



**HAL**  
open science

## Etude des déterminants du cycle bovin et influence des mesures de politique sectorielle

Catherine Benjamin, Nadine Herrard

► **To cite this version:**

Catherine Benjamin, Nadine Herrard. Etude des déterminants du cycle bovin et influence des mesures de politique sectorielle. [Rapport de recherche] Inconnu. 1999, 94 p. hal-01931511

**HAL Id: hal-01931511**

**<https://hal.science/hal-01931511>**

Submitted on 22 Nov 2018

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

**INRA - ECONOMIE  
DOCUMENTATION  
Rue Adolphe Bobierre  
CS 61103  
35011 RENNES CEDEX  
Tél. 02.99.28.54.09**



**Institut National de la Recherche Agronomique  
Unité d'Economie et Sociologie Rurales de Rennes**

**Etude des déterminants du cycle bovin  
et influence des mesures de politique sectorielle**

Catherine Benjamin, ~~Nadine~~ Herrard

Rue Adolphe Bobierre – CS61103 – 35011 Rennes cedex  
tél. (33) 02 99 28 53 82 - Fax. (33) 02 99 28 53 80

E-mail : Catherine.Benjamin@roazhon.inra.fr

Rapport pour le ministère de l'Agriculture, de la Pêche et de l'Alimentation

Juin 1999

DOCUMENTATION ÉCONOMIE RURALE RENNES



INRA-  
ESR-REN  
16-11-99

## SYNTHESE

### Etude des déterminants du cycle bovin et influence des mesures de politique sectorielle

Une caractéristique importante de la production de viande bovine et de son prix est l'existence d'un cycle c'est-à-dire l'existence d'une succession de mouvements ascendants et de mouvements descendants. L'objet de ce rapport est d'identifier les composantes cycliques des séries d'abattages de viande bovine en France c'est-à-dire d'en vérifier l'existence, de déterminer le calendrier de ces cycles et leur périodicité. Ces considérations empiriques conduisent à rechercher les techniques appropriées (statistiques et économétriques) pour définir les différentes composantes (tendancielle, cyclique, saisonnière et accidentelle) à partir des seules observations passées des phénomènes étudiés (séries mensuelles d'abattages des veaux et des gros bovins, séries mensuelles des prix des veaux et des gros bovins depuis 1953). Ces résultats sont utilisés pour rechercher les déterminants des cycles d'abattage et pour vérifier si certains chocs exogènes (mise en place des quotas laitiers, crise du veau aux hormones...) ont pu les influencer.

#### **Caractérisation du cycle de production**

De manière très générale, une série temporelle notée peut être décomposée en quatre composantes : une tendance, un terme cyclique, une composante périodique et un terme regroupant les fluctuations accidentelles.

La première composante correspond au "trend" qui est défini comme le mouvement de long terme de la série se poursuivant selon une trajectoire déterminée. Ce premier terme permet, donc, de capter l'évolution temporelle du processus dans un même sens. De manière traditionnelle, il est retenu que la tendance représente l'équilibre de long terme (croissance du phénomène étudié ou au contraire évolution à la baisse). Ce terme n'inclut donc pas les répétitions des phénomènes passés.

La seconde composante, le terme cyclique, est une succession de mouvements ascendants et de mouvements descendants. Contrairement au premier terme, cette seconde composante permet d'intégrer la reproductibilité du phénomène étudié. Le cycle constitue ainsi la dynamique de court terme.

La distinction entre tendance et cycle coïncide avec la théorie économique traditionnelle pour laquelle la tendance reflète la croissance de l'économie à l'équilibre alors que les cycles (ou fluctuations) représentent la dynamique des déséquilibres autour de cette tendance.

La troisième composante qui définit la composante périodique est un mouvement d'amplitude presque constante à intervalles égaux.

La dernière composante intègre les fluctuations accidentelles de la série étudiée. Ces variations irrégulières sont provoquées par des événements imprévisibles comme des catastrophes naturelles, des accidents météorologiques, des grèves,...

Les principes de décomposition de l'évolution des séries économiques en tendance et en fluctuations autour du trend ont des origines empiriques et théoriques. Les différentes méthodes statistiques se différencient de par les hypothèses spécifiées sur la nature de la tendance et sur les relations existant entre les différents termes. Il n'existe pas de consensus sur une technique de calcul précise et notamment pour différencier la tendance du cycle.

Notre étude est basée sur la méthode de Hodrick- Prescott qui présente l'avantage d'identifier les caractéristiques du cycle et de filtrer la série brute de la tendance pour ne retenir que le terme cyclique. Cette méthode a été appliquée sur les séries d'abattages de veaux et de gros bovins.

La première observation descriptive des séries montre un profil saisonnier et annuel pour les deux séries d'abattages. Mais les points maximum et minimum ne se situent pas aux mêmes moments de l'année. Ainsi, les abattages de veaux connaissent des pics (valeurs maximales) en juin et aux mois d'été et des valeurs minimales aux mois d'hiver. Les abattages de gros bovins sont à leur niveau minimal durant les mois d'été et sont à leurs valeurs maximales en automne.

. Pour les deux séries, le profil saisonnier est régulier sur le début de la période d'observation. En fin de période, des oscillations dues à des chocs accidentels sont plus importantes. Par exemple, la crise de la "vache folle" au printemps 1996 a provoqué une chute importante mais temporaire des abattages de gros bovins.

Pour les abattages de veaux, on observe une série de trois cycles de 1953 à 1972 d'une durée d'environ 6 ans. Puis, la durée du cycle s'allonge (environ 9 ans). Depuis la fin des années 1980, période marquée par une diminution de la consommation, la série d'abattages de veaux ne semble plus présenter de composante cyclique et suit une tendance linéaire décroissante.

De 1953 à 1998, les abattages de gros bovins suivent huit cycles dont la durée varie de 5 à 7 ans, sauf pour la période 1964-1973. Le début des années 1990 marque une rupture pour les deux séries des abattages dont les évolutions diffèrent. Ainsi, contrairement aux abattages de veaux, la série des gros bovins semble toujours suivre une évolution cyclique mais avec une amplitude plus faible. La fin de la période d'observation caractérise une phase descendante du cycle.

### **Déterminants du cycle**

L'existence persistante et continue de cycles de prix et de production a, depuis longtemps, semblé paradoxale pour les économistes. Ainsi, il n'existe pas de consensus sur les origines des fluctuations cycliques. En effet, si un cycle prévisible de prix existe, alors des variations de production contre-cycliques pourraient lisser les fluctuations des prix permettant à terme de faire disparaître le cycle. Les deux principaux déterminants du cycle mis en évidence dans les applications existantes sont les variations des effectifs d'animaux (effet de la contrainte biologique créant un délai de production) et

les anticipations sur les prix des producteurs. Notre application a pour objectif de mesurer l'effet relatif de ces deux facteurs sur le cycle de la production bovine en France et de vérifier si d'autres éléments économiques ont pu avoir une influence sur le cycle de production.

Les variables expliquées sont les niveaux d'abattages de veaux et les niveaux d'abattages de gros bovins filtrés de la tendance. De manière plus précise, nous nous intéressons à la variable "écart à la tendance" définie comme la différence entre la série brute et la tendance déterminée avec le filtre de Hodrick-Prescott. Pour prendre en compte l'impact des contraintes biologiques sur le cycle, nous introduisons comme facteurs explicatifs le nombre de vaches présentes les années précédentes, les effectifs d'animaux différenciés suivant leurs âges. Ces données ne sont disponibles qu'annuellement. Une des explications de l'existence et de la persistance de cycles est liée à la nature des anticipations formées sur les prix par les producteurs. Par définition, les anticipations ne sont pas observables. Des hypothèses doivent être formulées pour pouvoir exprimer les anticipations de prix en fonction des variables observées. Dans les applications empiriques existantes, les modélisations des anticipations de prix sont ad-hoc. Ainsi, les anticipations sont, le plus souvent, définies comme une fonction des prix passés. Dans ce cas, se pose le problème du nombre de décalages à prendre en compte dans la spécification. Les observations passées (et donc observées) de la variable étudiée permettent de tester différents schémas possibles d'anticipations et ainsi de retenir le modèle adéquat pour la variable étudiée. Ces tests sont basés sur les propriétés stochastiques de la série d'intérêt.

Pour les abattages de veaux et de gros bovins, les variables "écart à la tendance" et "tendance" sont estimées en fonction des anticipations sur les variations des prix et sur les effectifs des animaux sur la période 1965-1998. La première remarque repose sur l'effet différent des prix dans les équations de tendance et de cycle. Ainsi, les anticipations de prix n'ont pas d'effet dans l'équation de la tendance de veaux et un effet positif pour les gros bovins. Par contre, le taux anticipé de variation des prix a un effet significatif et négatif sur le cycle pour les deux séries. L'effet des anticipations sur les variations de prix sur l'amplitude du cycle est différent si l'on se situe en phase de creux ou de pics du cycle. En cas d'anticipation d'une baisse des prix, l'écart à la tendance diminue si on se situe dans une phase de creux du cycle c'est-à-dire en dessous de la tendance. Par contre, quand on se situe dans une phase de pics du cycle, une anticipation à la baisse des prix éloigne le niveau d'abattages de la tendance. Enfin, l'effet prix est plus élevé dans l'équation expliquant l'amplitude du cycle des gros bovins que dans l'équation du cycle des veaux. Contrairement aux abattages de veaux, le niveau de consommation n'a pas d'effet significatif sur le cycle des abattages de gros bovins.

Pour compléter les résultats sur les abattages de veaux, la période d'estimation a été scindée en deux sous-périodes : la période 1965-1984 (période avant la mise en place des quotas laitiers) et la période 1985-1998 (période avec quotas laitiers). Pour la première sous-période, l'effet prix est toujours très important. Pour la deuxième sous-période, aucune spécification avec des variables significatives n'a pu être estimée pour l'équation expliquant l'amplitude du cycle. En particulier, sur la période 1985-1998, le taux de variation de prix n'a pas d'effet significativement différent de zéro sur l'écart à la tendance. La mise en place des quotas laitiers semble donc avoir supprimé tout effet prix sur le cycle.

Pour l'équation du cycle des gros bovins, on peut mettre en évidence l'existence d'un effet positif lié à la réforme de la PAC en 1992 sur l'amplitude du cycle des gros bovins. Ce résultat signifie en particulier que quand on se situe en dessous de la tendance (en périodes de creux) c'est-à-dire quand l'écart à la tendance est négatif, la réforme de 1992 diminue l'amplitude du cycle et permet de se rapprocher du niveau de tendance. Cet effet est sans doute un facteur explicatif de la réduction des amplitudes du cycle des gros bovins observé depuis 1990.

### **Conclusion :**

Pour les abattages de veaux et de gros bovins, le résultat le plus solide est le rôle des anticipations de prix sur l'amplitude des cycles. Dans les deux cas, l'effet d'une anticipation à la hausse des prix a un effet négatif sur l'écart à la tendance. Cet impact signifie que si l'on veut réduire l'amplitude du cycle (c'est-à-dire l'écart à la tendance), la manière de réduire le cycle est différente suivant que l'on se situe au-dessus de la tendance (en période de pics) ou au-dessous de la tendance (en période de creux). Pour atténuer le cycle, si l'on se situe en période de pics il faut diminuer les prix. Par contre si l'on se situe au-dessous de la tendance une augmentation des prix permet de se rapprocher de la tendance et donc d'atténuer l'amplitude du cycle.

Par contre nous n'avons pu mettre en évidence l'influence le rôle de chocs accidentels comme l'effet du boycott lié aux veaux aux hormones, la crise de la vache folle,... sur la tendance et le cycle. Cette absence d'effet significatif peut sans doute s'expliquer par le fait que nous avons travaillé sur des données annuelles. Ces chocs se sont caractérisés par des variations mensuelles très fortes des niveaux des abattages. Les estimations en données annuelles ont sans doute estompé ces effets.

## SOMMAIRE

<b>INTRODUCTION .....</b>	<b>5</b>
<b>1. MÉTHODES DE DÉCOMPOSITION TENDANCE-CYCLE .....</b>	<b>7</b>
1.1. APPROCHES TRADITIONNELLES OU MÉTHODES EMPIRIQUES DE LISSAGE .....	8
1.1.1. La tendance définie comme fonction des données .....	9
1.1.2. Estimation d'un trend déterministe .....	12
1.1.3. Quelques critiques .....	13
1.1.4. Désaisonnalité .....	14
1.2. STATIONNARITÉ DES SÉRIES .....	15
1.2.1. Différenciation et transformation logarithmique .....	15
1.2.2. Analyse des fonctions d'autocorrélation .....	16
1.3. MÉTHODES FONDÉES SUR LA TENDANCE STOCHASTIQUE .....	16
1.3.1. La décomposition de Beveridge et Nelson .....	17
1.3.2. Les modèles à composantes inobservables .....	18
1.4. IDENTIFICATION DES CYCLES PAR L'ANALYSE SPECTRALE .....	19
<b>2. APPLICATIONS AUX PRODUITS AGRICOLES .....</b>	<b>21</b>
2.1. DÉTERMINANTS .....	21
2.1.1. Le rôle des anticipations de prix : l'existence d'un paradoxe .....	21
2.1.2. Quelques applications .....	23
2.2. MODÉLISATION DES VARIATIONS DE L'OFFRE ET DES STOCKS DE VIANDE BOVINE .....	24
2.2.1. Rôle des contraintes biologiques .....	24
2.2.2. Rôle des anticipations de prix et mise en évidence des cycles .....	25
<b>3. PRÉSENTATION DES DONNÉES FRANÇAISES .....</b>	<b>26</b>
3.1. DESCRIPTION DES SÉRIES DISPONIBLES .....	26
3.1.1. Variables de production .....	26
3.1.2. Variables de prix .....	29
3.1.3. Variables sur le commerce extérieur .....	30
3.2. DESCRIPTION GRAPHIQUE DES PRINCIPALES SÉRIES .....	31
3.2.1. Variations des niveaux d'abattages .....	31
3.2.2. Variations des prix .....	36
3.2.3. Variations du cheptel de vaches .....	38
3.3. PROPRIÉTÉS DES SÉRIES TEMPORELLES .....	39
<b>4. IDENTIFICATION DES CYCLES : APPLICATION AUX DONNÉES FRANÇAISES .....</b>	<b>43</b>
4.1. MÉTHODES EMPIRIQUES DE LISSAGE .....	43

4.1.1. Exemple de désaisonnalisation .....	43
4.1.2. La tendance définie comme fonction des données .....	45
4.2. APPLICATION DE L'ANALYSE SPECTRALE .....	54
<b>5. RECHERCHE DES DÉTERMINANTS DU CYCLE DES NIVEAUX D'ABATTAGES EN FRANCE</b> .....	<b>56</b>
5.1. MODÉLISATION DES ANTICIPATIONS.....	56
5.1.1. Le modèle des anticipations rationnelles.....	57
5.1.2. Le modèle des anticipations extrapolatives.....	57
5.1.3. Le modèle des anticipations adaptatives.....	58
5.2. PRINCIPES D'ESTIMATION ET DÉFINITION DES SPÉCIFICATIONS.....	61
5.3. APPLICATION À LA VIANDE BOVINE .....	62
5.3.1. Détermination des anticipations .....	62
5.3.2. Equations des abattages de veaux .....	66
5.3.3. Equations des abattages de gros bovins.....	73
5.3.4. Synthèse.....	76
ANNEXE 1. RÉCAPITULATIF DES SÉRIES DISPONIBLES .....	78
ANNEXE 2. ANALYSE GRAPHIQUE DES VARIABLES DE PRODUCTION .....	80
ANNEXE 3. SPÉCIFICATION DES MODÈLES ARIMA ET DES MODÈLES SARIMA.....	82
ANNEXE 4. PRINCIPES DE STATIONNARISATION .....	85
ANNEXE 5. STATISTIQUES DES VARIABLES UTILISÉES DANS LES ESTIMATIONS .....	88
RÉFÉRENCES.....	91

