions. À titre d’exemple, en présence d’un taux d’inflation constant, la volatilité du prix peut être croissante<sup>29</sup>. Selon les auteurs, cette hausse de la volatilité devrait engendrer une baisse de la production. Cependant, dans ce cas, la magnitude de la volatilité ne peut pas affecter la décision du producteur. Autrement dit, dans cette situation, le producteur est capable de prévoir les prix, il n’envisage donc aucun risque. Par

---

<sup>29</sup> Dans une économie inflationniste la volatilité peut être constante ou en croissance. Dans le modèle ARCH la volatilité converge après une certaine période.

conséquent, dans cette situation, l'incorporation de la variance du prix comme une variable expliquant la source du risque n'est pas pertinente.

La contribution de notre travail est d'analyser l'effet sur la production agricole de la volatilité des prix et de leur prédictibilité. En d'autres mots, nous allons montrer que, même dans une situation instable, la prévision de la croissance du prix a un effet significatif et positif sur la production. Au fur et à mesure que la prévision est parfaite<sup>30</sup>, l'effet de la variance des prix sur la production sera moins important. Bref, dans les conditions où le producteur est capable de prévoir le niveau du prix, la variance du prix ne joue pas un rôle significatif dans la décision du producteur.

Notre modèle est appliqué au secteur agricole québécois et trois productions ont été ciblées, à savoir le maïs grain, le porc et l'agneau.

La culture du maïs occupe le troisième rang en importance dans le monde, après le blé et le riz, et demeure l'une des cultures les plus importantes au Canada, notamment dans l'est du pays (Lichtfouse et Goyal, 2015). Bien que le maïs soit cultivé dans toutes les provinces, environ 96 % de la récolte est cultivé dans l'est du Canada, dans les provinces de l'Ontario et du Québec (Howatt, 2006). Le Québec, avec une production de maïs de 33 % du total au pays, est le deuxième producteur de maïs du Canada, après l'Ontario, avec 63 % (Agriculture et agroalimentaire Canada, 2006).<sup>31</sup> Le maïs grain est aussi populaire dans l'alimentation animale. Elle est en effet la céréale la plus riche en énergie en raison de sa haute teneur en amidon et des graisses. Étant le principal grain de l'alimentation des animaux au Québec, le maïs a le plus grand marché dans cette province. Entre les années 2009 et 2012, 76 % de la production de maïs du Québec était destiné à l'alimentation animale (Statistique Canada et FPCCQ)<sup>32</sup>.

L'industrie porcine constitue autre industrie importante du Québec. Totalisant 20 % des recettes agricoles du Québec, l'industrie du porc est considérée comme le deuxième secteur en importance après le secteur laitier avec 27 % des recettes agricoles (Larue et al., 2010). Cependant, cette

---

<sup>30</sup> La prévision est parfaite lorsque le prix anticipé de la période  $t$  est égal au prix réalisé à la période  $t$  ( $p_t^e = p_t$ ).

<sup>31</sup> <http://www.agr.gc.ca/eng/industry-markets-and-trade/statistics-and-market-information/by-product-sector/crops/crops-market-information-canadian-industry/market-outlook-report/corn-situation-and-outlook-june-2009/?id=1378841170965>

<sup>32</sup> <http://www.grainwiz.com/industry/quebecmarket>

industrie dépend en grande partie de l'exportation. En 2010, plus de 60 % de la production porcine a été exportée vers des pays étrangers (Gougeon, 2012).

D'autre part, l'industrie ovine au Québec dépend de l'importation. En 2011, 53 % de la consommation ovine du Québec a été satisfaite par l'importation (ministère de l'Agriculture, des Pêcheries et de l'Alimentation du Québec, 2014). Par conséquent, la balance commerciale dans ce secteur est fortement négative.

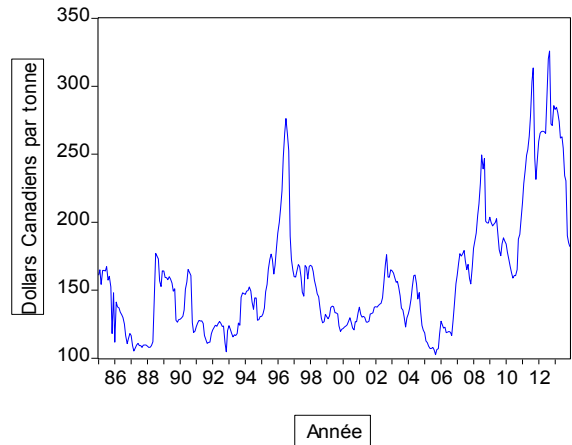
Le Québec joue un rôle important dans l'agriculture canadienne. En 2012, le Québec comptait pour 15 % de la valeur ajoutée du secteur agricole canadien (Statistique Canada)<sup>33</sup>. La vicissitude du climat au Québec expose l'agriculture aux différents risques de production : sécheresse, inondations, gel, grêle, pluie verglaçante (Ferland, 2009). La volatilité des prix des produits agricoles québécois découle non seulement de leur nature, mais également du fait que le Québec est une petite économie ouverte. Elle est donc soumise aux fluctuations des prix sur les marchés internationaux qui ont été plus marquées au cours des dernières années. Cela augmente le risque auquel les producteurs québécois font face.

Les figures 11 à 13 présentent le niveau du prix des trois produits agricoles canadiens retenus pour la période allant de 1985 à 2013.

---

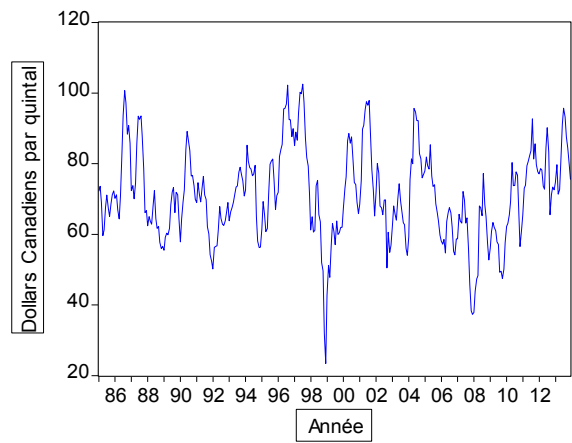
<sup>33</sup> Statistique Canada, Tableau 002004.

Figure 11: Prix mensuels du maïs grain pour la province du Québec et la période allant de 1985 à 2013



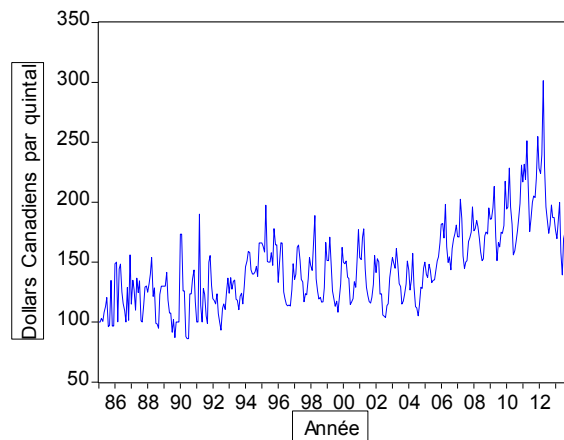
Source: Statistique Canada  
Tableau 002-0043

Figure 12: Prix mensuels de la viande de porc pour la province du Québec et la période allant de 1985 à 2013



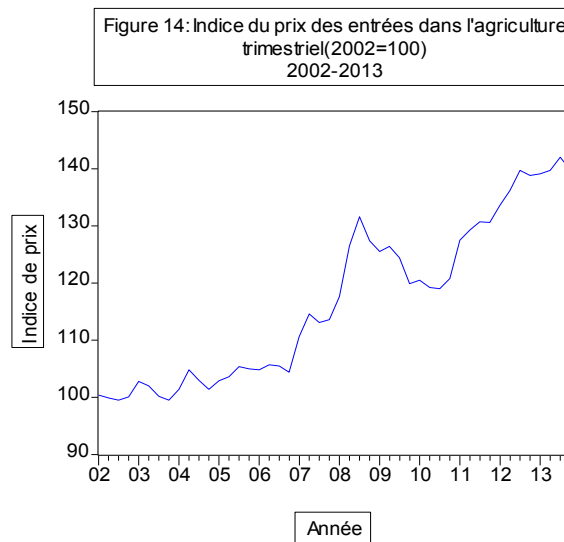
Source: Statistique Canada  
Tableau 002-0043

Figure 13: Prix mensuels de la viande d'agneaux pour la province du Québec et la période allant de 1985 à 2013



Source: Statistique Canada  
Tableau: 002-0043

Les prix des intrants ne sont pas épargnés par le phénomène de volatilité. La figure 14 présente l'évolution des prix des entrées dans l'agriculture pour la période allant de 2002 à 2013.



Source: Statistique Canada  
Tableau 328-0015

Une considération importante dans notre analyse est l'existence du programme d'assurance stabilisation des revenus agricoles (ASRA). Ce programme a été mis en œuvre au Québec la première fois en 1975 et a subi plusieurs changements depuis. Dans le cadre de ce programme, le gouvernement verse une compensation aux producteurs lorsque le prix du marché est inférieur à leurs coûts de production. Les facteurs considérés afin d'établir les coûts de production sont les frais variables, les frais fixes, l'intérêt sur les emprunts, la rémunération du travail et l'amortissement (Commission sur l'avenir de l'agriculture et de l'agroalimentaire québécois, et Pronovost, 2008). L'ASRA ne couvrait que les veaux d'embouche en 1976. Depuis 1986, il inclut les produits suivant : les veaux d'embouche, les bouvillons, les veaux de grain, les porcelets, les porcs, les agneaux, l'avoine, le blé d'alimentation animale, le maïs et les pommes de terre. En 2002, les veaux de lait, le canola, l'orge, le soya et les pommes sont ajoutés aux secteurs soutenus par l'ASRA (La financière agricole)<sup>34</sup>.

<sup>34</sup> [http://www.fadq.qc.ca/statistiques\\_et\\_taux/statistiques/assurance\\_stabilisation/historique\\_general.html](http://www.fadq.qc.ca/statistiques_et_taux/statistiques/assurance_stabilisation/historique_general.html)



Les producteurs contribuent pour un tiers au financement du programme (La financière agricole)<sup>35</sup>. La prise en compte de ce programme dans notre analyse est très substantielle car, en présence de prix du marché en dessous du prix de soutien, les producteurs reçoivent le prix de soutien et non le prix du marché. L'ASRA diminue les pertes associées au risque du prix et donc la réaction de l'offre par rapport à la volatilité (vers le bas) des prix au Québec devrait être différente de celle des autres provinces.

## 2 Méthodologie

Compte tenu de l'existence du programme d'assurance stabilisation des revenus agricoles (ASRA) dans la province de Québec, notre étude modélise les anticipations et la variance du prix à l'aide d'un modèle GARCH asymétrique afin de capter les effets asymétriques des chocs du prix. Dans le cas où les prix ne montrent pas l'effet ARCH, les anticipations de prix sont modélisées par le modèle ARMA, et ce, bien que la volatilité du prix soit modélisée par la variance mobile simple. On estime les paramètres de la fonction de l'offre en utilisant la méthode FIML avec une tendance déterministe.

### 2.1 Structure du modèle

Sous les conditions d'incertitude, le producteur prend sa décision de production en maximisant l'utilité espérée du profit. Rude et Surry (2013) expliquent la situation où l'approche de la maximisation d'utilité espérée du profit peut être remplacée par l'approche de la maximisation de l'équivalent certain du profit. Nous formulons l'hypothèse selon laquelle les producteurs ont un degré d'aversion au risque constant et que la distribution des prix est normale. Sous ces conditions, la fonction objective du producteur s'écrit comme suit :

$$(0) \quad \text{MAX: } P^e S - C(S) - \frac{\lambda}{2} S^2 h^e$$

Avec :

---

<sup>35</sup>[http://www.fadq.qc.ca/en/insurance\\_and\\_income\\_protection/stabilization\\_insurance/program/contribution.html](http://www.fadq.qc.ca/en/insurance_and_income_protection/stabilization_insurance/program/contribution.html)

$P^e$  : Prix anticipé

$h^e$  : Variance anticipée du prix

S : Offre

$\lambda$  : Coefficient d'aversion au risque d'Arrow-Pratt

C(s) : Fonction de cout (forme générale)

La maximisation du profit par le producteur nous permet de dériver la fonction d'offre suivante :

$$(0) \quad S_t = \gamma_0 + \gamma_1 P_t^e + \gamma_2 \sum_i W_{it}^e + \gamma_3 h_{pt}^e + \gamma_4 \sum_i h_{wit}^e + \varepsilon_{1t}$$

Où :

$P_t^e$  : Prix anticipé de l'output

$W_{it}^e$  : Prix anticipé de l'intrant i

$h_{pt}^e$  : Variance anticipé du prix d'output

$h_{wit}^e$  : Variance anticipée du prix d'intrant

$S_t$  : Offre

i : Nombre d'intrants

Une manière d'analyser l'effet de la volatilité du prix sur l'offre, à l'équation (0), est d'introduire une variable de la prévisibilité du prix ( $D_t$ ). La variable  $D_t$  prend la valeur 1 lorsque la différence entre la valeur absolue de la croissance du prix entre deux périodes successives est négligeable<sup>36</sup>.

Cette variable permet de distinguer la volatilité du prix en cas de prévisibilité et de non-prévisibilité des prix. Comme mentionné, dans le cas où le producteur est capable de prédire les prix, il n'envisage aucun risque et par conséquent, l'incorporation de la volatilité comme source de risque n'est plus pertinente. Autrement dit, la variable  $D_t$  apparaît comme une variable binaire qui capte un type de changement structurel : une situation économique où l'évolution des prix est prévisible. Par ailleurs, nous ajoutons une variable d'interaction entre la volatilité ( $h_t$ ) et la prévisibilité du prix ( $D_t$ ). L'introduction de cette variable nous permet de vérifier l'importance de la volatilité des prix prévisible sur la décision du producteur. Il est anticipé que le coefficient de cette variable soit plus faible que celui de la volatilité effective.

Nous formulons l'hypothèse selon laquelle, à long terme, la production s'ajuste à son niveau désiré (Nerlove, 1956). Pour cette raison, les valeurs retardées de la production ( $\sum_i S_{t-i}$ ) sont incorporées dans le modèle. Les retards de production imposés au modèle sont déterminés par la méthode VARSOC. Cette méthode utilise les différents critères d'information tels que le critère de Hannan-Quinn (HQIC), le critère Bayésien d'information de Schwarz (SBIC), le critère d'information d'Akaike (AIC), l'erreur finale de la prédiction (FPE) et le critère du rapport de vraisemblance séquentiel (LR) et détermine aussi le retard optimum du modèle. Afin de capter l'effet des progrès techniques, le modèle exige d'incorporer une variable de tendance ( $T_t$ ). Afin de capter l'effet du changement structurel, on introduit une variable muette  $G_t$  qui prend la valeur de 1 après le changement structurel. Ces changements structurels générés par l'augmentation des prix du pétrole après 2006 engendrent une hausse du prix des produits agricoles (Baumeister et Kilian, 2014). Le travail d'Avalos (2014) confirme les changements de dynamique des prix du maïs, après 2006, qui sont liés à la variation du prix du pétrole<sup>37</sup>. Par conséquent, la fonction d'offre s'écrit comme suit :

---

<sup>36</sup> La fixation de la différence du taux de croissance des prix, lorsque celui-ci est prévisible, est une hypothèse basée sur les données empiriques. Ce taux correspond à des périodes, incluant au moins deux années, dont la différence de la croissance est minimum. Ce taux étant de 7 % pour le prix d'agneau et du porc et de 6 % pour le prix du maïs.

<sup>37</sup> Ces changements structurels au prix du maïs (comme intrant à la production du porc et de l'agneau) peuvent être transmis au prix de l'output puisque les prix des intrants sont positivement corrélés aux prix de l'output.

$$(0) \quad S_t = \gamma_0 + \gamma_1 P_t^e + \gamma_2 \sum_i W_{it}^e + \gamma_3 h_{pt}^e + \gamma_4 \sum_i h_{wit}^e + \gamma_5 D_t * h_{pt}^e + \gamma_6 \sum_i S_{t-i} + \gamma_7 G_t + \gamma_8 T_t + \varepsilon_{1t}$$

## 2.2 Anticipation du prix

Pour la formation des anticipations, un modèle GARCH asymétrique simple a été utilisé. Nous supposons que les prix suivent la procédure autorégressive (AR) :

$$(0) \quad P_t = \beta(L)P_t + \varepsilon_{2t}$$

Où :

$\beta(L)$  : Opérateur de décalage polynomial

$P_t$  : Prix courant

$\varepsilon_{2t}$  : Terme d'erreur

$$\varepsilon_{2t} | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$h_t$  : Variance conditionnelle de  $\varepsilon_{2t}$

$\Omega_{t-1}$  : Ensemble d'information disponible à la période t-1

Par conséquent, les anticipations du prix s'écrivent de la manière suivante :

$$(0) \quad P_t | \Omega_{t-1} = b_0 + b_1 P_{t-1} + \dots + b_n P_{t-n}$$

Où :

$(b_0, \dots, b_n)$  sont les paramètres à estimer.

### 2.3 Modélisation de la variance

Contrairement aux autres modèles de série chronologique, les modèles de classe hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCH) permettent à la variance conditionnelle d'être variable dans le temps. La forme plus générale de ces modèles (GARCH) modélise la variance conditionnelle comme suit :

$$(0) \quad VAR(\varepsilon_t | \mathcal{E}_{u,u} < t) = h_t^e = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{2(t-i)}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$$

Le programme d'ASRA au Québec entraîne des effets asymétriques des chocs sur l'offre des produits agricoles. Afin de capter ces effets asymétriques, un type des modèles GARCH asymétriques est utilisé. Dans la forme générale de ces modèles, les valeurs passées des termes d'erreurs ( $\sum_{i=1}^q \gamma_i \varepsilon_{2(t-i)}$ ) sont ajoutées à l'équation (0). Ces termes permettent aux chocs négatifs et positifs d'avoir des effets différents sur la volatilité. Selon ce modèle, la volatilité suit la forme suivante :

$$(0) \quad VAR(\varepsilon_t | \mathcal{E}_{u,u} < t) = h_t^e = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{2(t-i)}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \varepsilon_{2(t-i)}$$

### 2.4 Estimation du modèle avec la tendance déterministe

Les variables  $h_{pot}^e$ ,  $P_{wt}^e$  et  $P_t^e$  générées par le modèle ARCH peuvent être utilisées afin d'estimer l'équation (0). Pagan (1984) a conclu que l'utilisation des variables générées par les modèles

stochastiques afin d'estimer une équation structurelle peut entraîner un biais de l'estimation des écarts-types des paramètres. Une des méthodes alors utilisées pour la résolution de ce problème est la méthode FIML<sup>38</sup>. Cette méthode estime les paramètres de la fonction d'offre, ceux de l'équation du prix et ceux de la procédure GARCH simultanément. En considérant les équations (0) et (0), la distribution jointe de  $\varepsilon_{1t}$  et  $\varepsilon_{2t}$  s'écrit de la manière suivante :

$$(0) \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \sim N \left[ \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & h_t \end{bmatrix} \right]$$

Où

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & h_t \end{bmatrix} = \Pi_t: \text{représente la matrice variance-covariance.}$$

Le logarithme de vraisemblance du système ci-dessus s'écrit de la manière suivante :

$$(0) \quad l_T(\theta) = 0.5 \sum_{t=1}^T l_t(\theta)$$

$$(0) \quad l_t(\theta) = -\log|\Pi_t| - \varepsilon'_t \Pi_t^{-1} \varepsilon_t$$

### 3 Données

#### 3.1 Maïs-grain

Les statistiques de la superficie récoltée du maïs proviennent de Statistique Canada<sup>39</sup>. Ces données couvrent la période allant de 1985 à 2013 et sont exprimées en hectares. Par souci d'harmonisation, la structure annuelle de la superficie récoltée du maïs nous a conduite à ajuster toutes les données en les exprimant en structure annuelle.

---

<sup>38</sup> Full Information Maximum Likelihood.

<sup>39</sup> Tableau 001-0010.

Notre analyse repose sur la réaction de l'offre par rapport au prix du marché ainsi que les prix effectifs<sup>40</sup>. Les statistiques du prix du marché du maïs<sup>41</sup> (exprimées en dollars par tonne métrique) sont extraites des données de Statistique Canada.<sup>42</sup>

Nous nous basons sur les données mensuelles (de janvier 1985 à décembre 2013) pour former les anticipations et la variance conditionnelle du prix de maïs-grain. Nous avons ensuite incorporé des moyennes annuelles pondérées<sup>43</sup> dans notre modèle.

Les semences et les engrais sont les deux intrants pris en considération. Nous utilisons les données saisonnières de l'indice du prix des entrées dans l'agriculture<sup>44</sup> allant du premier trimestre 1985 au quatrième trimestre 2013, provenant de Statistique Canada<sup>45</sup>. L'absence de l'année de base identique pendant la période retenue nous a obligée de transformer ces indices du prix aux prix courants des intrants. À cet égard, le prix des intrants dans les années de base a été obtenu de la Financière agricole<sup>46</sup>. Enfin, le modèle utilise la moyenne annuelle simple des prix des intrants.

Suivant Rezitis et Stavropoulos (2010), tous les prix sont déflatés par l'indice de prix du consommateur (2002 = 100)<sup>47</sup>.

Afin d'examiner l'effet de la contribution de l'ASRA sur la production, nous avons recueilli les données provenant des années au cours desquelles ce programme est mis en place, c'est-à-dire entre 1985-2013. Ces données proviennent de la Financière agricole.

### 3.2 Porc

Le nombre d'abattages des porcs provient d'Agriculture et Agroalimentaire Canada. Les données correspondantes sont de fréquence mensuelle allant de janvier 2000 à décembre 2013. Les prix du

---

<sup>40</sup> Les prix effectifs comprennent la compensation de programme d'assurance de stabilisation de revenu agricole (ASRA).

<sup>41</sup> Les prix des produits agricoles sont obtenus au premier point de transaction. Ils excluent les frais déduits avant que le producteur ne soit payé (par exemple, entreposage, transport et frais d'administration), mais comprennent tout boni ou toute prime rattachés à des produits spécifiques. Les paiements de programmes liés à des produits spécifiques ne sont pas inclus dans les prix.

<sup>42</sup> Tableau 002-0043.

<sup>43</sup> Les poids sont la part de livraison mensuelle du maïs dans la livraison annuelle.

<sup>44</sup> Les Indices des prix des entrées dans l'agriculture (IPEA) mesurent la variation des prix reçus pour les produits agricoles au premier point de transaction. La plupart des renseignements sur les prix utilisés pour la confection de l'indice proviennent des rapports mensuels produits par des correspondants agricoles dans tout le Canada.

<sup>45</sup> Les tableaux 3280001 et 3280015.

<sup>46</sup> [http://www.fadq.qc.ca/statistiques\\_et\\_taux/statistiques/assurance\\_stabilisation/cout\\_de\\_production/mais\\_grain.html](http://www.fadq.qc.ca/statistiques_et_taux/statistiques/assurance_stabilisation/cout_de_production/mais_grain.html).

<sup>47</sup> La déflation des prix par l'Indice des prix des produits industriels (IPPI), comme estimé par Rude et Surry (2013), engendre l'autocorrélation entre les carrés des résidus du modèle GARCH.

porc (exprimés en dollars par cent kilogrammes) sont des prix moyens mensuels calculés sur l'indice de 100 porcs. Ces données sont extraites d'Agriculture et Agroalimentaire Canada<sup>48</sup>.

Le grain de maïs est utilisé comme l'intrant à l'élevage du porc. À l'instar de Rude et Surry(2013), nous utilisons les données sur les prix hebdomadaires du maïs à Chatham (format mensuel) provenant d'Agriculture et Agroalimentaire Canada<sup>49</sup>. Tous les prix sont déflatés par l'indice de prix consommateur (2002 = 100)<sup>50</sup> (Rezitis et Stavropoulos, 2010).

Afin d'examiner l'effet de la contribution de l'ASRA sur la production, nous avons recueilli les données des années au cours desquelles ce programme est mis en place, c'est-à-dire entre 2000-2013. Ces données proviennent de la Financière agricole.

### 3.3 Agneau

La statistique sur le nombre d'abattages des agneaux provient aussi d'Agriculture et Agroalimentaire Canada. Ce sont aussi des données mensuelles prises sur la période de janvier 2000 à décembre 2013<sup>51</sup>. C'est aussi le cas avec les prix moyens mensuels de l'agneau qui sont utilisés comme les statistiques du prix de l'agneau (exprimés en dollars par cent livres)<sup>52</sup>. Le grain de maïs est considéré comme l'intrant à l'élevage de l'agneau. Tous les prix sont déflatés par l'indice de prix du consommateur (2002 = 100)<sup>53</sup>.

Afin d'examiner l'effet de la contribution de l'ASRA sur la production, nous avons recueilli les données provenant des années au cours desquelles ce programme est mis en place, c'est-à-dire entre 2000-2013. Ces données proviennent de la Financière agricole.

---

<sup>48</sup> <http://aimis-simia.agr.gc.ca/rp/index-fra.cfm?action=pR&pdctc=&r=551>.

<sup>49</sup> <http://www.agr.gc.ca/fra/industrie-marches-et-commerce/statistiques-et-information-sur-les-marches/par-produit-secteur/cultures/information-commerciale-sur-les-cultures-industrie-canadienne/apercu-des-prix-hebdomadaires/?id=1378745200250>

<sup>50</sup> La déflation des prix par l'Indice des prix des produits industriels (IPPI) engendre une performance inattendue si on se fie au modèle final.

<sup>51</sup> [http://data.gc.ca/data/fr/dataset?\\_keywords\\_fra\\_limit=0&keywords\\_fra=Moutons-agneaux&license\\_id=ca-ogl-](http://data.gc.ca/data/fr/dataset?_keywords_fra_limit=0&keywords_fra=Moutons-agneaux&license_id=ca-ogl-)

[lgo&organization\\_limit=0&catalog\\_type\\_limit=0&organization=aaac-aac&page=2](http://data.gc.ca/data/fr/dataset?_keywords_fra_limit=0&keywords_fra=Moutons-agneaux&license_id=ca-ogl-lgo&organization_limit=0&catalog_type_limit=0&organization=aaac-aac&page=2)

<sup>52</sup> <http://aimis-simia.agr.gc.ca/rp/index-fra.cfm?action=ePR&PDCTC=&R=581>

<sup>53</sup> La déflation des prix par l'Indice des prix des produits industriels (IPPI) engendre l'autocorrélation dans l'équation du prix du marché de l'agneau.



## **4 Résultats**

### **4.1 Maïs-grain**

#### **4.1.1 Analyses préliminaires**

Le tableau 3 présente les résultats des tests de racine unitaire des différentes variables à savoir : le prix du marché du maïs-grain (PMG), le prix de la semence (PS), le prix d'engrais (PE), la superficie de terre récoltée du maïs (SU) et le prix effectif du maïs-grain (PMGEF). Nous avons choisi les tests de Dickey Fuller augmentés (ADF) et de Philips-Perron.

Tableau 3 : Résultats du test de racine unitaire						
Variable	Modèle sans constant et sans tendance		Modèle avec constant et sans tendance		Modèle avec constant et tendance	
Variable	Augemented Dickney Fuller (ADF)	Philips-Perron (PP)	Augemented Dickney Fuller (ADF)	Philips-Perron (PP)	Augemented Dickney Fuller (ADF)	Philips-Perron (PP)
PMG (3 retards)	-0.45	-1.242	-2.138	-3.779 <sup>c</sup>	-1.47	-3.383 <sup>a</sup>
PS (2 retards)	-0.142	-0.607	-1.787	-2.170	-0.87	-1.096
PE (2 retards)	0.884	1.155	-1.487	-1.503	-1.629	-2.192
SU (3 retards)	-1.695 <sup>a</sup>	-1.791 <sup>a</sup>	-4.259 <sup>c</sup>	-3.958 <sup>c</sup>	-4.224 <sup>b</sup>	-4.36 <sup>b</sup>

\* a significative à 10 % \* b significative à 5 % \* c significative à 1 %.

La statistique de Durbin-Watson a été utilisée afin de déterminer le retard optimal des variables. Les résultats de critère de Durbin- Watson proposent deux retards pour le prix des semences et celui d'engrais, trois retards pour le prix du maïs-grain et pour la superficie récoltée de maïs-grain et un seul retard pour le prix effectif du maïs-grain. Le prix des engrais (PE) et celui des semences (PS) ainsi que la superficie récoltée du maïs sont non stationnaires, alors que le prix du marché de maïs (PMG) présente des résultats mixtes. Cependant, le prix effectif du maïs est stationnaire.

## 4.1.2 Analyse du prix du maïs

### 4.1.2.1 Analyse du prix du marché du maïs

Le test visuel de corrélogramme (Figure(a.1)) présente des autocorrélations et corrélations partielles pour le prix du maïs-grain, ce qui caractérise une forme autorégressive pour le prix du marché du maïs.

Les formes autorégressives du modèle sont spécifiées selon les critères d'information Bayes (BIC), en vertu de quoi l'équation du prix peut s'écrire comme un modèle autorégressif avec trois retards (AR(3)) :

$$(0) \quad PMG_t = b_0 + \sum_{i=1}^3 b_i PMG_{t-i} + c_1 G_t + c_2 T_t + \varepsilon_{2t}$$

Où  $G_t$  et  $T_t$  captent respectivement l'effet du changement structurel et de la tendance sur le prix du marché du maïs.

Le test visuel de corrélogramme du résidu carré de l'équation (0)(Figure(a.2)) permet d'identifier le degré d'effet GARCH. La figure (a.2) fournit la possibilité de choisir entre le modèle ARCH(1) et GARCH(1,1). Le choix entre ces deux modèles est basé sur les résultats du test Box et Jenking (1976) (Bollerslev, 1988) et en vertu duquel le modèle ARCH(1)<sup>54</sup> est retenu<sup>55</sup>.

Afin de capter les effets asymétriques des chocs du prix (générés par le programme ASRA), la volatilité du prix est modélisée par un modèle GARCH simple asymétrique (SAARCH), ce modèle étant une forme spécifique de modèle GARCH asymétrique (l'équation(0)) dans laquelle le coefficient d'effet GARCH ( $\beta_i$ ) prend la valeur nulle.