## Liste des Figures

FIGURE 1A. VARIATION DES ABATTAGES DE VEAUX EN TEC (DONNÉES MENSUELLES).....	31
FIGURE 1B. VARIATION DES ABATTAGES DE GROS BOVINS EN TEC (DONNÉES MENSUELLES) .....	32
FIGURE 2A. VARIATION DES ABATTAGES DE VEAUX EN TEC (MOYENNE ANNUELLE).....	33
FIGURE 2B. VARIATION DES ABATTAGES DE GROS BOVINS EN TEC (MOYENNE ANNUELLE) .....	33
FIGURE 3A. VARIATION DES ABATTAGES DE VEAUX EN TÊTES (DONNÉES MENSUELLES).....	34
FIGURE 3B. VARIATION DES ABATTAGES DE GROS BOVINS EN TÊTES (DONNÉES MENSUELLES) .....	35
FIGURE 4. VARIATION DU PRIX MOYEN PONDÉRÉ DES VEAUX (DONNÉES MENSUELLES).....	36
FIGURE 5. VARIATION DU PRIX MOYEN PONDÉRÉ DES GROS BOVINS (DONNÉES MENSUELLES) .....	37
FIGURE 6. VARIATION DE L'EFFECTIF DU CHEPTEL DE VACHES (DONNÉES ANNUELLES) .....	38
FIGURE 7. VARIATION DE L'EFFECTIF DU CHEPTEL DE VACHES LAITIÈRES (DONNÉES ANNUELLES) .....	38
FIGURE 8. VARIATION DE L'EFFECTIF DU CHEPTEL DE VACHES NOURRICES (DONNÉES ANNUELLES).....	39
FIGURE 9. AUTOCORRÉLATION DE LA SÉRIE « ABATTAGES DE VEAUX ».....	40
FIGURE 10. AUTOCORRÉLATION DE LA SÉRIE « ABATTAGE DE GROS BOVINS » .....	41
FIGURE 11. CORRÉLATIONS CROISÉES DES SÉRIES «ABATTAGES DE GROS BOVINS » ET « PRIX DES GROS BOVINS » (DONNÉES MENSUELLES EN DIFFÉRENCES PREMIÈRES DU LOGARITHME) .....	42
FIGURE 12. CORRÉLATIONS CROISÉES DES SÉRIES «ABATTAGE DE GROS BOVINS » ET « EFFECTIF VACHES » (DONNÉES ANNUELLES EN DIFFÉRENCES PREMIÈRES DU LOGARITHME) .....	42
FIGURE 13. INDICES SAISONNIERS.....	44
FIGURE 14. CORRECTION DES VARIATIONS SAISONNIÈRES - SÉRIE ABATTAGE VEAU.....	45
FIGURE 15. CORRECTION DES VARIATIONS SAISONNIÈRES - SÉRIE ABATTAGE GROS BOVINS .....	45
FIGURE 16. LA SÉRIE « ABATTAGES DE VEAUX » ET SA TENDANCE.....	46
FIGURE 17. ÉCART À LA TENDANCE POUR LES ABATTAGES DE VEAUX .....	46
FIGURE 18. LA SÉRIE « ABATTAGES DE GROS BOVINS» ET SA TENDANCE .....	47
FIGURE 19. ÉCART À LA TENDANCE POUR LES ABATTAGES DE GROS BOVINS .....	48
FIGURE 20. LE PRIX MOYEN PONDÉRÉ DES VEAUX ET SA TENDANCE .....	49
FIGURE 21. ÉCART À LA TENDANCE POUR LE PRIX MOYEN PONDÉRÉ DES VEAUX .....	50
FIGURE 22. LE PRIX MOYEN PONDÉRÉ DES GROS BOVINS ET SA TENDANCE.....	50
FIGURE 23. ÉCART À LA TENDANCE POUR LE PRIX MOYEN PONDÉRÉ DES GROS BOVINS .....	51
FIGURE 24. LE CHEPTEL VACHES LAITIÈRES ET SA TENDANCE .....	52
FIGURE 25. ÉCART À LA TENDANCE POUR LE CHEPTEL VACHES LAITIÈRES .....	52
FIGURE 26. LE CHEPTEL VACHES NOURRICES ET SA TENDANCE .....	53
FIGURE 27. ÉCART À LA TENDANCE POUR LE CHEPTEL VACHES NOURRICES ET SA TENDANCE .....	53
FIGURE 28. SPECTRE DE L'ÉCART À LA TENDANCE DE LA SÉRIE « ABATTAGES DE VEAUX ».....	54
FIGURE 29. SPECTRE DE L'ÉCART À LA TENDANCE DE LA SÉRIE « ABATTAGES DE GROS BOVINS » .....	54
FIGURE 30. SPECTRE DE L'ÉCART À LA TENDANCE DE LA SÉRIE « PRIX DES VEAUX » .....	55
FIGURE 31. SPECTRE DE L'ÉCART À LA TENDANCE DE LA SÉRIE « PRIX DES GROS BOVINS».....	55

FIGURE 32.	AUTOCORRÉLATION DE LA SÉRIE « PRIX DU VEAU » .....	63
FIGURE 33.	AUTOCORRÉLATION DE LA SÉRIE " PRIX DES GROS BOVINS " .....	64
FIGURE 34.	EFFET D'UNE BAISSÉ ANTICIPÉE DES PRIX SUR LE CYCLE .....	68
FIGURE 35.	EFFET D'UNE AUGMENTATION ANTICIPÉE DES PRIX SUR LE CYCLE .....	69
FIGURE 36.	EFFET D'UNE BAISSÉ DE LA CONSOMMATION SUR LE CYCLE .....	71

### **Figures des annexes**

FIGURE A1.	VARIATION DES ABATTAGES DE VEAUX EN TÊTES (MOYENNE ANNUELLE) .....	80
FIGURE A2.	VARIATION DES ABATTAGES DE GROS BOVINS EN TÊTES (MOYENNE ANNUELLE).....	80
FIGURE A3.	LA PRODUCTION INDIGÈNE CONTRÔLÉE DE VEAUX ET SA TENDANCE .....	81
FIGURE A4.	LA PRODUCTION INDIGÈNE CONTRÔLÉE DE GROS BOVINS ET SA TENDANCE .....	81
FIGURE A5.	AUTOCORRÉLATION DE LA SÉRIE « ABATTAGES DE VEAUX » .....	85
FIGURE A6.	AUTOCORRÉLATION DE LA SÉRIE « ABATTAGES DE VEAUX » .....	86
FIGURE A7.	AUTOCORRÉLATION DE LA SÉRIE « ABATTAGES DE VEAUX » .....	87
FIGURE A8.	AUTOCORRÉLATION DES RÉSIDUS (SÉRIE « ABATTAGES DE VEAUX », MODÈLE SARIMA).....	87
FIGURE A9.	TAUX ANTICIPÉ DE VARIATION DES PRIX - SÉRIE " PRIX DES VEAUX" .....	89
FIGURE A10.	TAUX ANTICIPÉ DE VARIATION DES PRIX - SÉRIE " PRIX DES GROS BOVINS" .....	90

## Introduction

Cette étude est consacrée à l'analyse des déterminants du cycle bovin en France et à l'influence des mesures de politique sectorielle. Les objectifs sont de mettre en évidence les déterminants de ce cycle de production et d'engager une réflexion sur les effets des outils de politique sectorielle permettant une meilleure maîtrise de la production. La recherche des déterminants du cycle de production revient à s'interroger sur la pertinence des moyens utilisés en vue d'une gestion optimale des marchés dans ce secteur.

Cette étude est organisée en cinq parties

1. La première phase de l'étude décrit les principales caractéristiques des méthodes de décomposition tendance-cycle. Cette étape consiste à s'interroger sur les méthodes existantes pour identifier un cycle économique de production, c'est-à-dire, pour en vérifier tout d'abord l'existence et ensuite, pour en déterminer ses caractéristiques à savoir sa longueur, ses pics (valeurs maximales) et ses creux (valeurs minimales). Ces considérations d'ordre empirique conduisent à rechercher la manière de mettre en évidence à partir des seules observations passées du phénomène étudié ses différentes composantes (tendancielle, cyclique, saisonnière et accidentelle). La première composante est qualifiée de tendance de la série car cette composante apparaît suffisamment lisse et reproduit le mouvement de long terme du phénomène étudié. La seconde composante correspond au terme cyclique de la série qui introduit l'oscillation du niveau effectif de la variable brute observée autour de sa tendance. Ce terme cyclique est une succession de mouvements ascendants et de mouvements descendants. Contrairement au premier terme, cette seconde composante permet d'intégrer la reproductibilité du phénomène étudié. De façon traditionnelle, il est retenu que la tendance représente l'équilibre de long terme de la série observée et que le cycle en constitue la dynamique de court terme. Les autres éléments correspondent aux fluctuations saisonnières et aux variations non prévisibles.

Il n'existe pas de construction théorique unifiée de la décomposition en tendance et en cycle d'une série temporelle. La décomposition traditionnelle de l'évolution des séries économiques en tendances et en fluctuations autour de la tendance a des origines empiriques et théoriques. Les différentes méthodes statistiques se différencient de par les hypothèses spécifiées sur les propriétés et la nature de la composante tendancielle. Ainsi de manière schématique, les méthodes de décomposition peuvent être groupées en deux ensembles : les méthodes traditionnelles basées sur des modèles statistiques ou sur une représentation déterministe de la tendance, et les méthodes basées sur une représentation stochastique de la tendance. Ce deuxième groupe de méthodes a bénéficié des développements récents en séries temporelles qui ont permis la définition et la mise en œuvre de modèles statistiques explicites.

2. Le second point de l'étude est une analyse de précédents travaux appliqués à différents produits agricoles (notamment le café, le porc, le cacao) avec une attention particulière sur les analyses empiriques centrées sur la viande bovine (quel que soit le pays d'étude). Les explications traditionnelles des cycles observés pour de nombreux produits agricoles sont présentées. Les

phénomènes cycliques des produits agricoles ont été généralement expliqués par le mécanisme de type Cobweb (Ezekiel, 1938). Dans la plupart de ces applications, la raison principale de l'existence des cycles de production repose sur l'existence d'anticipations naïves de la part des agents sur les prix et/ou l'existence de coûts d'ajustement.

Cette partie présente aussi les études appliquées au marché de la viande bovine. Les modèles économétriques sont généralement fondés sur des analyses démographiques prenant en compte les contraintes biologiques pour expliquer les variations de l'offre. Il existe peu de modèle centré sur la longueur du cycle de la production bovine.

3. La troisième partie est consacrée à la présentation des données françaises disponibles. Les données concernent la production, les prix à la production et le commerce extérieur. Plusieurs variables existent pour mesurer la production de viande bovine. Nous disposons de séries sur la production indigène contrôlée, sur les niveaux d'abattages et sur les effectifs des différentes catégories d'animaux. Pour les variables de production, les données les plus précises concernent les abattages contrôlés disponibles mensuellement depuis 1953 pour deux catégories d'animaux (gros bovins et veaux). Elles sont exprimées en milliers de tonnes équivalents carcasses et en milliers de têtes. Nous disposons, de plus, pour ces mêmes catégories de prix mensuels depuis 1963.

4. La quatrième partie présente l'application aux données françaises. Cette partie a pour objet d'identifier les cycles des principales séries disponibles en particulier des séries d'abattages et de prix. L'identification des cycles (c'est-à-dire la détermination de sa longueur et sa périodicité) se fait en application les méthodes décrites dans la première partie de l'étude.

5. Cette dernière partie a pour objectif la recherche des déterminants du cycle bovin. Nous utilisons les résultats de la partie précédente pour expliquer les variations des séries filtrées (c'est-à-dire les séries brutes purgées de la tendance). L'objectif est de rechercher les déterminants des variations autour de la tendance de la série en s'interrogeant sur la nature des anticipations des agents en particulier sur les prix à la production. On se demandera notamment si certains chocs exogènes comme les quotas laitiers, la crise du veau aux hormones, de « la vache folle » ont pu avoir une influence sur la nature de ces anticipations.

## 1. Méthodes de décomposition tendance-cycle

De manière très générale, une série temporelle<sup>1</sup> notée  $y_t$  peut être décomposée en quatre composantes : une tendance ( $T$ ), un terme cyclique ( $C$ ), une composante périodique ( $S$ ) et un terme regroupant les fluctuations accidentelles ( $\varepsilon_t$ ) (Bresson, 1997).

$$y_t = f(T, C, S, \varepsilon_t) \quad [1]$$

où la fonction  $f$  permet de définir les relations entre ces différentes composantes.

Ces différents éléments sont définis et interprétés.

La première composante correspond au "trend" qui est défini comme le mouvement de long terme de la série se poursuivant selon une trajectoire déterminée. Ce premier terme permet, donc, de capter l'évolution temporelle du processus dans un même sens. De manière traditionnelle, il est retenu que la tendance représente l'équilibre de long terme (croissance du phénomène étudié ou au contraire évolution à la baisse). Ce terme n'inclut donc pas les répétitions des phénomènes passés.

La seconde composante, le terme cyclique, est une succession de mouvements ascendants et de mouvements descendants. Contrairement au premier terme, cette seconde composante permet d'intégrer la reproductibilité du phénomène étudié. Le cycle constitue ainsi la dynamique de court terme.

La distinction entre tendance et cycle coïncide avec la théorie économique traditionnelle pour laquelle la tendance reflète la croissance de l'économie à l'équilibre alors que les cycles (ou fluctuations) représentent la dynamique des déséquilibres autour de cette tendance.

La troisième composante qui définit la composante périodique est un mouvement d'amplitude presque constant à intervalles égaux.

La dernière composante intègre les fluctuations accidentelles de la série étudiée. Ces variations irrégulières sont provoquées par des événements imprévisibles comme des catastrophes naturelles, des accidents météorologiques, des grèves,...

Pour identifier les composantes et notamment pour différencier la tendance du cycle, des hypothèses doivent être posées sur les relations existant entre les différents termes. Il n'existe pas de consensus sur une technique de calcul précise. La fonction  $f$  est souvent additive c'est-à-dire qu'elle s'écrit :

$$y_t = T + C + S + \varepsilon_t \quad [2]$$

La tendance est, dans ce cas, indépendante des autres composantes. Ces dernières peuvent lui être proportionnelles dans le cas où la fonction  $f$  est multiplicative<sup>2</sup>:

$$y_t = T C S \varepsilon_t \quad [3]$$

Les principes de décomposition de l'évolution des séries économiques en tendance et en fluctuations autour du trend ont des origines empiriques et théoriques. Les différentes méthodes statistiques se différencient de par les hypothèses spécifiées sur la nature de la tendance déterministe ou stochastique. Ainsi, de manière schématique, les méthodes de décomposition peuvent être classées en deux groupes : les méthodes traditionnelles basées sur des modèles statistiques ou sur une représentation déterministe de la tendance, et les méthodes basées sur une représentation stochastique de la tendance. Ce deuxième groupe de méthodes a bénéficié des développements récents en séries temporelles qui ont permis la définition et la mise en œuvre de modèles statistiques explicites.

Les techniques propres à ces deux groupes de méthodes sont successivement décrites.

### **1.1. Approches traditionnelles ou méthodes empiriques de lissage**

Les méthodes empiriques doivent leur qualificatif au fait qu'elles définissent des décompositions cycle-tendance correspondant à une description sans modélisation, c'est-à-dire sans offrir des équations structurelles descriptives des différents termes de la série chronologique étudiée. Ces méthodes reposent principalement sur deux techniques : le lissage de la série brute ou l'estimation d'une tendance déterministe. Avant de présenter successivement les caractéristiques propres de ces techniques, les spécificités communes des deux méthodes sont signalées.

Le premier trait commun de ces différentes procédures réside dans l'analyse séquentielle des composantes (et ce en opposition avec les méthodes basées sur une représentation stochastique de la tendance). Les différents termes sont, ainsi, calculés de manière successive.

La seconde remarque réside dans le fait que, généralement dans ces approches, on s'intéresse uniquement à la composante tendancielle. Ainsi, l'objectif de ces méthodes est de retirer (c'est-à-dire de filtrer) une tendance de la série brute. Le solde, c'est-à-dire l'écart à la tendance, est qualifié de cycle. De façon rigoureuse, cet écart à la tendance ne représente pas explicitement et uniquement le cycle car cette nouvelle série regroupe par construction tous les phénomènes réguliers et irréguliers se déroulant sur la série. En particulier, dans ces méthodes traditionnelles, on ne se préoccupe pas des propriétés de la variable "solde" ou écart à la tendance (série originelle purgée de la tendance). Ainsi, les caractéristiques stochastiques de cette série chronologique, notamment son espérance et sa variance, ne sont pas étudiées. La propriété de stationnarité de la série n'est pas imposée. Une série aléatoire indicée par le temps est stationnaire si sa variance existe et est finie, si son espérance mathématique prend une valeur constante indépendante du temps et si la covariance entre les valeurs

---

<sup>1</sup> Une série temporelle (encore appelée série chronologique ou chronique) est une succession d'observations au cours du temps, les dates d'observations de la série étant supposées équidistantes.

<sup>2</sup> Si cette équation est écrite en logarithmique on retrouve le cas d'une fonction linéaire additive.

prises par la variable à deux dates distinctes ne dépend que de l'intervalle entre ces deux dates mais non de ces dates elles-mêmes.

La propriété de stationnarité est essentielle en économétrie si on souhaite réaliser des prévisions. En effet, si le processus est non stationnaire, c'est à dire si les caractéristiques du processus changent au cours du temps, il sera difficile de représenter les séries temporelles sur des intervalles de temps passés et futurs par un modèle simple. En revanche, si le processus est stationnaire alors il est possible de modéliser la variable en construisant une équation avec des coefficients fixes qui pourront être estimés avec les données passées. Comme nous le soulignerons dans la suite de l'étude, seul le second groupe de méthodes prend en compte cette propriété de stationnarité.

Ces méthodes empiriques nommées " approches par écart à la tendance " (puisque leur objectif est de purger la série originelle de la tendance) peuvent être classées en deux groupes qui diffèrent par leur mode de spécification et leur mode de calcul de la tendance. Dans une première approche utilisée en particulier à l'OCDE, au NBER<sup>3</sup> pour l'analyse des cycles de croissance, la tendance est calculée comme une fonction des valeurs observées de la série chronologique (moyenne mobile longue, moyenne de phases cycliques, décomposition de Hodrick-Prescott). Alternativement, la tendance peut être calculée et estimée comme une fonction déterministe du temps. Ces deux approches sont successivement présentées.

#### **1.1.1. La tendance définie comme fonction des données**

Les méthodes d'identification des cycles basées sur la moyenne mobile, sur un lissage par moyenne de phases cycliques (méthode " Phase Average Trend ") et sur le filtre de Hodrick-Prescott sont successivement présentées.

##### **i. Le lissage par moyenne mobile**

L'approche la plus simple considère la tendance comme le profil lissé de la série. Une méthode immédiate du lissage consiste à définir la tendance comme une moyenne mobile des observations. De manière plus précise, cette technique consiste à remplacer des observations par la moyenne arithmétique des valeurs qui l'entourent. Ce mode de calcul permet, ainsi, d'éliminer les variations accidentelles ou périodiques de la série. La durée de la moyenne définit la longueur du cycle.

Cette moyenne arithmétique permet d'éliminer le cycle pour faire apparaître la seule tendance. Par différence avec la série brute, le cycle est obtenu.

Sous forme analytique, le lissage par moyenne mobile consiste à effectuer la transformation suivante de la variable  $y_t$  :

---

<sup>3</sup> Cet organisme de conjoncture américain (National Bureau of Economic Research) a développé des techniques empiriques pour décrire les cycles conjoncturels .

$$M_y = a_{-p}y_{t-p} + a_{-p+1}y_{t-p+1} + \dots + a_q y_{t+q}$$

$$= \sum_{a=-p}^{a=q} a_i y_{t+i}$$
[4]

où  $M_y$  représente la moyenne mobile des observations de la série brute (filtre linéaire de la série originelle),  $p$  et  $q$  sont des entiers positifs,  $a_i, i = -p, \dots, q$  les coefficients de pondération dont la somme est égale à 1.

Dans le calcul, la moyenne mobile appliquée au dernier point connu noté  $T$  ne fait intervenir que des points situés à gauche (à  $t \leq T$ ).

La moyenne mobile la plus simple est la moyenne arithmétique symétrique (où  $p=q$  et où les coefficients sont identiques, égaux à l'inverse du nombre d'observations).

Plusieurs critiques apparaissent par rapport à l'utilisation de cette méthode. La première concerne le problème du traitement des points situés aux extrémités des séries qui ne peuvent pas être considérés de façon identique aux autres points. Le second problème apparaît dans l'introduction d'autocorrélation dans les séries lissées résultant mécaniquement du processus de lissage et non pas de la structure initiale. De plus, ce principe de calcul du cycle est assez rudimentaire car le cycle est défini comme un terme de type périodique oscillant autour d'une tendance déterministe. Cette hypothèse apparaît très contraignante, notamment pour des variables économiques. Enfin, pour calculer la moyenne il est nécessaire de connaître a priori la longueur du cycle ce qui est contraignant si l'on cherche à identifier les caractéristiques du cycle.

## ii. Le lissage par moyenne de phases cycliques (méthode Phase Average Trend)

Une seconde méthode fréquemment appliquée par les conjoncturistes est la technique " Phase Average Trend " (Méthode PAT), utilisée en particulier à l'OCDE, que l'on pourrait traduire par « méthode d'estimation de la tendance par des valeurs moyennes de phase<sup>4</sup> ». Cette méthode de filtrage a pour avantage de prendre en compte d'éventuelles ruptures dans le trend, ce qui n'est pas possible dans l'approche précédente. Ainsi, cette approche permet de s'affranchir de la notion de tendance déterministe, linéaire ou polynomiale ou de celle de composante cyclique périodique.

Cette méthode est toujours basée sur le calcul de moyennes mobiles et permet d'estimer des tendances constantes sur des sous-périodes prédéterminées. L'identification des points de retournement et le découpage du cycle en phases se réalise de façon itérative en plusieurs étapes. Dans le cadre d'une première étape, une tendance de long terme est calculée à l'aide d'une moyenne mobile. Dans un second temps, les déviations par rapport à cette tendance de long terme sont calculées. Puis, les points de retournement (pics et creux du cycle) sont déterminés, les phases dites d'expansion et de contraction sont ainsi définies. Une seconde estimation de la tendance de long

---

<sup>4</sup> Une phase est l'intervalle entre deux points de retournement successifs.

terme est réalisée par le calcul des valeurs moyennes de la série brute sur chaque phase mise en évidence. Enfin, le calcul de cette moyenne mobile repose des valeurs supposées connues des paramètres  $p$  et  $q$ . Ces paramètres vont permettent de calculer la longueur du cycle. La méthode des moyenne mobile ne permet donc pas d'identifier la longueur du cycle.

Cette méthode est souvent utilisée comme on le verra par la suite utilisée pour désaisonnaliser les séries.

L'intérêt de cette méthode par rapport à la première technique est d'éviter les risques d'identification par un risque de phase c'est à dire un décalage artificiel des points de retournement.

### iii. Le filtre de Hodrick-Prescott

L'hypothèse première de cette méthode consiste à définir la série temporelle étudiée comme la somme de deux termes : la tendance et le cycle. Cette technique repose sur l'idée qu'une tendance doit être suffisamment lisse pour ne pas suivre toutes les inflexions de la série brute sans pour autant trop s'éloigner des mouvements de la série initiale. Ces inflexions sont implicitement attribuées au cycle.

Cette méthode consiste alors à déterminer la tendance de la série brute qui minimise pour une valeur donnée du paramètre  $\lambda$ , la fonction suivante :

$$\min\left(\sum_{t=1}^n (y_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=3}^n [(T_t - T_{t-1}) - (T_{t-1} - T_{t-2})]^2\right) \quad [5]$$

où  $y_t$  correspond à la série brute observée et  $T_t$  définit la tendance.

Le premier terme du programme de minimisation représente la variance de la composante cyclique (définie comme la différence entre la grandeur observée et la tendance). Le second terme définit le degré de variabilité ou de lissage de la tendance (c'est-à-dire la variance du taux de croissance de la tendance). La série recherchée réalise donc un compromis entre la proximité à la série observée et son caractère lisse.

Le rôle du paramètre  $\lambda$  est primordial. Ce coefficient correspond à la pondération entre la volatilité cyclique et la volatilité du taux de croissance tendancielle. Plus ce paramètre est élevé plus l'objectif de lissage de la tendance est privilégié au détriment de l'adéquation à la série brute et donc de ce fait plus la partie cyclique est importante. Inversement, plus le paramètre  $\lambda$  est petit et plus la série calculée est proche de la série observée.

Ainsi, pour  $\lambda = \infty$ , on obtient un trend linéaire, car tous les écarts à cette tendance déterministe sont considérés comme des cycles. Si  $\lambda = 0$ , il n'existe plus aucune variation cyclique car la tendance est collée à la série brute.

Ce filtre est une méthode relativement flexible dans la mesure où le choix de  $\lambda$  permet de calibrer l'amplitude du cycle. Les valeurs retenues dans les applications empiriques pour ce paramètre sont différentes suivant la périodicité de la série brute. Elles sont de 1600 pour les données à haute fréquence (trimestrielles ou mensuelles), 400 pour les séries semestrielles et 100 pour les données annuelles. La détermination de la valeur de ce paramètre a priori arbitraire peut être étayée par un argument portant sur le rapport des variances des deux composantes (Harvey et Jaeger, 1993). Toutefois, il a été démontré qu'une utilisation trop mécanique de ce filtre peut conduire à mettre en évidence un cycle fallacieux dans une série dépourvue de toute composante cyclique.

La résolution du programme de minimisation permet de dériver l'expression de la composante tendancielle. Ayant déterminé la composante tendancielle, l'écart à la tendance (défini comme la composante cyclique) est déterminé par différence. Le cycle est déterminé comme une période comprise entre deux creux. L'identification des cycles (détermination de leur longueur et de leur périodicité) est réalisée graphiquement en recherchant les écarts maxima à la tendance, écarts positifs pour les pics et négatifs pour les creux. De façon plus précise, pour identifier les cycles majeurs (de creux à creux), on procède généralement de la manière suivante à partir du graphe de " l'écart à la tendance ":

- on identifie le point minimum sur l'ensemble de la période (le plus grand écart à la tendance négatif)
- on l'encadre ensuite par les deux pics les plus élevés et les plus voisins
- on cherche ensuite le creux le plus marqué et le plus proche du pic le plus récent identifié dans la deuxième étape.
- on réitère la procédure, les cycles majeurs obtenus vont de creux en creux.

### 1.1.2. Estimation d'un trend déterministe

De manière alternative, la tendance peut être modélisée comme une fonction déterministe du temps. La spécification de cette fonction peut être linéaire, quadratique ou elle peut suivre un ajustement polynomial du temps pour prendre en compte des inflexions moins régulières. La première étape dans l'analyse d'une série temporelle consiste à représenter graphiquement la série. L'examen de ce graphique permet de vérifier notamment si l'hypothèse d'une tendance linéaire peut être maintenue. A titre illustratif, si une simple fonction linéaire peut être retenue, la série originelle s'écrit dans ce cas avec la relation suivante :

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad [6]$$

où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des paramètres,  $\beta$  définit le taux de croissance de la série qui est constant,  $t$  représente le temps,  $\varepsilon_t$  définit une variable stochastique stationnaire identiquement et indépendamment distribuée. Ce modèle est désigné sous le nom du modèle TS (trend stationnary).

La méthode d'écart à la tendance consiste à estimer les résidus de l'équation précédente, c'est-à-dire à considérer l'expression suivante :

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}t \quad [7]$$

où  $\hat{\alpha}$  et  $\hat{\beta}$  sont les paramètres de l'équation [6] estimés par les moindres carrés ordinaires.

L'équation précédente permet de dire que la série brute  $y_t$  suit un cycle stochastique autour d'une tendance déterministe. Tout choc aléatoire entraîne des fluctuations autour de la tendance sans modifier le sentier de croissance à long terme. Le cycle est représenté par le processus stationnaire  $\varepsilon_t$ , aléatoire de moyenne nulle dont la variance et les covariances, c'est-à-dire les corrélations entre les réalisations du processus à différentes dates, sont indépendantes du temps. Le cycle apparaît donc comme l'écart à la tendance, aucune hypothèse de périodicité n'est retenue. D'un point de vue empirique, la tendance est estimée par régression et les résidus obtenus sont assimilés à la composante cyclique de la série.

La critique de cette technique est d'ordre économique. Dans la définition précédente, le taux de croissance demeure constant quels que soient les chocs subis par l'économie. Ainsi, quand des changements brutaux interviennent au cours de la période étudiée, ce modèle ne peut pas rendre compte de ces retournements. Le cycle est aussi défini comme une composante transitoire qui doit se réduire de façon spontanée.

### 1.1.3. Quelques critiques

L'avantage de ces deux groupes de méthodes statistiques tient dans la simplicité de leur mise en œuvre ainsi qu'aux résultats empiriques auxquels elles permettent d'aboutir. Plusieurs critiques ont été formulées.

La première critique générale de ces différentes méthodes porte sur le caractère arbitraire du choix des paramètres. Ces paramètres (en particulier la valeur du  $\lambda$  dans le filtre de Hodrick-Prescott, la détermination préalable des cycles dans la méthode Pat) ne reposent sur aucune théorie économique.

La seconde critique, d'ordre économétrique, est liée à la nature des séries macro-économiques. Les décompositions traditionnelles en tendance déterministe et cycle ne sont pas adaptées pour des séries ayant des racines unitaires. La plupart des séries macro-économiques sont caractérisées par la présence d'une racine unitaire. Or, par définition, lorsqu'une série est intégrée d'ordre un (c'est-à-dire la variance évolue dans le temps) le retrait d'une tendance déterministe ne suffit pas à la rendre stationnaire. La composante cyclique ainsi définie présenterait une variance croissant linéairement avec le temps. De plus, lorsque la série est ajustée sur une simple droite pour déterminer la tendance l'écart à cette tendance peut présenter des propriétés cycliques artificielles.

Dans ce cas, une composante stochastique doit être intégrée dans la tendance. Ce nouveau terme peut permettre de prendre en compte le phénomène de persistance qui caractérise toute série intégrée d'ordre un. La tendance stochastique est définie alors par la somme des effets de long terme de la succession de chocs qui affectent la série.

La seconde catégorie de méthodes que nous allons présenter fait appel à l'économétrie des séries temporelles. Ces outils permettent de calculer une tendance stochastique. La tendance dans ces modèles comprend une composante déterministe des impacts cumulés de tous les chocs stochastiques qui l'affectent. Le cycle contient donc uniquement les effets transitoires des chocs stochastiques.

Nous allons présenter une technique pour filtrer la saisonnalité.

#### 1.1.4. Désaisonnalité

Les techniques saisonnières d'ajustement sont basées sur l'idée qu'une série brute peut être représentée par le produit de quatre composantes

$$y_t = T C S \varepsilon_t$$

où T définit la tendance, C le terme cyclique, S une composante périodique et  $\varepsilon_t$  un terme regroupant les fluctuations accidentelles.

Notre objectif est d'éliminer la composante saisonnière. Pour remplir cet objectif, nous essayons dans un premier temps d'isoler le produit entre le terme cyclique et la tendance c'est à dire le terme TC. Ce calcul ne peut pas être fait justement. Une procédure de lissage basée sur une moyenne mobile est alors utilisée pour estimer ce terme. Ainsi, comme nous disposons de séries mensuelles la moyenne mobile suivante est calculée

$$\bar{y} = (1/12)(y_{t+6} + \dots + y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-5})$$

On peut considérer que la variable  $\bar{y}$  ne contient pas de fluctuations saisonnières et accidentelles et donc qu'elle représente une bonne approximation du produit TC.

La série brute peut être divisée par la variable calculée précédemment et on obtient ainsi une bonne approximation du produit entre la composante saisonnière et la composante accidentelle c'est-à-dire  $S \varepsilon_t$ . Cette nouvelle variable est notée  $i$ .

L'étape suivante consiste en l'élimination de la composante accidentelle pour retenir uniquement la partie saisonnière. Nous allons utiliser une moyenne par mois pour lisser les effets liés aux chocs accidentels. Ainsi, nous calculons la moyenne de la série transformée  $i$  pour chaque mois de l'année et nous déterminons ainsi douze indices de la manière suivante :

$$\tilde{i}_m = 1/n(i_m + i_{m+12} + \dots + i_{m+(n-1)12}), m=1, \dots, 12.$$

n étant le nombre d'années sur la période d'observation, m les mois. Ces indices définissent les estimations des indices saisonniers. Théoriquement la somme des indices  $\tilde{i}_m, m = 1, \dots, 12$  est égale à 12 ce qui n'est pas exactement vérifié empiriquement (Pindyck, 1997). Aussi, les indices finals sont calculés en multipliant les indices précédents par un coefficient qui permet d'atteindre 12 pour la somme. Ainsi, si  $\sum_1^{12} \tilde{i}_m = a$ , on multiplie chaque indice par  $12/a$ . Pour désaisonnaliser la série brute, on divise chaque valeur de la série brute par la valeur correspondante de l'indice saisonnier (les valeurs de janvier sont divisées par l'indice déterminé pour le mois de janvier,...)

Les principales approches existant pour décomposer une série en la somme d'une composante stochastique et d'une composante stationnaire sont présentées. Avant de détailler les principes de ces méthodes, il est important de souligner que toutes ces méthodes sont applicables sur des séries stationnaires. Aussi, dans un premier paragraphe, nous rappelons les principes de stationnarisation d'une série économique.

## 1.2. Stationnarité des séries

Les méthodes basées sur une représentation stochastique de la tendance sont définies pour des séries stationnaires. Cette propriété de stationnarité implique en particulier que la série ne comporte ni tendance ni saisonnalité. Aussi avant d'appliquer ces méthodes temporelles, il est donc nécessaire d'analyser les caractéristiques stochastiques de la série étudiée. Si ses caractéristiques (espérance et variance) se trouvent modifiées dans le temps, alors la série chronologique est considérée comme non stationnaire. Aussi la série brute doit être transformée pour obtenir une série stationnaire. Il existe plusieurs techniques de transformation des données dont les plus classiques et les plus utilisées sont les opérations de différenciation et d'écart à la moyenne. Pour déterminer la transformation adéquate, il est nécessaire d'interpréter tout d'abord le graphique de la série brute et d'étudier la fonction d'autocorrélation de la série (ou la représentation graphique appelée corrélogramme). L'examen du graphique de la série permet de voir si la moyenne et la variance de la série évoluent dans le temps. Dans ce cas, il est nécessaire d'appliquer une différenciation et une transformation logarithmique sur la série brute. L'examen du corrélogramme permet de repérer les mouvements saisonniers significatifs.