---

<sup>54</sup> La prédiction de la volatilité du prix par le modèle GARCH (1,1) garde l'autocorrélation entre les résidus de modèle jusque à 6em retardé.

<sup>55</sup> Le test multiplicateur de Lagrange (LM) confirme l'existence de l'effet GARCH dans l'équation du prix (Voir Annexe1).

L'estimation des coefficients de l'équation (0) par le modèle SAARCH (1) révèle l'absence de la significativité du coefficient de troisième retard ( $b_3$ ), ce qui nous conduit à réécrire l'équation du prix comme suit<sup>56</sup> :

$$(0) \quad PMG_t = b_0 + b_1 PMG_{t-1} + b_2 PMG_{t-2} + c_1 G_t + c_2 T_t + \varepsilon_{2t}$$

Le tableau 4 présente les résultats de modèle SAARCH appliqué au prix du marché du maïs-grain. Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

---

<sup>56</sup> Le test LM confirme l'existence de l'effet du GARCH dans l'équation (0) (Voir l'Annexe2).

Tableau4 : Résultats de l'équation du prix du marché du maïs		
Paramètre	Variable	Coefficient
<b>Moyenne conditionnelle</b>		
$b_0$	1	0.054 (0.000)
$b_1$	$PMG_{t-1}$	1.27 (0.000)
$b_2$	$PMG_{t-2}$	-0.3 (0.000)
$c_1$	$G_t$	-
$c_2$	$T_t$	-
<b>Variance conditionnelle</b>		
$\alpha_0$	1	0.004 (0.00)
$\alpha_1$	$\varepsilon_{2(t-1)}^2$	1.44 (0.000)
$\gamma_1$	$\varepsilon_{2(t-1)}$	0.057 (0.006)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix généré par le modèle autorégressif (AR) (<math>\varepsilon_{2t}</math>)</b>		
Q(6)		7.2 (0.3)
Q(12)		13.8 (0.31)
Q(18)		15.6 (0.62)
Q(24)		16.6 (0.86)
Q <sup>2</sup> (6)		14.2 (0.03)
Q <sup>2</sup> (12)		51.6 (0.000)
Q <sup>2</sup> (18)		58.6 (0.000)
Q <sup>2</sup> (24)		59 (0.000)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix généré par le modèle SAARCH</b>		
		$(\varepsilon_{2t} * h_t^{-\frac{1}{2}})$
Q(6)		9.09 (0.17)
Q(12)		14.5 (0.27)
Q(18)		17.7 (0.47)
Q(24)		22.3 (0.56)
Q <sup>2</sup> (6)		1.12 (0.98)
Q <sup>2</sup> (12)		11.7 (0.47)
Q <sup>2</sup> (18)		13.4 (0.77)
Q <sup>2</sup> (24)		19.8 (0.71)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Selon les résultats, les coefficients des termes autorégressifs du prix ( $b_1$  et  $b_2$ ) sont significatifs au seuil de 1 %. Afin d'avoir une meilleure performance du modèle, nous avons capté l'effet du changement structurel ( $G_t$ ) et de la tendance ( $T_t$ ) dans l'équation de l'offre.

Les coefficients de la variance conditionnelle exprimés par  $\alpha_0$  et  $\alpha_1$  sont significativement non nuls au seuil de 1 %, ce qui présage une volatilité variable dans le temps. De plus, la valeur de  $\alpha_1$  est significativement supérieure à 1, ce qui implique que la variance n'est pas conditionnelle au terme d'erreur, mais que le processus de retour à l'équilibre et celui de la volatilité sont stationnaires (Gourieroux, 2012).

Le coefficient de facteur d'asymétrie des chocs ( $\gamma_1$ ) est significatif au seuil 1 %, ce qui atteste de la présence d'un effet asymétrique des chocs sur la volatilité. Le signe positif de  $\gamma_1$  signifie que les chocs positifs engendrent une volatilité plus importante du prix que les chocs négatifs de la même magnitude. Ce fait est justifié par l'existence du programme ASRA.

Enfin, le test de Ljung-Box, statistique Q, a été appliqué au résidu ( $\varepsilon_2$ ) et au résidu carré ( $\varepsilon_2^2$ ) de l'équation du prix afin d'analyser les performances du modèle. Les résultats de ce test sur  $\varepsilon_2$  et sur  $\varepsilon_2^2$  concluent au non-rejet de l'hypothèse d'une absence d'autocorrélation entre les termes d'erreur et de l'existence d'une autocorrélation entre les carrés des résidus. Ces résultats sont l'une des implications du modèle GARCH<sup>57</sup> présenté par les équations (0) et (0) (Bollerslev, 1987). L'application d'un ordre approprié du modèle GARCH enlève la corrélation des résidus carrés (Giannopoulos, 1995). Le test de Ljung-Box appliqué sur le modèle SAARCH ne montre aucune corrélation entre les résidus ainsi qu'entre le carré des résidus.

#### 4.1.2.2 Analyse du prix effectif du maïs

Le test visuel de corrélogramme (Figure(a.3)) présente des autocorrélations et corrélations partielles pour le prix effectif du maïs-grain. Ce qui caractérise l'existence d'une forme autorégressive dans l'équation du prix.

Les formes autorégressives du modèle sont spécifiées selon les critères d'information Bayes (BIC), en vertu de quoi l'équation du prix peut s'écrire comme un modèle autorégressif avec un retard (AR(1)) :

---

<sup>57</sup> Le modèle ARCH (P) peut être défini par GARCH (P, 0).

$$(0) \quad PMGEF_t = b'_0 + b'_1 PMGEF_{t-1} + c'_1 G_t + c'_2 T_t + \varepsilon_{2t}$$

Le test de Ljung-Box, statistique Q appliquée au carré des résidus de l'équation (0) (Tableau 5), atteste de l'existence de l'effet GARCH dans l'équation du prix. Ce qui nous conduit à modéliser la variance et les anticipations du prix effectif du maïs par le modèle GARCH (2,2)<sup>58</sup>.

---

<sup>58</sup> L'application du modèle SAARCH engendre la détérioration du seuil de significativité des variables dans le modèle final. En d'autres termes, les résultats de l'application d'un modèle GARCH asymétrique impliquant le risque ne sont pas un facteur important pour le producteur de maïs au Québec, ce qui n'est pas compatible avec les études antérieures. Les études empiriques appliquées au secteur agricole confirment l'effet significatif des facteurs de risque sur la production (Ryan, 1977; Holt et Aradhyula, 1990; Holt, 1993; Mbaga et Coyle, 2003; Rezits et Stavropoulos, 2008; Rezits et Stavropoulos 2010; et Rude and Surry, 2013).

Tableau5 : Résultats de l'équation du prix effectif du maïs		
Paramètre	Variable	Coefficient
<b>Moyenne conditionnelle</b>		
$b'_0$	1	0.001(0.000)
$b'_1$	$PMGEF_{t-1}$	0.9 (0.000)
$c'_1$	$G_t$	-0.04 (0.05)
$c'_2$	$T_t$	-2.53e-06 (0.47)
<b>Variance conditionnelle</b>		
$\alpha_0$	1	0.004 (0.001)
$\beta_1$	$h_{(t-1)}$	0.07 (0.19)
$\beta_2$	$h_{(t-2)}$	0.7(0.000)
$\alpha_1$	$\mathcal{E}_{2(t-1)}^2$	0.2 (0.000)
$\alpha_2$	$\mathcal{E}_{2(t-2)}^2$	-0.05 (0.06)
<b>Variance</b>		
<b>Tests du résidu de l'équation du prix généré par le modèle autorégressif (AR) (<math>\mathcal{E}_{2t}</math>)</b>		
Q(6)		5.57 (0.47)
Q(12)		15.860 (0.20)
Q(18)		20.14 (0.32)
Q(24)		31.13 (0.15)
Q <sup>2</sup> (6)		8.94 (0.18)
Q <sup>2</sup> (12)		30.64 (0.002)
Q <sup>2</sup> (18)		37.90 (0.004)
Q <sup>2</sup> (24)		48.82 (0.002)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix généré par le modèle GARCH</b>		
$(\mathcal{E}_{2t} * h_t^{-\frac{1}{2}})$		
Q(6)		6.14 (0.41)
Q(12)		14.21 (0.29)
Q(18)		17.77 (0.47)
Q(24)		30.85 (0.16)
Q <sup>2</sup> (6)		1.64 (0.95)
Q <sup>2</sup> (12)		11.67 (0.47)
Q <sup>2</sup> (18)		13.92 (0.73)
Q <sup>2</sup> (24)		28.31 (0.25)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.



Selon les résultats, le coefficient de terme autorégressif du prix ( $b_1'$ ) est significatif au seuil de 1 %. Les coefficients de variance conditionnelle ( $\alpha_2$  et  $\beta_2$ ) sont également significatifs au seuil de 10 %, ce qui signifie que la volatilité varie dans le temps. De plus, la somme inférieure d'un des coefficients de variance conditionnelle ( $\sum_{i=1}^2 \alpha_i + \beta_i = 0.92$ ) implique que la volatilité est persistante dans le temps.

L'application du test Ljung-Box, statistique Q, au modèle GARCH nous amène à la conclusion, au regard du seuil critique, d'une absence d'autocorrélation entre les résidus et les résidus carrés du modèle.

#### 4.1.2.3 Analyse du prix des intrants à la production du maïs

Le test visuel de corrélogramme (Figure(a.4)) présente des autocorrélations et corrélations partielles pour le prix des intrants (la semence et les engrais), ce qui caractérise l'existence d'une forme autorégressive dans l'équation du prix. Retenons au passage que, dans le modèle incluant le prix effectif, les variables caractéristiques du changement structurel ( $G_t$ ) et de la tendance ( $T_t$ ) interviennent dans l'équation du prix. Par conséquent, on estime deux équations du prix pour chaque intrant : une incluant  $G_t$  et  $T_t$  dans l'équation du prix et l'autre excluant  $G_t$  et  $T_t$ .

Le problème d'autocorrélation entre les résidus des équations du prix des intrants spécifiés selon les critères d'information Bayes (BIC), nous conduit à déterminer les formes autorégressives du prix des intrants par la méthode General à spécifique :

$$(0) \quad PS_t = b_0'' + b_1'' PS_{t-1} + b_2'' PS_{t-8} + b_3'' PS_{t-9} + c_1'' G_t + c_2'' T_t + \varepsilon_{3t}$$

$$(0) \quad PE_t = b_0''' + b_1''' PE_{t-1} + b_2''' PE_{t-8} + b_3''' PE_{t-9} + c_1''' G_t + c_2''' T_t + \varepsilon_{4t}$$

Où :

$PS_t$  : Prix de la semence

$PE_t$  : Prix de l'engrais

$\varepsilon_{3t}$  et  $\varepsilon_{4t}$  : Terme d'erreur

La modélisation du prix de la semence par la méthode générale à spécifique engendre une autocorrélation dans l'équation du prix. Cela nous a conduit à exclure cet intrant du modèle.

Le test multiplicateur de Lagrange (LM) atteste l'absence de l'effet GARCH dans le prix d'engrais (Voir Annexe3). Pour cette raison, la variance de cet intrant a été modélisée par la variance mobile simple.

Le tableau 6 présente les résultats du modèle autorégressif appliqué au prix d'engrais.

Tableau6 : Résultats de l'équation du prix d'engrais		
Excluant $G_t$ et $T_t$		
Paramètre	Variable	Coefficient
<b>Moyenne</b>		
$b_0'''$	1	0.008 (0.49)
$b_1'''$	$PE_{t-1}$	0.99 (0.000)
$b_2'''$	$PE_{t-8}$	-0.48 (0.000)
$b_3'''$	$PE_{t-9}$	0.48 (0.000)
$c_1'''$	$G_t$	-
$c_2'''$	$T_t$	-
<b>Tests du résidu de l'équation du prix des engrais (<math>\varepsilon_{4t}</math>)</b>		
Q(6)		3.49 (0.74)
Q(12)		7.97 (0.78)
Q(18)		8.82 (0.96)
Q(24)		10.35 (0.99)
Q <sup>2</sup> (6)		2.2 (0.90)
Q <sup>2</sup> (12)		6.08 (0.91)
Q <sup>2</sup> (18)		7.34 (0.99)
Q <sup>2</sup> (24)		7.61 (0.99)
Incluant $G_t$ et $T_t$		
Paramètre	Variable	Coefficient
<b>Moyenne</b>		
$b_0'''$	1	0.05 (0.01)
$b_1'''$	$PE_{t-1}$	0.88 (0.000)
$b_2'''$	$PE_{t-8}$	-0.49 (0.000)
$b_3'''$	$PE_{t-9}$	0.42 (0.000)
$c_1'''$	$G_t$	0.04 (0.013)
$c_2'''$	$T_t$	0.0002 (0.25)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix des engrais (<math>\varepsilon_{4t}</math>)</b>		
Q(6)		2.95 (0.81)
Q(12)		9.81 (0.63)
Q(18)		10.68 (0.91)
Q(24)		13.55 (0.95)
Q <sup>2</sup> (6)		1.22 (0.98)
Q <sup>2</sup> (12)		6.56 (0.88)
Q <sup>2</sup> (18)		7.94 (0.98)
Q <sup>2</sup> (24)		8.22 (0.99)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Selon les résultats, les coefficients des termes autorégressifs des engrais et ( $b_1'''$ ,  $b_2'''$  et  $b_3'''$ ) sont significatifs au seuil de 1 %.

Le test de Ljung-Box, statistique Q, appliqué au résidu ( $\varepsilon_{4t}$ ) et au résidu carré ( $\varepsilon_{4t}^2$ ) des équations du prix, ne relève aucune corrélation entre les résidus ainsi que les carrés des résidus du modèle.

#### 4.1.3 Offre des producteurs du maïs

##### 4.1.3.1 Offre des producteurs versus le prix du marché

Cette section présente l'analyse de la réaction de la fonction de l'offre du producteur du maïs vers les anticipations et la volatilité du prix du marché et du prix des intrants. Afin d'avoir une meilleure performance du modèle, nous avons dû considérer l'effet du changement structurel ( $G_t$ ) et de la tendance ( $T_t$ ) dans la fonction de l'offre.

Le tableau 7 présente l'estimation des paramètres de l'équation de l'offre, avec les valeurs des p-values entre les parenthèses, par la méthode FIML.

##### 4.1.3.1.1 Estimation de la fonction de l'offre du maïs

Une méthode de maximum de vraisemblance a été utilisée afin d'estimer les équations du modèle structurel (avec la tendance déterministe), construit par les équations (0), (0) et (0).

L'estimation de coefficient de détermination (89 %) ainsi que l'application du test du rapport de vraisemblance (LR)<sup>59</sup> ( $\chi^2(28) = 21,58$ ) attestent une bonne spécification du modèle.

Enfin, le test de Ljung-Box, statistique Q, appliqué aux carrés des résidus de l'équation de l'offre ne relève aucune corrélation entre les résidus carrés du modèle.

L'autocorrélation entre les résidus du modèle a été examinée par plusieurs tests, à savoir : le test de Ljung-Box (tableau 7), le test de Harvey et le test de Guilkey (Voir Annexe 4). Il y a une concordance entre les résultats de ces différents tests quant à l'absence d'autocorrélation résiduelle du modèle. Le tableau 7 présente les résultats de l'estimation du modèle par la méthode FIML.

---

<sup>59</sup> Likelihood-ratio test.

Tableau7 : Résultats de la fonction de la réponse de l'offre du maïs versus le prix du marché		
Paramètre	Variable	Coefficient
$\gamma_0$	1	21800000 (0.000)
$\gamma_1$	$PMG_t^e$	52335.8 (0.09)
$\gamma_{21}$	$PE^e$	-14606.3 (0.84)
$\gamma_3$	$h_{pot}^e$	-364687.7 (0.16)
$\gamma_4$	$h_{wt}^e$	-5906817 (0.000)
$\gamma_5$	$D^* h_{pot}^e$	-161207.7 (0.80)
$\gamma_{6i}$	$su_{t-i}$	-
$\gamma_7$	$G_t$	-37853.9 (0.04)
$\gamma_8$	$T_t$	12567.5 (0.000)
Tests du résidu de l'équation de l'offre ( $\varepsilon_{1t}$ )		
Q(6)		3.95 (0. 68)
Q(12)		14.3 (0. 28)
Q(18)		17.47 (0. 49)
Q(24)		19.98 (0. 70)
Q <sup>2</sup> (6)		0.88 (0. 99)
Q <sup>2</sup> (12)		3.54 (0. 99)
Q <sup>2</sup> (18)		8.69 (0. 97)
Q <sup>2</sup> (24)		10.49 (0. 99)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Le coefficient du prix anticipé du maïs ( $\gamma_1$ ) a un signe positif, ce qui était attendu. Par ailleurs, le coefficient du prix anticipé d'engrais ( $\gamma_{21}$ ) est négatif, d'où une diminution de l'offre en cas d'augmentation du prix de cet intrant, ce qui était également attendu.

Le signe négatif du coefficient de la volatilité du prix du maïs et celui du prix d'engrais (respectivement  $\gamma_3$  et  $\gamma_4$ ) implique que l'offre réagit à la baisse de la volatilité des prix de l'output et de l'intrant.

Le coefficient  $\gamma_5$  présente la réaction de l'offre par rapport à la volatilité de prix dans le cas où il est possible de faire des prédictions sur les prix. Le signe négatif de  $\gamma_5$  implique que la volatilité présente toujours un facteur de risque pour le producteur, et ce, même lorsque l'évolution du prix est prévisible. Cependant, la comparaison entre la valeur de la probabilité<sup>60</sup> du coefficient de la volatilité effective ( $\gamma_3$ ) et celle du coefficient de la volatilité des prix prévisible ( $\gamma_5$ ) indique que l'effet de la volatilité du prix sur l'offre est moins important dans le cas où les prix sont prévus<sup>61</sup>. Ce cas de figure peut être justifié par l'effet de la prévisibilité des prix sur le risque. Au fur et à mesure que la prévisibilité des prix s'approche de la perfection, le biais entre les prix anticipés et les prix réalisés est moins important, ce qui conduit le producteur à être soumis à un moindre risque.

La méthode VARSOC ne présente aucun effet mémoire significatif et ne permet pas, en conséquence, de dégager un profil autorégressif tangible de l'évolution de l'offre ( $\gamma_{6i}$  ne peut pas être estimé).

Les coefficients  $\gamma_7$  et  $\gamma_8$  captent respectivement les effets du changement structurel sur la tendance et sur l'offre du maïs.

Comme présenté dans le tableau 7, parmi les variables déterminant le risque du prix ( $PMG_t^e$ ,  $PE_t^e$ ,  $h_{pot}^e$ ,  $h_{wt}^e$ ), seulement le coefficient de la variance de prix d'engrais ( $\gamma_4$ ) et le coefficient du prix du maïs ( $\gamma_1$ ) sont significatifs.

#### 4.1.3.1.2 Élasticité de l'offre du maïs dans le modèle incluant le prix du marché

L'estimation de l'élasticité de l'offre<sup>62</sup> par rapport au prix anticipé du maïs (0.25), au prix d'engrais (-0.015), à la volatilité du prix de l'output (-0.04) et à la volatilité du prix d'intrant (-0.07) indique que le producteur du maïs est plus sensible au prix de l'output qu'au prix de l'intrant. Plusieurs raisons

---

<sup>60</sup> P-Value

<sup>61</sup> Dans les périodes où la volatilité est prévisible, le seuil de significativité est de 80 %, alors que pendant la période retenue, ce seuil est de 16 %.

<sup>62</sup> Nous avons utilisé la moyenne simple des variables ainsi que les coefficients estimés du modèle afin d'estimer l'élasticité.

peuvent expliquer ce résultat. Tout d'abord, l'écart entre la décision de production et l'achat des intrants est plus courte que celui entre les décisions de production et de commercialisation (Nijs, 2014). En outre, les prix des intrants sont positivement corrélés au prix de l'output. En d'autres mots, l'augmentation du prix d'entrée provoque une hausse du prix de l'output. Par conséquent, la production est moins affectée par les variations du prix de l'entrée que par le changement du prix de l'output.

#### 4.1.3.2 Offre des producteurs versus prix effectif

Cette section présente l'analyse de la réaction de la fonction de l'offre du producteur du maïs vers les anticipations et la variance du prix effectif ainsi que du prix de l'intrant. Le tableau 8 contient l'estimation des paramètres de l'équation de l'offre, avec les valeurs des p-values entre les parenthèses, par la méthode FIML.

##### 4.1.3.2.1 Estimation de la fonction de l'offre du maïs

Une méthode de maximum de vraisemblance a été utilisée afin d'estimer les équations du modèle structurel (avec la tendance déterministe), construit par les équations (0), (0) et (0).

L'estimation de coefficient de détermination (76 %) ainsi que l'application du test du rapport de vraisemblance (LR)<sup>63</sup> ( $\chi^2(57) = 61.18$ ) attestent une bonne spécification du modèle.

Enfin, le test de Ljung-Box, statistique Q, appliqué aux carrés des résidus de l'équation de l'offre ne relève aucune corrélation entre les résidus carrés du modèle.

La corrélation entre les résidus du modèle a été testée par plusieurs méthodes, dont le test de Ljung-Box, statistique Q (Tableau 8), le test de Harvey et le test de Guilkey (Voir Annexe 6). Il y a une concordance entre les résultats de ces différents tests quant à l'absence d'autocorrélation résiduelle du modèle.

Le tableau 8 présente les résultats de l'estimation du modèle par la méthode FIML.

---

<sup>63</sup> Likelihood-ratio test.

Tableau8 : Résultats de la fonction de la réponse de l'offre du maïs versus le prix effectif		
Paramètre	Variable	Coefficient
$\gamma_0$	1	-28100000 (0.000)
$\gamma_1$	$PMGEF_t^e$	112623.8 (0.07)
$\gamma_{21}$	$PE^e$	-17105.54 (0.34)
$\gamma_3$	$h_{pot}^e$	-915099.4 (0.26)
$\gamma_4$	$h_{wt}^e$	-6010640(0.000)
$\gamma_5$	$D^* h_{pot}^e$	-708601 (0.57)
$\gamma_6$	$su_{t-i}$	-
$\gamma_7$	$G_t$	-
$\gamma_8$	$T_t$	14154.28 (0.000)
Tests du résidu de l'équation de l'offre ( $\varepsilon_{1t}$ )		
Q(6)		3.42 (0.33)
Q(12)		4.35 (0.62)
Q(18)		4.77 (0.85)
Q(24)		4.91 (0.96)
Q <sup>2</sup> (6)		5.99 (0.11)
Q <sup>2</sup> (12)		6.82 (0.34)
Q <sup>2</sup> (18)		7.90 (0.54)
Q <sup>2</sup> (24)		9.83 (0.63)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Le coefficient du prix anticipé du maïs ( $\gamma_1$ ) a un signe positif, ce qui est attendu. En revanche, le coefficient du prix anticipé d'engrais ( $\gamma_{21}$ ) est négatif, d'où une diminution de l'offre en cas d'augmentation du prix de ces intrants, ce qui est également attendu.

La valeur négative du coefficient de la volatilité du prix effectif du maïs et celle du prix d'engrais (respectivement  $\gamma_3$  et  $\gamma_4$ ) impliquent que l'offre réagit à la baisse à la volatilité du prix.



En outre, la valeur négative et non significative du coefficient  $\gamma_5$  (et à la fois d'une faible ampleur comparée à  $\gamma_3$ ), implique que la volatilité présente toujours un facteur de risque pour le producteur, et ce, même lorsque l'évolution du prix est prévisible. Par contre, elle a moins d'importance que la volatilité effective pour le producteur de maïs au Québec.

La méthode VARSOC ne présente aucun effet mémoire significatif et ne permet pas, en conséquence, de dégager un profil autorégressif tangible de l'évolution de l'offre ( $\gamma_6$  ne peut pas être estimé).

Afin d'avoir la meilleure performance du modèle, nous avons incorporé la variable de changement structurel ( $G_t$ ) et la tendance ( $T_t$ ) dans les équations des prix. Pour cette raison, notre modèle n'est pas capable de capter l'effet du changement structurel sur l'offre du maïs. En effet, le coefficient  $\gamma_8$  capte l'effet de la tendance sur l'offre du maïs.

Les résultats de l'application de la méthode FIML relèvent l'effet significatif du prix de l'output et la variance du prix de l'intrant sur l'offre du maïs. Également, la volatilité des prix de l'output n'est pas significative. Ce n'est pas surprenant puisque le programme ASRA - destiné à stabiliser le revenu des producteurs au Québec - est appliqué pour la période étudiée (1985-2013). En d'autres termes, ce programme empêche les fluctuations des revenus des producteurs suite à la variation de la volatilité des prix. Par conséquent, l'application de l'ASRA fait en sorte que l'offre de maïs (comme une production couverte par ASRA) n'est pas affectée par la volatilité des prix de l'output.

Les résultats de l'estimation, présentés dans le tableau 8, montrent que le coefficient estimé du prix de l'entrée est non significatif. Cela peut aussi être justifié par l'application de l'ASRA puisque le prix de l'intrant est inclus dans le coût de production et l'ASRA compense les producteurs pour la différence entre le coût de production et le prix du marché. Par conséquent, l'anticipation du prix de l'intrant n'est pas un facteur de risque important pour le producteur du maïs au Québec.

Enfin, nous avons analysé le comportement d'aversion au risque du producteur du maïs au Québec à l'aide de l'estimation de la prime marginale relative du risque ( $RRP_t$ ). L'estimation de cet indice déterminé par la valeur négative de la proportion d'élasticité de la variance et l'élasticité du prix (Holt

et Moschini, 1992) implique le comportement averse au risque du producteur plutôt que neutre au risque<sup>64</sup> (Voir l'Annexe7).

$$(0) \quad RRP_t = \gamma_{ab} \cdot \frac{h_t^e}{P_t^e}$$

Où :

$$\gamma_{ab} = \left\{ \frac{\gamma_3}{\gamma_1}, -\frac{\gamma_{41}}{\gamma_{21}} \right\}$$

$$h_t^e = h_{ot}^e \text{ si } \gamma_{ab} = \frac{\gamma_3}{\gamma_1}$$

$$h_t^e = h_{ct}^e \text{ si } \gamma_{ab} = -\frac{\gamma_{41}}{\gamma_{21}}$$

De plus, de par cette estimation, nous pouvons relever que l'application du programme ASRA engendre plus d'aversion au risque par rapport à l'intrant que par rapport à l'output (Voir l'Annexe7).

#### 4.1.3.2.2 Élasticités de l'offre du maïs dans le modèle incluant le prix effectif

L'estimation de l'élasticité de l'offre<sup>65</sup> par rapport à l'anticipation du prix effectif du maïs (0.70), du prix d'engrais (-0.08), à la volatilité du prix du maïs (-0.06) ainsi qu'à la volatilité du prix d'engrais (-0.08) implique que l'offre du maïs est plus sensible au prix de l'output et de l'intrant qu'à la volatilité des prix. Ainsi, ces estimations relèvent que l'offre du maïs est plus sensible par rapport au prix anticipé de l'output que par rapport au prix anticipé de l'intrant. Ce dernier est l'une des applications du programme ASRA.

<sup>64</sup> La valeur positive de cet indice implique une aversion au risque du producteur.

<sup>65</sup> Nous avons utilisé la moyenne simple des variables ainsi que les coefficients estimés afin d'estimer l'élasticité.

## 4.2 Porc

### 4.2.1 Analyses préliminaires

Le tableau 9 présente les résultats des tests de racine unitaire des différentes variables, à savoir : le prix du marché du porc (PP), le prix du maïs (PM), l'abattage du porc (ABP) et le prix effectif du porc (PPEF). Nous avons choisi les tests d'Augemented Dickey Fuller (ADF) et de Philips-Perron.

Tableau 9 : Résultats du test de racine unique						
Variable	Model sans intercepte et sans tendance		Model avec intercepte et sans tendance		Model avec intercepte et tendance	
Variable	augemente d Dickney Fuller (ADF)	Philips-Perron (PP)	augemented Dickney Fuller (ADF)	Philips-Perron (PP)	augemented Dickney Fuller (ADF)	Philips-Perron (PP)
PP (1 retard)	0.996	0.779	-2.953 <sup>b</sup>	-3.016 <sup>b</sup>	-3.862 <sup>b</sup>	-4.109 <sup>c</sup>
PM (3 retards)	-0.645	-0.542	-2.641 <sup>a</sup>	-2.343	-3.052	-2.549
ABP (1 retard)	0.516	-0.68	-13.131 <sup>c</sup>	-15.328 <sup>c</sup>	-13.307 <sup>c</sup>	-15.438 <sup>c</sup>
PPEF (1 retards)	-0.872	-0.707	-3.725 <sup>c</sup>	-4.010 <sup>c</sup>	-5.28 <sup>c</sup>	-5.879 <sup>c</sup>

\* a significative à 10 % \* b significative à 5 % \* c significative à 1 %.

La statistique de Durbin-Watson a été utilisée afin de déterminer le retard optimal des variables. Les résultats de critère de Durbin-Watson proposent un seul retard pour le prix du marché du porc (PP), pour le prix effectif du porc (PPEF) et pour l'abattage du porc (AB). Ainsi, cette statistique permet de déterminer trois retards pour le prix des maïs-grain (PM).

Toutes les variables présentent des résultats mixtes vers le test de stationnarité.

#### 4.2.2 Analyse du prix du porc

##### 4.2.2.1 Analyse du prix du marché du porc

Le test visuel de corrélogramme (Figure(a.5)) présente des autocorrélations et corrélations partielles pour le prix du porc, e qui caractérise une forme autorégressive pour le prix du marché du porc.

Les formes autorégressives du modèle sont spécifiées selon la méthode Général à Spécifique<sup>66</sup>, en vertu de quoi l'équation du prix peut s'écrire comme la suivante :

$$(0) \quad PP_t = b_0 + b_1 PP_{t-1} + b_2 PP_{t-11} + c_1 G_t + c_2 T_t + z_{2t}$$

Où :

$G_t$  et  $T_t$  sont respectivement le changement structurel et la tendance.