### 1.2.1. Différenciation et transformation logarithmique

La différenciation est une opération qui consiste à calculer les variations successives des valeurs de la série temporelle. On l'utilise lorsque la moyenne d'une série varie au cours du temps. Une nouvelle variable est ainsi définie, elle représente la variation de la série brute. Si cette nouvelle variable présente à nouveau une moyenne qui varie avec le temps, on définit une nouvelle série qui représente les différences premières de la série différenciée (qui sera égale aux différences secondes de la série d'origine).

Si la série est non stationnaire en variance, la procédure la plus courante est la transformation logarithmique de la série de départ.

### 1.2.2. Analyse des fonctions d'autocorrélation

Pour savoir si une série présente un profil saisonnier, les fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle sont examinées. La fonction d'autocorrélation donne une information sur le niveau des corrélations entre les différentes observations de cette série. Analytiquement, la fonction d'autocorrélation se définit de la façon suivante :

$$\rho(h) = \text{cov}(Y_t, Y_{t+h}) / \sqrt{\text{Var}(Y_t)} \sqrt{\text{Var}(Y_{t+h})} \quad [8]$$

où  $h$  appartient à l'ensemble des entiers relatifs,  $\text{cov}(Y_t, Y_{t+h})$  désigne la covariance entre deux périodes,  $\text{Var}(Y_t)$  désigne la variance.  $\rho(h)$  représente le coefficient de corrélation pour un couple de valeurs de la variable  $Y$  séparée par une longueur  $h$  (appelée retard).

Le graphe de cette fonction est appelé corrélogramme.

(Ces fonctions prennent de grandes valeurs en valeur absolue pour les indices correspondant aux périodes de la saisonnalité (12 pour des données mensuelles 4, pour des données trimestrielles). Les observations aux périodes  $t$ ,  $t-s$ ,  $t-2s$  sont très voisines. Pour obtenir une série stationnaire les observations sont différenciées à l'ordre  $s$ , c'est-à-dire :

$$y_t = Y_t - Y_{t-s} \quad [9]$$

A titre illustratif, ces différentes techniques de stationnarisation sont appliquées à la série d'abattages de veaux, cette analyse est décrite en annexe.

### 1.3. Méthodes fondées sur la tendance stochastique

Pour ces approches, la définition des composantes tendancielle et cyclique ne se fonde sur la notion d'ajustement cyclique autour d'un sentier de croissance à taux constant. Dans cette représentation,

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta + \varepsilon_t \quad [10]$$

La série est stationnaire en différence première (à un terme constant près  $\beta$ ), mais ici le terme aléatoire n'est plus un processus stationnaire. Sa moyenne est nulle mais sa variance n'est pas finie. Un choc unitaire à la date 0 conservera un effet durable et il n'y aura plus de séparation entre tendance et cycle. En résolvant par itération, ce modèle s'écrit :

$$Y_t = \beta t + (\varepsilon_0 + \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_t) \quad [11]$$

Ce modèle possède bien une tendance déterministe qui augmente au taux  $\beta$  mais le terme aléatoire n'est plus un processus stationnaire. Sa moyenne est nulle mais sa variance n'est pas finie. Si, par exemple,  $\varepsilon_t$  est un bruit <sup>5</sup>blanc, le terme stochastique est une marche aléatoire et au cours du temps  $Y_t$  s'éloigne indéfiniment de la tendance déterministe. Cette présentation est notée DS (différence stationnary). La somme  $\sum_{j=0}^t \varepsilon_j$  exprime une accumulation de chocs aléatoires qui traduit une non stationnarité de tendance stochastique. Pour déterminer le cycle, il faut séparer la partie stochastique de la série en tendance stochastique I(1) et un cycle stationnaire.

Il existe deux approches principales pour décomposer une série en la somme d'une tendance avec composante stochastique et d'une composante stationnaire. La première appelée méthode de Beveridge et Nelson (1981), consiste à exprimer ces deux composantes à partir d'une représentation ARIMA de la série initiale. La seconde approche est la méthode des modèles à composantes inobservables dans laquelle la tendance et le cycle sont modélisés simultanément. A partir d'une écriture sous la forme d'un modèle espace état et d'une estimation par la méthode du filtre de Kalman, ces modèles permettent d'estimer simultanément les paramètres du modèle et la décomposition tendance-cycle (Harvey, 1989). Ces méthodes ne cherchent pas seulement à décrire le cycle économique mais tentent de fournir des explications de ce cycle. La différence principale entre les modèles sous-jacents à ces deux approches réside dans la structure de corrélation qui est postulée entre la tendance et le cycle : dans la première approche, les chocs affectant le cycle et la tendance sont identiques alors que dans la seconde, le cycle et la tendance sont généralement supposés non corrélés.

Ces deux méthodes sont successivement présentées.

### 1.3.1. La décomposition de Beveridge et Nelson

Cette approche consiste à décomposer une série intégrée d'ordre 1 en la somme d'une composante permanente et d'une composante transitoire en se fondant sur une modélisation ARIMA de la série concernée.

Un processus est un processus ARIMA (p,d,q) (autorégressif moyenne mobile intégré) s'il vérifie l'équation suivante

$$\Phi(B)\nabla^d Y_t = \Theta(B)\varepsilon_t \quad [12]$$

---

<sup>5</sup> Un bruit blanc est un processus stochastique stationnaire centré (i.e. de moyenne nulle) et non corrélé au cours du temps.

avec B l'opérateur retard i.e.  $Bx_t = x_{t-1}$ ,  $\Phi(B) = 1 + \phi_1 B + \dots + \phi_p B^p$  (pour définir le processus AR d'ordre p),  $\nabla_t$  l'opérateur différence tel que  $\nabla x_t = (1 - B)y_t = y_t - y_{t-1}$ ,  $\Theta(B) = 1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q$  (pour définir le processus MA d'ordre q).

De façon plus précise, la série est décomposée en la somme d'une marche aléatoire c'est-à-dire une série non stationnaire dont les différences premières ne sont pas autocorrélées (la tendance) et d'une série stationnaire autocorrélée (le cycle). La trajectoire du cycle oscillera autour d'une moyenne nulle mais sans comporter a priori d'aspect périodique.

Dans ce modèle, la série s'écrit :

$$Y_r = \lambda + B_t + u_t \quad [13]$$

Le terme d'erreur qui représente les déviations par rapport à la tendance admet une représentation stationnaire ARMA invariable.

On peut montrer que la série s'écrit :

$$y_r = B + y_{t-1}^P + O(1)\varepsilon_r + O^0(B)\varepsilon_r \quad [14]$$

### 1.3.2. Les modèles à composantes inobservables

Dans cette approche, le cycle et la tendance possèdent chacun une dynamique propre et sont supposés indépendants.

Toutefois, la conception de la tendance reste inchangée par rapport au modèle précédent et représente les mouvements de long terme de la série. Le cycle est supposé stationnaire et de moyenne nulle, quelle que soit sa valeur à un instant donné, sa valeur en prévision ne peut pas s'écarter durablement de cette moyenne théorique. Une première spécification du modèle consiste à définir le niveau de la tendance comme la somme du niveau de la tendance précédente, une pente et un bruit. L'écriture est la suivante :

$$T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \text{ avec } \beta_r = \beta_{r-1} + \xi_r \quad [15]$$

où  $\eta_t$  et  $\xi_t$  sont deux bruits blancs orthogonaux entre eux et de variances respectives  $\sigma_\eta^2$  et  $\sigma_\xi^2$ .

La pente de la tendance est variable. Le terme  $\eta_t$  représente les chocs sur la tendance,  $\xi_t$  définit les chocs sur la pente de la tendance. Cette spécification est générale et intègre les spécifications précédemment présentées. Il suffit d'imposer des contraintes sur les variances des résidus. Par exemple si elles sont supposées nulles, la tendance se réduit à un trend déterministe. Après avoir spécifié la tendance, il faut définir la dynamique du cycle  $C_t$ . Le cycle  $C_t$  est défini de façon à capter tout mouvement régulier de la série. Cette notion de reproductibilité en plus de la notion de stationnarité permet de distinguer la tendance du cycle. Le cycle est décrit par un processus

stochastique et stationnaire présentant une nature périodique. Contrairement à la méthode précédente, il ne se décrit pas d'une estimation préalable de la tendance mais est obtenu en même temps qu'elle.

L'équation précédente permet de décrire le processus de la tendance. En effet, les définitions précédentes peuvent se réécrire en utilisant les opérateurs différence et retard

$$\beta_r = \beta_{r-1} + \xi_r \quad [16]$$

$$\beta_r - \beta_{r-1} = \xi_r \text{ soit } \nabla\beta_r = \xi_r$$

donc  $\beta_{r-1} = \xi_{r-1}/\nabla$ . En utilisant cette relation la tendance peut s'écrire

$$T_r = T_{r-1} + (\xi_{r-1}/\nabla) + \eta_r \quad [17]$$

en introduisant à nouveau l'opérateur différence on a  $T_r - T_{r-1} = \nabla T_r$  et utilisant cette définition dans l'équation précédente on obtient

$$T_r = (\xi_{r-1}/\nabla^2) + (\eta_r/\nabla) \quad [18]$$

Le premier terme correspond aux chocs sur la pente tandis que le second terme correspond aux chocs sur le niveau. Cette équation implique que  $\nabla^2 T_r = \nabla\eta_r + \xi_{r-1}$ , le terme de droite représente une somme de moyenne mobile et donc constitue un processus de moyenne mobile. Au total la tendance suit un ARIMA (0,2,1).

#### Méthode d'estimation

Cette méthode requiert l'application du filtre de Kalman pour l'estimation des paramètres du modèle et pour l'extraction des composantes tendancielle et cyclique.

#### 1.4. Identification des cycles par l'analyse spectrale

La fonction d'autocorrélation est souvent utilisée pour étudier les composantes d'une série temporelle et leur importance relative. Néanmoins cette fonction souffre de problèmes d'interprétations. Ainsi son graphe est délicat à analyser quand les influences saisonnières et non saisonnières se mêlent.

L'analyse d'une série temporelle dans le domaine des fréquences permet d'éviter ces inconvénients. Cette approche consiste à décomposer la variance d'une série selon les différentes fréquences/périodicités en précisant l'importance relative de chaque composante dans la variance de la série. Cette décomposition de la variance selon les fréquences (périodicités) est appelée spectre (ou fonction de densité spectrale). L'analyse du spectre est purement descriptive et n'a pas de fonction de prévision.

Chaque fréquence correspond à une périodicité c'est-à-dire la durée d'un cycle. Il s'agit donc d'une décomposition harmonique de la variance d'une série selon les différentes fréquences. Si la densité spectrale présente un pic aux alentours et une fréquence particulière, on peut soupçonner l'existence d'un cycle d'une périodicité correspondant à cette fréquence.

L'étude d'une série temporelle dans le domaine des fréquences permet d'identifier des phénomènes cycliques et de rechercher des composantes périodiques d'un processus évoluant dans le temps. Cette analyse est basée sur la décomposition de Fourier qui précise que toute oscillation est caractérisée par son amplitude, sa phase et sa période. La transformation de Fourier permet de décomposer tout processus stochastique stationnaire au second ordre par une somme finie ou infinie de suites sinusoïdales, d'amplitude et de phase aléatoire de fréquence certaine variant de  $\pi$  à  $-\pi$  et non corrélées entre elles.

L'importance d'une composante (tendance, cycle) dans une série temporelle par rapport aux autres se manifeste par une densité spectrale élevée à la fréquence de la périodicité. Aussi la lecture du graphique de la densité spectrale permet de repérer les pics les plus importants qui vont être interprétés en termes de cycles. Si la densité est parallèle à l'axe des abscisses il n'existe pas de cycle (cas du bruit blanc). Pour déterminer la durée moyenne du cycle il faut convertir les valeurs de l'axe des abscisses (données en radians) en temps. Ainsi, si l'on observe un pic significatif à la fréquence notée  $w$ , alors la durée moyenne du cycle sera donnée par le calcul suivant :

$c = (2\pi) / w$  où  $c$  note la durée du cycle mesurée dans l'unité de temps des séries étudiées.

## **2. Applications aux produits agricoles**

Le caractère cyclique de certaines productions et prix agricoles (comme le café, cacao, le porc) ont fait l'objet de nombreuses analyses empiriques. Les premiers travaux ont pour souci majeur de rechercher les composantes périodiques des phénomènes étudiés et de mettre en évidence la tendance de long terme. Une des premières applications sur données agricoles est ainsi le travail de Beveridge (1922) portant sur l'évolution du prix du blé en Europe sur une période d'environ 300 ans (1545-1845). L'existence de cycles dans les prix et quantités du bœuf et du porc est décrite dans des travaux anciens : Brenner (1876), Thomsen (1936), Coase et Cowles (1937) et Lorie (1947). Ces persistances et régularités empiriques temporelles indiquent tout d'abord que des modèles d'offre et demande statiques ne sont pas adaptés pour expliquer les variations de ces séries. Les premiers travaux développés préconisent l'utilisation de modèles dynamiques.

L'existence persistante et continue de cycles de prix et de production a depuis longtemps semblé paradoxale pour les économistes. Pourtant, il n'existe pas de consensus sur les origines des fluctuations cycliques. Pour présenter les explications traditionnelles retenues, nous présentons les arguments développés dans les analyses portant sur le fonctionnement du marché du porc, exemple privilégié d'analyse des cycles.

### **2.1. Déterminants**

#### **2.1.1. Le rôle des anticipations de prix : l'existence d'un paradoxe**

Les explications des cycles de production et de prix sont de manière générale fondées sur la nature des anticipations sur les prix des producteurs.

La première explication des phénomènes cycliques observés sur le marché du porc réside dans le mécanisme de type Cobweb (Ezekiel, 1938). Dans son modèle – le modèle de Cobweb- crée la possibilité de marchés instables. Ezekiel suppose que la production est prévue un an auparavant et que la production observée est offerte de manière inélastique. L'offre est supposée dépendre du prix de la période précédente pendant que la demande est une fonction du prix courant. Aussi, les prix à chaque période sont déterminés par la demande même si les récoltes réelles sont basées sur les prix anticipés par les producteurs (prix de la période précédente). De fait des délais de production qui sont particulièrement importants dans le domaine agricole, l'offre à une date donnée dépend de décisions prises l'année précédente sur la base du prix qui prévalait. Ainsi la quantité offerte sur le marché dans une période ne peut pas être modifiée pendant cette période puisqu'elle dépend de décisions qui ont été prises la période précédente. Dans ce modèle, le fonctionnement du marché est décrit comme une succession de périodes d'échanges. A chaque période, des transactions ont lieu, l'offre étant prédéterminée un prix est déterminé par confrontation avec la demande. La succession de ces périodes conduit les prix à se rapprocher du prix d'équilibre.

Cette explication traditionnelle s'est heurtée à deux critiques principales.

La première d'ordre factuelle est liée aux résultats empiriques dérivés de cette interprétation. Ainsi, le mécanisme défini par le modèle Cobweb n'a pas été entièrement validé par les observations empiriques. En effet, les cycles prévus dans ce cadre d'analyse sont généralement de longueur inférieure que les cycles observés empiriquement.

La seconde critique réside dans un paradoxe. Ce schéma d'interprétation des cycles se fonde sur des anticipations naïves de la part des producteurs. Or, l'existence continue et persistante de cycles notamment des prix à la production peut apparaître paradoxale. En effet, si un cycle prévisible de prix existe, alors des variations de production contre-cycliques pourraient lisser les fluctuations des prix permettant à terme de faire disparaître le cycle. Ainsi, si les producteurs connaissent par avance l'évolution des prix (c'est-à-dire que les prix suivent un cycle prévisible) ils devraient élargir ou diminuer leurs troupeaux de façon cyclique. Ce type de comportement devrait conduire à une diminution et éventuellement à une suppression du cycle.

Les discussions de ce paradoxe conduisent à deux raisonnements. Le plus ancien consiste à penser que les producteurs (ignorants) n'ont pas connaissance de toute l'information disponible et décident de leurs décisions de production et de leurs anticipations de prix par rapport à l'évolution des prix passés. En se basant sur ce comportement et sur la relative longue période nécessaire pour accroître les troupeaux, les cycles peuvent être définis comme la conséquence de comportements de nombreux producteurs, chacun ignorant de façon irrationnelle les décisions de production réalisées par le reste de l'industrie.

La seconde école de pensée est basée sur les travaux de Hutland et Samuelson. Ce courant part de l'idée que les marchés sont efficaces dans le sens où les prix reflètent parfaitement l'information disponible (Fama) ou qu'il est impossible de réaliser des profits en utilisant cette information. A priori si les prix du porc suivent un mode prévisible, ils semblent violer l'hypothèse de marché efficace. Les producteurs pourraient structurer leur production pour produire plus de porcs au moment où les prix sont au sommet du cycle. Si les producteurs ignorent cette information les spéculateurs pourraient en profiter en établissant des contrats à terme en acceptant la livraison au prix anticipé au sommet du cycle et en livrant au creux anticipé du cycle.