$z_{2t}$  est un terme d'erreur

Le test visuel de corrélogramme du résidu carré de l'équation (0) (Figure(a.6)) permet d'identifier le degré d'effet ARCH<sup>67</sup>, en vertu duquel, on a choisi le modèle GARCH (1,1).

La modélisation de la volatilité du prix par les modèles GARCH asymétriques engendre des coefficients non significatifs de l'effet ARCH. Ce dernier ne permet pas de capter l'asymétrie des chocs sur les prix résultant de l'instauration du programme ASRA. Le tableau 10 présente les

<sup>66</sup> Les formes autorégressives déterminées par le critère BIC engendrent des autocorrélations dans l'équation du prix du marché du porc.

<sup>67</sup> Le test Lagrange Multiplicateur confirme l'existence de l'effet GARCH dans le prix marché du porc (voir Annexe 8).

résultats du modèle GARCH appliqué sur le prix du marché de porc. Les chiffres entre les parenthèses sont des probabilités critiques.

Tableau10 : Résultats de l'équation du prix du marché du porc		
Paramètre	Variable	Coefficient
<b>Moyenne conditionnelle</b>		
$b_0$	1	0.036 (0.29)
$b_1$	$PP_{t-1}$	0.79 (0.000)
$b_2$	$PP_{t-11}$	0.17 (0.000)
$c_1$	$G_t$	-
$c_2$	$T_t$	-
<b>Variance conditionnelle</b>		
$\alpha_0$	1	0.02 (0.00)
$\alpha_1$	$z_{2(t-1)}^2$	0.1 (0.000)
$\beta_1$	$h_{(t-1)}$	-0.98 (0.000)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix généré par le modèle autorégressive(AR) (<math>z_{2t}</math>)</b>		
Q(6)		2.4 (0.86)
Q(12)		5.22 (0.95)
Q(18)		11.34 (0.88)
Q(24)		18.03 (0.80)
Q <sup>2</sup> (6)		3.77 (0.71)
Q <sup>2</sup> (12)		6.88 (0.86)
Q <sup>2</sup> (18)		32.44 (0.02)
Q <sup>2</sup> (24)		37.93 (0.03)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix généré par le modèle SAARCH</b>		
	$(z_{2t} * h_t^{-\frac{1}{2}})$	
Q(6)		2.38 (0.88)
Q(12)		6.01 (0.91)
Q(18)		10.9 (0.89)
Q(24)		19.51 (0.72)
Q <sup>2</sup> (6)		2.18 (0.90)
Q <sup>2</sup> (12)		4.29 (0.98)
Q <sup>2</sup> (18)		13.73 (0.74)
Q <sup>2</sup> (24)		18.82 (0.76)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Selon les résultats, les coefficients des termes autorégressifs du prix ( $b_1$  et  $b_2$ ) sont significatifs au seuil de 1 %. Afin d'avoir une meilleure performance du modèle, on capte l'effet du changement structurel et de la tendance dans l'équation de l'offre.

Les coefficients de la variance conditionnelle exprimés par  $\alpha_1$  et  $\beta_1$  sont significativement non nuls au seuil de 1 %, ce qui présage une volatilité variable dans le temps. De plus, la somme inférieure d'un des paramètres  $\alpha_1$  et  $\beta_1$  (-0.88) implique que le processus GARCH est faiblement stationnaire (Bollerslev, 1986).

Enfin, le test de Ljung-Box appliqué sur le modèle GARCH ne montre aucune corrélation entre les résidus ainsi qu'entre le carré des résidus.

#### 4.2.2.2 Analyse du prix effectif du porc

Le test visuel de corrélogramme (Figure(a.7)) présente des autocorrélations et corrélations partielles pour le prix effectif du porc, ce qui caractérise une forme autorégressive pour le prix du marché du porc.

Les formes autorégressives du modèle sont spécifiées selon le critère BIC, en vertu de quoi l'équation du prix peut s'écrire comme la suivante :

$$(0) \quad PPEF_t = b'_0 + b'_1 PPEF_{t-1} + c'_1 G_t + c'_2 G_t + z_{2t}$$

Le test de Ljung-Box, statistique Q présentée par le tableau 11, révèle l'absence de l'effet GARCH dans le prix effectif du porc<sup>68</sup>. Pour cette raison, la variance du prix effectif du porc a été enlevée du modèle.

---

<sup>68</sup> Il y a une concordance entre ces résultats et ceux obtenus par Rude et Surry (2013).

Tableau11 : Résultats de l'équation du prix effectif du porc		
Paramètre	Variable	Coefficient
<b>Moyenne conditionnelle</b>		
$b'_0$	1	1.52 (0.000)
$b'_1$	$PPEF_{t-1}$	0.75 (0.000)
$c'_1$	$G_t$	-0.1 (0.04)
$c'_2$	$T_t$	-
<b>Tests du résidu de l'équation du prix généré par le modèle autorégressive(AR) ( <math>z_{2t}</math> )</b>		
Q(6)		4.51 (0.61)
Q(12)		14.98 (0.24)
Q(18)		23.19 (0.18)
Q(24)		32.25 (0.12)
Q <sup>2</sup> (6)		4.17 (0.65)
Q <sup>2</sup> (12)		6.54 (0.88)
Q <sup>2</sup> (18)		14.81 (0.67)
Q <sup>2</sup> (24)		20.87 (0.65)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Selon les résultats, le coefficient du terme autorégressif du prix effectif ( $b'_1$ ) est significatif au seuil de 1 %. Afin d'avoir une meilleure performance du modèle incluant le prix effectif du maïs, on a dû incorporer une variable caractéristique de la tendance ( $T_t$ ) dans les équations de l'offre.

Les résultats du test de Ljung-Box, statistique Q, appliqué au résidu ( $z_{2t}$ ) et au résidu carré ( $z_{2t}^2$ ) de l'équation du prix, nous permettent de conclure au non-rejet de l'hypothèse d'une absence d'autocorrélation entre les résidus et entre les carrés des résidus.

#### 4.2.2.3 Analyse du prix de l'intrant à la production du porc

Le test visuel de corrélogramme (Figure(a.8)) présente des autocorrélations et corrélations partielles pour le prix de l'intrant (maïs), ce qui caractérise l'existence d'une forme autorégressive dans l'équation du prix. Retenons au passage que, dans le modèle incluant le prix effectif, la variable caractéristique du changement structurel ( $G_t$ ) intervient dans l'équation du prix. Par conséquent, on estime deux équations du prix du maïs : une incluant  $G_t$  dans l'équation du prix et l'autre excluant  $G_t$ .

Les formes autorégressives du modèle sont spécifiées selon les critères d'information Bayes (BIC), en vertu de quoi l'équation du prix de l'intrant peut s'écrire comme un modèle autorégressif avec 1 retard (AR(1)) :

$$(0) \quad PM_t = b_0'' + b_1'' PM_{t-1} + c_1'' G_t + z_{3t}$$

Où :

$PM_t$  : Prix du maïs

$z_{3t}$  : Terme d'erreur

Le test du multiplicateur de Lagrange (LM) conduit à un non-rejet de l'hypothèse de l'absence de l'effet GARCH dans le modèle (voir Annexe 9), ce qui nous porte à modéliser la variance de ce prix par la variance mobile simple.

Le tableau 12 présente les résultats de modèle ARMA appliqué au prix du maïs-grain. Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.



Tableau12 : Résultats de l'équation du prix du maïs à Chatham		
Paramètre	Variable	Coefficient
<b>Moyenne conditionnelle</b>		
<b>Excluant <math>G_t</math></b>		
$b''_0$	1	1.38 (0.000)
$b''_1$	$PM_{t-1}$	0.95 (0.000)
$c''_1$	$G_t$	-
<b>Tests du résidu de l'équation du prix (<math>Z_{3t}</math>)</b>		
Q(6)	8.2 (0.22)	
Q(12)	15.69 (0.20)	
Q(18)	21.73 (0.24)	
Q(24)	25.48 (0.38)	
Q <sup>2</sup> (6)	7.82 (0.25)	
Q <sup>2</sup> (12)	17.08 (0.15)	
Q <sup>2</sup> (18)	25.04 (0.12)	
Q <sup>2</sup> (24)	28.95 (0.22)	
<b>Incluant <math>G_t</math></b>		
$b''_0$	1	1.35 (0.000)
$b''_1$	$PM_{t-1}$	0.95 (0.000)
$c''_1$	$G_t$	0.07 (0.71)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix (<math>Z_{3t}</math>)</b>		
Q(6)	8.3 (0.21)	
Q(12)	15.99 (0.19)	
Q(18)	22.02 (0.23)	
Q(24)	26.19 (0.34)	
Q <sup>2</sup> (6)	8.00 (0.24)	
Q <sup>2</sup> (12)	17.41 (0.13)	
Q <sup>2</sup> (18)	25.86 (0.10)	
Q <sup>2</sup> (24)	29.74 (0.19)	

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Selon les résultats, le coefficient du terme autorégressifs du prix ( $b'_1$ ) est significatifs au seuil de 1 %.

Le test de Ljung-Box, statistique Q, appliqué au résidu ( $Z_{3t}$ ) et au résidu carré ( $Z_{3t}^2$ ) de l'équation du prix ne montre aucune corrélation entre les résidus ainsi qu'entre les résidus carrés du modèle.

## 4.2.3 Offre des producteurs du porc

### 4.2.3.1 Offre des producteurs versus le prix du marché

Cette section analyse la réaction de la fonction de l'offre du producteur du porc vers les anticipations et la volatilité du prix de l'output et du prix de l'intrant. Le tableau 13 présente l'estimation des paramètres de l'équation de l'offre, avec les valeurs des p-values entre les parenthèses, par la méthode FIML.

#### 4.2.3.1.1 Estimation de la fonction de l'offre du porc

Une méthode de maximum de vraisemblance a été utilisée afin d'estimer les équations du modèle structurel (avec la tendance déterministe), construit par les équations(0), (0) et l'équation de la volatilité des prix prévisibles.

L'estimation de coefficient de détermination (83 %) ainsi que l'application du test du rapport de vraisemblance (LR)<sup>69</sup> ( $\chi^2(57) = 48.33$ ) attestent d'une bonne spécification du modèle.

Enfin, le test de Ljung-Box, statistique Q, appliqué aux carrés des résidus de l'équation de l'offre ne relève aucune corrélation entre les résidus carrés du modèle.

L'autocorrélation entre les résidus du modèle a été examinée à l'aide de différents tests à savoir : le test de Ljung-Box (Tableau 13), le test de Harvey et le test de Guilkey (voir Annexe 10). Il y a une concordance entre les résultats de ces différents tests quant à l'absence d'autocorrélation résiduelle du modèle.

---

<sup>69</sup> Likelihood-ratio test.

<b>Tableau13 : Résultats de la fonction de la réponse de l'offre du porc versus le prix du marché</b>		
<b>Paramètre</b>	<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>
$\gamma_0$	1	432146.3 (0.000)
$\gamma_1$	$PP_t^e$	16272.2 (0.46)
$\gamma_{21}$	$PM^e$	-5863.96 (0.55)
$\gamma_3$	$h_{pot}^e$	-346730.4 (0.57)
$\gamma_4$	$h_{wt}^e$	-357507.8 (0.10)
$\gamma_5$	$D^* h_{pot}^e$	-227730.7 (0.63)
$\gamma_{61}$	$ABP_{t-1}$	0.21 (0.006)
$\gamma_{62}$	$ABP_{t-2}$	-0.16 (0.008)
$\gamma_{63}$	$ABP_{t-3}$	0.59 (0.000)
$\gamma_{64}$	$ABP_{t-4}$	-0.35 (0.000)
$\gamma_7$	G	-24917.68 (0.06)
$\gamma_8$	T	657.29 (0.02)
$\gamma_{91}$	M <sub>1</sub>	-51211.3 (0.04)
$\gamma_{92}$	M <sub>2</sub>	-76171.9 (0.005)
$\gamma_{93}$	M <sub>3</sub>	-4259.2 (0.87)
$\gamma_{94}$	M <sub>4</sub>	-97140.4 (0.000)
$\gamma_{95}$	M <sub>5</sub>	-105659.4 (0.000)
$\gamma_{96}$	M <sub>6</sub>	-90700.9 (0.001)
$\gamma_{97}$	M <sub>7</sub>	-78600.7 (0.006)
$\gamma_{98}$	M <sub>8</sub>	-72500.2 (0.01)
$\gamma_{99}$	M <sub>9</sub>	-17668.7 (0.53)
$\gamma_{910}$	M <sub>10</sub>	-53899 (0.05)
$\gamma_{911}$	M <sub>11</sub>	-23630.2 (0.40)
$\gamma_{912}$	M <sub>12</sub>	-57724.7 (0.02)
<b>Tests du résidu de l'équation de l'offre (<math>z_{1t}</math>)</b>		
Q(6)	2.35 (0.88)	
<b>Tableau 13-Suite</b>		

Q(12)	8.65 (0.73)
Q(18)	12.66 (0.81)
Q(24)	25.18(0.40)
Q <sup>2</sup> (6)	2.47 (0.87)
Q <sup>2</sup> (12)	7.03 (0.85)
Q <sup>2</sup> (18)	10.26 (0.92)
Q <sup>2</sup> (24)	15.53 (0.90)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Le coefficient du prix anticipé du porc ( $\gamma_1$ ) a un signe positif, ce qui est attendu. En revanche, le coefficient du prix anticipé du maïs ( $\gamma_{21}$ ) est négatif, d'où une diminution de l'offre en cas d'augmentation du prix de cet intrant, ce qui est également attendu.

Le signe négatif du coefficient de la volatilité du prix du porc ( $\gamma_3$ ) ainsi que de la volatilité du prix du maïs ( $\gamma_4$ ) implique que l'offre réagit à la baisse à la volatilité du prix de l'output et de l'intrant.

Le coefficient  $\gamma_5$  présente la réaction de l'offre par rapport à la volatilité de prix dans le cas où il est possible de faire des prédictions sur les prix. Le signe négatif de  $\gamma_5$  implique que la volatilité présente toujours un facteur de risque pour le producteur, même lorsque l'évolution du prix est prévisible. Cependant, la comparaison entre la valeur de la probabilité<sup>70</sup> du coefficient de la volatilité effective ( $\gamma_3$ ) et celle du coefficient de la volatilité des prix prévisibles ( $\gamma_5$ ) indique que l'effet de la volatilité du prix sur l'offre est moins important dans le cas où les prix sont prévus<sup>71</sup>.

Le résultat de l'estimation selon la méthode VARSOC suggère quatre retards pour la série d'abattage du porc dans le modèle. Les coefficients  $\gamma_{61}$ -  $\gamma_{64}$  captent l'effet de ces retards sur l'offre du porc.

Les coefficients  $\gamma_7$  et  $\gamma_8$  captent respectivement l'effet du changement structurel et la tendance sur l'offre du porc. Les variables  $\gamma_{91}$ -  $\gamma_{912}$  sont utilisées afin de capter les effets mensuels sur la production du porc.

<sup>70</sup> P-Value

<sup>71</sup> Dans les périodes où la volatilité est prévisible, le seuil de significativité est de 63 %; alors que pendant la période retenue, ce seuil était de 57 %.

Comme présenté par le tableau 13, parmi les variables déterminant le risque du prix ( $PP_t^e$ ,  $PM_t^e$ ,  $h_{pot}^e$ ,  $h_{wt}^e$ ), seulement la variance du prix de l'intrant est significative. L'absence de la significativité de coefficient du prix anticipé du porc ( $\gamma_1$ ) et celui de la volatilité de prix du porc ( $\gamma_3$ ) indique que la volatilité et le prix anticipé du marché ne sont pas les facteurs importants du risque pour le producteur du porc au Québec. En d'autres mots, l'offre du porc ne réagit pas par rapport au prix du marché et à sa volatilité.

#### 4.2.3.1.2 Élasticité de l'offre du porc dans le modèle incluant le prix du marché

L'introduction de la valeur retardée de la production dans le modèle (voir l'équation (0)) nous permet de calculer les élasticités de l'offre à long terme ainsi qu'à court terme (voir Annexe 5). L'estimation de l'élasticité de l'offre<sup>72</sup> par rapport au prix anticipé du porc (0.028 à court terme et 0.036 à long terme) et par rapport au prix du maïs (-0.012 à court terme et de -0.015 à long terme) révèle les élasticités de prix de l'offre plus élevées à long terme qu'à court terme. Cela est justifié par le principe de Chatelier, selon lequel les élasticités de l'offre et de la demande à court terme sont moins grandes qu'à long terme (Samuelson, 1947, développé en 1983).

L'estimation de l'élasticité de l'offre par rapport à la volatilité du prix du porc (-0.006 à court terme et -0.007 à long terme) et par rapport à la volatilité du maïs (-0.029 à court terme et -0.037 à long terme) implique que la production de porc est plus sensible à la volatilité du prix de l'intrant qu'à celle du prix de l'output.

#### 4.2.3.2 Offre des producteurs versus le prix effectif

Cette section analyse la réaction de la fonction de l'offre du producteur du porc vers les anticipations et la variance du prix effectif ainsi que du prix de l'intrant. Le tableau 14 présente l'estimation des paramètres de l'équation de l'offre, avec les valeurs des p-values entre les parenthèses, par la méthode FIML.

---

<sup>72</sup> Nous avons utilisé la moyenne simple des variables ainsi que les paramètres estimés du modèle lors de l'estimation d'élasticité.

#### 4.2.3.2.1 Estimation de la fonction de l'offre du porc

Une méthode de maximum de vraisemblance a été utilisée afin d'estimer les équations du modèle structurel (avec la tendance déterministe), construit par les équations (0) ainsi que l'équation de la variance des prix prévisibles.

L'estimation de coefficient de détermination (83 %) ainsi que l'application du test du rapport de vraisemblance (LR)<sup>73</sup> ( $\chi^2(27) = 22.9$ ) attestent une bonne spécification du modèle.

Enfin, le test de Ljung-Box, statistique Q, appliqué au résidu et aux carrés des résidus de l'équation de l'offre ne relève aucune corrélation entre les résidus ainsi que les résidus carrés du modèle (tableau 14). Ainsi, l'application des tests de Harvey et de Guilkey confirme l'absence d'autocorrélation dans le modèle (voir Annexe 11).

Le tableau 14 présente les résultats de l'estimation du modèle par la méthode FIML.

---

<sup>73</sup> Likelihood-ratio test.

<b>Tableau14 : Résultats de la fonction de la réponse de l'offre du porc versus le prix effectif</b>		
<b>Paramètre</b>	<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>
$\gamma_0$	1	293644.8 (0.008)
$\gamma_1$	$PPEF_t^e$	81714.6 (0.04)
$\gamma_{21}$	$PM^e$	-10350.51 (0.29)
$\gamma_3$	$h_{pot}^e$	-
$\gamma_4$	$h_{wt}^e$	-449708.2 (0.02)
$\gamma_5$	$D^* h_{pot}^e$	-
$\gamma_{61}$	$ABP_{t-1}$	0.19 (0.01)
$\gamma_{62}$	$ABP_{t-2}$	-0.17 (0.004)
$\gamma_{63}$	$ABP_{t-3}$	0.60 (0.000)
$\gamma_{64}$	$ABP_{t-4}$	-0.35 (0.000)
$\gamma_7$	G	-29909.38
$\gamma_8$	T	931.69 (0.001)
$\gamma_{91}$	M <sub>1</sub>	-38407.41 (0.13)
$\gamma_{92}$	M <sub>2</sub>	-68043.7 (0.011)
$\gamma_{93}$	M <sub>3</sub>	-155.62 (0.99)
$\gamma_{94}$	M <sub>4</sub>	-93752.79 (0.000)
$\gamma_{95}$	M <sub>5</sub>	-101710.1 (0.000)
$\gamma_{96}$	M <sub>6</sub>	-94132.03 (0.001)
$\gamma_{97}$	M <sub>7</sub>	-78154.8 (0.005)
$\gamma_{98}$	M <sub>8</sub>	-74.35.28 (0.008)
$\gamma_{99}$	M <sub>9</sub>	-18454.78 (0.49)
$\gamma_{910}$	M <sub>10</sub>	-49248.48 (0.07)
$\gamma_{911}$	M <sub>11</sub>	-17676.3 (0.52)
$\gamma_{912}$	M <sub>12</sub>	-51146.74 (0.04)
<b>Tests du résidu de l'équation de l'offre (<math>z_{1t}</math>)</b>		
Q(6)		3.53 (0.73)

Tableau14-Suite	
Q(12)	10.76 (0. 55)
Q(18)	12.92 (0. 79)
Q(24)	21. 51(0. 61)
Q <sup>2</sup> (6)	1.99 (0. 92)
Q <sup>2</sup> (12)	7.45 (0. 82)
Q <sup>2</sup> (18)	10.12 (0. 93)
Q <sup>2</sup> (24)	15.43 (0. 91)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Le coefficient du prix anticipé du porc ( $\gamma_1$ ) a un signe positif, ce qui est attendu. En revanche, le coefficient du prix anticipé du maïs ( $\gamma_{21}$ ) est négatif, d'où une diminution de l'offre en cas d'augmentation du prix de ces intrants, ce qui est également attendu.

La valeur négative et significativement différente du zéro du coefficient de la volatilité du prix du maïs ( $\gamma_4$ ) implique que l'offre réagit significativement à la baisse à la volatilité du prix.

La méthode VARSOC estimée sur la série d'abattage de porc propose quatre retards dans le modèle. Les coefficients  $\gamma_{61}$ - $\gamma_{64}$  captent l'effet de ces retards sur l'offre du porc.

Les coefficients  $\gamma_7$  et  $\gamma_8$  captent respectivement l'effet et du changement structurel et de la tendance sur l'offre du porc.

Les variables  $\gamma_{91}$ -  $\gamma_{912}$  sont introduits afin de capter les effets mensuels sur la production du porc.

Les résultats de l'application de la méthode FIML relèvent l'effet significatif de la variance du prix de l'intrant ainsi que l'effet significatif du prix du porc sur l'offre du porc.

Comme il est présenté dans le tableau 14, le prix de l'intrant est moins significatif que le prix de l'output. Étant donné que le prix de l'intrant fait partie du coût de production, ce résultat est justifié par l'existence de programme ASRA qui compense la différence entre le coût de production et le prix du marché.



Enfin, nous avons analysé le comportement d'aversion au risque du producteur du porc au Québec à l'aide de l'estimation de la prime marginale relative du risque ( $RRP_t$ ). L'estimation de cet indice (équation(0)) implique un comportement averse au risque du producteur plutôt que neutre au risque<sup>74</sup> (voir Annexe 12). De plus, ces estimations relèvent que l'application du programme ASRA engendre plus d'aversion au risque par rapport à l'intrant que par rapport à l'output.

#### 4.2.3.2.2 Élasticité de l'offre du porc dans le modèle incluant le prix effectif

L'élasticité de l'offre<sup>75</sup> par rapport à l'anticipation du prix effectif du porc (0.17 à court terme et 0.22 à long terme) et par rapport au prix du maïs (-0.02 à court terme et -0.03 à long terme) confirme l'existence du principe de Chatelier. Ainsi, ces résultats relèvent que l'offre est plus sensible par rapport à l'anticipation du prix de l'output que par rapport à l'anticipation du prix de l'intrant. Cette dernière peut être justifiée par l'application du programme ASRA qui compense la différence entre le coût de production et le prix du marché. Notre résultat se démarque en effet de celui obtenu par Rude et Surry (2013) qui conclut sur une plus forte élasticité de prix de l'intrant que de celle de l'output.<sup>76</sup>

L'estimation de l'élasticité de l'offre par rapport à la volatilité du prix de l'intrant (-0.04 à court terme et -0.05 à long terme) implique que le prix anticipé de l'output est le facteur le plus important du risque pour le producteur du porc au Québec.

### 4.3 Agneau

#### 4.3.1 Analyses préliminaires

Le tableau 15 présente les résultats des tests de racine unitaire des différentes variables, à savoir : le prix du marché de l'agneau (PA), le prix du maïs (PM), l'abattage de l'agneau (ABA) et le prix effectif de l'agneau (PEFA). Nous avons choisi les tests d'Augemented Dickey Fuller (ADF) et de Philips-Perron.

---

<sup>74</sup> La valeur positive de cet indice implique aversion au risque du producteur.

<sup>75</sup> La moyenne simple des variables ainsi que les paramètres estimés du modèle sont utilisés afin d'estimer les élasticités.

<sup>76</sup> Rude et Surry ont calculé les élasticités de prix de l'offre pendant 1990-2008.

Tableau15 : Résultats du test de racine unique						
Variable	Modèle sans constant et sans tendance		Modèle avec constant et sans tendance		Modèle avec constant et tendance	
Variable	Augemented Dickney Fuller (ADF)	Philips-Perron (PP)	Augemented Dickney Fuller (ADF)	Philips-Perron (PP)	Augemented Dickney Fuller (ADF)	Philips-Perron (PP)
PP (1 retard)	-0.796	-0.732	-4.478 <sup>c</sup>	-7.133 <sup>b</sup>	-4.492 <sup>c</sup>	-7.119 <sup>c</sup>
PM (3 retards)	-0.645	-0.542	-2.641 <sup>a</sup>	-2.343	-3.052	-2.549
ABP (1 retard)	-0.391	-1.000	-5.740 <sup>c</sup>	-11.845 <sup>c</sup>	-6.607 <sup>c</sup>	-13.237 <sup>c</sup>
PPEF (1 retard)	-0.711	-0.738	-3.795 <sup>c</sup>	-4.491 <sup>c</sup>	-4.996 <sup>c</sup>	-5.976 <sup>c</sup>

\* a significative à 10 % \* b significative à 5 % \* c significative à 1 %.

La statistique de Durbin-Watson a été utilisée afin de déterminer le retard optimal des variables. Les résultats de critère de Durbin-Watson indiquent quatre retards pour le prix du marché de l'agneau (PA), trois retards pour le prix des maïs-grain (PM), deux retards pour l'abattage de l'agneau (ABA) et un seul retard pour le prix effectif de l'agneau (PAEF). Toutes les variables présentent des résultats mixtes en ce qui concerne le test de stationnarité.

## 4.3.2 Analyse du prix

### 4.3.2.1 Analyse du prix du marché de l'agneau

Le test visuel de corrélogramme (Figure(a.9)) présente des autocorrélations et corrélations partielles pour le prix de l'agneau, ce qui caractérise une forme autorégressive pour le prix du marché de l'agneau.

Les formes autorégressives du modèle sont spécifiées selon la méthode Général à spécifique<sup>77</sup>, en vertu duquel l'équation du prix peut s'écrire comme la suivante :

$$(0) \quad PA_t = b_0 + b_1PA_{t-1} + b_2PA_{t-3} + b_3PA_{t-11} + b_4PA_{t-12} + G_t + T_t + w_{2t}$$

Où :

$w_{2t}$ : Terme d'erreur

Le test visuel de corrélogramme des carrés des résidus  $c$  de l'équation (0) (Figure(a.10)) permet d'identifier le degré d'effet ARCH<sup>78</sup>. Le résultat de ce test accompagné du résultat du test Box et Jenking (1976) (Bollerslev, 1988) nous conduit à choisir le modèle ARCH (1).

Afin de capter les effets asymétriques des chocs du prix (généralisé par le programme ASRA), la volatilité du prix est modélisée par un modèle GARCH de Threshold (TARCH). Ce modèle étant une forme spécifique de modèle GARCH asymétrique (l'équation(0)) dans laquelle le coefficient de GARCH ( $\beta_i$ ) prend la valeur nulle.

$$(0) \quad h_t = \alpha_0 + \alpha_1 w_{2(t-1)}^2 + \gamma_1 w_{2(t-1)}^{2+}$$

$$w_{2(t-1)}^{2+} = w_{2(t-1)}^2 \text{ si } w_{2(t-1)} > 0$$

---

<sup>77</sup> Les formes autorégressives déterminées par le critère BIC engendrent des autocorrélations dans l'équation du prix.

<sup>78</sup> Le test Lagrange Multiplicateur confirme l'existence de l'effet GARCH dans le prix du marché du porc (voir Annexe 13).

L'estimation des coefficients de l'équation (0) par le modèle TAR(1) révèle l'absence de la significativité du coefficient de troisième retard ( $b_3$ ), ce qui nous conduit à réécrire l'équation du prix comme suit<sup>79</sup> :

$$(0) \quad PA_t = b_0 + b_1PA_{t-1} + b_3PA_{t-11} + b_4PA_{t-12} + G_t + T_t + w_{2t}$$

Le tableau 16 présente les résultats de modèle TAR(1) appliqué au prix du marché de l'agneau. Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

---

<sup>79</sup> Le test LM confirme l'existence de l'effet du GARCH dans l'équation (0).

Tableau16 : Résultats de l'équation du prix du marché de l'agneau		
Paramètre	Variable	Coefficient
<b>Moyenne conditionnelle</b>		
$b_0$	1	0.12 (0.35)
$b_1$	$PA_{t-1}$	0.39 (0.000)
$b_3$	$PA_{(t-11)}$	0.18 (0.013)
$b_4$	$PA_{(t-12)}$	0.26 (0.000)
$b_5$	$G_t$	-0.2 (0.000)
$b_6$	$T_t$	0.001(0.006)
<b>Variance conditionnelle</b>		
$\alpha_0$	1	0.16 (0.000)
$\alpha_1$	$w_{2(t-1)}^2$	-0.18 (0.08)
$\gamma_1$	$w_{2(t-1)}^{2+}$	0.26 (0.04)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix généré par le modèle autorégressif (AR) (<math>w_{2t}</math>)</b>		
Q(6)		3.69 (0.72)
Q(12)		7.81 (0.80)
Q(18)		13.35 (0.78)
Q(24)		26.37 (0.33)
Q <sup>2</sup> (6)		13.17 (0.04)
Q <sup>2</sup> (12)		16.92 (0.15)
Q <sup>2</sup> (18)		18.77 (0.41)
Q <sup>2</sup> (24)		19.19 (0.74)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix généré par le modèle TARCH</b>		
	$(w_{2t} * h_t^{-\frac{1}{2}})$	
Q(6)		4.27 (0.64)
Q(12)		9.33 (0.67)
Q(18)		15.15 (0.65)
Q(24)		28.99 (0.22)
Q <sup>2</sup> (6)		9.23 (0.16)
Q <sup>2</sup> (12)		15.55 (0.21)
Q <sup>2</sup> (18)		17.8 (0.47)
Q <sup>2</sup> (24)		18.27 (0.79)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Selon les résultats, les coefficients des termes autorégressifs du prix ( $b_1$ - $b_4$ ) sont significatifs au seuil de 1 %.

Les coefficients de la variance conditionnelle exprimés par  $\alpha_1$  et  $\gamma_1$  sont significativement non nuls au seuil de 10 %, ce qui présage une volatilité variable dans le temps. De plus, la somme inférieure d'un des paramètres  $\alpha_1$  et  $\gamma_1$  (0.08) implique qu'un processus GARCH est faiblement stationnaire.

Ainsi, la comparaison entre la valeur de  $\alpha_1$  et  $\gamma_1$  révèle que les chocs positifs engendrent plus de la volatilité que les chocs négatifs.

Enfin, le test de Ljung-Box appliqué sur le modèle TARARCH ne montre aucune corrélation entre les résidus ainsi qu'entre le carré des résidus.

#### 4.3.2.2 Analyse du prix effectif de l'agneau

Le test visuel de corrélogramme (Figure(a.11)) présente des autocorrélations et corrélations partielles pour le prix effectif de l'agneau, ce qui caractérise une forme autorégressive pour le prix effectif de l'agneau.

Les formes autorégressives du modèle sont spécifiées par la méthode Général à spécifique, en vertu de quoi l'équation du prix peut s'écrire comme suit :

$$(0) \quad PPEF_t = b'_0 + b'_1 PEFA_{t-1} + b'_2 PEFA_{t-3} + b'_3 PEFA_{t-12} + b'_4 PEFA_{t-14} + c'_1 G_t + c'_1 T_t + w_{2t}$$

Le test visuel de corrélogramme du résidu carré de l'équation (0) (Figure(a.12)) permet d'identifier le degré d'effet ARCH<sup>80</sup>. Le résultat de ce test accompagné du résultat du test de Box et Jenking (1976) (Bollerslev, 1988) nous conduit à adopter le modèle ARCH(1).

Afin de capter les effets asymétriques des chocs du prix (généralisé par le programme ASRA), la volatilité du prix est modélisée par un modèle SAARCH (l'équation(0)). Le prix retardé de trois

<sup>80</sup> Le test Lagrange Multiplicateur confirme l'existence de l'effet GARCH dans le prix du marché de l'agneau (voir Annexe 14).

périodes ( $PPEFA_{t-3}$ ) n'a pas d'influence significative selon le résultat du modèle SAARCH estimé sur le prix effectif d'agneau. Par conséquent, cette variable a été enlevée de l'équation du prix<sup>81</sup>.

Le tableau 17 présente les résultats du modèle SAARCH appliqué au prix effectif de l'agneau. Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

---

<sup>81</sup> Le test ARCHLM confirme encore l'existence de l'effet GARCH dans le modèle.

Tableau17 : Résultats de l'équation du prix effectif de l'agneau		
Paramètre	Variable	Coefficient
<b>Moyenne conditionnelle</b>		
$b'_0$	1	0.75 (0.002)
$b'_1$	$PAEF_{t-1}$	0.78 (0.000)
$b'_3$	$PAEF_{t-12}$	0.17 (0.01)
$b'_4$	$PAEF_{t-14}$	-0.26 (0.000)
$c'_1$	$G_t$	0.04 (0.41)
$c'_2$	$T_t$	-0.001(0.006)
<b>Variance conditionnelle</b>		
$\alpha_0$	1	0.04 (0.000)
$\alpha_1$	$w_{2(t-1)}$	0.12 (0.000)
$\gamma_1$	$w_{2(t-1)}^2$	0.11 (0.000)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix généré par le modèle autorégressif ( <math>w_{2t}</math> )</b>		
Q(6)		2.17 (0.90)
Q(12)		6.01 (0.92)
Q(18)		12.22 (0.83)
Q(24)		27.65 (0.27)
Q <sup>2</sup> (1)		4.56 (0.03)
Q <sup>2</sup> (12)		7.37 (0.83)
Q <sup>2</sup> (18)		9.66 (0.94)
Q <sup>2</sup> (24)		10.60 (0.99)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix généré par le modèle TARCH</b>		
		$(w_{2t} * h_t^{-\frac{1}{2}})$
Q(6)		4.26 (0.64)
Q(12)		7.86 (0.79)
Q(18)		11.95 (0.85)
Q(24)		28.18 (0.25)
Q <sup>2</sup> (1)		0.32 (0.57)
Q <sup>2</sup> (12)		4.23 (0.98)
Q <sup>2</sup> (18)		6.31 (0.99)
Q <sup>2</sup> (24)		7.81 (0.99)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Selon les résultats, les coefficients des termes autorégressifs du prix ( $b'_1$  - $b'_4$ ) sont significatifs au seuil de 1 %.



Les coefficients de la variance conditionnelle exprimés par  $\alpha_1$  et  $\gamma_1$  sont significativement non nuls au seuil de 1 %, ce qui présage une volatilité variable dans le temps. De plus, la somme inférieure d'un des paramètres  $\alpha_1$  et  $\beta_1$  (0.23) implique que le processus GARCH est faiblement stationnaire. Ainsi, le signe positif de  $\gamma_1$  révèle que les chocs positifs engendrent plus de la volatilité que les chocs négatifs. Ce résultat peut être justifié par l'existence du programme ASRA.

Enfin, l'application du test Ljung-Box, statistique Q, au modèle TARARCH nous permet de conclure, au regard du seuil critique, à une absence d'autocorrélation entre les résidus et les résidus carrés du modèle.

#### 4.3.2.3 Analyse du prix de l'intrant à la production de l'agneau

Le test visuel de corrélogramme (Figure(a.13)) présente des autocorrélations et corrélations partielles pour le prix de l'intrant (maïs), ce qui caractérise l'existence d'une forme autorégressive dans l'équation du prix. Les formes autorégressives du modèle sont spécifiées selon les critères d'information Bayes (BIC), en vertu de quoi l'équation du prix des intrants peut s'écrire comme une modèle autorégressive avec deux retards (AR(2)) :

$$(0) \quad PM_t = b_0'' + b_1'' PM_{t-1} + b_2'' PM_{t-2} + c_1'' G_t + c_1'' T_t + z_{3t}$$

Où :

$PM_t$  : Prix du maïs

$Z_{3t}$  : Terme d'erreur

Le test du multiplicateur de Lagrange (LM) atteste un non-rejet de l'hypothèse de l'absence de l'effet GARCH dans le modèle (voir Annexe 15), ce qui nous conduit à modéliser les anticipations de ce prix par le modèle ARMA. La variance du prix du maïs a été modélisée par la variance mobile simple.

Le tableau 18 présente les résultats de modèle ARMA appliqué au prix du maïs-grain. Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Tableau18 : Résultats de l'équation du prix du maïs à Chatham		
Paramètre	Variable	Coefficient
<b>Moyenne conditionnelle</b>		
$b_0''$	1	0.72 (0.37)
$b_1''$	$PM_{t-1}$	1.1 (0.000)
$b_2''$	$PM_{t-2}$	-0.18 (0.048)
$c_1''$	$G_t$	0.03 (0.93)
$c_2''$	$T_t$	0.003 (0.40)
<b>Tests du résidu de l'équation du prix ( <math>w_{3t}</math> )</b>		
Q(6)		5.1 (0.53)
Q(12)		9.9 (0.62)
Q(18)		14.58 (0.69)
Q(24)		18.59 (0.77)
Q <sup>2</sup> (6)		8.72 (0.19)
Q <sup>2</sup> (12)		17.07 (0.15)
Q <sup>2</sup> (18)		25.64 (0.11)
Q <sup>2</sup> (24)		28.67 (0.23)

Selon les résultats, le coefficient des termes autorégressifs du prix ( $b_1''$  et  $b_2''$ ) est significatif au seuil de 5 %.

Le test de Ljung-Box, statistique Q, appliqué au résidu ( $w_{3t}$ ) et au résidu carré ( $w_{3t}^2$ ) de l'équation du prix ne montre aucune corrélation entre les résidus ainsi qu'entre les résidus carrés du modèle.

#### 4.3.3 Offre des producteurs de l'agneau

##### 4.3.3.1 Offre des producteurs versus prix du marché

Cette section présente l'analyse de la réaction de la fonction de l'offre du producteur de l'agneau par rapport aux anticipations et à la variance du prix de l'output et du prix de l'intrant. Bien que la

variance du prix de l'output a été modélisée par un modèle GARCH ASYMETRIQUE, l'absence de l'effet GARCH dans le prix de l'intrant nous conduit à modéliser la variance du prix de l'intrant par la variance mobile simple. Le tableau 19 présente l'estimation des paramètres de l'équation de l'offre, avec les valeurs des p-values entre les parenthèses, par la méthode FIML.

#### 4.3.3.1.1 Estimation de la fonction de l'offre

Une méthode de maximum de vraisemblance a été utilisée afin d'estimer les équations du modèle structurel (avec la tendance déterministe), construit par les équations (0) et (0).

L'estimation de coefficient de détermination (60 %) ainsi que l'application du test du rapport de vraisemblance (LR)<sup>82</sup> ( $\chi^2(27) = 31.45$ ) attestent une bonne spécification du modèle.

Enfin, le test de Ljung-Box, statistique Q, appliqué aux carrés des résidus de l'équation de l'offre ne relève aucune corrélation entre les résidus carrés du modèle.

L'autocorrélation entre les résidus du modèle a été examinée par plusieurs tests, à savoir : le test de Ljung-Box (Tableau 19), le test de Harvey et le test de Guilkey (voir Annexe16). Il y a une concordance entre les résultats de ces différents tests quant à l'absence d'autocorrélation résiduelle du modèle.

Le tableau 19 présente les résultats de l'estimation du modèle par la méthode FIML.

---

<sup>82</sup> Likelihood-ratio test.

<b>Tableau19 : Résultats de la fonction de la réponse de l'offre de l'agneau</b>		
<b>Paramètre</b>	<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>
$\gamma_0$	1	9346.08 (0.000)
$\gamma_1$	$PA_t^e$	1161.689 (0.06)
$\gamma_{21}$	$PM^e$	-1003.038 (0.11)
$\gamma_3$	$h_{pot}^e$	-48275.24 (0.12)
$\gamma_4$	$h_{wt}^e$	-8311.391 (0.47)
$\gamma_5$	$D^* h_{pot}^e$	-12142.67 (0.38)
$\gamma_{61}$	$ABA_{t-1}$	-0.11 (0.16)
$\gamma_{62}$	$ABA_{t-2}$	-0.03 (0.71)
$\gamma_{63}$	$ABA_{t-3}$	-0.30 (0.000)
$\gamma_{64}$	$ABA_{t-4}$	0.13 (0.08)
$\gamma_7$	G	-
$\gamma_8$	T	19.30 (0.11)
$\gamma_{91}$	M <sub>1</sub>	-2864.85 (0.04)
$\gamma_{92}$	M <sub>2</sub>	-3954.27 (0.009)
$\gamma_{93}$	M <sub>3</sub>	117.34 (0.94)
$\gamma_{94}$	M <sub>4</sub>	2006.41 (0.18)
$\gamma_{95}$	M <sub>5</sub>	-813.04 (0.59)
$\gamma_{96}$	M <sub>6</sub>	-1146.19 (0.45)
$\gamma_{97}$	M <sub>7</sub>	-3081.78 (0.04)
$\gamma_{98}$	M <sub>8</sub>	-924.68 (0.53)
$\gamma_{99}$	M <sub>9</sub>	79.42 (0.96)
$\gamma_{910}$	M <sub>10</sub>	-565.62 (0.70)
$\gamma_{911}$	M <sub>11</sub>	-1273.84 (0.39)
$\gamma_{912}$	M <sub>12</sub>	932.82 (0.50)
<b>Tests du résidu de l'équation de l'offre (<math>w_{1t}</math>)</b>		

Tableau19-Suit	
Q(6)	1.57 (0.95)
Q(12)	11.36 (0.49)
Q(18)	18.02 (0.45)
Q(24)	32.87 (0.10)
Q <sup>2</sup> (6)	1.67 (0.95)
Q <sup>2</sup> (12)	9.39 (0.66)
Q <sup>2</sup> (18)	10.62 (0.91)
Q <sup>2</sup> (24)	15.55 (0.90)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Le coefficient du prix anticipé de l'agneau ( $\gamma_1$ ) a un signe positif, ce qui est attendu. En revanche, le coefficient du prix anticipé du maïs ( $\gamma_{21}$ ) est négatif, d'où une diminution de l'offre en cas d'augmentation du prix de cet intrant, ce qui est également attendu.

Le signe négatif du coefficient de la volatilité du prix de l'agneau ( $\gamma_3$ ) ainsi que de la volatilité du prix du maïs ( $\gamma_4$ ) implique que l'offre réagit à la baisse à la volatilité du prix de l'output et de l'intrant.

Le coefficient  $\gamma_5$  présente la réaction de l'offre par rapport à la volatilité de prix dans le cas où il est possible de faire des prédictions sur les prix. Le signe négatif de  $\gamma_5$  implique que la volatilité présente toujours un facteur de risque pour le producteur, même lorsque l'évolution du prix est prévisible. Cependant, la comparaison entre la valeur de la probabilité<sup>83</sup> du coefficient de la volatilité effective ( $\gamma_3$ ) et celle du coefficient de la volatilité des prix prévisibles ( $\gamma_5$ ) indique que l'effet de la volatilité du prix sur l'offre est moins important dans le cas où les prix sont prévus<sup>84</sup>. Ce cas de figure peut être justifié par l'effet de la prévisibilité des prix sur le risque. Au fur et à mesure que la prévisibilité des prix s'améliore, le biais entre les prix anticipés et les prix réalisés est moins important, ce qui conduit le producteur à être soumis à un moindre risque.

<sup>83</sup> P-Value

<sup>84</sup> Dans les périodes où la volatilité est prévisible, le seuil de significativité est de 38 %, alors que pendant la période retenue, ce seuil était de 12 %.

Les coefficients  $\gamma_7$  captent l'effet de la tendance sur l'offre de l'agneau. Afin de régler le problème d'autocorrélation entre les résidus des équations de prix, on a incorporé la variable caractéristique du changement structurel dans les équations du prix. Par conséquent, notre modèle n'est pas en mesure de capter l'effet du changement structurel sur la production de l'agneau.

Comme présenté par le tableau 19, parmi les variables déterminant le risque du prix ( $PA_t^e$ ,  $PM_t^e$ ,  $h_{pot}^e$ ,  $h_{wt}^e$ ), seulement le prix anticipé de l'agneau est significatif.

#### 4.3.3.1.2 Élasticités de l'offre de l'agneau dans le modèle incluant le prix du marché

L'introduction de la valeur retardée de la production dans le modèle (voir l'équation (0)) nous permet de calculer les élasticités de l'offre à long terme ainsi qu'à court terme (voir Annexe 5). L'estimation de l'élasticité de l'offre<sup>85</sup> par rapport au prix anticipé de l'agneau (0.12 à court terme et 0.14 à long terme) et au prix du maïs (-0.12 à court terme et de -0.13 à long terme) révèle les élasticités du prix de l'offre plus élevées à long terme qu'à court terme. Cela est justifié par le principe de Chatelier, selon lequel les élasticités de l'offre et de la demande à court terme sont moins grandes qu'à long terme (Samuelson, 1947, développé en 1983).

L'estimation de l'élasticité de l'offre par rapport à la volatilité du prix de l'agneau (-0.10 à court terme et -0.11 à long terme) et à la volatilité du maïs (-0.037 à court terme et -0.042 à long terme) indique que la production d'agneau est plus sensible aux prix anticipés qu'aux volatilités des prix.

#### 4.3.3.2 Offre des producteurs versus prix effectif

Cette section présente l'analyse de la réaction de la fonction de l'offre du producteur de l'agneau vers les anticipations et la variance du prix effectif ainsi que le prix de l'intrant. Le tableau 20 présente l'estimation des paramètres de l'équation de l'offre, avec les valeurs des p-values entre les parenthèses, par la méthode FIML.

---

<sup>85</sup> L'élasticité de l'offre est estimée en utilisant les paramètres estimés du modèle ainsi que la moyenne simple des variables.

#### 4.3.3.2.1 Estimation de la fonction de l'offre

Une méthode de maximum de vraisemblance a été utilisée afin d'estimer les équations du modèle structurel (avec la tendance déterministe), construit avec les équations (0) et (0).

L'estimation de coefficient de détermination (60 %) ainsi que l'application du test du rapport de vraisemblance (LR)<sup>86</sup> ( $\chi^2(26) = 28.70$ ) attestent une bonne spécification du modèle.

Enfin, le test de Ljung-Box, statistique Q, appliqué aux résidus et aux carrés des résidus de l'équation de l'offre ne relève aucune corrélation entre les résidus ainsi que les résidus carrés du modèle (tableau 20). Ainsi, l'application des tests de Harvey et de Guilkey confirme l'absence d'autocorrélation dans le modèle (voir Annexe 17).

Le tableau 20 présente les résultats de l'estimation du modèle par la méthode FIML.

---

<sup>86</sup> Likelihood-ratio test.

Tableau20 : Résultats de la fonction de la réponse de l'offre de l'agneau versus le prix effectif		
Paramètre	Variable	Coefficient
$\gamma_0$	1	22275.22 (0.000)
$\gamma_1$	$PAEF_t^e$	661.3194 (0.02)
$\gamma_{21}$	$PM_t^e$	-960.0311 (0.10)
$\gamma_3$	$h_{pot}^e$	-9659.143 (0.16)
$\gamma_4$	$h_{wt}^e$	-20094.31 (0.07)
$\gamma_5$	$D^* h_{pot}^e$	-11544.28 (0.22)
$\gamma_{61}$	$ABA_{t-1}$	0.12 (0.1)
$\gamma_{62}$	$ABA_{t-2}$	-0.07 (0.37)
$\gamma_{63}$	$ABA_{t-3}$	0.24 (0.001)
$\gamma_7$	G	-
$\gamma_8$	T	35.8 (0.002)
$\gamma_{91}$	M <sub>1</sub>	-2772.44 (0.05)
$\gamma_{92}$	M <sub>2</sub>	-4097.71 (0.007)
$\gamma_{93}$	M <sub>3</sub>	-70.73 (0.96)
$\gamma_{94}$	M <sub>4</sub>	2267.78 (0.13)
$\gamma_{95}$	M <sub>5</sub>	-1424.17 (0.35)
$\gamma_{96}$	M <sub>6</sub>	-1639.39 (0.28)
$\gamma_{97}$	M <sub>7</sub>	-2937 (0.05)
$\gamma_{98}$	M <sub>8</sub>	-915.27 (0.54)
$\gamma_{99}$	M <sub>9</sub>	-470.78 (0.75)
$\gamma_{910}$	M <sub>10</sub>	-843.28 (0.57)
$\gamma_{911}$	M <sub>11</sub>	-1622.34 (0.27)
$\gamma_{912}$	M <sub>12</sub>	780.30 (0.57)
Tests du résidu de l'équation de l'offre ( $z_{1t}$ )		
Q(6)	3.01 (0.81)	



Tableau20-Suite	
Q(12)	12.74 (0.39)
Q(18)	17.59 (0.48)
Q(24)	26.78 (0.31)
Q <sup>2</sup> (6)	3.36 (0.76)
Q <sup>2</sup> (12)	12.70 (0.39)
Q <sup>2</sup> (18)	14.35 (0.70)
Q <sup>2</sup> (24)	17.93 (0.81)

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Le coefficient du prix anticipé du porc ( $\gamma_1$ ) a un signe positif, ce qui est attendu. En revanche, le coefficient du prix anticipé du maïs ( $\gamma_{21}$ ) est négatif<sup>87</sup>, d'où une diminution de l'offre en cas d'augmentation du prix de ces intrants, ce qui est également attendu.

La valeur négative et significativement différente du zéro du coefficient de la volatilité du prix du porc et du maïs ( $\gamma_3$  et  $\gamma_4$ ) implique que l'offre réagit significativement à la baisse à la volatilité du prix.

En outre, la valeur négative et non significative du coefficient  $\gamma_5$  implique que la volatilité présente toujours un facteur de risque pour le producteur même lorsque l'évolution du prix est prévisible, mais il ne peut pas affecter significativement la décision du producteur.

Le coefficient  $\gamma_7$  capte l'effet de la tendance sur l'offre de l'agneau. Afin d'avoir la meilleure performance du modèle, on a incorporé la variable caractéristique du changement structurel dans les équations du prix. Par conséquent, notre modèle n'est pas capable de capter l'effet du changement structurel sur la production de l'agneau.

Les résultats de l'application de la méthode FIML révèlent l'effet significatif du prix du maïs ( $PM_t^e$ ) et de sa volatilité ( $h_{wt}^e$ ), le prix effectif de l'agneau ( $PEFA_t^e$ ) et la variance du prix effectif de l'agneau ( $h_{pot}^e$ ) (au seuil de 16 %).

---

<sup>87</sup> Le prix anticipé d'engrais a été éliminé afin de meilleure performance du modèle.

Comme il est présenté dans le tableau 20, le prix de l'intrant est moins significatif que le prix de l'output. Étant donné que le prix de l'intrant fait partie du coût de production, ce résultat est justifié par l'existence de programme ASRA qui compense la différence entre le coût de production et le prix du marché. Ainsi, comme présenté dans le tableau 20, la volatilité du prix de l'output est non significative puisque le programme ASRA stabilise le revenu des producteurs. Par conséquent, le producteur québécois de l'agneau ne considère pas la volatilité des prix de l'output comme un facteur important de risque.

Enfin, nous avons analysé le comportement d'aversion au risque du producteur d'agneau au Québec à l'aide de l'estimation de la prime marginale relative du risque ( $RRP_t$ ). L'estimation de cet indice déterminé par la valeur négative de la proportion d'élasticité de la variance et l'élasticité du prix (Holt et Moschini, 1992) (équation(0)) révèle le comportement averse au risque du producteur plutôt que neutre au risque<sup>88</sup> (voir Annexe 18).

En outre, ces résultats impliquent que l'application du programme ASRA engendre plus d'aversion au risque par rapport à l'intrant que par rapport à l'output (voir Annexe 18).

#### 4.3.3.2.2 Élasticités de l'offre de l'agneau dans le modèle incluant le prix effectif

L'élasticité de l'offre par rapport au prix effectif anticipé de l'agneau (0.12 à court terme et 0.13 à long terme) et au prix du maïs (-0.11 à court terme et de -0.13 à long terme) confirme l'existence du principe de Chatelier. Ainsi, ces résultats révèlent que l'offre est plus sensible par rapport à l'anticipation du prix de l'output que par rapport à l'anticipation du prix de l'intrant. Cette dernière peut être justifiée par l'application du programme ASRA qui compense la différence entre le coût de production et le prix du marché.

L'estimation de l'élasticité de l'offre par rapport à la volatilité du prix de l'output et de l'intrant (respectivement -0.03 et -0.09 à court terme et -0.04 et -0.10 à long terme) implique que la production de l'agneau est plus élastique aux prix anticipés qu'aux volatilités des prix.

---

<sup>88</sup> La valeur positive de cet indice implique aversion au risque du producteur.

## 5 Conclusion

Ce chapitre examine la réponse de la fonction d'offre de trois produits, à savoir le maïs, le porc et l'agneau au Québec. L'existence du programme de stabilisation du revenu au Québec (ASRA) nous amène à examiner la réaction de l'offre de ces produits au prix du marché ainsi qu'au prix effectif.

Une procédure ARCH asymétrique a été utilisée afin de relever les anticipations des prix ainsi que leur volatilité. L'absence de l'effet ARCH dans le prix de porc nous a amené d'enlever la volatilité de ce produit du modèle. Cependant, l'absence de l'effet ARCH dans le prix des intrants à la production des trois produits nous conduit à modéliser les anticipations de ces prix par le modèle ARMA. En outre, la variance de ces prix a été modélisée par la variance mobile simple. Les paramètres du modèle sont estimés par la méthode FIML.

L'absence de l'effet ARCH dans le prix effectif du porc est compatible avec ceux obtenus par Rude et Surry (2013). Cependant, la volatilité constante de l'intrant à la production du porc (maïs) se démarque avec les résultats du travail de ces auteurs. Cela peut être justifié par la différence entre la période d'analyse de notre travail et celle de Rude et Surry (2013).

L'application de FIML sur la fonction de l'offre des trois produits mentionnés ci-haut entraîne un effet positif du prix anticipé de l'output (soit le prix du marché, soit les prix effectifs) sur l'offre de ces produits. En revanche, les résultats montrent l'effet négatif des anticipations du prix des intrants sur la production. Ces résultats sont compatibles avec les théories microéconomiques qui expliquent qu'une hausse (baisse) du prix de l'output (intranant) incite (décourage) le producteur à produire plus. Ainsi, l'analyse des résultats de FIML nous permet de constater que la volatilité effective et la volatilité des prix prévisibles (soit du prix du marché, soit des prix effectifs) ont un effet négatif sur la production. Cette observation est compatible avec les travaux précédents qui relèvent l'effet dépressif de la volatilité sur la production (Aradhyula et Holt, 1989; Holt et Aradhyula, 1990; Holt et Moschini, 1992; Rezitis et stavropoulos, 2008 et 2010). De plus, ces résultats révèlent l'importance de la prédictibilité des prix sur la décision de la production. Ils montrent que, lorsque les prix sont prévisibles, l'effet de la volatilité du prix est moins important que dans le cas où les prix ne sont pas prévus. Ce cas de figure peut être justifié par l'effet de la prévisibilité des prix sur le risque. Au fur et

à mesure que la prévisibilité du prix est parfaite, le biais entre les prix anticipés et les prix réalisés est moins important, ce qui conduit le producteur à être soumis à un moindre risque.

En outre, l'estimation de coefficient d'asymétrie des chocs (pour le maïs et l'agneau) relève que les chocs positifs entraînent plus de volatilité que les chocs négatifs. Ces résultats peuvent être justifiés par l'application de programme ASRA qui compense l'effet des chocs négatifs du prix. En d'autres mots, lorsque les chocs négatifs du prix émergent dans l'économie, le prix est stabilisé par l'ASRA. Par conséquent, les chocs négatifs ne sont pas en mesure de générer autant de la volatilité que les chocs positifs.

L'estimation de l'élasticité de l'offre par rapport aux anticipations du prix des outputs et des intrants, ainsi que par rapport à leur volatilité révèle que les producteurs du maïs, du porc et de l'agneau perçoivent le prix anticipé de l'output comme étant le facteur le plus important du risque.

En outre, ces estimations peuvent expliquer les implications du programme ASRA. Elles montrent que l'offre est plus élastique par rapport au prix effectif que par rapport au prix du marché. Cela signifie que le producteur est plus sensible au le prix effectif qu'au prix du marché. De plus, les résultats permettent de constater que l'application du programme ASRA engendre moins de sensibilité de l'offre par rapport au prix des intrants que par rapport au prix de l'output, puisque le prix de l'intrant – comme un élément du coût de production - va être compensé par le programme ASRA.

Enfin, le comportement averse au risque du producteur des produits mentionnés a été analysé par l'estimation de l'indice relative d'aversion au risque. Cette estimation permet de rendre compte du comportement averse au risque du producteur québécois. En effet, le producteur de maïs représente le degré le moins élevé d'aversion au risque, tandis que le producteur de l'agneau est le plus averse au risque.

La comparaison entre la valeur de cet indice avant et après l'application de l'ASRA implique que l'application de l'ASRA diminue l'aversion au risque du producteur québécois puisque l'ASRA compense l'effet des chocs négatifs et diminue les pertes associées au risque du prix. De plus, l'application du programme ASRA rend le producteur plus averse au risque aux prix de l'intrant qu'au prix de l'output puisque l'output est garanti par l'ASRA.

Le tableau 21 présente un résumé des principaux résultats obtenus par rapport à l'objectif de l'étude et à ses implications.

<b>Tableau 21 : Principaux résultats concernant l'effet du risque du prix sur l'offre du producteur</b>				
<b>Objectif : Importance du risque du prix pour le producteur québécois</b>				
Variable représentant le risque du prix	Littérature		Résultats de la thèse	
	Signe	Significativité	Signe	Significativité
Prix anticipé de l'output	+	Significative	+	Significative
Prix anticipé de l'intrant	-	Significative	-	Non-significative
Volatilité du prix de l'output	-	Significative	-	Non-significative
Volatilité du prix de l'intrant	-	Significative	-	Significative

Implications :

- L'application de l'ASRA fait en sorte que le producteur ne réagit pas par rapport au risque du prix de l'output et à l'anticipation du prix de l'intrant. Cependant, le risque du prix de l'intrant et l'anticipation du prix de l'output sont encore les facteurs importants du risque pour le producteur québécois.
- L'application de l'ASRA engendre une élasticité moins importante de l'offre par rapport au prix de l'intrant que par rapport au prix de l'output.
- L'élasticité plus importante de l'offre par rapport au risque du prix de l'intrant qu'au risque du prix de l'output est justifiée par l'application de programme ASRA.
- L'application de l'ASRA diminue l'aversion au risque du producteur.
- L'application de l'ASRA engendre les chocs positifs de provoquer plus de volatilité que de chocs négatifs.

## **Chapitre 3 : Volatilité des prix des marchés local et étranger et les préférences des distributeurs québécois – Le cas de la viande de porc**

### **1 Introduction**

Les industries exportatrices ont la possibilité de vendre leurs produits sur le marché étranger ou sur le marché local. La part de chaque marché dans l'offre totale dépend des différents facteurs agissant sur l'offre et la demande. Pour les transformateurs, le risque lié à la volatilité des prix est un facteur essentiel, car il est à l'origine des fluctuations du revenu. Pour cette raison, ils ont tendance à offrir leurs produits sur le marché présentant le moins de risque.