La raison de l'existence de ces cycles repose donc sur l'existence d'anticipations naïves de la part des agents sur les prix. Dans ce cas, l'anticipation de la variable est égale au niveau de la variable l'année précédente. On peut montrer que ce cas<sup>6</sup> définit une prévision optimale pour le prix si cette variable suit une marche aléatoire<sup>7</sup> ou un modèle ARIMA (0,1,0) c'est à dire si

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t$$

où  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc c'est à dire  $E(\varepsilon_t) = 0$  et  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$  pour  $t$  différent de  $s$ .

---

<sup>6</sup> Dans la partie 5, nous détaillons de manière plus précise les schémas alternatifs au modèle d'anticipations naïves.

<sup>7</sup> Les processus de marche aléatoire ont souvent été appliqués pour modéliser les prix des titres sur les marchés financiers (Fama, 1965).

Cette caractéristique permet de tester l'hypothèse du modèle d'anticipations naïves à partir des données observées d'une série.

A titre d'exemple, prenons l'exemple cité par Pindyck appliqué au prix du porc. L'objet est de construire un modèle de prévision pour le prix du porc journalier. Il dispose pour l'année 1965 de 250 observations pour les jours ouvrables. La variable représente le prix moyen en dollars pour 100 kilos pour du porc vendu dans huit marchés régionaux. Pour construire un modèle il rend tout d'abord la série stationnaire en différenciant une fois la série. Pour vérifier la stationnarité de cette série transformée, il représente la fonction d'autocorrélation qui tend vers zéro dès le premier décalage. Il prouve que la différence première définit un bruit blanc. Aussi, la série peut être modélisée comme un marché aléatoire et la meilleure prévision pour le prix est sa valeur passée.

Pourtant même si l'hypothèse d'anticipations rationnelles (Muth, 1961) va à l'encontre de ces hypothèses de comportement, les comportements cycliques en matière de prix et de quantités pour les marchés de nombreux produits agricoles persistent (Acteley, 1989).

Une seconde explication de l'existence des cycles de production réside dans l'existence supposée de coûts et de délais d'ajustement de l'offre. Des limites technologiques freinent à court terme l'ajustement de la production. Les cycles seraient créés par la lenteur de la réponse de l'investissement aux variations des niveaux des prix. Il a été démontré que sous l'hypothèse d'absence de coûts d'ajustements, l'existence simultanée d'anticipations rationnelles et de cycle n'était pas incompatible.

### **2.1.2. Quelques applications**

Il existe de nombreuses applications concernant les pays en voie de développement et notamment sur le prix du café. Les oscillations cycliques du prix du café ont été observées de manière régulière et sont généralement associées à des déséquilibres structurels de la production. Les applications centrées sur ce marché diffèrent de manière importante sur la fréquence de ces oscillations. Les facteurs évoqués à l'origine de ces cycles sont les politiques gouvernementales d'intervention.

Labys W.C., Badillo D., Lesourd J.B. (1998) s'intéressent à l'analyse des cycles des prix agricoles, leurs données consistent en douze séries individuelles de matières premières agricoles dont les prix mensuels couvrent la période 1960-1993. Ils utilisent la méthode du NBER pour mettre en évidence les cycles. L'existence de cycles n'est pas confirmée pour tous les produits agricoles étudiés notamment pour le café, le cacao.

De nombreux travaux portent sur le marché du porc. L'application empirique de Hayes et Schmitz (1987) porte sur la production porcine aux Etats-Unis sur la période 1902-1981. Ils montrent que les prix du porc peuvent suivre un cycle en la présence de producteurs rationnels mais que les marchés sont efficaces dans le sens où les producteurs ne peuvent pas espérer de profit de cette information. Pour étayer leur raisonnement les auteurs se fondent sur le scénario suivant. Ils considèrent un choc exogène sur le prix d'un marché qui était en équilibre. Si une proportion significative de producteurs

réagit à cette variation de prix de manière procyclique, les prix vont suivre une marche cyclique. Considérons la décision d'un producteur qui veut réagir contre ce cycle, il doit tout d'abord déterminer si les prix observés tendent vers un pic ou un creux. Outre cette interprétation, deux autres problèmes se posent. Le premier problème est de savoir si une proportion significative d'autres producteurs sont arrivés à la même conclusion. Si la production provenant de ce groupe est importante, le cycle doit disparaître ou aller dans un sens contraire. Si tous les producteurs potentiels de ce groupe ont accès à la même information et ont la même attitude en matière de risque alors le cycle peut continuer à se perpétuer de manière indéfinie puisque chaque producteur pense qu'il va être éliminé. Le second problème rencontré par le producteur est de pouvoir ajuster immédiatement sa production ce qui n'est pas toujours possible notamment en présence d'imperfections.

## **2.2. Modélisation des variations de l'offre et des stocks de viande bovine**

La plupart des études empiriques ne s'intéressent pas à la caractérisation des propriétés cycliques des données. Généralement, les analyses sur l'offre du cheptel bovin sont centrées sur la recherche des facteurs qui déterminent son évolution. La plupart des modèles économétriques sont fondés sur des analyses démographiques prenant en compte les contraintes biologiques.

### **2.2.1. Rôle des contraintes biologiques**

Le principal souci est de modéliser la technologie de production de la viande bovine et notamment la nécessité de prendre en compte le délai biologique pour renouveler le stock d'animaux présents sur l'exploitation. La période de gestation détermine une restriction biologique. La technologie permet de déterminer le décalage entre le moment où l'animal naît et le moment où il atteint son poids d'abattage.

Dans les années 1960, la modélisation de la production de viande bovine est dominée par les recherches sur la réponse des producteurs à des variations de prix particulièrement dans les pays en voie de développement. L'enjeu est de comprendre la négativité de l'élasticité prix de l'offre à court terme. Ainsi, à court terme le nombre d'animaux abattus peut diminuer suite à une augmentation du prix. L'estimation d'une élasticité d'offre négative en Argentine est ainsi considérée comme un paradoxe (Jarvis, 1969,1974). L'explication proposée réside dans le fait que le troupeau est à la fois un bien de consommation et un stock de capital. Ainsi, une augmentation du prix du bœuf entraîne deux effets contradictoires. Cette hausse conduit les producteurs à espérer des prix aussi élevés ou plus dans le futur ce qui va les amener à accroître la taille de leur troupeau reproducteur. Cet impact peut s'appeler effet dû à l'investissement en demande de troupeau. D'un autre côté, l'augmentation du prix va encourager les producteurs de bovins à vendre immédiatement leur troupeau pour profiter du prix courant élevé. Cet effet est lié à la demande en bœuf. Les résultats d'études précédentes ont pu montrer que le premier effet était supérieur. Aussi l'augmentation de la demande de bœuf peut réduire l'offre si des animaux plus jeunes sont conservés pour atteindre un poids d'abattage plus élevé ou si plus de femelles en vue d'une reproduction future sont conservés pour accroître la taille du troupeau. Pour Jarvis, le comportement de l'exploitant consiste à déterminer le poids optimal d'abattage ou

autrement dit l'âge optimal d'abattage des animaux. La gestion du troupeau est modélisée avec un modèle de choix de portefeuille. Un prix attendu plus élevé du bœuf (ou un moindre prix des aliments) rend plus profitable de garder les animaux et de les engraisser. Aussi, l'offre courante diminue car une augmentation du stock est nécessaire pour une production future plus importante. Cavargho (1972) présente une étude similaire aux travaux de Jarvis, l'application étant réalisée sur le secteur bovin aux Etats-Unis. Il trouve aussi une relation négative du stock d'animaux par rapport au prix anticipé.

Le modèle de Jarvis a été une base importante pour comprendre le comportement des producteurs quand le stockage est possible. La flexibilité des producteurs à décaler ou à accélérer les abattages est ainsi considérée comme un des déterminants majeurs des fluctuations de l'offre. Percevoir le bétail comme un bien de capital a déplacé l'attention des travaux appliqués sur le rôle des stocks et la dynamique de la population. Aussi, le prolongement naturel de ces travaux a consisté à mieux modéliser la dynamique de la production bovine et à caractériser le rôle des contraintes biologiques et l'importance de la démographie du troupeau.

Dans les principaux travaux suivants, les fluctuations de l'offre découlent de changements du nombre d'animaux dans le troupeau plutôt que de variations dans le poids optimal d'abattages.

Ainsi, Chavas et Klemme (1986) développe un modèle dynamique pour représenter l'évolution du cheptel laitier. A chaque instant, la population animale présente sur l'exploitation est classée en catégories suivant l'âge des animaux. Pour maximiser la valeur présente des profits attendus, deux types de décisions sont prises par le producteur : la taille optimale du cheptel dans chaque groupe d'âge et le choix des facteurs de production. La première décision revient à déterminer le taux de rétention des animaux par catégorie d'âge à chaque période c'est à dire le pourcentage d'animaux conservé dans le cheptel. La résolution du modèle permet de spécifier des relations estimations pour les stocks des animaux. Rosen (1987) formalise un modèle d'offre et de demande, il modélise les changements d'offre qui apparaissent via le changement du nombre de vaches abattus.

.Les équations estimées sont dynamiques, la variable endogène est le nombre de bêtes abattues auxquelles est rajouté le nombre de vaches en âge de reproduction. Parmi les variables explicatives, figure le nombre d'animaux décalés de plusieurs périodes.

### **2.2.2. Rôle des anticipations de prix et mise en évidence des cycles**

Le point commun des analyses est d'inclure parmi les variables explicatives du stock de cheptel et un prix anticipé par les producteurs. Par définition, les anticipations ne sont pas observables. Des hypothèses doivent être formulées pour pouvoir exprimer les anticipations de prix en fonction des variables observées. Dans les applications empiriques existantes, les modélisations empiriques des anticipations de prix sont ad-hoc comme le souligne Nerlove (1998). Ainsi, les anticipations sont, le plus souvent, définies comme une fonction des prix passés. Dans ce cas, se pose le problème du nombre de décalages à prendre en compte dans la spécification. Généralement, le critère de sélection et le choix du décalage sont uniquement liés à la significativité des coefficients.

.Dans les spécifications des équations d'abattages, les décalages de prix introduits qui sont à la fois justifiés par l'existence des contraintes biologiques et par l'existence d'anticipations.

Il existe peu de modèle centré sur la recherche des caractéristiques du cycle de la production bovine. La plupart des études empiriques sont centrées sur la spécification du processus biologique et l'estimation des paramètres.

L'étude de Mundlak, Huang (1996) est centrée sur une comparaison internationale des cycles de la production bovine pour trois pays : l'Argentine, les Etats-Unis et l'Uruguay. Quatre séries sont analysées pour chaque pays : le total des abattages, défini comme le nombre d'animaux abattus l'année concernée, le prix à l'abattage, le stock de vaches et le total du troupeau bovin. Les auteurs trouvent que malgré des technologies de production très différentes entre ces trois pays, la longueur des cycles pour les variables ne connaît pas de grande variation d'un pays à un autre. Ces variables sont toutes lissées c'est-à-dire la tendance est retirée en utilisant la méthode de Hodrick-Prescott. Dans un premier temps, les corrélogrammes de chaque série sont utilisés pour rechercher la longueur des cycles. Aux Etats-Unis, les graphiques montrent l'existence d'un cycle de 10 ans pour les stocks et les abattages. L'évolution du prix est, par contre, assez contrastée, la mise en évidence d'un cycle n'est pas flagrante. En Argentine, le stock de vaches et le niveau d'abattages présentent aussi un cycle d'une période de 10 ans. Le prix à l'abattage a un cycle d'une longueur de 6 ans. Par contre, en Uruguay pour toutes les variables la longueur des cycles apparaît être de 6 ans.

De façon complémentaire, les spectres de chaque série (prises en écart à la tendance) sont représentés. Pour les Etats-Unis le résultat précédent est confirmé (longueur de 10 ans du cycle) pour toutes les variables. De la même façon, les cycles en Argentine ont aussi la même longueur excepté pour les prix.

### **3. Présentation des données françaises**

Cette section est consacrée à la description des données disponibles et à la définition des variables retenues dans l'analyse empirique.

#### **3.1. Description des séries disponibles**

Les données concernent la production, les prix et le commerce extérieur ; elles sont successivement décrites.

##### **3.1.1. Variables de production**

Plusieurs variables existent pour mesurer la production de viande bovine. Nous disposons de séries sur la production indigène contrôlée, sur les niveaux d'abattages et sur les effectifs des différentes catégories d'animaux.

En France, il n'existe pas de mesure directe de la production bovine dans les élevages. Pour pouvoir estimer la production bovine française, on a défini la notion de production indigène contrôlée (Pic). La

Pic correspond aux abattages contrôlés par les services vétérinaires dans les abattoirs, auxquels on retire les animaux vivants importés pour être abattus en France et auxquels on ajoute les animaux vivants exportés, produits en France sans y être abattus. Les données mensuelles de Pic, exprimées en milliers de tonnes équivalent carcasse (tec), sont disponibles depuis 1953 pour les veaux, mais uniquement de manière agrégée pour les gros bovins (vaches, génisses, taureaux et bœufs). En effet, les données du commerce extérieur ne permettent pas de calculer une production par catégorie de gros bovins sur longue période.

Par ailleurs, nous disposons (depuis 1990) de la production indigène brute (PIB) qui est égale aux abattages contrôlés redressés, augmentés du solde du commerce extérieur de tous les animaux. Cette variable est disponible pour les gros bovins, les veaux et les vaches.

Les séries mensuelles concernant les abattages contrôlés des variations journalières d'abattages proviennent de déclarations mensuelles des lieux d'abattages auprès des directions départementales des services vétérinaires. Les abattages bruts sont corrigés pour tenir compte de l'activité différente des abattoirs selon les jours de la semaine. Elles sont disponibles depuis 1953 pour deux catégories d'animaux, les gros bovins et les veaux. Elles sont exprimées en milliers de tonnes équivalents carcasses (TEC)<sup>8</sup>. Par ailleurs, deux séries mensuelles d'abattages contrôlés des variations saisonnières exprimées en milliers de têtes sont disponibles de 1963 à 1997.

Les périodes disponibles et les sources sont décrites dans le tableau suivant.

---

<sup>8</sup> Les quantités de viande échangées sous formes d'animaux vivants, de carcasses, de pièces de découpe, de conserves sont exprimées dans leur équivalent en poids de carcasse par des coefficients prenant en compte le rendement de ces diverses transformations. Par exemple, pour la viande bovine 100kg de poids vif équivalent à 55kg carcasse, 100kg de viande sans os équivalent à 140 kg carcasse (Boutonnet, 1998).

Tableau 1. Séries mensuelles de production

Nom des variables	Unité	Période et source
Production indigène contrôlée - Gros bovins - Veaux	Tonnes	1953/01 - 1998/12 Scees
Production indigène contrôlée - Gros bovins - Veaux	Milliers de têtes	1963/01 – 1998/12 Scees
Production indigène brute - Gros bovins - Vaches - Veaux	Tonnes	1990-1998 Scees
Abattages (Corrigé des variations journalières d'abattages <sup>9</sup> ) - Gros bovins - Veaux	Tonnes	1953/01-1998/12 Scees Enquête mensuelle auprès des directions départementales des services vétérinaires
Abattages (Corrigé des variations journalières d'abattages) - Gros bovins - Veaux	Milliers de têtes	1953/01 – 1998/12 Scees Enquête mensuelle auprès des directions départementales des services vétérinaires
Stock	F/kg net	1972-1998

Pour l'analyse des cycles de la production bovine, les séries abattages sont utilisées car les séries de production indigène contrôlée sont faussées par les échanges extérieurs.

Par ailleurs, nous disposons de données annuelles précises sur les différentes catégories d'animaux<sup>10</sup>. Ces variables et leurs périodicités sont récapitulées dans le tableau suivant.

<sup>9</sup> Les abattages bruts sont corrigés pour tenir compte de l'activité différente des abattoirs selon les jours de la semaine et permettre ainsi une comparaison des abattages mensuels (Scees, Etudes n° 259, 1986)

<sup>10</sup> Les définitions précises de ces différentes catégories d'animaux sont reportées dans l'annexe 1.

Tableau 2. Séries annuelles sur les effectifs

Variables	Unité	Période et source
Cheptel bovin - Taureaux - Bœufs - Vaches - Elevés - d'un an - Elevés + d'un an	milliers de têtes	1883-1985 Statistique annuelle agricole
- Total des bovins  - Animaux de - 1 an - Animaux de 1 a 2 ans - Animaux de + 2 ans hors vache - Vaches - Femelles souche + 2 ans	milliers de têtes	1963-1997 Enquête cheptel 1971-1998 1971-1998 1971-1998 1960-1998 1960-1998

### 3.1.2. Variables de prix

Sept séries de prix sont disponibles. Pour chaque catégorie d'animaux, les séries sont exprimées en francs courants et correspondent à des moyennes mensuelles aux 100 kg vifs. Elles sont disponibles en général seulement depuis le début des années 70. Les catégories d'animaux disponibles sont les gros bovins, les bœufs R, les génisses R, les vaches O, les jeunes bovins R, les veaux de boucherie F.