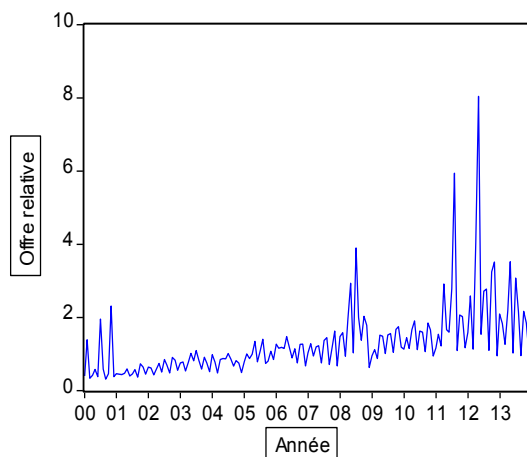
Plusieurs auteurs ont conclu en l'existence d'un effet dépressif de la volatilité du prix sur la production (Aradhyula et Holt, 1989; Holt et Aradhyula, 1990; Holt et Moschini, 1992; Rezitis et stavropoulos, 2008 et 2010). Cette baisse de la production a pour conséquence de faire varier l'offre sur les deux marchés simultanément. Cependant, cette variation n'est pas identique sur les deux marchés. Plusieurs auteurs ont examiné l'effet de la volatilité du prix sur l'offre sur le marché extérieur. Ces auteurs ne font pas consensus sur l'effet de ce risque sur l'exportation (Kandilov, 2008; Wang et Barret, 2007; Aqeel, Nishat, 2006; Poon et al., 2005; Choudhry, 2005; Sukar et Hassan, 2001; Arize et al., 2000, Asseery et Peel, 1991; Klein, 1990, Thursby et Thursby, 1987). Notre étude va au-delà de l'analyse de l'effet du risque d'un marché sur l'offre dans le même marché.

Dans cette étude, nous cherchons à examiner comment l'offre relative des marchés est affectée par la dimension relative du risque. La contribution de notre travail porte sur l'analyse du changement des préférences du distributeur porcin québécois concernant l'allocation des produits sur les différents marchés (étranger et intérieur) suite à la variation du risque de prix d'un marché par rapport à l'autre. La part de chaque marché dans la production totale détermine la préférence du distributeur. Nous supposons que le distributeur change ses préférences en fonction de la variation du risque relatif des deux marchés. En d'autres mots, nous vérifierons comment l'offre relative des marchés pourrait être affectée par la dimension relative du risque d'un marché par rapport à l'autre. En nous concentrant sur le risque du prix, la dimension relative du risque a été captée par deux facteurs, à

savoir les anticipations des prix des produits destinés au marché étranger<sup>89</sup> par rapport à celles au marché local ainsi que la volatilité des prix des produits exportés (convertis en monnaie nationale)<sup>90</sup> par rapport à la volatilité du prix local. Le risque incorporé dans notre modèle intègre le risque du prix ainsi que le risque du taux de change<sup>91</sup>.

Notre modèle propose une application au secteur porcin québécois. Parmi les provinces productrices de porcs au Canada, le Québec a la part la plus élevée de recettes de la production porcine durant la période 2001-2008 (27 %) (Asselin, 2010). Cependant, ce secteur est fortement dépendant des exportations. En 2010, plus de 60 % de la production porcine québécoise a été destinée au marché extérieur (Gougeon, 2012). La figure 15 présente l'offre relative des produits porcins québécois dans les marchés. Celle-ci est définie comme étant le rapport de l'offre dans le marché étranger et local.

Figure 15: Offre relative du porc dans les marchés local et étranger (2000-2013: mensuel)



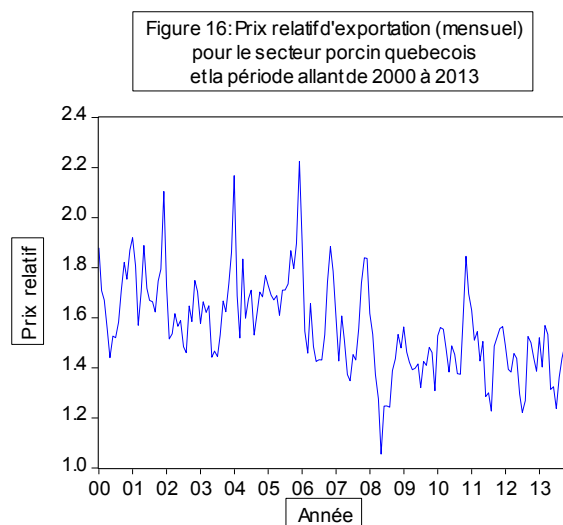
Source: Agriculture-Agroalimentaire Canada et Statistique Canada

<sup>89</sup> Le prix d'exportation est calculé comme la moyenne pondérée du prix reçu de tous les partenaires commerciaux.

<sup>90</sup> La volatilité du prix d'exportation est définie par la fluctuation du prix moyen reçu de tous les partenaires commerciaux.

<sup>91</sup> Le prix des produits exportés s'exprime par la monnaie nationale.

La tendance des ventes sur le marché étranger se justifie, entre autres, par le prix relatif<sup>92</sup> avantageux d'exportation du porc dont l'évolution sur la période des années 2000-2013 est illustrée dans la figure 16.



Source: Statistique Canada  
Tableau 980-002

Comme présenté dans la figure 16, le prix du porc sur le marché extérieur est plus élevé que le prix sur le marché local. Le prix avantageux du marché extérieur est un facteur à la base de la répartition de l'offre entre les marchés, car cela signifie plus de revenus provenant du marché étranger pour le distributeur. Par conséquent, une hausse du prix relatif d'exportation incite le distributeur à se tourner vers le marché extérieur.

En outre, plusieurs auteurs ont conclu que la distribution de la production est affectée par la volatilité du prix des marchés. Le travail de May (2010) relève que la variation de volatilité du marché étranger n'affecte pas la production, mais qu'elle diminue l'exportation, ce qui se traduit par l'augmentation de

<sup>92</sup> Le prix relatif d'exportation est défini par le prix d'exportation divisé par le prix local du porc. Le prix d'exportation est estimé à l'aide du rapport de valeur et de volume d'exportation envers le monde.



l'offre dans le marché local et, en d'autres mots, par la variation de distribution de production suite au changement de volatilité relative des marchés.

Broll et Eckwert (1999) ont expliqué le changement des préférences des distributeurs suite à la variation de la volatilité relative en fonction de la variation des gains sur les marchés. Ces auteurs ont conclu qu'une hausse du risque dans le marché étranger par rapport au marché local engendre des décisions biaisées du niveau optimum de profit dans ce marché, ce qui décourage la production. En outre, l'augmentation de la volatilité engendre plus de gain potentiel du commerce international, ce qui incite à la production. Finalement, l'effet net de l'augmentation du risque relatif des marchés sur l'offre relative dépend du niveau d'aversion au risque du distributeur.

Cet effet ambigu du risque relatif sur le choix du marché du distributeur nous a amenée à analyser comment le choix du distributeur porcin québécois est affecté par la dimension relative du risque à court terme et à long terme. Nous supposons que la volatilité du prix dans le marché étranger découle de la volatilité du prix du marché américain. Parmi les six principaux marchés d'exportation porcine du Canada<sup>93</sup> (en tenant compte du volume), les États-Unis demeurent la principale destination du porc canadien, avec une part atteignant 27 % en 2011 (Grier, 2012). Par conséquent, l'économie porcine du Canada est plus intégrée à celle des États-Unis, ce qui justifie la considération du marché d'exportation vers les États-Unis dans notre modèle.

## 2 Méthodologie

Cet essai utilise une variance mobile simple afin de modéliser la volatilité du prix dans les deux marchés. Ainsi, les anticipations du prix sont formées à partir d'une procédure autorégressive. L'effet ambigu de la volatilité du prix sur les exportations ainsi que la capacité différente<sup>94</sup> de la production à long terme et à court terme nous ont amenée à analyser l'effet des facteurs de risques (les anticipations relatives et la volatilité relative du prix des marchés) sur l'offre relative à long terme et à court terme. À cet effet, les paramètres du modèle sont estimés par un modèle à correction d'erreurs

---

<sup>93</sup> Les six principales destinations d'exportation porcine du Canada sont les États-Unis, le Japon, la Russie, la Chine, la Corée du Sud et le Mexique.

<sup>94</sup> La capacité de la production affecte la possibilité de substitution entre les deux marchés et cette dernière à son tour affecte l'offre relative des marchés.

(ECM). Ce modèle nous permet de vérifier les effets à long terme et à court terme du risque relatif des marchés sur la répartition de la production.

## 2.1 Structure du modèle

Notre modèle est basé sur celui de Lofgren et al. (2002) dans lequel les produits sont destinés aux deux marchés: le marché local et le marché extérieur. Cette hypothèse nous permet d'écrire l'équation de l'offre totale comme suit :

$$(0) \quad XS_t = B^x \left[ \beta^x EX_t^{\rho^x} + (1 - \beta^x) DS_t^{\rho^x} \right]^{\frac{1}{\rho^x}}$$

Où :

$XS_t$  : Offre totale

$EX_t$  : Exportation

$DS_t$  : Offre dans le marché local

$B^x$  : Paramètre d'échelle

$\beta^x$  : Paramètre de partage,  $0 < \beta^x < 1$

$\rho^x$  : Paramètre d'élasticité avec  $1 < \rho^x < \infty$

La condition de premier ordre de la maximisation du revenu du transformateur sujet à l'équation (0) donne l'offre relative du marché (voir Annexe19) :

(0)

$$\left( \frac{EX_t}{DS_t} \right) = \left( \alpha \frac{PX_t}{PD_t} \right)^{\sigma^x} + \varepsilon_t$$

Où :

$$\sigma^x = \frac{1}{\rho^x - 1}$$

Ex<sub>t</sub> : Exportation

DS<sub>t</sub> : Offre dans le marché local

PX<sub>t</sub> : Prix des produits exportés

PD<sub>t</sub> : Prix des produits destinés au marché local

$\sigma^x$  : Élasticité de transformation entre la vente locale et celle à l'étranger,  $0 < \sigma^x < \infty$

$\rho^x$  : Paramètre d'élasticité

$\varepsilon_t$  : Terme d'erreur

$\alpha = \frac{1-\beta^x}{\beta^x}$  : Paramètre à estimer,  $\alpha > 0$

L'équation (0) implique que la répartition de la production est effectuée après que les prix sont observés. Par conséquent, cette équation n'intègre pas l'effet du risque du prix sur la distribution de la production dans les deux marchés. Cependant, la distribution de la production est affectée par la volatilité sur les marchés puisque la volatilité de chaque marché change les profits provenant de ce marché et aboutit au changement de la préférence du distributeur (Broll et Eckwert, 1999).

Afin d'incorporer le risque dans le modèle, nous supposons que le distributeur maximise son équivalent certain du revenu, ce qui nous donne l'offre relative des marchés comme une fonction de l'anticipation relative des prix ainsi que de la volatilité relative du marché étranger par rapport au marché local (voir Annexe 20)<sup>95</sup>.

---

<sup>95</sup> Toutes les variables sont exprimées en logarithme afin de présenter l'élasticité de l'offre relative par rapport aux variables représentant le risque relatif des marchés.

$$(0) \quad LOG \left( \frac{EX}{DS} \right) = \gamma_0 + \gamma_1 LOG \left( \frac{PX^e}{PD^e} \right) + \gamma_2 LOG \frac{VX}{VD} + \varepsilon_{1t}$$

Où :

$$\gamma_1 = \left( (1 + \alpha) \left( \frac{\sigma^X}{2} \right) \right)$$

$$\gamma_2 = \frac{(1 - \alpha) \left( \frac{\sigma^X}{2} \right)}{(1 - \sigma^X)}$$

LOG : Logarithme de variable

VX : Volatilité du prix du marché étranger

VD : Volatilité du prix du marché local

La valeur positive de l'élasticité de la transformation entre les ventes locale et étrangère ( $0 < \sigma^X < \infty$ ) ainsi que la valeur positive de  $(1 + \alpha)^{96}$  impliquent un effet positif de l'anticipation des prix relatifs sur l'offre relative des marchés.

Cependant, la réaction de la part du marché extérieur à la volatilité relative des marchés dépend du signe de  $\frac{(1-\alpha)}{(1-\sigma^X)}$ , ce qui dépend de la part des exportations dans la répartition totale ( $\beta^X$ ) ainsi que l'importance de l'élasticité de transformation ( $\sigma^X$ ).

Les paramètres de l'équation (0) ( $\gamma_0, \gamma_1$  et  $\gamma_2$ ) sont estimés à partir d'un modèle à correction d'erreurs dont l'application nous permet de vérifier les effets à long terme et à court terme du risque relatif des marchés sur la répartition de la production. Ce modèle suppose que la différence entre la valeur courante d'une variable et sa valeur à équilibre diminue de manière fixe à chaque période.

---

<sup>96</sup> Voir Annexe 21.

L'application d'un modèle à correction d'erreurs nécessite l'existence d'un équilibre à long terme. Afin de tester la présence de cet équilibre parmi les variables du modèle, on utilise le test de la co-intégration de Johansen (1988, 1991). Ce test comprend deux étapes : la vérification de la stationnarité des variables du modèle et la détermination du nombre des vecteurs co-intégrés (Aqeel et Nishat, 2006).

Le théorème de représentation de Granger atteste qu'en cas de présence de la relation de co-intégration entre les variables, une représentation dynamique de la correction d'erreurs existe :

$$(0) \quad \begin{aligned} \text{LOG} \left( \frac{EX_t}{DS_t} \right) = & \gamma_0 + \sum_{i=1}^{n-1} \gamma_{1i} \Delta \text{LOG} \frac{PX_{t-i}^e}{PD_{t-i}^e} + \sum_{i=1}^{n-1} \gamma_{2i} \Delta \text{LOG} \left( \frac{VX}{VD} \right) + \sum_{i=1}^{n-1} \gamma_{3i} \Delta \text{LOG} \frac{EX_{t-i}}{DS_{t-i}} \\ & + \sum_{j=1}^n \zeta_j ce_{j(t-1)} + \gamma_4 TR_t + \mu_t \end{aligned}$$

Où :

n : Nombre optimal de retards

j : Rang de co-intégration

$\Delta$  : Première différence

$TR_t$  : Tendance

$Ce_{t-j}$  : Termes de correction erreur

$\mu_t$  : Terme d'erreur

Le coefficient du terme de correction d'erreurs reflète la dynamique à long terme. En revanche, les coefficients de la valeur retardée des variables indépendantes déterminent les effets à court terme des variables exogènes sur la variable dépendante.

## 2.2 Formation de l'anticipation du prix

Notre étude suppose que les prix suivent une forme autorégressive (AR) d'ordre 9<sup>97</sup> :

$$PX_t = b_0 + b_1 PX_{t-9} + \varepsilon_{2t}$$

$$PD_t = b'_0 + b'_1 PD_{t-9} + \varepsilon'_{2t}$$

Où :

$\varepsilon_{2t}$  et  $\varepsilon'_{2t}$  Terme d'erreur

$\varepsilon_{2t}$  et  $\varepsilon'_{2t} \sim N(0, \delta_t)$

$\delta_t$  : Variance de  $\varepsilon_{2t}$

Par conséquent, les anticipations du prix s'écrivent de la manière suivante :

$$PX_t^e = b_0 + b_1 PX_{t-9}$$

$$PD_t^e = b'_0 + b'_1 PD_{t-9}$$

Où :

$PX_t^e$  et  $PD_t^e$  sont respectivement le prix anticipé des exportations et le prix anticipé sur le marché local. Ainsi, les paramètres  $b_0$ ,  $b_1$ ,  $b'_0$  et  $b'_1$  représentent les poids du prix de chaque période dans la formation des anticipations du prix de la période  $t$ .

---

<sup>97</sup> Nous supposons que la décision de répartition est prise au début de la production. Ainsi, un cycle de neuf mois est considéré pour la production du porc.

### 2.3 Formation de la volatilité

Dans cet essai, une variance mobile simple est utilisée afin de former la volatilité des prix locaux et étrangers. Cet indice s'écrit comme suit :

$$(0) \quad V_t = (1/m) \sum_{t=1}^m (P_t - P_{t^e})^2$$

Où :

$V_t$  : volatilité du prix étranger/local

$P_t$  : prix local/étranger

$P_{t^e}$  : prix anticipé

$m$  : nombre de données

### 3 Données

Cette étude utilise deux facteurs lors de la comparaison du risque dans le marché étranger et le marché local : le rapport de l'anticipation du prix dans les deux marchés et le rapport de la volatilité des prix dans ces deux marchés. La formation des facteurs relatifs de risque nécessite que le prix des produits dans les marchés étranger et local s'exprime dans la même unité de mesure. À cet effet, le prix des produits destinés aux marchés étranger et local sont exprimés en dollars canadiens par kilogramme.

Les données utilisées sont des données mensuelles allant de janvier 2000 à décembre 2013.

Les données concernant la valeur (en dollars canadiens) et le volume d'exportation (exprimé en kilogrammes) des différentes catégories des produits porcins québécois ont été recueillies de

Statistique Canada<sup>98</sup> en vertu de quoi le prix d'exportation de chaque catégorie est calculé<sup>99</sup>. Ensuite, la moyenne pondérée du prix d'exportation des différents produits porcins a été incorporée dans le modèle<sup>100</sup>.

Les prix du porc sur le marché local sont des prix moyens mensuels du porc d'indice 100 payés au producteur. Ces données sont extraites d'Agriculture et Agroalimentaire Canada<sup>101</sup>. En outre, ce prix n'intègre pas le montant de compensation de l'ASRA, qui permet une compensation aux producteurs lorsque le prix du marché est inférieur à leurs coûts de production. Pour cette raison, le prix reçu par le producteur est calculé en ajoutant le montant de compensation de l'ASRA au prix du producteur. Le montant de compensation de l'ASRA est obtenu de la Financière agricole du Québec. Tous les prix sont déflatés par l'indice du prix des produits industriels<sup>102</sup>.

La production totale, exprimée en kilogrammes, est estimée par la multiplication des abattages et leur poids moyen. À cet effet, le nombre d'abattages de porcs inspectés par le gouvernement fédéral ou/et provincial<sup>103</sup> ainsi que le poids moyen des carcasses chaudes inspectées par les abattoirs fédéraux<sup>104</sup> proviennent d'Agriculture et agroalimentaire Canada.

L'offre sur le marché local est estimée en retranchant le volume d'exportation de la production totale.

## 4 Résultats

### 4.1 Analyses de la co-intégration

L'analyse de la co-intégration requiert, pour sa première étape, un test de stationnarité (au second rang) des variables du modèle. Nous l'avons réalisé au moyen du test de Dickey Fuller pour les variables exprimant le prix relatif d'exportation  $\left(\frac{PX_t}{PD_t}\right)$ , la volatilité relative d'exportation  $\left(\frac{VX}{VD}\right)$  et

---

<sup>98</sup> Tableau 980-0002

<sup>99</sup> Le prix d'exportation tient compte du taux de change.

<sup>100</sup> Les poids sont la part de chaque catégorie dans l'exportation totale.

<sup>101</sup> <http://aimis-simia.agr.gc.ca/rp/index-fra.cfm?action=pR&pdctc=&r=551>.

<sup>102</sup> La déflation par l'indice du prix du consommateur engendre le signe négatif de coefficient de l'anticipation relative du prix à long terme.

<sup>103</sup> [http://www.agr.gc.ca/redmeat/sla-aba\\_fra.htm](http://www.agr.gc.ca/redmeat/sla-aba_fra.htm)

<sup>104</sup> [http://www.agr.gc.ca/redmeat-vianderouge/wght-poid\\_fra.htm](http://www.agr.gc.ca/redmeat-vianderouge/wght-poid_fra.htm)



la répartition de la production  $\left(\frac{EX_t}{DS_t}\right)$ . Les résultats correspondants sont consignés dans le tableau 22.

Tableau 22 : Résultats du test de racine unique						
Variables	Avec constant et tendance		Sans constant et tendance		Avec constant	
	Niveau	Première différence	Niveau	Première différence	Niveau	Première différence
$\left(\frac{PX_t}{PD_t}\right)$	-4.847 <sup>c</sup>	-13.027 <sup>c</sup>	-0.53	-13.106 <sup>c</sup>	-4.55 <sup>c</sup>	-13.066 <sup>c</sup>
$\left(\frac{VX}{VD}\right)$	-3.29 <sup>a</sup>	-9.552 <sup>c</sup>	-1.02	-9.569 <sup>c</sup>	-2.05	-9.541 <sup>c</sup>
$\frac{EX_t}{DS_t}$	-10.392 <sup>c</sup>	-21.534 <sup>c</sup>	-3.027 <sup>c</sup>	-21.666 <sup>c</sup>	-8.85 <sup>c</sup>	-21.599 <sup>c</sup>

a Significatif à 10 % b Significatif à 5 % c Significatif à 1 %.

Comme présenté dans le tableau 22, toutes les variables sont stationnaires en différence première. Autrement dit, le test de racine unitaire de Dickney Fuller (ADF) révèle une relation de co-intégration de degré 1 (I(1)) des variables explicatives du modèle.

La deuxième étape, lors de l'analyse de la co-intégration, consiste à déterminer les retards optimaux du modèle. Nous utilisons la méthode VARSOC afin de déterminer le retard optimal du modèle. Cette méthode, utilisant les différents critères d'information tels que le critère de Hannan-Quinn (HQIC), le critère bayésien d'information de Schwarz (SBIC), le critère d'information d'Akaike (AIC), l'erreur finale de la prédiction (FPE) et le critère du ratio de vraisemblance séquentiel (LR) détermine le retard optimum du modèle. Les résultats sont présentés dans le tableau 23.

Tableau 23 : Critères de l'ordre de sélection					
Retard	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		0.000019	-2.33	-2.31	-2.27
1	658.2	3.0e-07	-6.49	-6.39	-6.25
2	45.633	2.5e-07	-6.66	-6.50	-6.25
3	76.953	1.7e-07	-7.05	-6.81*	-6.46*
4	25.172*	1.7e-07*	-7.09*	-6.78*	-6.33

\*Représente le retard optimum du modèle selon le choix des critères.

Selon les résultats, l'incorporation de 3 et 4 retards dans le modèle est optimale<sup>105</sup>. La dernière étape consiste à utiliser le test de co-intégration de Johansen afin de déterminer le nombre des vecteurs caractérisant l'équilibre à long terme.

Le tableau 24 présente les résultats de ce test.

<b>Tableau24 : Statistique de co-intégration de Johansen</b>			
n : nombre des vecteurs co-intégrés	0	1	2
trois périodes de retard	56.92	16.98	2.34*

\*Représente le nombre des vecteurs co-intégrés

$H_0 : r \leq n$  : existence de r vecteurs co-intégrés parmi 3 variables du modèle

La statistique de co-intégration de Johansen atteste de l'existence de deux vecteurs co-intégrés dans le modèle.

#### **4.2 Principaux résultats de l'estimation du modèle**

Comme présenté dans le tableau 24, le test de Johansen atteste de l'existence d'un équilibre à long terme dans le modèle. Ce qui – en appliquant le modèle à correction d'erreurs - nous permet de comparer les effets à long terme et à court terme du risque relatif des marchés sur la répartition de la production.

---

<sup>105</sup> L'incorporation de trois retards dans le modèle engendre le signe inattendu de l'anticipation relative des prix. Par conséquent, nous avons incorporé quatre retards dans le modèle.

Le tableau 25 présente les informations sur l'ajustement du modèle à correction d'erreurs avec deux vecteurs co-intégrés et quatre retards.

Tableau 25 : Information sur l'ajustement du modèle					
Équation	Paramètres	RMSE	R-sq	Chi2	p>chi2
$D_{-} \frac{EX_t}{DS_t}$	12	0.24	0.61	223.26	0.000
$D_{-} \left( \frac{PX_t^e}{PD_t^e} \right)$	12	0.02	0.23	42.83	0.000
$D_{-} \left( \frac{VX}{VD} \right)$	12	0.08	0.26	49.02	0.000
AIC=-7.09					

Le tableau 25 révèle un bon ajustement du modèle pour les équations du modèle. Les résultats de l'estimation des paramètres du modèle par un modèle à correction d'erreurs sont présentés dans les tableaux 26 et 27.

#### 4.2.1 Les effets à court terme

Le tableau 26 présente les résultats de l'estimation des paramètres du modèle à court terme. Les chiffres entre les parenthèses sont les P-values.

Tableau 26 : Effets à court terme du risque relatif du prix sur la part des marchés		
Variable	Paramètre	Coefficient
<b>D.exy</b>		
Constant	$\gamma_0$	0.0008 (0.99)
L1d. $\left(\frac{PX^e}{PD^e}\right)$	$\gamma_{11}$	5.01 (0.000)
L2d. $\left(\frac{PX^e}{PD^e}\right)$	$\gamma_{12}$	1.81 (0.14)
L3d. $\left(\frac{PX^e}{PD^e}\right)$	$\gamma_{13}$	1.19 (0.31)
L1d. $\left(\frac{VX}{VD}\right)$	$\gamma_{21}$	0.24 (0.27)
L2d. $\left(\frac{VX}{VD}\right)$	$\gamma_{22}$	0.002 (0.98)
L3d. $\left(\frac{VX}{VD}\right)$	$\gamma_{23}$	-0.095 (0.42)
L1d. $\left(\frac{EX}{DS}\right)$	$\gamma_{31}$	-0.63 (0.000)
L2d. $\left(\frac{EX}{DS}\right)$	$\gamma_{32}$	-0.56 (0.000)
L3d. $\left(\frac{EX}{DS}\right)$	$\gamma_{33}$	0.49 (0.54)
TR	$\gamma_4$	_.106
I1.ce1	$\zeta_1$	-0.19 (0.007)

<sup>106</sup> L'incorporation d'une tendance dans le modèle exclut la possibilité d'avoir des vecteurs co-intégrés dans le modèle.

Selon les résultats, le coefficient de correction-erreur ( $\zeta_1$ ) est significativement négatif. Le signe négatif de ce coefficient implique que le modèle est stable et que la série n'est pas exclusive. En outre, la valeur significative du coefficient  $\zeta_1$  révèle l'existence des vecteurs co-intégrés dans le modèle.

L'estimation des paramètres du modèle indique un effet positif et significatif (en première période) de l'anticipation relative des prix sur l'offre relative des marchés. En d'autres mots, ces résultats révèlent une hausse plus élevée du prix du marché extérieur par rapport au marché local, incitant par le fait même le producteur à augmenter la part de marché extérieur à court terme ce qui est un résultat attendu. Notons cependant que les coefficients des retards 2 et 3 ne sont pas significatifs même à 10 %.

Par ailleurs, les résultats montrent que la volatilité relative du prix peut avoir un effet déprimant ou un effet incitatif sur l'offre relative des marchés dans les différentes périodes à court terme. Comme présenté dans le tableau 25, la volatilité relative du prix affecte positivement l'offre relative des marchés<sup>107</sup> dans les première et deuxième périodes. Les valeurs positives du coefficient de la volatilité relative du prix dans les première et deuxième périodes (respectivement  $\gamma_{21}$  et  $\gamma_{22}$ ) peuvent être justifiées par assez d'aversion au risque du transformateur dans les première et deuxième périodes (De Grawé, 1988; Broll et Eckwert, 1999). Par contre, l'effet est négatif dans la troisième période<sup>108</sup> ce qui signifie une faible aversion au risque du transformateur dans la troisième période.

En outre, le signe négatif du coefficient de la volatilité relative des marchés dans la troisième période ( $\gamma_{23}$ ) permet de rendre compte des signes opposés de ses composants<sup>109</sup> ( $(1 - \sigma^X)$  et  $(1 - \alpha)$ ). Par conséquent, les cas suivants sont probables :

<sup>107</sup> L'effet positif de la volatilité du prix sur l'offre dans le marché étranger est consistant avec les résultats obtenus par Broll et Eckwert, 1999; Asseery et Peel, 1991; Klein, 1990.

<sup>108</sup> L'effet négatif de la volatilité du prix sur l'offre dans le marché étranger est consistant avec les résultats obtenus par Clark (1973), Cushman (1983), Peree et Steinherr (1989), Demers (1991), Chowdhury (1993), Gagnon (1993), Wolf (1995), Arize (1995), Arize et al. (2000), Sukar et Hassan (2001), Choudhry (2005), Poon et al. (2005), Aqeel et Nishat, (2006) et Kandilov (2008).

<sup>109</sup>  $\gamma_{2i} = \frac{(1-\alpha)\left(\frac{\sigma^X}{2}\right)}{(1-\sigma^X)}$ ,  $0 < \sigma^X < \infty$

$$(0) \quad 1. \begin{cases} \sigma^X > 1 \\ \text{et} \\ \beta > 50\%^{110} \end{cases}$$

$$2. \begin{cases} \sigma^X < 1 \\ \text{et} \\ \beta < 50\% \end{cases}$$

Selon les données utilisées dans notre analyse, la part moyenne d'exportation porcine vers les États-Unis dans l'offre totale est estimée à 14 % avec un maximum de 32 % et minimum de 6 %. En nous basant sur cette estimation, nous concluons à une élasticité de transformation (entre le marché local et le marché étranger) inférieure à 1 dans la troisième période ( $\sigma^X < 1$ ). Par contre, il existe une élasticité de transformation supérieure à 1 ( $\sigma^X > 1$ ) dans les première et deuxième périodes.

Cependant, selon les résultats indiqués dans le tableau 25, la volatilité relative des marchés n'a aucun effet significatif sur l'offre relative des marchés. L'application de notre modèle à une autre destination du porc québécois (par exemple Corée du Sud, Russie, Mexique) confirme l'effet non significatif du rapport de la volatilité sur l'offre relative à court terme.

#### 4.2.2 Les effets à long terme

Le tableau 27 présente les effets à long terme du risque relatif des marchés sur la répartition de la production. Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

---

<sup>110</sup>  $(1 - \alpha) > 0$  Implique  $\beta > 50\%$  (voir Annexe 22).

Tableau 27 : Effets à long terme du risque relatif du prix sur la part des marchés	
EXDS	
équation principale de co-intégration	
Variable	coefficient
$\left(\frac{VX}{VD}\right)$	-0.36 (0.01)
$\left(\frac{PX^e}{PD^e}\right)$	-0-
Constant	17.31

Les chiffres entre les parenthèses sont les valeurs des P-values.