Tableau 3. Récapitulatif des séries de prix (mensuelles)

Prix moyen pondéré	Unité	Période	Source
Gros bovins	F/kg net	1963-1997	1963-1970 : Scees, Séries études n°90, décembre 1971 1970-1997 : OFIVAL
Veaux	F/kg net	1963-1972 1973-1997	1963-1972 Scees, Séries études n°90, décembre 1971 1972 Scees, Etude n°259, Octobre 1986 OFIVAL
Bœuf R	F/kg net	1972-1997	OFIVAL
Génisse R	F/kg net	1974-1997	OFIVAL
Vaches O	F/kg net	1972-1997	OFIVAL
Jeune bovin R	F/kg net	1974-1997	OFIVAL

Nous disposons par ailleurs du prix de déclenchement de l'intervention depuis avril 1973 en F/kg net.

### 3.1.3. Variables sur le commerce extérieur

Tableau 4. Séries mensuelles sur le commerce extérieur

Variables	Unité	Période
Commerce extérieur viande Importations et exportations - Gros bovins - Veaux - Agrégation Bovins	Tonnes	Janvier 1953-Déc 1998 Janvier 1963-Déc. 1992 Nov. 1964-Déc 1992 Janvier 1963- Déc. 1998
Commerce extérieur animaux vivants Importations et exportations - Gros bovins - Veaux - Agrégation bovins	Tonnes	Janvier 1967- Déc. 1998  Janvier 1967- Déc. 1998
Importations vif - Gros bovins - Veaux	têtes	Janvier 1963- Déc 1998
Exportations vif - Gros bovins - Veaux	têtes	Janvier 1963- Déc 1998

Tableau 5. Séries annuelles sur le commerce extérieur

Variables	Unité	Période
Echanges extérieurs viande Importations et Exportations - Gros bovins - Veaux - Agrégation Bovins	Tonnes	1892-1985 sauf 1944, 1948 à 1951 et l'année 1943 pour les importations
Echanges extérieurs Animaux vivants Importations et Exportations - Gros bovins - Veaux	Têtes	1820-1985 * sauf 1944, 1948 à 1951 et l'année 1943 pour les importations

Il manque les années 1916, 1942, 1943, 1944, 1955, 1959 pour les importations et pour les exportations les années 1943 et 1944.

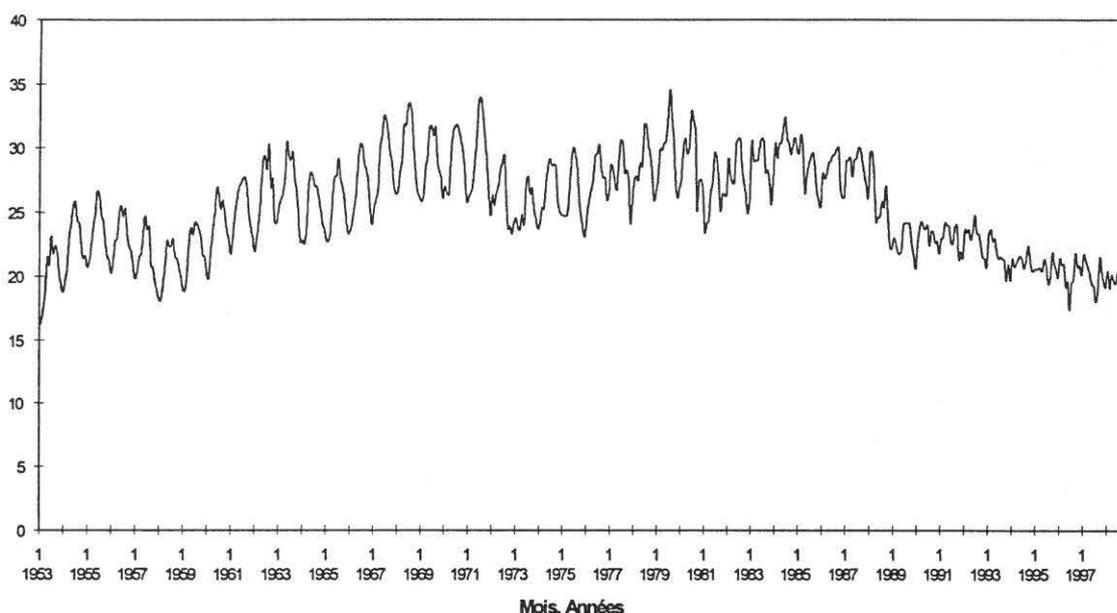
### 3.2. Description graphique des principales séries

Les évolutions depuis 1953 des abattages pour les veaux et les gros bovins sont tout d'abord retracées<sup>11</sup>. Puis les évolutions des prix sont décrites.

#### 3.2.1. Variations des niveaux d'abattages

Les figures 1a et 1b représentent, respectivement, les variations mensuelles des abattages de veaux en milliers de tonnes équivalents carcasses et les variations mensuelles des abattages des gros bovins. Pour mieux repérer les différentes phases d'évolution, les variations annuelles d'abattages (moyenne des données mensuelles) sont représentées sur les figures 2a et 2b<sup>12</sup>.

Figure 1a. Variation des abattages de veaux en TEC (données mensuelles)



La première remarque au vu de ce graphique est le profil saisonnier et annuel de la série " abattages de veaux ". En général, les abattages de veaux connaissent des pics (valeurs maximales) en juin et aux mois d'été. Les creux (valeurs minimales) se situent aux mois d'hiver.

De manière schématique, six sous-périodes d'évolution peuvent être mises en évidence. De 1953 à 1955, les abattages de veaux augmentent. De 1955 à 1959, la série suit une tendance décroissante qui devient croissante jusqu'en 1971. Les années 1972 et 1973 marquent un arrêt brutal de la production de veaux<sup>13</sup>. L'année 1973 est la première année de boycott de la viande de veau. Il faut attendre 1979 pour revenir à des tonnages abattus comparables à ceux antérieurs à 1972. De 1979 à 1986, la variable a une tendance croissante. On remarque toutefois le choc dû au boycott de l'année 1980. Les mesures de limitation de la production laitière semblent s'être répercutées sur les abattages

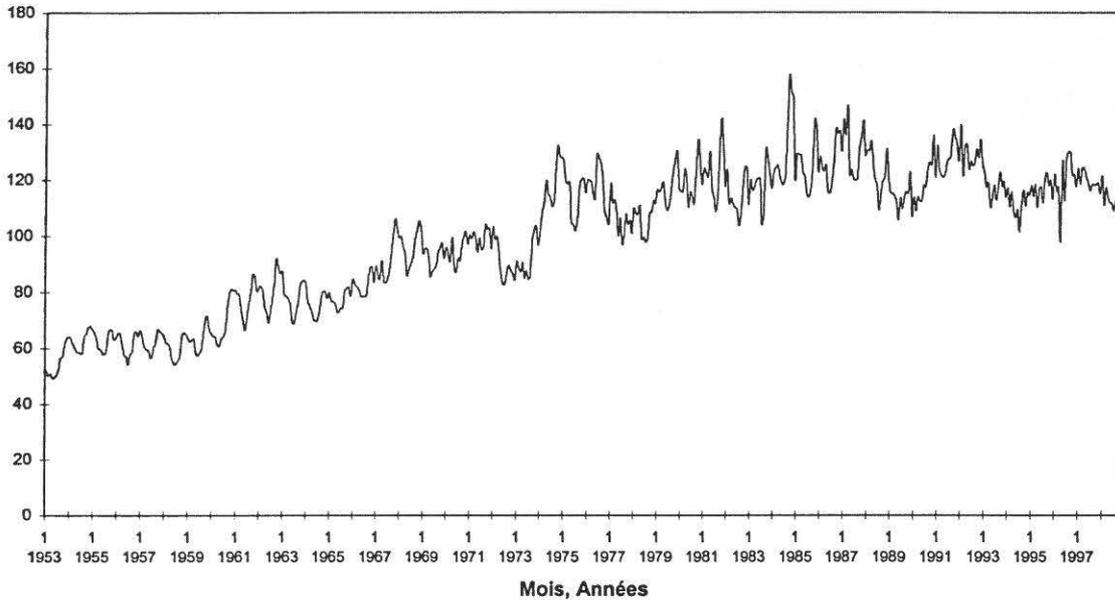
<sup>11</sup> Les graphiques des variations de la production indigène contrôlée sont présentés en annexe.

<sup>12</sup> Les variations des abattages annuels mesurées en têtes sont présentées dans l'annexe 2.

<sup>13</sup> Différents facteurs contribuent à l'explication de cette chute : le développement des importations italiennes, la croissance de la demande intérieure pour la production de taurillons.

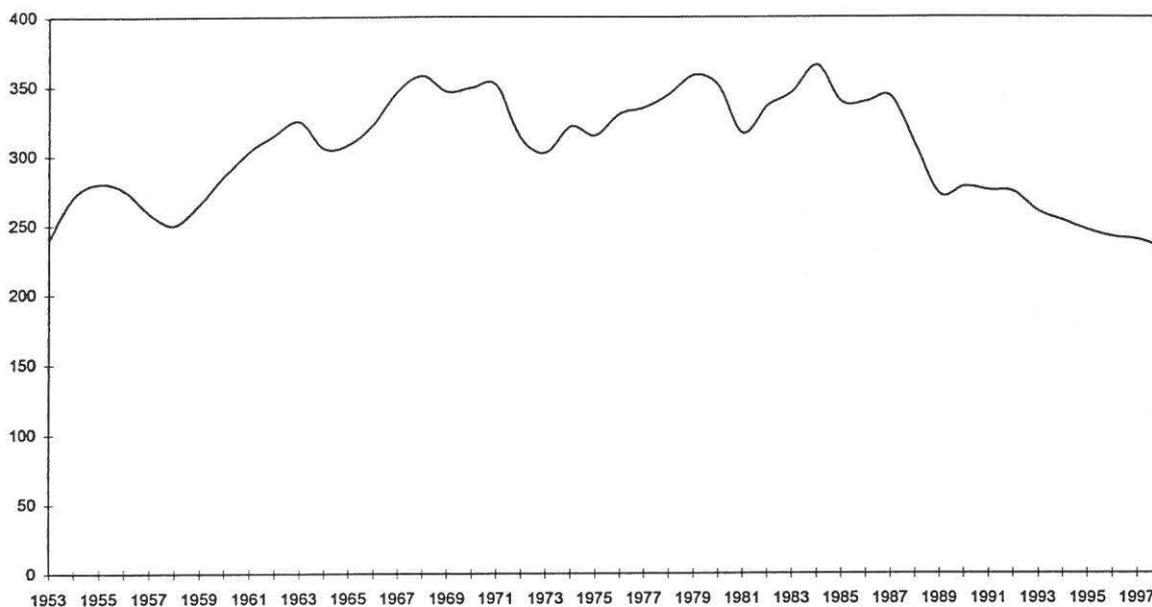
de veaux dès 1985. La réduction du cheptel laitier (voir figures 8 et 9) a en effet entraîné une diminution du nombre de naissances, donc de la production de veaux. Le recul de celle-ci s'est accéléré en 1988 et 1989 avec l'interdiction de commercialiser des viandes hormonées. Depuis 1990, la décroissance est moins importante.

Figure 1b. Variation des abattages de gros bovins en TEC (données mensuelles)



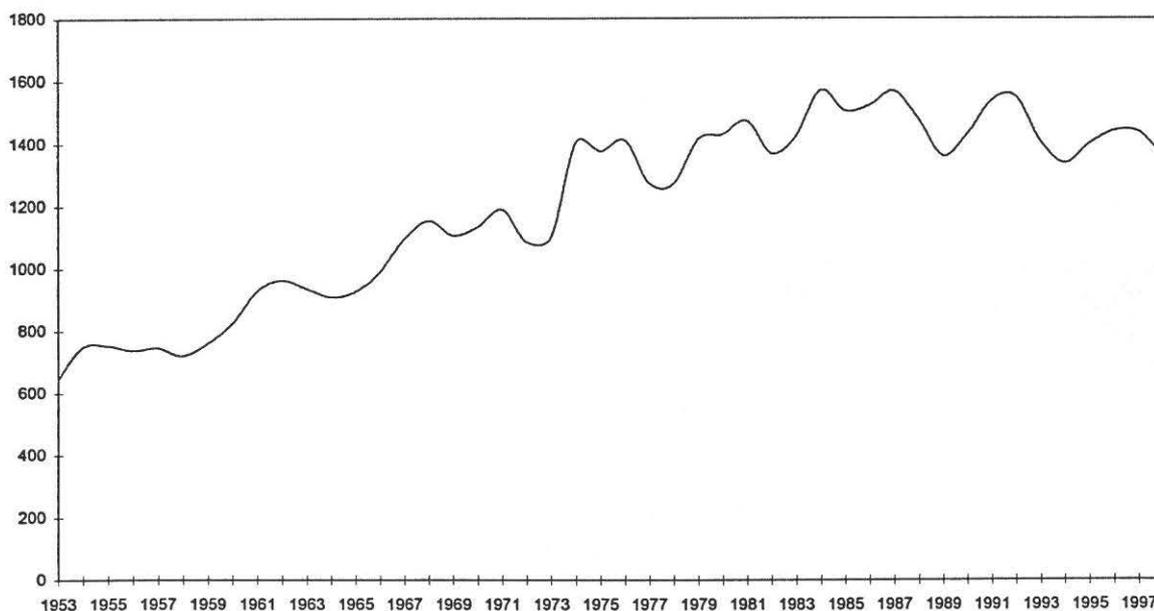
Comme pour les abattages de veaux, on observe un profil saisonnier pour la série d'abattages de gros bovins. Mais les points maximum et minimum apparaissent à des moments de l'année. Sur toute la période d'observation, la répartition des abattages de gros bovins dans l'année est demeurée sensiblement identique ; la période où le niveau d'abattages est maximal apparaît généralement en automne pour les mois de septembre et octobre, la période où le niveau d'abattages de gros bovins est minimal apparaît généralement au mois de juin et aux mois d'été. On peut noter la chute importante des abattages de gros bovins provoquée par la crise de la "vache folle" au printemps 96, (avril 1996). Cette chute des abattages n'est toutefois que temporaire.

Figure 2a. Variation des abattages de veaux en TEC (moyenne annuelle)



Les figures 2a et 2b mettent bien en évidence la rupture dans l'évolution des séries apparaissant au début des années 90. Les abattages de veaux semblent suivre une tendance linéaire décroissante alors que les abattages de gros bovins sont dans une phase ascendante. Les abattages de veaux ne suivent donc plus une évolution cyclique sur la fin de la période alors que les abattages de gros bovins atteindraient un sommet de cycle sur la fin de la période.

Figure 2b. Variation des abattages de gros bovins en TEC (moyenne annuelle)

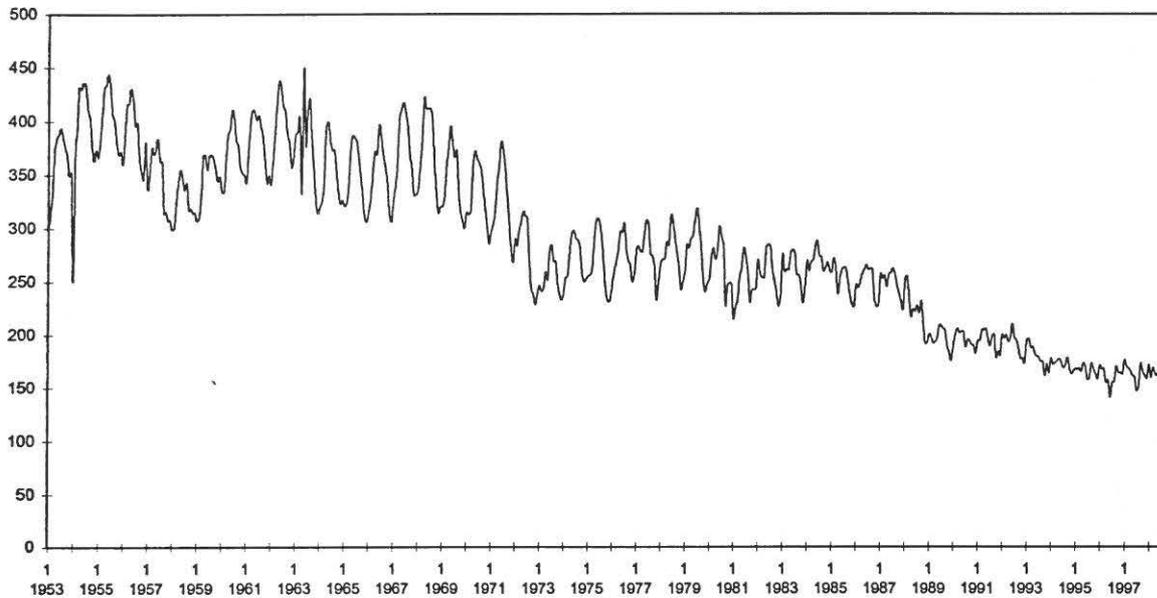


Pour mieux préciser l'évolution des abattages, les variations mensuelles des abattages de veaux en milliers de têtes et les variations mensuelles des abattages des gros bovins sont analysées. En effet,

même si le nombre de têtes abattues diminue, le tonnage produit peut augmenter suite à une hausse du poids des carcasses. Les figures 3a et 3b représentent, respectivement ces deux séries. Les variations annuelles de ces deux variables sont reportées dans l'annexe 2.

La première remarque repose sur le constat que les deux séries d'abattages n'évoluent pas de la même façon au cours du temps : les abattages de gros bovins en têtes suivent une tendance croissante tandis que les abattages des veaux en têtes diminuent lentement.

Figure 3a. Variation des abattages de veaux en têtes (données mensuelles)



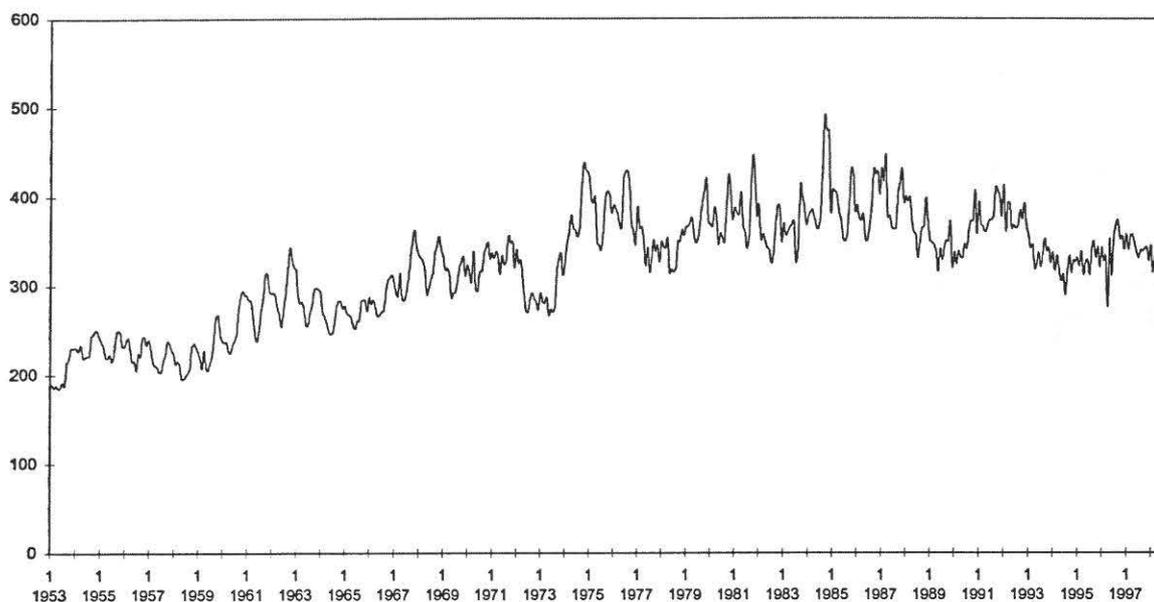
En comparant ce graphique à la figure 1.a, on voit que l'évolution des abattages en veau en têtes n'est pas identique aux variations des abattages de veaux mesurés en TEC. La différence majeure apparaît notamment pour la période avant l'année 1972, les abattages de veaux en têtes suivant une tendance décroissante depuis la fin des années 60 contrairement aux abattages mesurés en TEC. L'explication de cette évolution opposée réside dans la hausse du poids des carcasses pour la période d'analyse considérée (de 56 en kg en 1953 à 93 kilos en 1971). Cette augmentation avait assuré la croissance du tonnage produit malgré une réduction du nombre de têtes abattues. Sur les autres périodes, les évolutions des deux séries sont sensiblement homogènes.

Pour la série abattages de veaux en têtes, on peut mettre en évidence 3 phases différentes : de 1953 à 1958 avec un sommet en 1954, de 1958 à 1964 avec un sommet en 1962, et de 1964 à 1973 avec un sommet en 1971. Puis, la longueur du cycle est différente et se rallonge : de 1973 à 1980, de 1980 à 1988. Depuis la fin des années 80, période marquée par une diminution de la consommation, la série semble ne pas avoir de composante cyclique (hormis l'évolution saisonnière) et suit une tendance décroissante.

Les variations des abattages de gros bovins en têtes représentées sur la figure 3.b suivent des cycles d'une longueur identique jusqu'au début des années 1970. Cependant, les deux séries

d'abattages n'ont pas des évolutions similaires, puisque les abattages de gros bovins suivent une tendance croissante.

Figure 3b. Variation des abattages de gros bovins en têtes (données mensuelles)



Le contraste entre les évolutions des deux séries devient plus important depuis le début des années 1990. Ainsi la tendance décroissante est nettement plus marquée pour la série des abattages de veaux que pour celle des abattages de gros bovins.

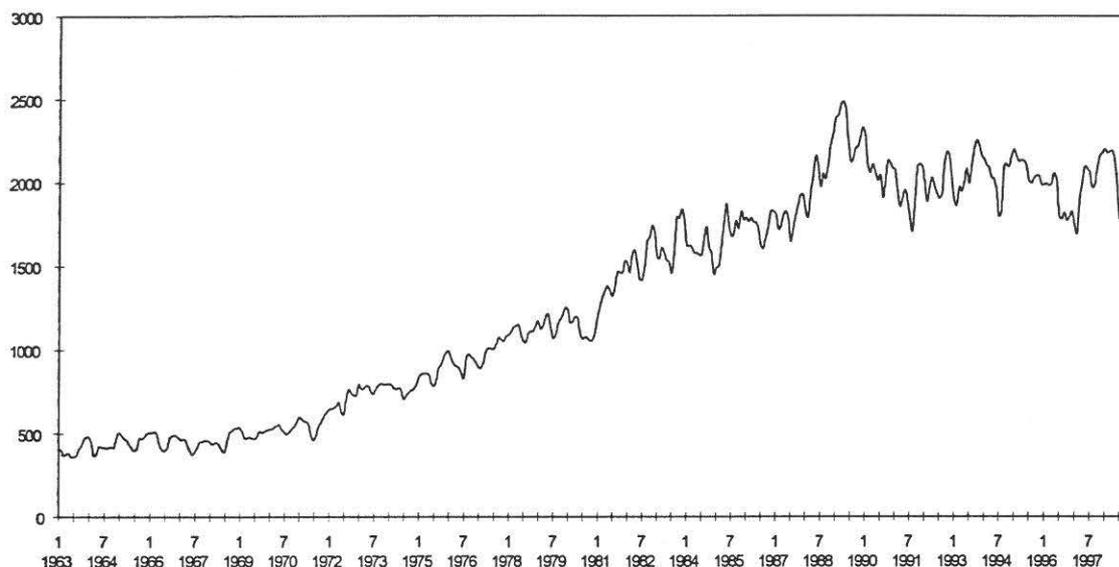
De façon générale, les cycles des abattages de gros bovins existent depuis le début de la période d'observation et semblent être caractérisés par des durées supérieures ou égales à cinq ans. Ainsi, de 1953 à 1973, on peut mettre en évidence une série de 3 cycles : de 1953 à 1958 avec un sommet en 1955 (octobre), de 1958 à 1964 avec un sommet en 1962 (octobre), et de 1964 à 1973 avec un sommet en 1974 (novembre). Depuis 1973, 5 cycles semblent exister de 1973 à 1978, de 1978 à 1983, de 1983 à 1989, de 1989 à 1994 et le dernier de 1994 à 1998. La fin de la période d'observation caractérise une phase descendante du cycle. Contrairement à l'évolution des abattages de veaux, il semble donc exister toujours une évolution cyclique.

Après avoir retracé l'évolution des séries de production, nous nous intéressons maintenant à l'évolution des prix sur la même période.

### 3.2.2. Variations des prix

Les deux figures suivantes retracent les évolutions des prix moyens pondérés des veaux et des gros bovins, respectivement, sur données mensuelles depuis 1963.

Figure 4. Variation du prix moyen pondéré des veaux (données mensuelles)

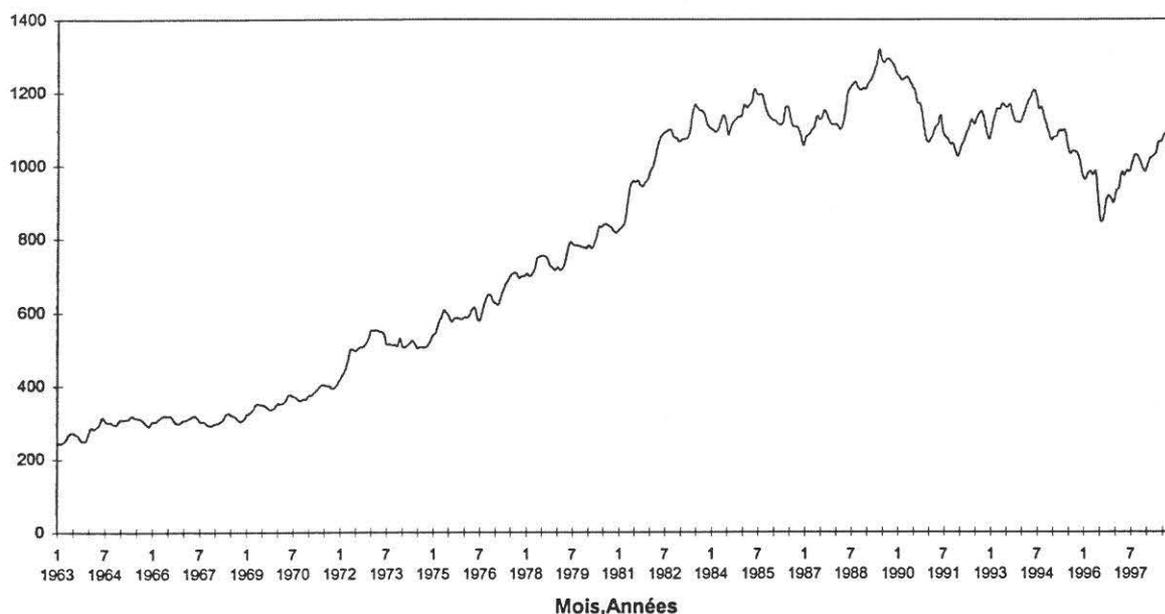


De manière similaire aux abattages de veaux, la série prix des veaux comporte des variations saisonnières intra-annuelles. Par contre, ce profil est inverse de celui des abattages de veaux. Ainsi, le prix moyen pondéré des veaux atteint ses valeurs maximales en hiver (mois de décembre-janvier, généralement), et connaît ses valeurs minimales en juin-juillet (période où le niveau des abattages de veaux est en général le plus élevé).

Les prix à la production des veaux ont augmenté de manière assez continue et de façon plutôt linéaire de 1963 à 1980<sup>14</sup> jusqu'en 1989 avant de s'orienter à la baisse jusqu'en 1996 où la crise bovine accentue la tendance. Le prix moyen pondéré des veaux connaît une tendance croissante de 1971 à 1988. Le boycott de l'année 1980 explique la baisse importante des prix pour cette année. Cette évolution est à mettre en parallèle avec la décroissance observée des abattages de veaux. Depuis 1996, les cours ont repris. La dernière remarque réside dans le fait que jusqu'au début des années 1980, la série prix suit une tendance linéaire et ne connaît qu'un profil cyclique saisonnier. Depuis le début des années 1980, les variations cycliques de la série prix semblent être plus importantes. Cette évolution est donc inverse avec celle des abattages de veaux (pour lesquels en fin de période l'évolution est linéaire).

<sup>14</sup> Cette période coïncide avec une phase de croissance du prix à la consommation.

Figure 5. Variation du prix moyen pondéré des gros bovins (données mensuelles)



Les prix moyens pondérés des gros bovins comme les prix moyens pondérés des veaux connaissent des pics annuels à des périodes différentes. De manière opposée au prix des veaux, le prix moyen pondéré des gros bovins est maximum en été (de juillet à septembre) et connaît des creux généralement en février.

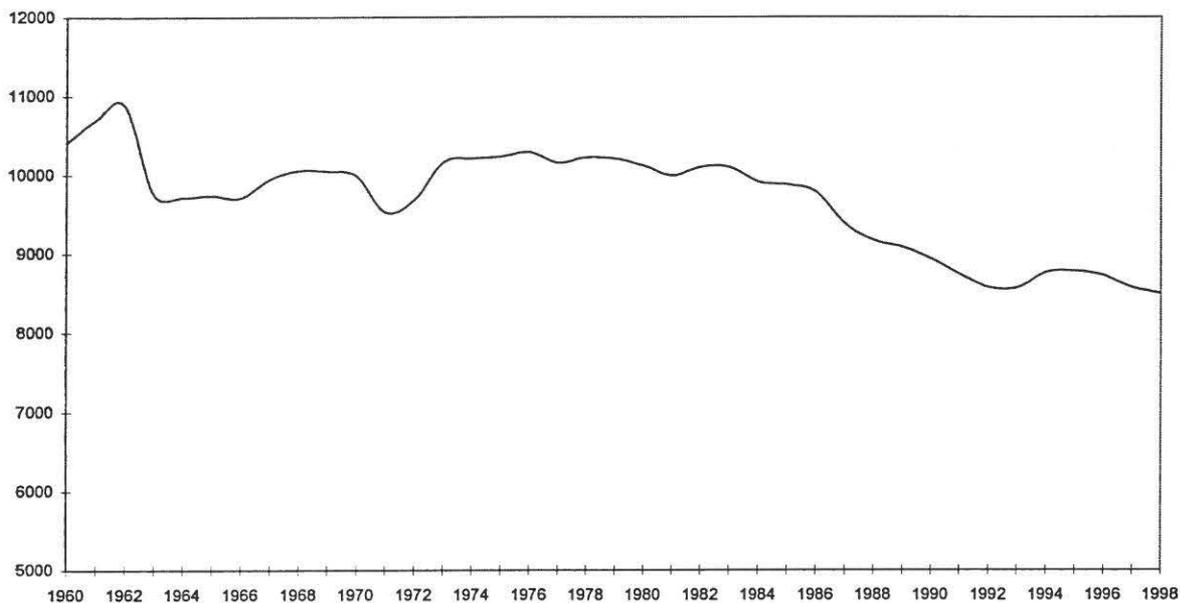
Les deux figures précédentes montrent des évolutions communes pour les deux séries. Ainsi, de 1963 à 1971, les deux séries de prix se caractérisent par des valeurs relativement stables, aux variations saisonnières près. A partir de 1971, les deux séries de prix traversent une période de croissance homogène, hormis le choc observé en 1980 dû à la campagne de boycott du veau. Puis, depuis 1989, on constate une rupture pour l'évolution des deux variables prix, elles suivent une tendance décroissante. Cette tendance ne peut pas s'expliquer par des variations inverses de l'offre (en effet, comme on a pu le constater précédemment les abattages observent sur cette même période une tendance décroissante). Cette évolution est vraisemblablement à mettre en parallèle avec la diminution de la consommation de bœuf observée depuis 1980 et effets de la PAC (baisse programmée des prix 1994, 1995, 1996). Les mécanismes communautaires de soutien du marché permettent aux cours des gros bovins de reprendre en 1997 et d'approcher le niveau de 1995.

Après avoir examiné les variations des séries d'abattages et des séries de prix, nous nous intéressons à l'évolution du cheptel de vaches (cette série correspond à la somme du cheptel de vaches nourrices et du cheptel de vaches laitières).