Les résultats montrent l'effet négatif et significatif de la volatilité relative qui révèle une moindre préférence du transformateur concernant le marché étranger en cas d'une hausse du risque de marché étranger par rapport au marché local. Autrement dit, ces résultats montrent que l'augmentation du risque relatif des marchés diminue la part de l'offre sur le marché étranger dans l'offre totale, ce qui est intuitif. Ces résultats vont dans le même sens que le modèle théorique de Bonroy et al. (2007). Ce modèle, en supposant un comportement averse au risque pour la firme, conclut, dans les cas où le transformateur est assez motivé pour offrir une part de ses produits dans le marché étranger, à une hausse de la volatilité du prix d'exportation, ce qui diminue la part de marché extérieur. Ainsi, notre résultat peut être expliqué par le modèle de De Grauwe (1988) et de Broll et Eckwert (1999) qui indique une baisse de l'offre du marché étranger suite à l'augmentation de la volatilité du prix d'exportation, lorsque les transformateurs ne sont pas suffisamment averses au risque (le coefficient d'aversion relative au risque est estimé à une valeur inférieure à 1).



En outre, le signe négatif du coefficient de la volatilité relative implique que l'élasticité de substitution entre les marchés local et étranger est inférieure à 1.

Ainsi, ces résultats montrent l'effet négligeable de l'anticipation relative du prix sur l'offre relative des marchés. En d'autres mots, l'anticipation relative du prix n'affecte pas significativement l'offre relative des marchés à long terme<sup>111</sup>.

De plus, la comparaison entre le coefficient de l'anticipation relative du prix ( $\gamma_{2i} = \frac{(1-\alpha)\left(\frac{\sigma^X}{2}\right)}{(1-\sigma^X)}$ )

à court terme ( $\gamma_{23}$ ) et à long terme (Tableau 26) atteste une hausse de l'élasticité de substitution entre les deux marchés ( $\sigma^X$ ) dans le temps<sup>112</sup>. Cela est justifié par plus d'ajustements de la production à long terme ainsi qu'à court terme.

Enfin, l'estimation de l'élasticité de l'offre relative par rapport aux facteurs du risque relatif montre une sensibilité plus élevée de l'offre relative par rapport à la volatilité relative que par rapport à l'anticipation relative des prix à long terme.

## 5 Conclusion

L'impact de la volatilité du prix sur l'offre dans le marché étranger a été considéré comme l'une des problématiques importantes de la littérature et a fait l'objet de plusieurs études théoriques et empiriques. Les études précédentes ne font pas consensus sur l'effet de la volatilité du prix sur le commerce international. Cet effet ambigu de la volatilité du prix sur l'offre dans le marché étranger engendre un effet incertain du risque du prix sur l'offre locale<sup>113</sup>. Par conséquent, la variation de la volatilité peut engendrer le changement opposé de l'offre dans les marchés local et étranger. Ceci nous a amenée à analyser si ces changements opposés sont affectés par la variation opposée du risque du prix. On constate que, dans le cas où les deux marchés ont une variation dans le même sens, l'offre relative peut varier dans le sens opposé. Pour cette raison, nous analysons comment l'offre relative est affectée par la dimension relative du risque.

---

<sup>111</sup> La valeur de coefficient de l'anticipation relative du prix est estimée à une valeur proche de 0 (Tableau 26).

<sup>112</sup>  $(1 + \alpha) > 0$  (voir Annexe 21)

<sup>113</sup> On suppose que la production est destinée aux deux marchés : local et étranger.

Cet essai consiste en deux étapes. Dans un premier temps, nous avons construit un modèle théorique qui explique l'offre relative en fonction des dimensions relatives du risque. Ensuite, nous avons appliqué notre modèle au secteur porcin québécois. Ainsi, nous considérons le marché des États-Unis comme le marché étranger.

Notre modèle théorique est construit en appliquant le modèle de Lofgren et al. (2002) et en ajoutant les facteurs du risque. Les paramètres du modèle ont été estimés par un modèle à correction d'erreurs. Notre modèle théorique explique l'offre relative comme une fonction des anticipations relatives des prix ainsi que la volatilité relative des prix. En outre, ce modèle montre que l'effet de la volatilité relative du prix sur l'offre relative des marchés dépend de l'élasticité de substitution entre les deux marchés ainsi que la part d'exportation dans la production totale. Selon ce modèle, l'effet négatif de la volatilité relative sur l'offre relative est observé dans deux conditions : D'abord lorsque la part de l'exportation dans la production totale est plus que 50 % et que l'élasticité de substitution est supérieure à 1. Deuxièmement, lorsque la part de l'exportation dans la production totale est inférieure à 50 % et l'élasticité de substitution est inférieure à 1.

Les résultats d'application de notre modèle sur l'exportation du secteur porcin québécois vers les États-Unis révèlent un effet négatif de la volatilité relative du prix sur l'offre relative à long terme. Étant donné la part moyenne de 14 % de l'exportation porcine vers les États-Unis, on conclut à une élasticité de substitution inférieure à 1. Ce résultat est consistant avec ceux obtenus par Kandilov (2008), Wang et Barret (2007), Aqeel, Nishat (2006), Poon et al (2005), Choudhry (2005), Sukar et Hassan (2001), Arize et al (2000), Thursby et Thursby (1987) qui ont conclu à un effet négatif de la volatilité sur l'exportation. Pourtant, les résultats montrent que l'offre relative n'est pas affectée significativement par la volatilité relative du prix à court terme.

En outre, les résultats impliquent qu'on assiste à une hausse de la substitution des marchés dans le temps. Cela se justifie par plus d'ajustements de la production à long terme ainsi qu'à court terme.

Ainsi, les résultats de l'estimation du modèle impliquent un effet positif de l'anticipation relative du prix sur l'offre relative des marchés à court terme. En d'autres mots, une hausse du prix du marché étranger par rapport au marché local fait en sorte que le producteur augmente la part du marché étranger dans son offre totale à court terme. Cependant, cet effet est négligeable à long terme. En

d'autres mots, il existe plus de sensibilité de l'offre relative par rapport à la volatilité relative que par rapport à l'anticipation relative du prix à long terme. L'inverse est également observé à court terme.

## Conclusion générale

Le risque lié à la volatilité du prix se révèle un facteur important dans le secteur agricole. Elle est une source de préoccupation immédiate pour les agriculteurs qui voient leur revenu fluctuer et doivent agir en conséquence en modifiant leur plan de production. Nous avons examiné l'effet de ce risque sur le comportement des producteurs présents sur le marché local ainsi les transformateurs qui ont la possibilité de se tourner vers le marché extérieur. Leur prise de décision de production et de distribution s'effectue donc dans un environnement risqué où ils doivent prendre en compte l'anticipation du niveau de prix et la volatilité.

Après une revue de la littérature dans le chapitre 1, le chapitre 2 analyse l'effet de la volatilité ainsi que la prévision du prix sur l'offre de trois produits agricoles, c'est-à-dire le maïs-grain, la viande de porc et la viande d'agneau, et ce, dans la province de Québec. L'objectif de notre travail est d'analyser l'effet de la prédictibilité du prix sur la production. À ce stade, nous avons modifié le modèle de Rude et Surry (2013) en introduisant une variable mesurant la volatilité des prix prédicts. Les paramètres du modèle sont estimés par la méthode FIML. Les résultats montrent un effet négatif de la volatilité ainsi que la volatilité des prix prévisibles sur la production des articles susmentionnés. En d'autres termes, l'effet de volatilité est d'autant moins important sur la décision de production à mesure que les prix sont prévisibles. Le résultat montre qu'une prévisibilité des prix réduit significativement le biais entre les prix anticipés et les prix réalisés. Aussi longtemps que cette situation puisse tenir, les producteurs seront protégés contre le risque.

En outre, notre modèle comprend deux dimensions du risque à savoir les prix anticipés et leur volatilité. Les résultats de l'estimation des élasticités de l'offre par rapport aux facteurs du risque révèlent que les producteurs perçoivent le prix anticipé de l'output comme le facteur le plus important du risque. Ainsi, ces résultats montrent que l'offre est plus sensible aux variations du risque du prix de l'intrant qu'à celles du risque du prix de l'output. La sensibilité la plus élevée de l'offre par rapport au risque du prix de l'intrant que par rapport au risque du prix de l'output peut être justifiée par l'hypothèse selon laquelle tous les producteurs garantissent le prix de l'output sous l'ASRA, alors que

moins de producteurs couvrent leur coût de production. Ainsi, ces résultats montrent que, sous l'effet de l'ASRA, les producteurs agricoles bénéficient d'une moindre sensibilité de l'offre à la fois aux prix des intrants et aux prix de vente sur le marché local. Ils réagissent davantage par rapport aux prix reçus (prix effectif) qu'ils bénéficient par la mise en place du programme ASRA.

Nous avons aussi estimé l'indice relatif d'aversion au risque (RRP) dont le résultat confirme une aversion effective vis à vis du risque des producteurs québécois. Par contre, elle se trouve réduite par la mise en place du programme ASRA, car l'application de ce programme, en stabilisant les prix reçus par le producteur, empêche le producteur d'avoir une perte dans le cas des chocs négatifs du prix. De plus, la comparaison des RRP de trois produits susmentionnés révèle que les producteurs de maïs sont les producteurs les moins averses au risque, alors que les producteurs de l'agneau sont les plus averses au risque. Ainsi, cette estimation montre que le producteur du porc est plus averse au risque par rapport à l'intrant que le producteur de l'agneau. Ce dernier peut être justifié par plus de dépendance de l'industrie porcine à la consommation du maïs, car le maïs constitue 35 % de l'élément utilisé pour l'élevage du porc, alors que cette proportion est estimée à 14 % pour l'agneau (CECPA, 2013). Enfin, plus d'aversion au risque du producteur par rapport à l'intrant que par rapport à l'output peut être justifiée par l'application de l'ASRA.

DE plus, la comparaison entre la volatilité du prix de ces produits révèle que les producteurs de maïs envisagent la volatilité la moins élevée, alors que les producteurs de l'agneau sont soumis à la volatilité la plus élevée. La volatilité du prix moins élevée du maïs par rapport à celle de la viande (du porc et de l'agneau) peut être justifiée par plus de possibilité de stockage du maïs (par rapport au porc et à l'agneau). En outre, la volatilité élevée du prix implique une faible influence du producteur au marché et sa capacité limitée à contrôler les prix. Par conséquent, la volatilité plus élevée du prix d'agneau (par rapport à celui du porc) est justifiée par une influence plus faible des producteurs d'agneaux au marché (Rezitis et Stavropoulos, 2012). Cette influence plus faible du producteur de l'agneau découle de la différence entre la structure de la mise en marché du porc et d'agneau. Selon la loi, tous les porcs sont commercialisés par la Fédération des producteurs de porcs au Québec (FPPQ), tandis que la production d'agneau est commercialisée par les producteurs individuels. Par conséquent, un grand nombre de producteurs de petite taille conduit à la capacité plus limitée à

contrôler les prix (Rezitis et Stavropoulos, 2012). Cette capacité limitée des producteurs d'agneau au Québec justifie leur aversion au risque élevée.

Autre grand constat de cet essai est la question de l'importance de tenir compte du risque du prix dans l'agriculture québécoise. Malgré l'accentuation de la littérature sur l'importance du risque du prix sur l'offre des produits agricoles, les résultats de notre étude révèlent que le risque du prix de l'output et les anticipations du prix des intrants ne sont pas les facteurs importants du risque dans l'agriculture québécoise. Ces résultats sont justifiés par l'application du programme ASRA qui, en compensant le coût de production, empêche l'offre d'être sensible au prix des intrants. Ainsi, ce programme, en stabilisant le prix de l'output, fait en sorte que les agriculteurs ne perçoivent pas la volatilité du prix de l'output comme un facteur important du risque. Cependant, l'anticipation du prix de l'output et la volatilité du prix des intrants sont encore les facteurs importants du risque dans l'agriculture québécoise.

En outre, la volatilité du prix reçu apparaît comme importante aux yeux des transformateurs pour les amener à réviser leur production à la baisse au niveau local et extérieur. Le chapitre 3 examine l'effet du risque relatif des marchés sur l'offre relative des transformateurs québécois du porc. À ce niveau, notre analyse se base sur un modèle théorique qui détermine l'offre relative évaluée sur les marchés en fonction de l'anticipation relative des prix ainsi que de la volatilité relative. Il s'agit d'une extension du modèle de Lofgren et al. (2002) incorporant les facteurs de risque. Il en résulte que l'effet de la volatilité relative sur l'offre relative des marchés dépend à la fois de la part d'exportation dans la production totale ainsi que de l'importance de l'élasticité de substitution entre les deux marchés<sup>114</sup>. C'est un cas de figure qui tranche a priori avec la littérature stipulant un effet ambigu de la volatilité du prix d'exportation sur l'offre du marché étranger. Cependant, l'estimation des paramètres à l'aide du modèle à correction d'erreurs montre un effet négatif de la volatilité relative du prix sur l'offre relative du porc québécois exporté aux États-Unis à long terme. Ce résultat indique que les transformateurs sont averses au risque, afin de diminuer leur exposition au risque, et qu'ils diminuent leur activité et se tournent vers le marché le moins risqué. Par conséquent, on peut conclure que les prix stables peuvent être considérés comme un instrument politique efficace afin d'inciter la

---

<sup>114</sup> On suppose que la fonction de production suit une forme CES et par conséquent l'élasticité de la substitution entre le marché local et étranger est constant.

production. C'est ainsi que nos résultats ont pu démontrer les préférences des transformateurs de porc ne peuvent pas être affectées durablement par les anticipations relatives du prix. Ainsi, les résultats affichent l'effet ambigu (non significatif) de la volatilité relative sur l'offre relative dans les différentes périodes de court terme. Cet effet ambigu est compatible avec celui relevé par Bonroy et al. (2007). Ces auteurs ont conclu à l'effet positif de la volatilité du prix du porc québécois sur l'exportation vers les États-Unis, lorsque le niveau de la volatilité est faible. Selon ces auteurs, à partir d'un certain niveau de la volatilité, on assiste à un effet négatif de la volatilité sur l'exportation. En outre, l'effet non significatif de la volatilité relative du prix sur l'offre relative à court terme peut être expliqué par l'existence d'avenue de couverture du risque.

De même, selon les résultats, le marché local et le marché étranger sont plus substituables à long terme qu'à court terme, ce qui pourrait être justifié par plus d'ajustements de la production à long terme. Ainsi on conclut l'augmentation de substitution entre les marchés diminue l'aversion au risque du transformateur. Plus de substitutions entre les marchés permet au transformateur de diminuer son exposition au risque en choisissant le marché le moins risqué.

Bref, notre travail démontre que la volatilité du prix affecte négativement non seulement la production, mais également les préférences des transformateurs québécois concernant le choix du marché (le cas de la viande de porc). Une hausse de la volatilité relative diminue la part du marché étranger dans l'offre totale. Étant donné la part de l'exportation porcine du Canada vers les États-Unis dans la production totale (14 %), cette baisse tiendra aussi longtemps que le marché local et le marché étranger resteront faiblement substituables. Les résultats de notre modèle théorique accompagnés par ceux de Broll et Eckwert (1999) impliquent qu'une hausse à la substitution entre les marchés engendre une baisse à l'aversion au risque du transformateur. Une recherche future peut montrer ce résultat en construisant une relation mathématique entre l'aversion au risque du transformateur et l'élasticité de la substitution. Un travail empirique qui confirme la relation inverse entre l'élasticité de substitution et l'aversion au risque du transformateur serait aussi intéressant. Notre modèle permet également d'analyser comment les différentes variables de contrôle – à travers leurs effets sur l'élasticité de substitution - peut affecter l'offre relative des marchés.

## Références

### Monographie articles scientifiques

1. Aditto, S., C. Gan and G. V. Nartea. 2012. Sources of risk and risk management strategies: the case of smallholder farmers in a developing economy. Risk management: current issues and challenges. INTECH Open Access Publisher.
2. Alghalith, M. 2010. Theory of the firm under multiple uncertainties. Economics Bulletin 30(3): 2075-2082.
3. Alupoai, A., A. Hrebenciuc and A.M. Săndică. 2013. Analysing movements in investor's risk aversion using the Heston volatility model. Theoretical and Applied Economics 18(3 (580)): 121-134.
4. Andrews, R. L. 1994. Forecasting performance of structural time series models. Journal of Business & Economic Statistics 12(1):129-133.
5. Antón, J. and S. Kimura. 2011. Risk management in agriculture in Spain. OECD Publishing (43).
6. Antón, J., S. Kimura and R. Martini. 2011. Risk management in agriculture in Canada. OECD Publishing (40).
7. Antonovitz, F. and R. Green. 1990. Alternative estimates of fed beef supply response to risk. American Journal of Agricultural Economics 72(2):475-487.
8. Aqeel, A. and M. Nishat. 2006. The Effect of Exchange Rate Volatility on Pakistan's Exports. Pakistan Economic and Social Review 44(1): 81-92.
9. Aradhya, S. V. and M.T. Holt. 1989. Risk behavior and rational expectations in the US broiler market. American Journal of Agricultural Economics 71(4): 892-902.
10. Arias, J., H. Chavarría, B. Jara, E. Krivonos, M. Rodrigues, A. Rodríguez, S. Salcedo, A. Saucedo, O. Sotomayor, R. Trejos. 2010. The outlook for agriculture and rural development in the Americas: a perspective on Latin America and the Caribbean. Boletín CEPAL/FAO/IICA.
11. Arize, A. C. 1995. The effects of exchange-rate volatility on US exports: an empirical investigation. Southern Economic Journal 62: 34-43.
12. Arize, A. C., T. Osang and D.J. Slottje. 2000. Exchange-rate volatility and foreign trade: evidence from thirteen LDC's. Journal of Business AND Economic Statistics 18(1):10-17.
13. Asseery, A. and D.A. Peel. 1991. The effects of exchange rate volatility on exports: some new estimates. Economics Letters 37(2):173-177.



14. Asselin, A. 2010. Monographie de l'industrie porcine au Québec. Direction du développement et de l'innovation, MAPAQ.
15. Avalos, F. 2014. Do oil prices drive food prices? The tale of a structural break. *Journal of International Money and Finance* 42: 253-271.
16. Bahmani-Oskooee, M. 1991. Exchange rate uncertainty and trade flows of developing countries. *The Journal of Developing Areas* 25(4): 497-508.
17. Bahmani-Oskooee, M. and N. Ltaifa. 1992. Effects of exchange rate risk on exports: crosscountry analysis. *World development* 20(8): 1173-1181.
18. Bailey, M. J., G. S. Tavlas and M. Ulan. 1986. Exchange-rate variability and trade performance: Evidence for the big seven industrial countries. *Weltwirtschaftliches Archiv* 122(3): 466-477.
19. Baltussen, W. H. M., M. A. P. M. Asseldonk., and A. J. Buck. 2006. Risicobeheer in de land- en tuinbouw: een visie op de rol van de overheid. *LEI 2.06.12*: 73
20. Baumeister, C. and L. Kilian. 2014. Do oil price increases cause higher food prices?. *Economic Policy* 29(80):691-747.
21. Bergin, P. R. 2003. A model of relative national price levels under pricing to market. *European Economic Review* 47(3): 569-586.
22. Bobtcheff, C., and S. Villeneuve. 2010. Technology Choice under Several Uncertainty Sources. *European Journal of Operational Research* 206: 586-600.
23. Bollerslev, T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31(3): 307-327.
24. Bollerslev, T. 1987. A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *The Review of Economics and Statistics*. 69(3): pp 542-547.
25. Bollerslev, T. 1988. On the correlation structure for the generalized autoregressive conditional heteroskedastic process. *Journal of Time Series Analysis* 9(2): 121-131.
26. Bonroy, O., J. P. Gervais, and B. Larue. 2007. Are exports a monotonic function of exchange rate volatility? Evidence from disaggregated pork exports. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie* 40(1):127-154.
27. Brada, J. C. and J.A. Méndez. 1988. Exchange rate risk, exchange rate regime and the volume of international trade. *Kyklos* 41(2): 263-280.
28. Broll, U. and B. Eckwert. 1999. Exchange rate volatility and international trade. *Southern Economic Journal* 66(1):178-185.

29. Cervantes-Godoy, D., Kimura, S., & Antón, J. 2013. Smallholder Risk Management in Developing Countries. OECD Publishing (61).
30. Chen, P. Y., C. L. Chang, C. C. Chen and M. McAleer. 2012. Modelling the effects of oil prices on global fertilizer prices and volatility. *Risk and financial management*. 5(1).
31. Choudhry, T. 2005. Exchange rate volatility and the United States exports: evidence from Canada and Japan. *Journal of the Japanese and International economies* 19(1): 51-71.
32. Chowdhury, A. R. 1993. Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error-correction models. *The Review of Economics and Statistics* 75(4): 700-706.
33. Clark, P. B. 1973. Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade. *Economic Inquiry* 11(3): 302-313.
34. Coble, K. H. and B.J. Barnett. 2008. An assessment of risk exposure in agriculture: A literature review. Organization for Economic Cooperation and Development (OECD), Trade and Agriculture Directorate (TAD/CA/APM/WP(2008)23).
35. Commission sur l'avenir de l'agriculture et de l'agroalimentaire québécois and J. Pronovost. 2008. Agriculture et agroalimentaire: assurer et bâtir l'avenir : rapport de la Commission sur l'avenir de l'agriculture et de l'agroalimentaire québécois. Commission sur l'avenir de l'agriculture et de l'agroalimentaire québécois.
- consulted : 2 March 2016
36. Cushman, D. O. 1983. The effects of real exchange rate risk on international trade. *Journal of international Economics* 15(1): 45-63.
37. Dalal, A.J. and M. Alghalith. 2009. Production decisions under joint price and production uncertainty, *European Journal of Operational Research* 197(1): 84-92.
38. De Grauwe, P. (1988). Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade. *International Monetary Fund Staff Papers* 35(1): 63-84.
39. Dellas, H. and B.Z. Zilberfarb. 1993. Real exchange rate volatility and international trade: a re-examination of the theory. *Southern Economic Journal* 59: 641-641.
40. Demers, M. 1991. Investment under uncertainty, irreversibility and the arrival of information over time. *The Review of Economic Studies* 58(2): 333-350.
41. EC-European Commission. 2001. Risk Management Tools for EU Agriculture with a special focus on insurance. Directorate A. Economic Analyses, forward studies, evaluation.
42. Eeckhoudt, L., A.Thomas and N.Treich. 2011. Correlated risks and the value of information. *Journal of Economics* 102(1): 77-87.

43. FAO. 2011. L'état de l'insécurité alimentaire dans le monde Comment la volatilité des cours internationaux porte-t-elle atteinte à l'économie et à la sécurité alimentaire des pays? Rome, Italie.
44. Faruqee, M. H. and M. P. B. Clark. 1997. Exchange rate volatility, pricing to market and trade smoothing. *International Monetary Fund* (97-126).
45. Ferland, M. 2009. Risk management as a pillar for agricultural development. *Financière agricole du Quebec*.
46. Franke, G. 1991. Exchange rate volatility and international trading strategy. *Journal of International Money and Finance* 10(2): 292-307.
47. Gagnon, J. E. 1993. Exchange rate variability and the level of international trade. *Journal of International Economics* 34(3): 269-287.
48. Gagnon, J. E. and M. K. Knetter. 1990. Pricing to market in international trade: evidence from panel data on automobiles and total merchandise. Board of Governors of the Federal Reserve System.
49. Ghadban, S. 2013. Le taux de change et la demande touristique. Doctoral dissertation d'université Toulouse.
50. Giannopoulos, K. 1995. Estimating the time varying components of international stock markets' risk. *The European Journal of Finance* 1(2): 129-164.
51. Glosten, L. R., R. Jagannathan and D. E. Runkle. 1993. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance* 48(5): 1779-1801.
52. Goueon, P. 2012. portrait des marchés d'exportation du porc québécois, des opportunités à saisir. In *Agri-Réseau*.
53. Gouriéroux, C. 2012. ARCH models and financial applications. Springer Science and Business Media
54. Grier, K. 2012. Incidences économiques des exportations canadiennes de porc. Canadian Pork Council.
55. Hall, D. C., T. O. Knight, K. H. Coble, A. E. Baquet and G. F. Patrick. 2003. Analysis of beef producers' risk management perceptions and desire for further risk management education. *Review of Agricultural Economics* 25(2): 430-448.
56. Hamilton, J. D. 2001. A parametric approach to flexible nonlinear inference. *Econometrica* 69(3): 537-573.

57. Harvey, A. C. 1989. Forecasting, structural time series models and the Kalman filter. Cambridge university press.
58. Harwood, J., R. Heifner, K. Coble, J. Perry and A. Somwaru. 1999. Managing risk in farming: Concepts, research, and analysis. Agricultural Economic Report (774). Market and trade economics division and resource economics division. Economic Research Service, US Department of Agriculture.
59. Holt, M. T. 1993. Risk response in the beef marketing channel: A multivariate generalized ARCH-M approach. American Journal of Agricultural Economics 75(3): 559-571.
60. Holt, M. T. and G. Moschini. 1992. Alternative measures of risk in commodity models: An analysis of sow farrowing decisions in the United States. Journal of Agricultural and Resource Economics 17(1):1-12.
61. Holt, M. T. and S. V. Aradhyula. 1990. Price Risk in Supply Equations: An Application of GARCH Time-Series Models to the US Broiler Market. Southern Economic Journal 57(1):230-242
62. Hooper, P. and S. W. Kohlhagen. 1978. The effect of exchange rate uncertainty on the prices and volume of international trade. Journal of International Economics 8(4): 483-511.
63. Howatt, S. 2006. Corp profile for field corn in Canada. Agriculture and Agri-food Canada publications A118-10/13-2006E-PDF
- <https://www.agrireseau.net/porc/documents/83368>
64. Huchet-Bourdon, M. 2012. Est-ce que la volatilité des prix des matières premières agricoles augmente? Une étude historique. Éditions OCDE.
65. Initiative, C. P., V. Micale, G. Frisari, M. Hervé-Mignucci, and F. Mazza. 2013. Risk Gaps: Policy Risk Instruments. Climate Policy Initiative.
66. Kahan, D. 2013. Managing risk in farming. Food and agriculture organization of the United Nations.
67. Kalman, R. E. 1960. A new approach to linear filtering and prediction problems. Journal of Fluids Engineering 82(1):35-45.
68. Kandilov, I. T. 2008. The effects of exchange rate volatility on agricultural trade. American Journal of Agricultural Economics 90(4):1028-1043.
69. Keele, L. and S. De Boef. 2004. Not just for cointegration: error correction models with stationary data. Working paper. Department of Politics and International Relations, Nuffield College, Oxford University.

70. Kimura, S. and J. Antón. 2011. Risk management in agriculture in Australia. OECD Publishing (39).
71. Klein, M. W. 1990. Sectoral effects of exchange rate volatility on United States exports. *Journal of International Money and Finance* 9(3): 299-308.
72. Krugman, P. 1986. Pricing to market when the exchange rate changes. National Bureau of Economic Research working paper (w1926).
73. Kumar, R. and R. Dhawan. 1991. Exchange rate volatility and Pakistan's exports to the developed world, 1974–85. *World development* 19(9): 1225-1240.
74. Lai, B. and N. L. Joseph. 2010. Pricing-to-market and the volatility of UK export prices. *Applied financial economics* 20(18): 1441-1460.
75. Larue, B., Gervais, J.P. and Y.Rancourt. 2010. "Exchange rate pass-through, menu costs and threshold cointegration." *Empirical Economics* 38.1 : 171-192.
76. Larue, B., J. P.Gervais and Y.Rancourt. 2010. Exchange rate pass-through, menu costs and threshold cointegration. *Empirical Economics* 38(1):171-192.
77. Lichtfouse, E. and A. Goyal, 2015. Sustainable Agriculture Reviews: Cereal Sustainable Agriculture Reviews. 16: 34-35
78. Lofgren, H., R. L. Harris and S. Robinson. 2002. A standard computable general equilibrium (CGE) model in GAMS . Intl Food Policy Res Inst.
79. May, J. B. 2010. International Financial Volatility and Commodity Exports: Evidence from the Thai Agricultural Sector. *American Journal of Agricultural Economics* 92(3): 763-775
80. Mbagwa, M. and B. T. Coyle. 2003. Beef supply response under uncertainty: An autoregressive distributed lag model. *Journal of Agricultural and Resource Economics* 28(3):519-539.
81. Melyukhina, O. 2011. Risk Management in Agriculture in New Zealand. OECD Publishing (42).
82. Melyukhina, O. 2011. Risk management in agriculture in the Netherlands. OECD Publishing (41).
83. Ministère de l'Agriculture, des Pêcheries et de l'Alimentation du Québec. 2014. Monographie de l'industrie ovine du québec
84. Muth, J. F. 1961. Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 29(3):315-335.
85. Nerlove, M. 1956. Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities. *Journal of Farm Economics* 38(2):496-509.

86. Nerlove, M. 1958. Adaptive expectations and cobweb phenomena. *The Quarterly Journal of Economics* 72(2): 227-240.
87. Nijs, L. 2014. *The Handbook of Global Agricultural Markets: The Business and Finance of Land, Water, and Soft Commodities*. Palgrave Macmillan.
88. Nogueira, L., R. R. Barichello, K. Baylis and H.H. Chouinard. 2012. Policy Risk in the Canadian Dairy Industry. *Applied Economic Perspectives and Policy* 34(1):147-166
89. Pagan, A. 1984. Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors. *International Economic Review* 25(1) 221-247.
90. Palinkas, P. and C. Szekely. 2008. Farmers' risk perception and risk management practices in international comparison. *Bull. of the Szent Istvan University, Faculty of Economics and Social Sciences (47554):265-276*.
91. Patrick, G. R., Wilson, P. N., Barry, P. J., Boggess, W. G., & Young, D. L. 1985. Risk perceptions and management responses: producer-generated hypotheses for risk modeling. *Southern Journal of Agricultural Economics* 17(2): 231-238.
92. Perée, E. and A. Steinherr. 1989. Exchange rate uncertainty and foreign trade. *European Economic Review* 33(6):1241-1264.
93. Poon, W. C., C. K. Choong, and M. S. Habibullah. 2005. Exchange Rate Volatility and Exports for Selected East Asian Countries. *ASEAN Economic Bulletin* 22(2):144-159
94. Rezitis, A. and K. Stavropoulos, 2008. Supply Response and Price Volatility in the Greek Pork Industry. *International Conference of Applied Economics*.
95. Rezitis, A. N. and K. S. Stavropoulos. 2010. Modeling beef supply response and price volatility under CAP reforms: the case of Greece. *Food policy* 35(2): 163-174.
96. Rodríguez, A., M. Rodrigues and S. Salcedo. 2010. The outlook for agriculture and rural development in the Americas: a perspective on Latin America and the Caribbean. *Boletín CEPAL/FAO/IICA*.
97. Rude, J. and Y. Surry. 2013. Canadian Hog Supply Response: A Provincial Level Analysis. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroéconomie* 62(2): 149-169.
98. Ryan, T. J. 1977. Supply response to risk: The case of US pinto beans. *Western Journal of Agricultural Economics* 2:35-43.
99. Samuelson, P. A. 1947. *Foundations of economic analysis*. Harvard university press
100. Sandmo, A. 1971. On the theory of the competitive firm under price uncertainty. *The American Economic Review* 61(1): 65-73.

101. Sercu, P. and C. Vanhulle. 1992. Exchange rate volatility, international trade, and the value of exporting firms. *Journal of banking and finance* 16(1): 155-182.
102. Sukar, A. H. and S.Hassan. 2001. US exports and time-varying volatility of real exchange rate. *Global Finance Journal* 12(1):109-119.
103. The Strategic Council. 2010. Business Risk Management Survey For Performance Indicators. P. 22.
104. Thursby, J. G. and M. C. Thursby. 1987. Bilateral trade flows, the Linder hypothesis, and exchange risk. *the Review of Economics and Statistics* 69(3): 488-495.
105. Thursby, M. C. and J. G. Thursby. 1985. The Uncertainty Effects of Floating Exchange Rates: Empirical Evidence on International Trade Flows. In *Exchange Rates, Trade and the U.S. Economy*. Ballinger Cambridge, MA.
106. Tinbergen, J. 1962. *Shaping the world economy: suggestions for an international economic policy*. Twentieth Century Fund, New York.
107. Tsay, R. S. 1998. Testing and modeling multivariate threshold models. *Journal of the American Statistical Association* 93(443):1188-1202.
108. Wang, K. L. and C. B. Barrett. (2007). Estimating the Effects of Exchange Rate Volatility on Export Volumes. *Journal of Agricultural & Resource Economics* 32(2):225-255.
109. Wolf, A. 1995. Import and hedging uncertainty in international trade. *Journal of Futures Markets* 15(2): 101-110.
110. Zelekha, Y. and O. Bar-Efrat. 2011. The link between exchange rate uncertainty and Israeli exports to the US: 2SLS and cointegration approaches. *Research in Economics* 65(2):100-109.

## Annexes

### Annexe1:

**Test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCHLM) pour les prix du marché du maïs (AR(3))**

Chi2	Degré de liberté	Prob>chi2
38.512	1	0.000
Hypothèse nulle : Pas d'effet ARCH VS Hypothèse alternative : Perturbation d'ARCH(P)		

### Annexe2:

**Test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCHLM) pour les prix du marché du maïs (AR(2))**

Chi2	Degré de liberté	Prob>chi2
51.738	1	0.000
Hypothèse nulle : l'absence d'effet ARCH VS Hypothèse alternative : Perturbation d'ARCH(P)		



**Annexe3:****Test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCHLM) pour les prix d'engrais**

Excluant $G_t$ et $T_t$		
Chi2	Degré de liberté	Prob>chi2
3.523	8	0.90
Incluant $G_t$ et $T_t$		
Chi2	Degré de liberté	Prob>chi2
3.813	8	0.87
Hypothèse nulle : l'absence d'effet ARCH		
Hypothèse alternative : Perturbation d'ARCH(P)		

**Annexe4:**

**Tests d'autocorrélation de Harvey et Guilkey appliqués à la fonction de l'offre du maïs incluant le prix du marché**

<b>Test d'autocorrélation à l'équation unique</b>				
	<b>Harvey LM test</b>	<b>Rho</b>	<b>Pvalue&gt;chi2</b>	<b>Durbin-Watson test</b>
<b>Équation de l'offre</b>	1.2954	0.048	0.25	1.55
<b>Équation du prix du maïs</b>	0.2642	0.0098	0.61	1.63
<b>Équation de la volatilité du prix du maïs</b>	0.3026	0.0112	0.58	1.65
Rho: coefficient de corrélation				
<b>Test global d'autocorrélation</b>				
<b>Harvey LM test</b>	1.8622		0.61	
<b>Guilkey LM test</b>	7.3919		0.60	
Hypothèse nulle : l'absence d'autocorrélation      Hypothèse alternative : existence d'autocorrélation				

## Annexe5 :

### Modèle Nerlove

Le modèle Nerlove présente le montant désiré de la production comme la fonction des variables explicative

$$y_t^* = \alpha + \beta x_t$$

Où :

$y_t^*$  : Montant désiré de la production

$x_t$  : Variables explicatives

Ce modèle est basé sur la différence entre la production actuel et désirée à court terme. Les firmes enlèvent Une proportion de cette différence dans chaque période.

$$y_t - y_{t-1} = \gamma(y_t^* - y_{t-1})$$

$$y_t = \alpha\gamma + \beta\gamma x_t + (1 - \gamma) y_{t-1}$$

Par conséquent si les variables sont transformés en logarithme, le paramètre  $\beta$  détermine l'élasticité de l'offre à long terme alors que  $\beta\gamma$  présente l'élasticité du court terme.

**Annexe6:**

**Tests d'autocorrélation de Harvey et Guilkey appliqués à la fonction de l'offre du maïs incluant le prix effectif**

<b>Test d'autocorrélation à équation unique</b>				
	<b>Harvey LM test</b>	<b>Rho</b>	<b>Pvalue&gt;chi2</b>	<b>Durbin-Watson test</b>
<b>Équation de l'offre</b>	1.95	0.07	0.16	1.17
<b>Équation du prix du maïs</b>	2.04	0.07	0.15	1.27
<b>Équation de la variance du prix du maïs</b>	1.93	0.07	0.16	1.43
<b>Équation du prix d'engrais</b>	1.71	0.06	0.18	1.15
Rho: coefficient de corrélation				
<b>Test global d'autocorrélation</b>				
<b>Harvey LM test</b>	8.2		0.14	
<b>Guilkey LM test</b>	21.2		0.67	
Hypothèse nulle : l'absence d'autocorrélation		Hypothèse alternative : existence d'autocorrélation		

## Annexe7:

Résultats liés au test de la significativité de l'indice de la prime marginale relative du risque (RRP) pour le producteur du maïs (le modèle incluant le prix effectif)

Nombre d'observation	moyenne	standard erreur	standard déviation	t-statistique	Degré de liberté
<b>RRP par rapport au prix d'output</b>					
29	0.08	0.007	0.036	12.25	28
<b>RRP par rapport au prix de l'intrant</b>					
27	0.74	0.19	0.99	3.87	26

Hypothèse nulle : moyenne=0

Hypothèse alternative : moyenne<0

$\Pr(T < t) = 1$

Hypothèse alternative : moyenne  $\neq 0$

$\Pr(T > t) = 0.000$

Hypothèse alternative : moyenne>0

$\Pr(T > t) = 0.0000$

\*t statistique représente le test de l'hypothèse nulle vers la hypothèse un.

\* Le statistique atteste à significativité de l'indice de la prime marginale relative du risque.

**Annexe8 :**

**Test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCHLM) pour le prix du marché du porc**

Chi2	Degré de liberté	Prob>chi2
2.75	1	0.0973
Hypothèse nulle : Pas d'effet ARCH VS Hypothèse alternative : Perturbation d'ARCH(P)		

**Annexe9 :**

**Test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCHLM) pour le prix du maïs à Chatham (l'intrant à la production du porc)**

Excluant $G_t$		
Chi2	Degré de liberté	Prob>chi2
6.705	4	0.1523
Incluant $G_t$		
Chi2	Degré de liberté	Prob>chi2
6.586	4	0.1594
Hypothèse nulle : l'absence d'effet ARCH VS Hypothèse alternative : Perturbation d'ARCH(P)		

**Annexe10 :**

**Tests d'autocorrélation de Harvey et Guilkey appliqués à la fonction de l'offre du porc incluant le prix du marché**

<b>Test d'autocorrélation à l'équation unique</b>				
	<b>Harvey LM test</b>	<b>Rho</b>	<b>Pvalue&gt;chi2</b>	<b>Durbin-Watson test</b>
<b>Équation de l'offre</b>	0.0053	0.000	0.9417	2.02
<b>Équation de la variance des prix prévisibles</b>	0.7761	0.0050	0.3783	2.14
<b>Équation de la variance du prix du porc</b>	0.7653	0.0049	0.3817	1.85
Rho: coefficient de corrélation				
<b>Test global d'autocorrélation</b>				
<b>Harvey LM test</b>	1.54		0.67	
<b>Guilkey LM test</b>	7.89		0.54	
Hypothèse nulle : l'absence d'autocorrélation                      Hypothèse alternative : existence d'autocorrélation				

**Annexe11 :**

**Tests d'autocorrélation de Harvey et Guilkey appliqué à la fonction de l'offre du porc versus le prix effectif**

<b>Test d'autocorrélation à l'équation unique</b>				
	<b>Harvey LM test</b>	<b>Rho</b>	<b>Pvalue&gt;chi2</b>	<b>Durbin-Watson test</b>
<b>Équation de l'offre</b>	0.10	0.0006	0.7481	2.02
<b>Équation de la volatilité des prix prévisibles</b>	1.3142	0.008	0.2516	1.82
Rho: coefficient de corrélation				
<b>Test global d'autocorrélation</b>				
Matrice inverse a des valeurs manquantes				
Hypothèse nulle : l'absence d'autocorrélation		Hypothèse alternative : existence d'autocorrélation		



## Annexe12 :

Résultats liés au test de la significativité de l'indice de la prime marginale relative du risque du prix (RRP) pour le producteur du porc (le modèle incluant le prix effectif)

Nombre d'observation	moyenne	standard erreur	standard déviation	t-statistique	Degré de liberté
RRP par rapport au prix d'output					
-	-	-	-	-	-
RRP par rapport au prix de l'intrant					
167	1.64	0.08	1.07	19.73	166

Hypothèse nulle : moyenne=0

Hypothèse alternative : moyenne<0

Pr(T<t)=1.0000

Hypothèse alternative : moyenne ≠0

Pr(T>t)=0.0000

Hypothèse alternative : moyenne>0

Pr(T>t)=0.0000

\*t statistique représente le test de l'hypothèse nulle vers la hypothèse un.

\* Le statistique atteste à significativité de l'indice de la prime marginale relative du risque

**Annexe13 :**

**Test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCHLM) pour les prix du marché de l'agneau :**

Chi2	Degré de liberté	Prob>chi2
12.748	6	0.0472
Hypothèse nulle : Pas d'effet ARCH VS Hypothèse alternative : Perturbation d'ARCH(P)		

**Annexe14:**

**Test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCHLM) pour les prix effectif de l'agneau :**

Chi2	Degré de liberté	Prob>chi2
4.449	1	0.0349
Hypothèse nulle : Pas d'effet ARCH VS Hypothèse alternative : Perturbation d'ARCH(P)		

**Annexe15:**

**Test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCHLM) pour les prix du maïs à Chatham (l'intrant à la production de l'agneau) :**

Chi2	Degré de liberté	Prob>chi2
7.044	4	0.13
Hypothèse nulle : Pas d'effet ARCH      VS      Hypothèse alternative : Perturbation d'ARCH(P)		

**Annexe16:**

**Tests d'autocorrélation de Harvey et Guilkey appliqués à la fonction de l'offre d'agneau incluant le prix du marché**

<b>Test d'autocorrélation à équation unique</b>				
	<b>Harvey LM test</b>	<b>Rho</b>	<b>Pvalue&gt;chi2</b>	<b>Durbin-Watson test</b>
<b>Équation de l'offre</b>	0.19	0.0012	0.65	2.07
<b>Équation du prix du maïs</b>	0.000	0.000	0.99	2.06
Rho: coefficient de corrélation				
<b>Test global d'autocorrélation</b>				
<b>Harvey LM test</b>	0.19		0.91	
<b>Guilkey LM test</b>	4.31		0.36	
Hypothèse nulle : l'absence d'autocorrélation      Hypothèse alternative : existence d'autocorrélation				

**Annexe17:**

**Tests d'autocorrélation de Harvey et Guilkey appliqué à la fonction de l'offre d'agneau versus le prix effectif**

<b>Test d'autocorrélation à équation unique</b>				
	<b>Harvey LM test</b>	<b>Rho</b>	<b>Pvalue&gt;chi2</b>	<b>Durbin-Watson test</b>
<b>Équation de l'offre</b>	0.099	0.0006	0.75	2.06
<b>Équation du prix du maïs</b>	0.0001	0.000	0.99	2.05
Rho: coefficient de corrélation				
<b>Test global d'autocorrélation</b>				
<b>Harvey LM test</b>	0.10		0.95	
<b>Guilkey LM test</b>	4.55		0.33	
Hypothèse nulle : l'absence d'autocorrélation      Hypothèse alternative : existence d'autocorrélation				

**Annexe18 :**

**Résultats liés au test de la significativité de l'indice de la prime marginale relative du risque du prix de l'output pour le producteur l'agneau (le modèle incluant le prix effectif)**

Nombre d'observation	moyenne	standard erreur	standard déviation	t-statistique	Degré de liberté
<b>RRP par rapport au prix d'output</b>					
154	0.24	0.01	0.13	22.72	153
<b>RRP par rapport au prix de l'intrant</b>					
170	0.75	0.03	0.5	19.58	169

Hypothèse nulle : moyenne=0

Hypothèse alternative : moyenne<0

Pr(T<t)=0.0000

Hypothèse alternative : moyenne ≠0

Pr(T>t)=0.000

Hypothèse alternative : moyenne>0

Pr(T>t)=1

\*t statistique représente le test de l'hypothèse nulle vers la hypothèse un.

\* Le statistique atteste à significativité de l'indice de la prime marginale relative du risque.

### Annexe 19: Maximisation du revenu du distributeur

Le revenu du distributeur est composé du revenu sur le marché local et étranger.

$$(A.1) \quad Y = PX * EX + DS * PD$$

Ou :

Y : revenu du distributeur

PX : prix des produits exportés

EX : exportation

PD : prix des produits destinés au marché local

DS : produits destinés au marché local

Le problème de la maximisation du revenu de distributeur sujet à son fonction de l'offre s'écrit comme la suivante :

Max Y

Sujet à :

$$XS = XS^-$$

Avec  $XS^-$  offre contrainte

La forme Lagrangien de problème de la maximisation du revenu du distributeur implique :

$$(A.2) \quad L = PX * EX + DS * PD - \lambda(XS - XS^-)$$

Avec L : Fonction Lagrangien

En remplaçant (0) dans (A.2) on a :

$$(A.3) \quad L = PX * EX + DS * PD - \lambda \left( B^X \left[ \beta^X EX_t^{\rho^X} + (1 - \beta^X) DS_t^{\rho^X} \right]^{\frac{1}{\rho^X}} - XS^- \right)$$

La condition de premier ordre de la maximisation du revenu par rapport la fonction de l'offre totale implique :

$$(A.4) \quad \frac{dL}{dEX} = 0 \rightarrow PX - \lambda \left( \frac{1}{\rho^X} * \left( \beta^X EX_t^{\rho^X} + (1 - \beta^X) DS_t^{\rho^X} \right)^{\frac{1}{\rho^X} - 1} * \rho^X EX_t^{\rho^X - 1} * \beta^X \right) \\ = PX - \lambda XS^{1 - \rho^X} * \beta^X * EX_t^{\rho^X - 1} = 0$$

Et

$$\frac{dL}{dDS} = 0 \rightarrow PD \\ - \lambda \left( \frac{1}{\rho^X} * \left( \beta^X EX_t^{\rho^X} + (1 - \beta^X) DS_t^{\rho^X} \right)^{\frac{1}{\rho^X} - 1} * \rho^X DS_t^{\rho^X - 1} * (1 - \beta^X) \right) \\ = PD - \lambda XS^{1 - \rho^X} * (1 - \beta^X) * DS_t^{\rho^X - 1} = 0$$

Ce qui implique :

$$(A.5) \quad \frac{EX}{DS} = \left[ \frac{(1 - \beta^X) * PX_t}{\beta^X * PD_t} \right]^{\frac{1}{\rho^X - 1}}$$

Avec :  $\left( \frac{1 - \beta^X}{\beta^X} \right) = \alpha$



## Annexe 20 : Maximisation d'équivalent certain du revenu du distributeur

$$(A.6) \quad EU(R) = E(PX \cdot EX + PD * DS) - 0.5\lambda(EX^2VX + DS^2VD)$$

OU :

R : revenu du distributeur

E: Esperance

EU(R) : Utilité espéré du revenu du distributeur

PX: Prix des produits exportés

EX: Exportation

PD: Prix des produits destinés au marché local

DS: Produits destinés au marché local

VX : Variance du prix des produits exportés

VD: Variance du prix des produits destinés au marché local

La condition de première ordre de la maximisation du équivalent certain du revenu du distributeur implique :

$$(A.7) \quad \frac{dEU(R)}{dDS} = PD^e - \lambda DSV D = 0$$

$$(A.8) \quad DS = \frac{PD^e}{\lambda VD}$$

$$(A.9) \quad \frac{dEU(\pi)}{dEX} = PX^e - \lambda EXVX = 0$$

$$(A.10) \quad EX = \frac{PX^e}{\lambda VX}$$

En se combinant (A.8) et (A.9) on a :

$$(A.11) \quad \frac{EX}{DS} = \frac{PX^e}{PD^e} * \frac{VD}{VX}$$

Et donc :

$$(A.12) \quad LOG \left( \frac{EX}{DS} \right) = LOG \left( \frac{PX^e}{PD^e} \right) + LOG \frac{VD}{VX} + C$$

La forme logarithmique de l'équation (A.5) implique :

$$(A.13) \quad \begin{aligned} LOG \left( \frac{EX}{DS} \right) &= \sigma^X LOG \left( \frac{PX^e}{PD^e} \right) + C \\ &= \left[ \frac{\sigma^X}{2} + \frac{\sigma^X}{2} + \frac{\alpha \sigma^X}{2} - \frac{\alpha \sigma^X}{2} \right] LOG \left( \frac{PX^e}{PD^e} \right) + c \end{aligned}$$

En outre la combinaison de l'équation (A.12) et (A.13) donne :

$$(A.14) \quad LOG \frac{VX}{VD} = (1 - \sigma^X) LOG \left( \frac{PX^e}{PD^e} \right) + C$$

En combinant (A.13) et (A.14) on obtient :

$$(A.15) \quad LOG \left( \frac{EX}{DS} \right) = \frac{(1 - \alpha) \left( \frac{\sigma^X}{2} \right)}{(1 - \sigma^X)} LOG \frac{VX}{VD} + \left( (1 + \alpha) \left( \frac{\sigma^X}{2} \right) \right) LOG \left( \frac{PX^e}{PD^e} \right) + C$$

**Annexe 21: signe de  $(1 + \alpha)$**

$$(1 + \alpha) = 1 + \left(\frac{1 - \beta^x}{\beta^x}\right) = \left(\frac{1}{\beta^x}\right) \geq 0$$

Ou

$$0 < \beta^x < 1$$

**Annexe 22: Condition dans laquelle l'effet de l'anticipation de prix relatif sur la répartition totale est positive**

$(1 - \alpha) \geq 0$  implique :

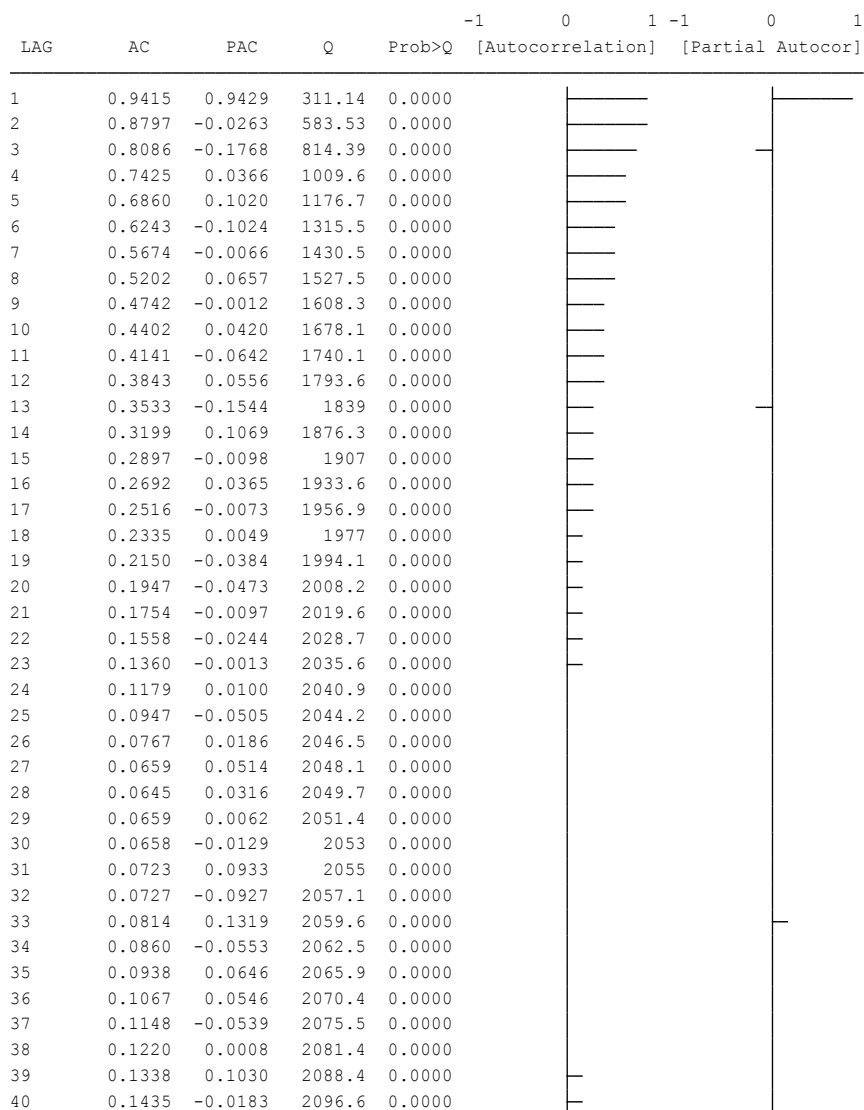
$$(A.16) \quad 1 - \left(\frac{1 - \beta^x}{\beta^x}\right) \geq 0$$

La manipulation de (A.16) donne :

$$\beta^x \geq \frac{1}{2}$$

## Figures

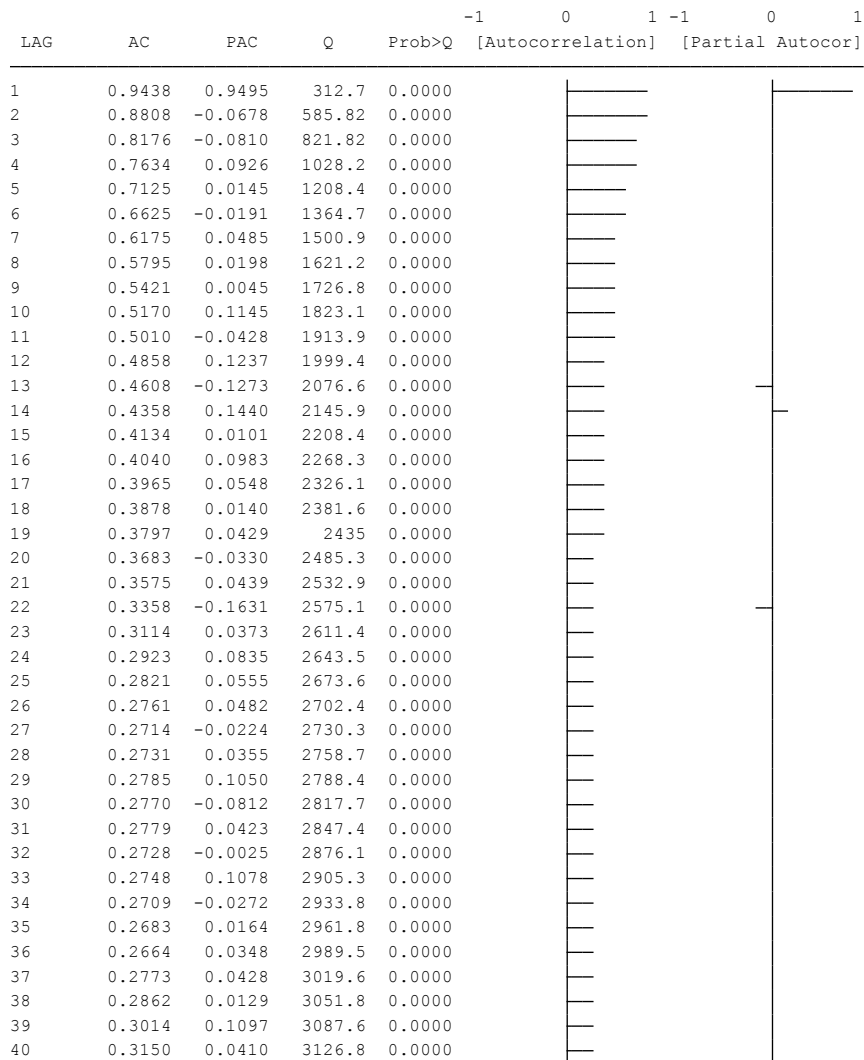
Figure (a.1): Correlogramme du prix du marché du maïs déflaté par l'indice du prix de consommateur



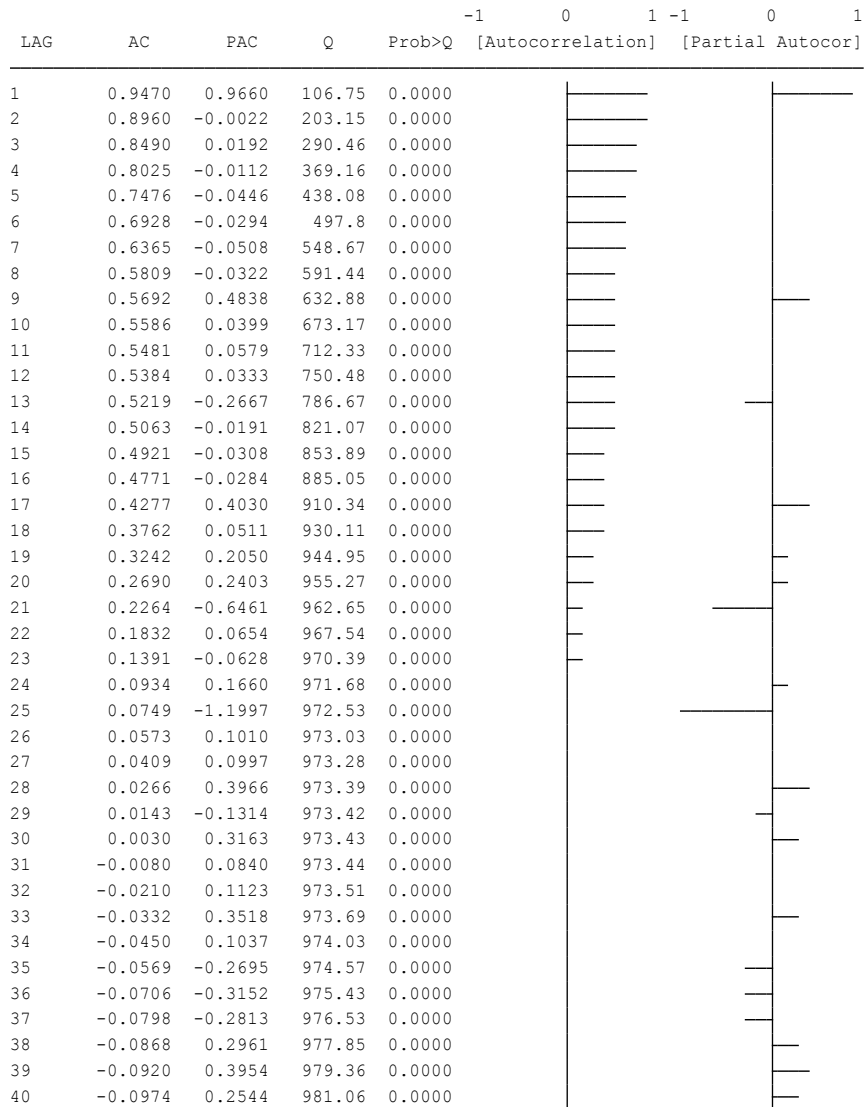
**Figure (a.2): Correlogramme du résidu carrée du prix du marché du maïs**

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.1267	0.1268	5.6377	0.0176						
2	0.0899	0.0517	8.4818	0.0144						
3	0.0508	0.0093	9.3943	0.0245						
4	0.0011	-0.0291	9.3948	0.0520						
5	0.0037	0.0013	9.3996	0.0941						
6	-0.0140	-0.0129	9.469	0.1489						
7	0.0050	0.0150	9.4779	0.2201						
8	0.0002	0.0036	9.4779	0.3036						
9	0.0013	0.0034	9.4785	0.3943						
10	0.2170	0.2254	26.45	0.0032						
11	0.1653	0.1251	36.33	0.0001						
12	0.1462	0.1082	44.082	0.0000						
13	0.0959	0.0460	47.426	0.0000						
14	-0.0077	-0.0352	47.448	0.0000						
15	0.0062	-0.0090	47.462	0.0000						
16	-0.0092	-0.0107	47.493	0.0001						
17	-0.0212	-0.0248	47.658	0.0001						
18	-0.0169	0.0004	47.763	0.0002						
19	-0.0131	0.0039	47.827	0.0003						
20	-0.0162	-0.0112	47.924	0.0004						
21	-0.0192	-0.0095	48.061	0.0007						
22	-0.0068	-0.0386	48.079	0.0011						
23	-0.0154	-0.0357	48.168	0.0016						
24	0.0097	0.0117	48.203	0.0024						
25	-0.0188	-0.0445	48.336	0.0034						
26	-0.0051	0.0015	48.346	0.0049						
27	0.0044	0.0232	48.353	0.0070						
28	-0.0010	0.0090	48.353	0.0098						
29	0.0186	0.0380	48.485	0.0131						
30	0.0239	0.0320	48.703	0.0168						
31	0.0425	0.0566	49.396	0.0192						
32	0.0403	0.0312	50.023	0.0222						
33	-0.0097	-0.0378	50.06	0.0288						
34	-0.0001	-0.0181	50.06	0.0373						
35	0.0027	0.0010	50.063	0.0475						
36	0.0252	0.0529	50.311	0.0570						
37	-0.0019	-0.0237	50.313	0.0709						
38	-0.0027	0.0047	50.316	0.0872						
39	-0.0094	-0.0402	50.35	0.1053						
40	-0.0075	-0.0399	50.372	0.1260						

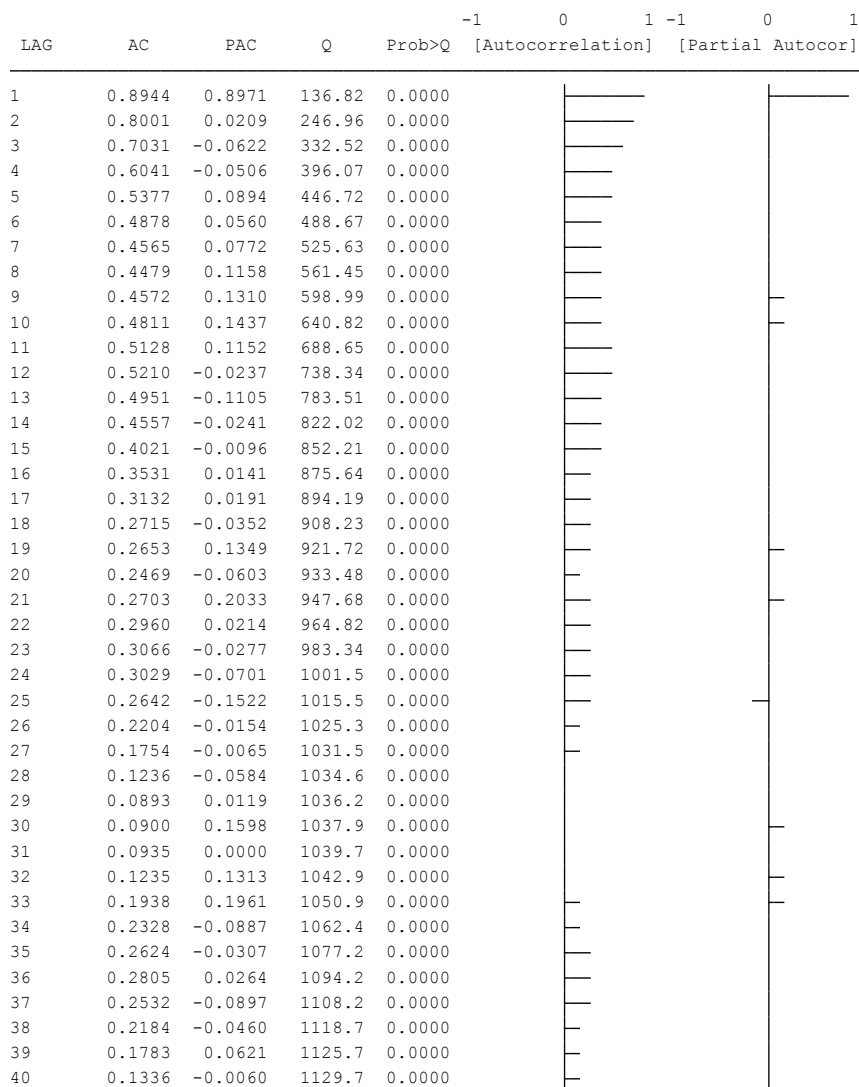
**Figure (a.3) : Correlogramme du prix effectif du maïs déflaté par l'indice du prix de consommateur**



**Figure(a.4) :Correlogramme du prix d'engrais déflaté par l'indice du prix de consommateur**



**Figure (a.5): Correlogramme du prix du marché du porc déflaté par l'indice du prix de consommateur**

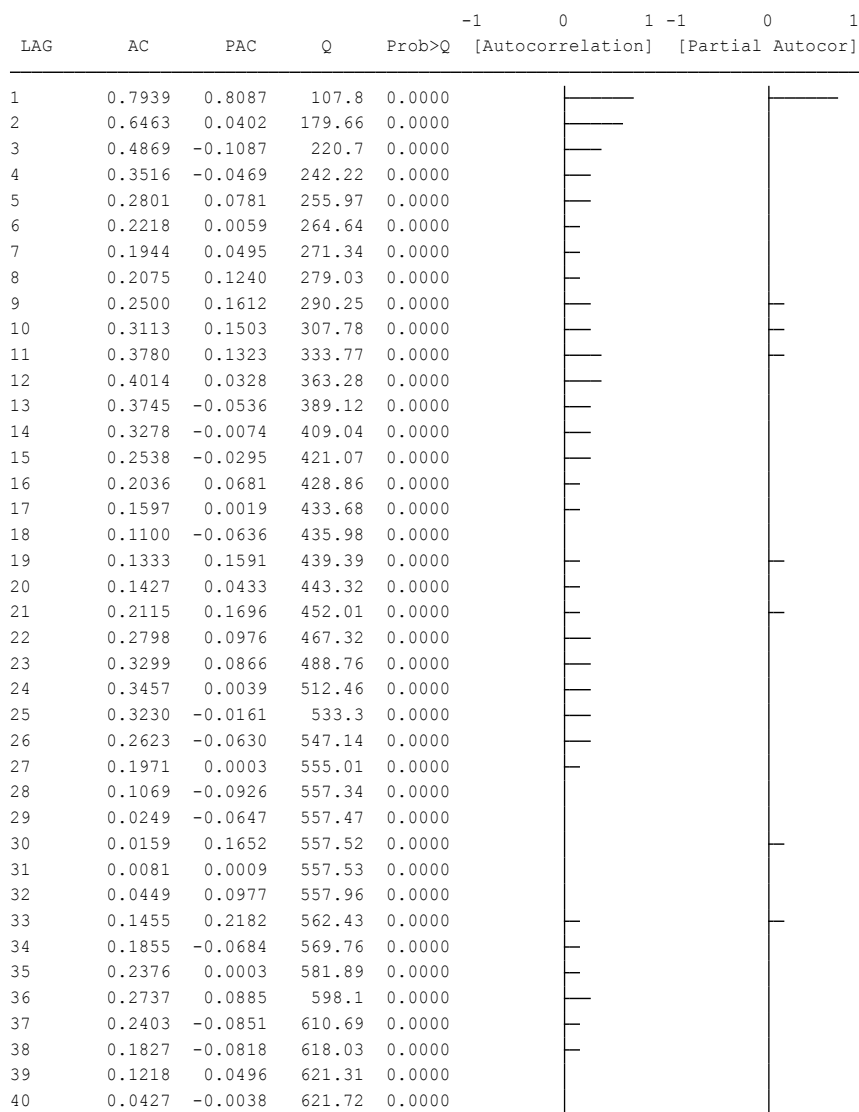




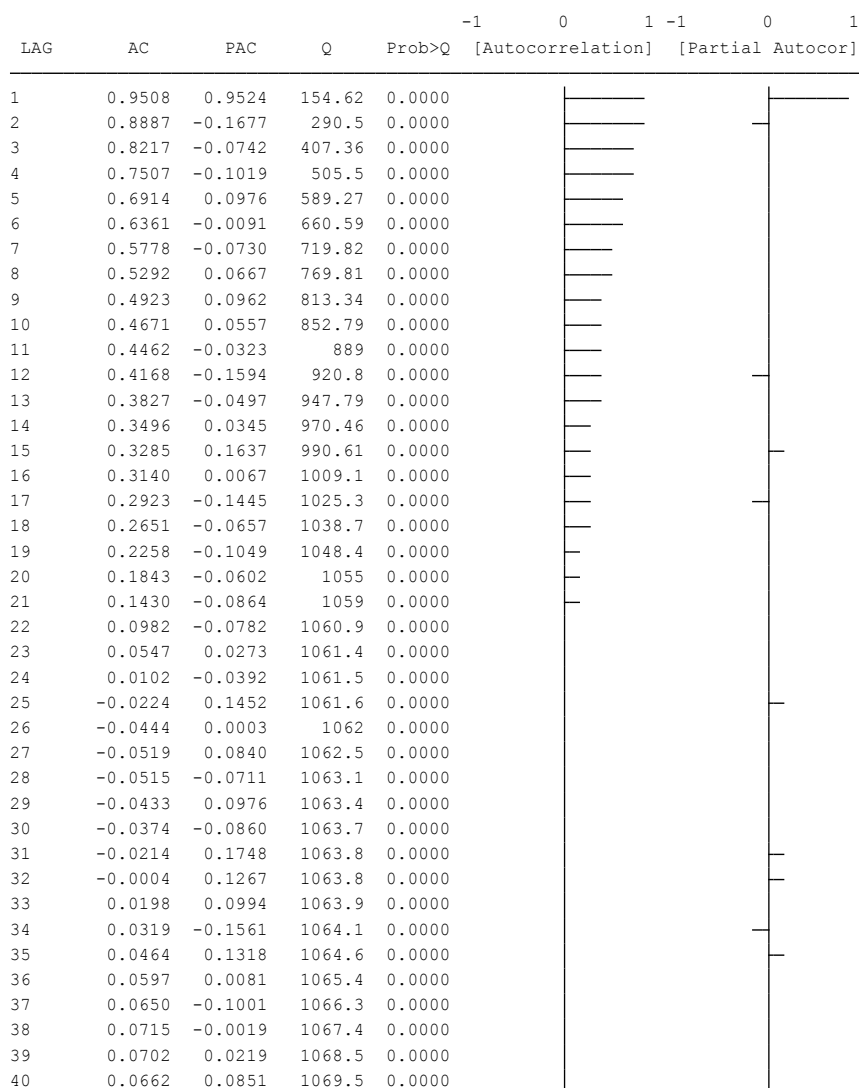
**Figure (a.6) : Correlogramme du résidu carrée du prix du marché du porc**

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]	[Partial Autocor]				
1	0.1326	0.1329	2.8146	0.0934						
2	-0.0475	-0.0662	3.1782	0.2041						
3	0.0461	0.0634	3.5224	0.3179						
4	-0.0219	-0.0397	3.6005	0.4628						
5	-0.0297	-0.0159	3.7455	0.5866						
6	0.0118	0.0101	3.7684	0.7080						
7	-0.0605	-0.0648	4.377	0.7355						
8	-0.0823	-0.0674	5.5119	0.7017						
9	-0.0103	-0.0065	5.5298	0.7859						
10	-0.0831	-0.0902	6.7017	0.7533						
11	-0.0324	-0.0095	6.8811	0.8086						
12	0.0032	-0.0136	6.8828	0.8653						
13	0.0536	0.0618	7.3799	0.8815						
14	-0.0861	-0.1111	8.6751	0.8513						
15	-0.0403	-0.0274	8.9613	0.8795						
16	0.1083	0.0952	11.04	0.8070						
17	0.3020	0.3183	27.302	0.0538						
18	0.1691	0.1450	32.439	0.0195						
19	0.1300	0.1786	35.497	0.0122						
20	0.0920	0.1043	37.04	0.0116						
21	-0.0194	0.0067	37.108	0.0164						
22	-0.0414	-0.0228	37.425	0.0212						
23	-0.0288	-0.0069	37.579	0.0282						
24	0.0437	0.1202	37.937	0.0352						
25	-0.0546	-0.0038	38.501	0.0413						
26	-0.0386	0.0103	38.785	0.0511						
27	0.0249	0.1070	38.905	0.0646						
28	-0.0439	0.0237	39.278	0.0765						
29	-0.0463	-0.0197	39.697	0.0890						
30	-0.0151	-0.0364	39.741	0.1100						
31	-0.0519	0.0339	40.275	0.1230						
32	0.0096	0.0628	40.293	0.1491						
33	0.0694	0.0337	41.264	0.1530						
34	-0.0250	-0.0970	41.39	0.1793						
35	0.0815	0.0675	42.749	0.1726						
36	0.0839	0.0092	44.201	0.1638						
37	0.0143	-0.0417	44.244	0.1924						
38	0.0489	0.0508	44.744	0.2097						
39	-0.0061	-0.0243	44.752	0.2431						
40	-0.0752	-0.1098	45.959	0.2390						

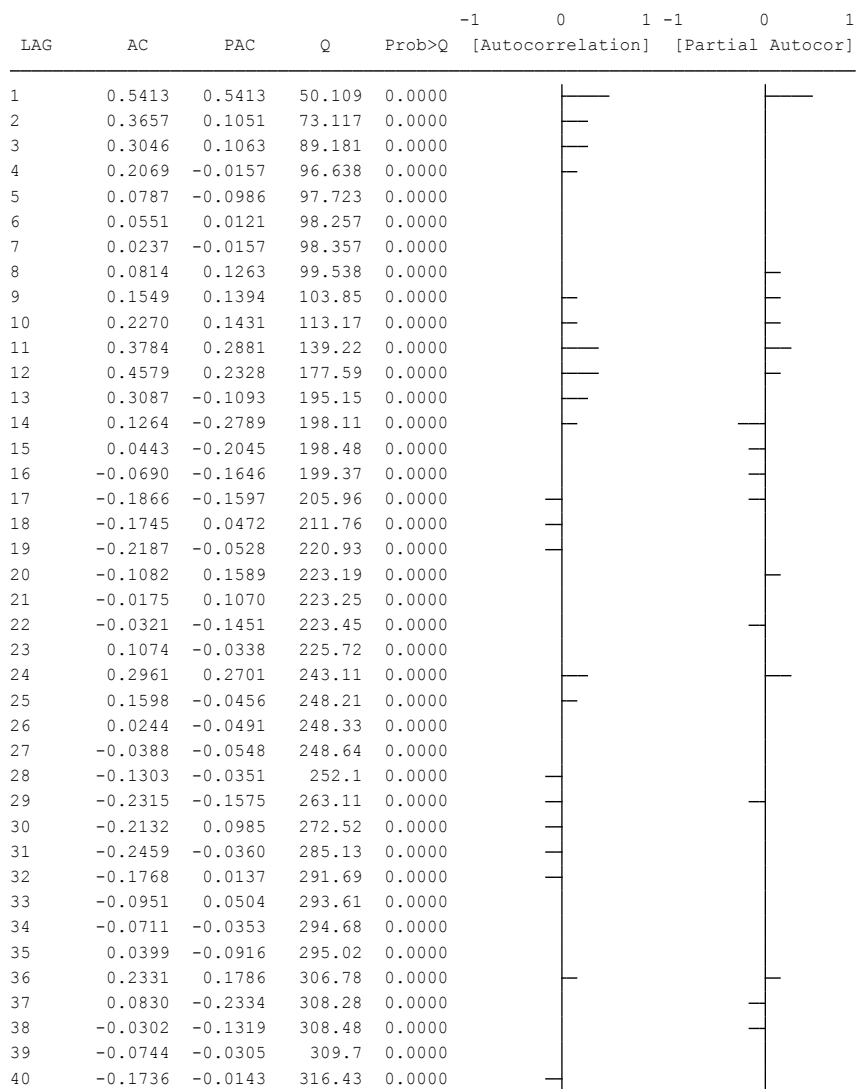
**Figure (a.7) :Correlogramme du prix effectif du porc déflaté par l'indice du prix de consommateur**



**Figure(a.8) : Correlogramme du prix du maïs à Chatham déflaté par l'indice du prix de consommateur**



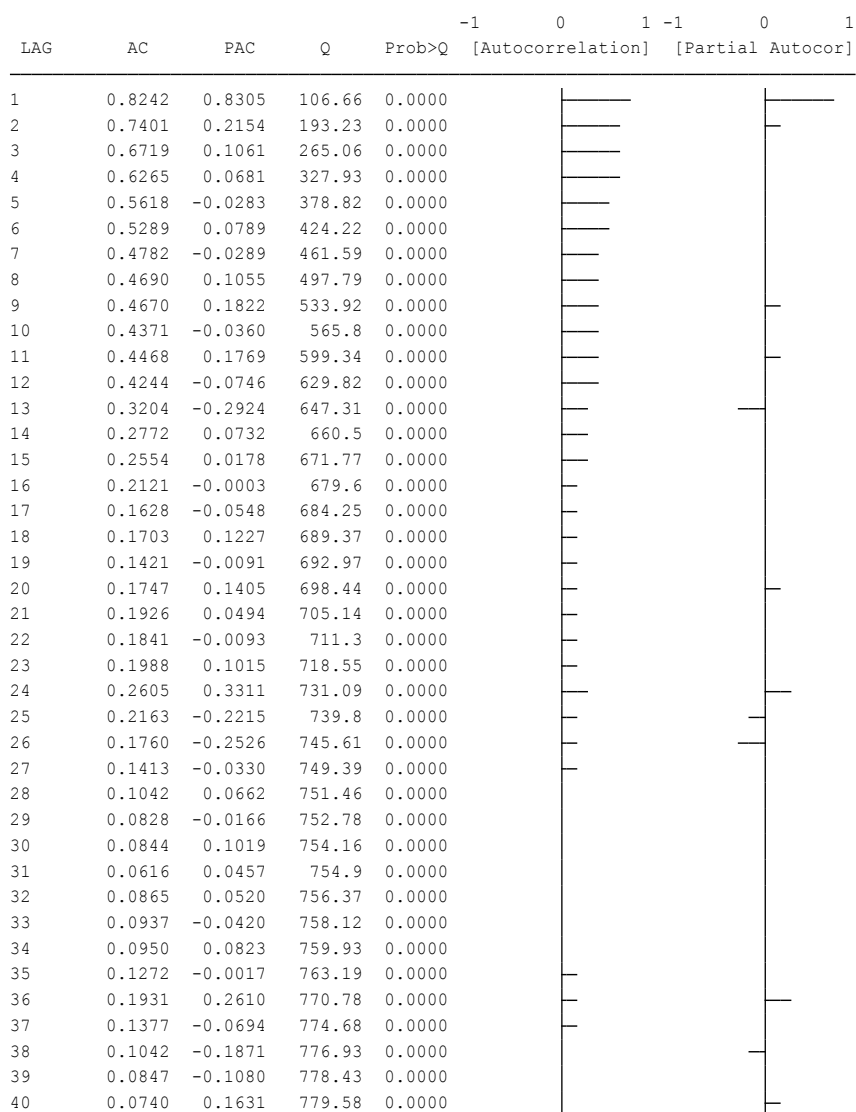
**Figure (a.9): Correlogramme du prix du marché du maïs déflaté par l'indice du prix de consommateur**



**Figure (a.10) : Correlogramme du résidu carrée du prix du marché de l'agneau**

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.0765	0.0765	.93066	0.3347						
2	-0.0485	-0.0547	1.307	0.5202						
3	0.0031	0.0114	1.3086	0.7271						
4	-0.0371	-0.0415	1.5318	0.8210						
5	-0.0346	-0.0275	1.7267	0.8855						
6	0.2639	0.2688	13.167	0.0405						
7	0.0167	-0.0333	13.213	0.0671						
8	0.0031	0.0306	13.215	0.1047						
9	-0.0428	-0.0600	13.522	0.1404						
10	-0.0227	-0.0072	13.609	0.1916						
11	0.0164	0.0297	13.655	0.2527						
12	0.1382	0.1215	16.924	0.1525						
13	-0.0063	-0.0009	16.931	0.2025						
14	-0.0072	-0.0028	16.94	0.2594						
15	-0.0242	-0.0143	17.042	0.3163						
16	-0.0135	-0.0007	17.075	0.3808						
17	-0.0183	-0.0038	17.134	0.4453						
18	0.0956	0.0620	18.766	0.4063						
19	-0.0231	-0.0241	18.862	0.4657						
20	-0.0099	0.0078	18.88	0.5296						
21	-0.0228	-0.0076	18.975	0.5868						
22	-0.0102	0.0033	18.994	0.6457						
23	-0.0279	-0.0161	19.138	0.6932						
24	0.0174	-0.0403	19.194	0.7416						
25	-0.0131	-0.0225	19.226	0.7862						
26	-0.0122	-0.0184	19.254	0.8255						
27	-0.0333	-0.0241	19.466	0.8524						
28	0.0060	0.0010	19.473	0.8829						
29	-0.0234	-0.0104	19.58	0.9055						
30	0.0160	0.0211	19.629	0.9258						
31	-0.0119	-0.0107	19.657	0.9429						
32	0.0211	0.0255	19.746	0.9555						
33	0.0038	0.0055	19.749	0.9668						
34	-0.0081	-0.0347	19.762	0.9754						
35	-0.0233	-0.0143	19.873	0.9813						
36	0.0404	0.0318	20.208	0.9843						
37	-0.0159	-0.0039	20.26	0.9885						
38	-0.0126	-0.0038	20.293	0.9917						
39	-0.0172	-0.0090	20.355	0.9940						
40	-0.0236	-0.0319	20.474	0.9956						

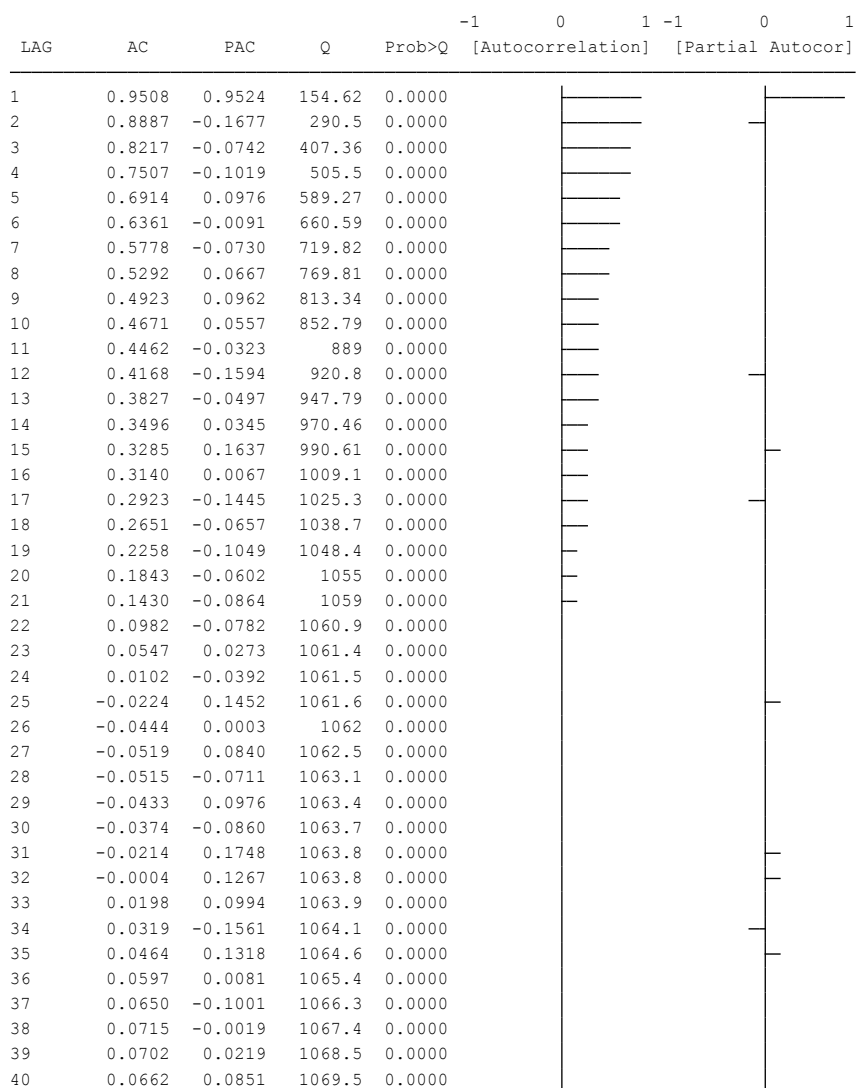
**Figure (a.11): Correlogramme du prix effectif de l'agneau déflaté par l'indice du prix de consommateur**



**Figure (a.12): Correlogramme du résidu carrée du prix effectif de l'agneau**

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]		[Partial Autocor]			
1	0.2086	0.2086	6.8333	0.0089						
2	-0.0625	-0.1110	7.4499	0.0241						
3	-0.0334	0.0038	7.6272	0.0544						
4	0.0597	0.0635	8.1972	0.0846						
5	0.0755	0.0476	9.1174	0.1045						
6	0.0639	0.0493	9.7809	0.1342						
7	-0.0218	-0.0360	9.8589	0.1967						
8	-0.0471	-0.0352	10.224	0.2497						
9	-0.0326	-0.0307	10.4	0.3191						
10	0.0097	0.0071	10.416	0.4048						
11	0.0093	0.0074	10.43	0.4921						
12	0.0116	0.0203	10.453	0.5763						
13	0.0482	0.0645	10.849	0.6235						
14	0.0474	0.0418	11.234	0.6676						
15	-0.0154	-0.0215	11.275	0.7328						
16	-0.0664	-0.0631	12.044	0.7410						
17	-0.0332	-0.0341	12.237	0.7856						
18	0.0181	0.0072	12.295	0.8316						
19	-0.0215	-0.0254	12.377	0.8689						
20	-0.0325	-0.0047	12.566	0.8952						
21	-0.0606	-0.0383	13.229	0.9004						
22	0.0123	0.0330	13.256	0.9258						
23	-0.0009	-0.0148	13.256	0.9462						
24	-0.0205	-0.0279	13.334	0.9603						
25	-0.0116	-0.0082	13.359	0.9718						
26	-0.0355	-0.0489	13.595	0.9780						
27	0.0471	0.0556	14.016	0.9811						
28	-0.0320	-0.0495	14.211	0.9856						
29	-0.0322	0.0014	14.41	0.9891						
30	-0.0095	0.0242	14.428	0.9926						
31	0.0087	0.0230	14.442	0.9950						
32	0.0062	0.0185	14.45	0.9967						
33	0.0534	0.0659	15.017	0.9969						
34	-0.0299	-0.0476	15.196	0.9978						
35	-0.0205	-0.0136	15.28	0.9985						
36	-0.0068	-0.0176	15.29	0.9990						
37	-0.0048	-0.0384	15.295	0.9994						
38	-0.0372	-0.0426	15.582	0.9995						
39	-0.0072	0.0189	15.593	0.9997						
40	0.0031	-0.0115	15.595	0.9998						

**Figure (a.13): Correlogramme du prix du marché du maïs déflaté par l'indice du prix de consommateur**





## Liens internet

1. Abattage de porcs par les provinces d'origine, Agriculture et Agroalimentaire Canada, <http://aimis-simia.agr.gc.ca/rp/index-fra.cfm?action=pR&pdctc=&r=55> 1, consulté 15 avril 2015.
2. Affaires étrangères, Commerce et Développement Canada
3. Anticipation adaptative, économiste, <http://www.economicshelp.org/blog/glossary/adaptive-expectations/> , consulté 9 avril 2014.
4. Anticipation rationnelle, <http://fr.scribd.com/doc/34290943/The-Rational-Expectations-Revolution-Theory>. consulté 5 mai 2014.
5. Aperçu des prix hebdomadaires, Agriculture et Agroalimentaire Canada, <http://www.agr.gc.ca/fra/industrie-marches-et-commerce/statistiques-et-information-sur-les-marches/par-produit-secteur/cultures/information-commerciale-sur-les-cultures-industrie-canadienne/aperçu-des-prix-hebdomadaires/?id=1378745200250> , consulté 15 avril 2015.
6. Challis, John H. Dynamic optimization: <http://www.personal.psu.edu/faculty/j/h/jhc10/KINES574/Lecture9.pdf>. Consulté le 14 octobre 2014
7. Faculté des sciences de l'administration, université Laval, [http://www.international.gc.ca/economist-economiste/performance/state-oint/state\\_2011\\_point/2011\\_5.aspx?lang=fra](http://www.international.gc.ca/economist-economiste/performance/state-oint/state_2011_point/2011_5.aspx?lang=fra). Consulté le 14 octobre 2014.
8. Gaussian process, <http://www.stat.columbia.edu/~rdavis/papers/VAG002.pdf>, consulté 10 march 2014.
9. <http://www.e-campus.uvsq.fr/claroline/backends/download.php?url=L0NvdXJzL0NoYXA2LnBkZg%3D%3D&cidReset=true &cidReq=ECONOM>.
10. [http://www.international.gc.ca/economist-economiste/performance/state-point/state\\_2011\\_point/2011\\_5.aspx?lang=fra](http://www.international.gc.ca/economist-economiste/performance/state-point/state_2011_point/2011_5.aspx?lang=fra). Consulté le 14 octobre 2014.
11. La financière agricole, [http://www.fadq.qc.ca/en/insurance\\_and\\_income\\_protection/stabilization\\_insurance/program/contribution.html](http://www.fadq.qc.ca/en/insurance_and_income_protection/stabilization_insurance/program/contribution.html) , consulté 7 avril 2014.

12. La financière agricole,  
[http://www.fadq.qc.ca/statistiques et taux/statistiques/assurance stabilisation/historique general.html](http://www.fadq.qc.ca/statistiques-et-taux/statistiques/assurance-stabilisation/historique-general.html)
13. Nombre abattus dans les établissements inspectés par les gouvernements provinciaux au Canada, Gouvernement du Canada,  
[http://data.gc.ca/data/fr/dataset? keywords fra limit=0&keywords fra=Moutons-agneaux&license\\_id=ca-ogl-lgo& organization limit=0& catalog type limit=0&organization=aafo-aac&page=2](http://data.gc.ca/data/fr/dataset?keywords_fra=limit=0&keywords_fra=Moutons-agneaux&license_id=ca-ogl-lgo&organization=limit=0&catalog_type=limit=0&organization=aafo-aac&page=2), consulté 15 avril 2015.
14. Rapport des prix de viandes rouge, Agriculture et Agroalimentaire Canada, <http://aimis-simia.agr.gc.ca/rp/index-fra.cfm?action=ePR&PDCTC=&R=581>, consulté 15 avril 2015.
15. Université d'Orléans, [http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/CoursSeriesTemp\\_Chap2.pdf](http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/CoursSeriesTemp_Chap2.pdf), consulté 15 avril 2015.
16. Université d'Orléans, [http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/CoursSeriesTemp\\_Chap2.pdf](http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/CoursSeriesTemp_Chap2.pdf). Consulté le 14 octobre 2014.
17. Base de données sur le commerce international canadien de marchandises : <http://www.statcan.gc.ca/trade-commerce/data-donnee-fra.htm?MM>