### 3.2.3. Variations du cheptel de vaches

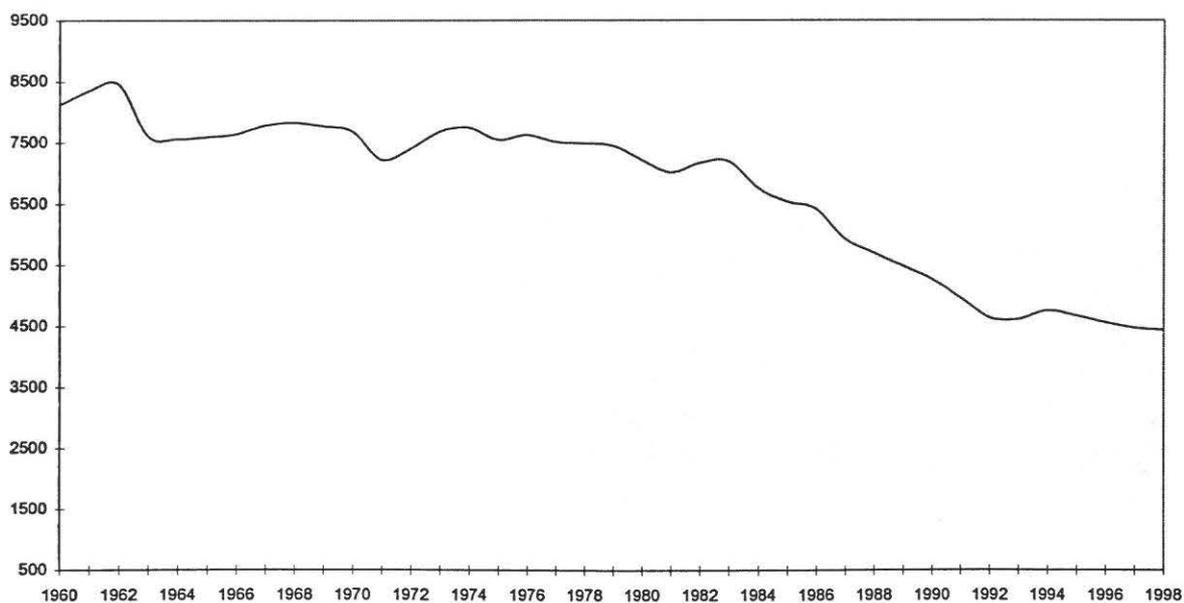
Nous ne disposons de données annuelles uniquement depuis 1960.

Figure 6. Variation de l'effectif du cheptel de vaches (données annuelles)



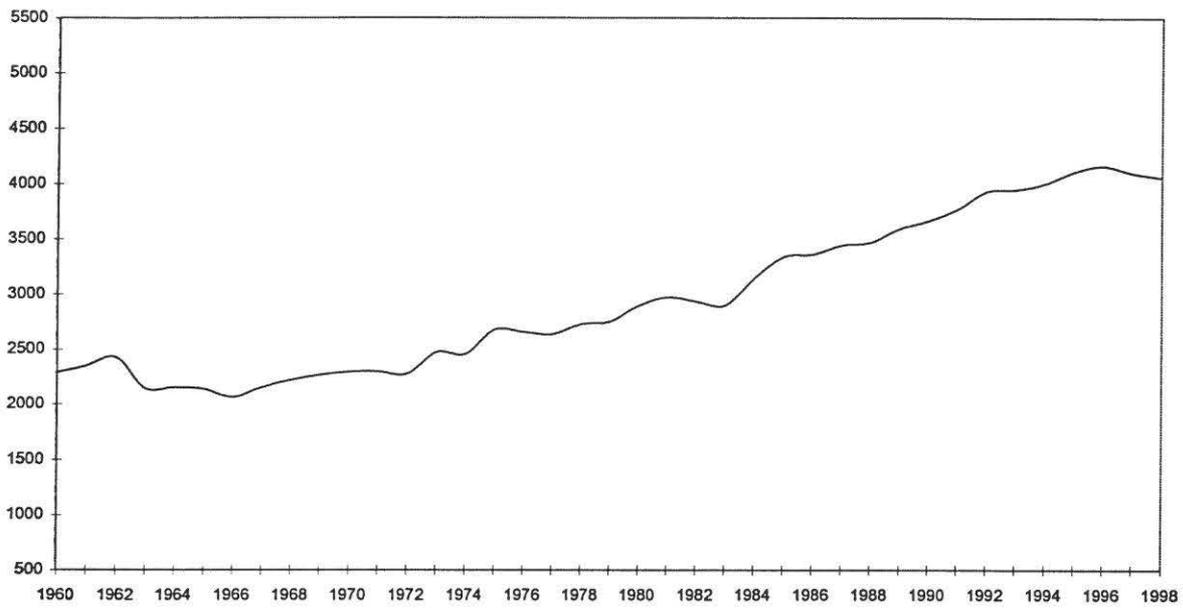
Cette série marque une tendance décroissante depuis le milieu des années 70, la diminution s'accroissant à partir de 1984 avec la mise en place des quotas de production laitière. Pour préciser l'évolution, nous étudions l'évolution séparée du cheptel de vaches laitières et du cheptel de vaches nourrices.

Figure 7. Variation de l'effectif du cheptel de vaches laitières (données annuelles)



L'évolution des effectifs est contrastée suivant le type de cheptel. Ainsi, le cheptel de vaches laitières a perdu 2,4 millions de têtes entre 1983 et 1994 soit une baisse de 34% en 11 ans. Durant la même période, le cheptel de vaches nourrices gagne 1,1 million de têtes (voir figure 8) mais cette augmentation ne compense pas la décapitalisation du troupeau laitier (voir graphique 6). Depuis 1992 la diminution du troupeau laitier se ralentit.

Figure 8. Variation de l'effectif du cheptel de vaches nourrices (données annuelles)



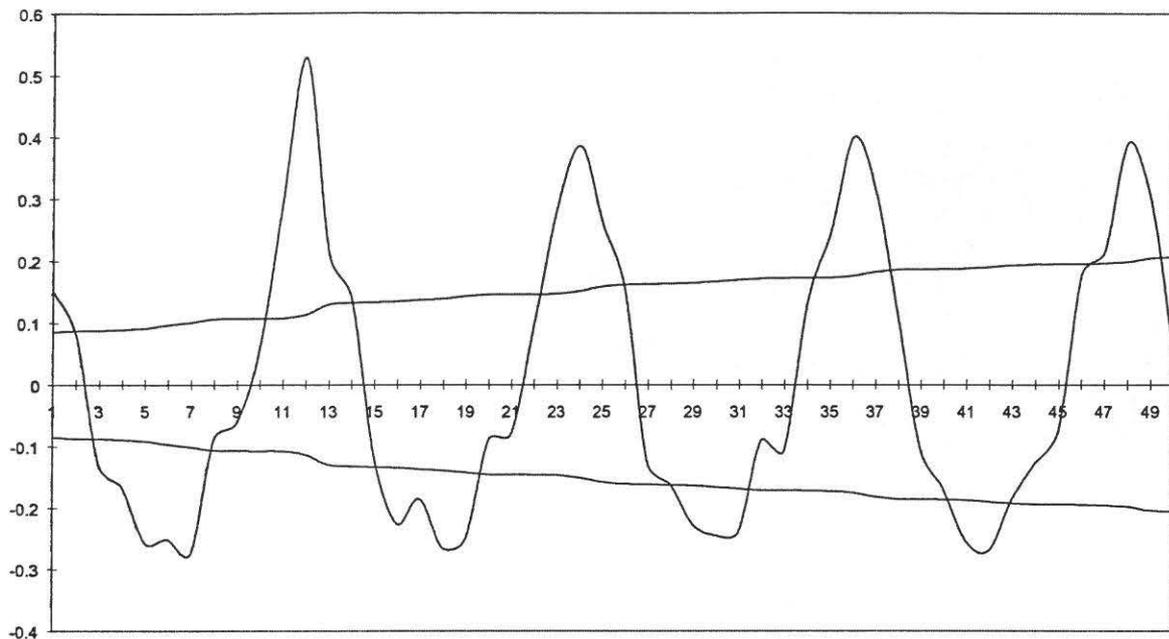
Après avoir connu une tendance linéairement croissante depuis la mise en place des quotas laitiers, le nombre de vaches nourrice diminue depuis 1996.

Pour compléter les analyses graphiques, nous représentons les fonctions d'autocorrélation des séries d'abattages et les fonctions de corrélations croisées entre différentes variables. Ces fonctions permettent de fournir une information sur les liaisons temporelles qui existent entre les diverses composantes des séries.

### 3.3. Propriétés des séries temporelles

Nous représentons la fonction d'autocorrélation de la série abattages de gros bovins qui donne les valeurs des corrélations pour les différents couples (abattages en  $t$ , abattages en  $t+k$ )  $k$  étant le nombre de décalages exprimé en mois. Pour permettre de mieux isoler la saisonnalité, nous travaillons sur la série en logarithmique (car la variance de la série n'est pas constante) exprimée en différence (car la moyenne de la série n'est pas constante).

Figure 9. Autocorrélation de la série « abattages de veaux » (différences premières du logarithme)

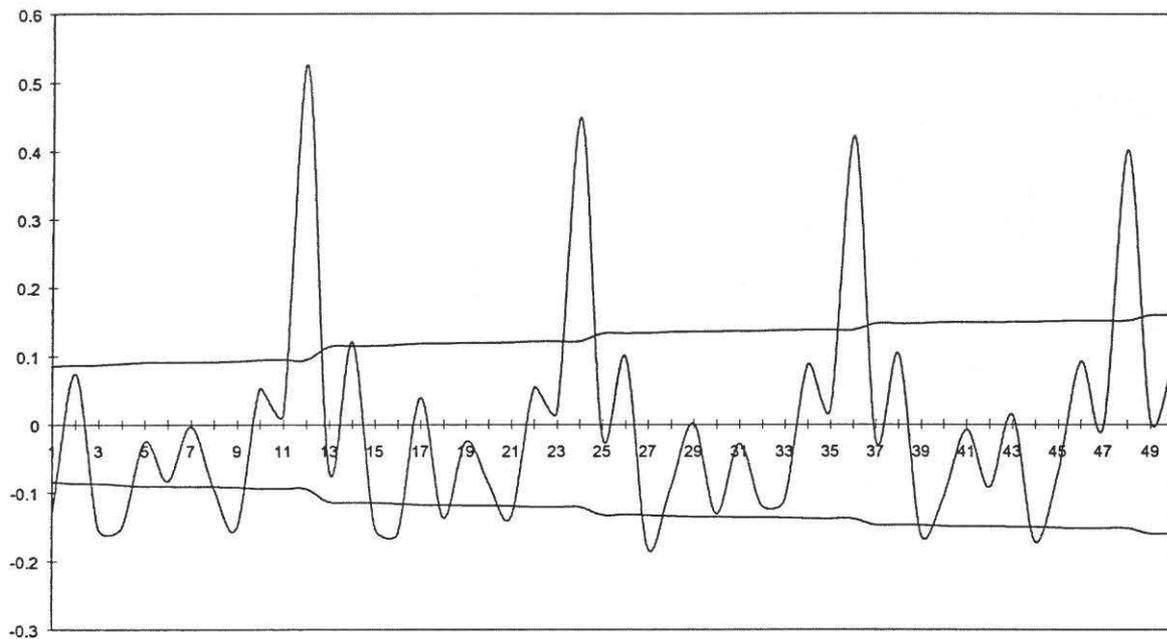


Les deux courbes symétriques autour de l'axe des abscisses définissent l'intervalle de confiance pour l'autocorrélation estimée. Ces deux courbes permettent de déterminer pour chaque décalage  $k$  (en abscisses) la valeur du coefficient significativement différente de zéro du coefficient estimée (valeur du  $t$  de student approximativement égale à 2). Ainsi, une valeur estimée du coefficient de corrélation extérieure à l'intervalle définit un coefficient significativement différent de zéro.

Cette figure confirme la saisonnalité annuelle de la série, les valeurs les plus élevées des coefficients de corrélation estimés apparaissant pour des retards multiples de 12 mois.

Nous obtenons un profil saisonnier similaire pour la série abattages de gros bovins.

Figure 10. Autocorrélation de la série « abattage de gros bovins » (différences premières du logarithme)

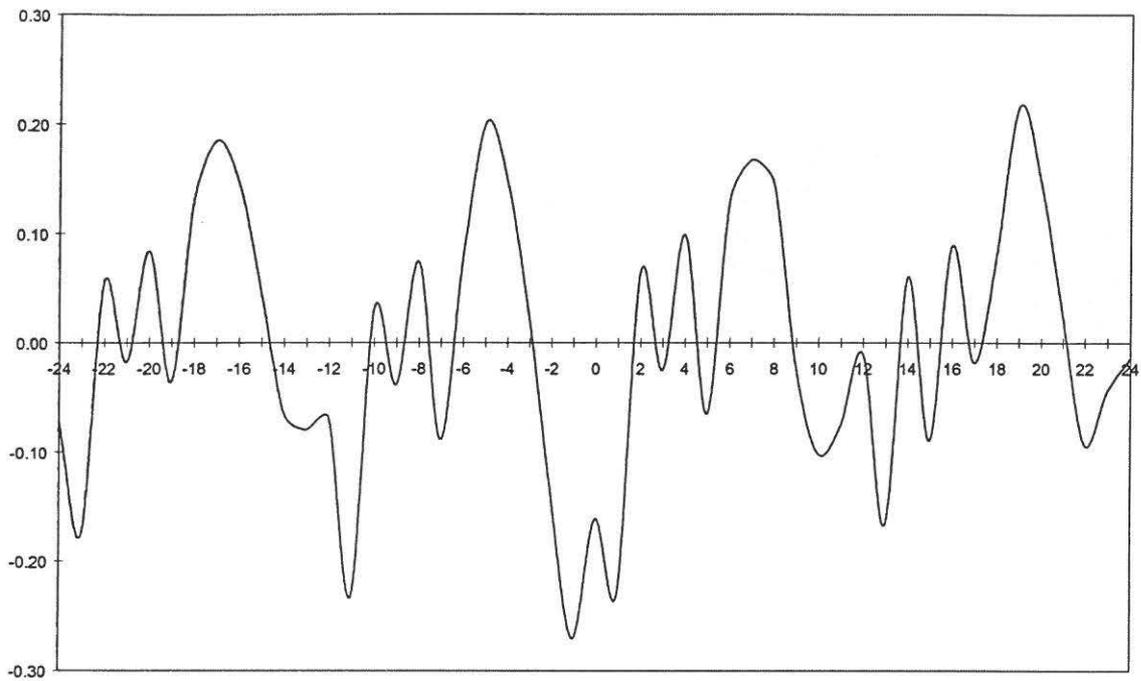


Les autocorrélations significativement différentes de zéro aux retards multiples de 12 mois confirment la saisonnalité annuelle de la série.

Pour compléter cette analyse, nous représentons l'évolution des coefficients de corrélation croisée pour les séries abattage de gros bovins et prix des gros bovins et les séries abattages de gros bovins et effectif de vaches. Cette mesure nous fournit des informations sur les éventuelles similitudes et décalages entre les séries. Le coefficient de corrélation croisée permet de donner une indication sur le degré de relation entre deux variables pour des retards différents.

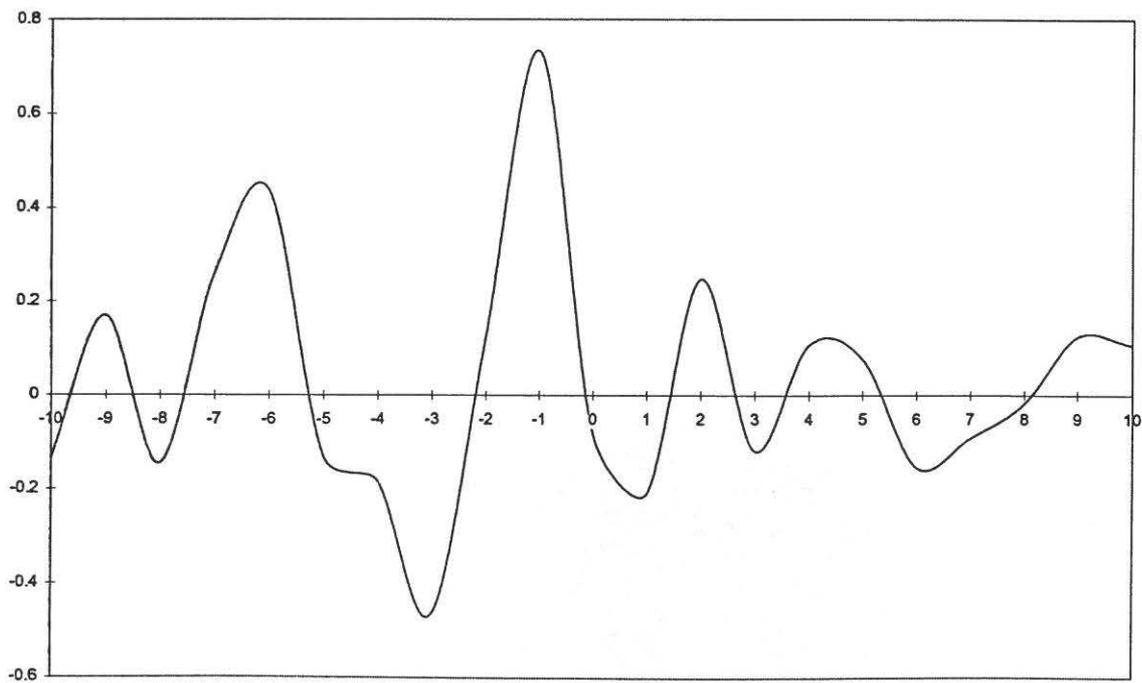
Les graphiques sont construits de telle manière à ce que la première variable nommée est fixée pendant que la seconde variable évolue dans le temps.

Figure 11. Corrélations croisées des séries «abattages de gros bovins » et « prix des gros bovins » (données mensuelles en différences premières du logarithme)



Cette figure peut être décrite de la façon suivante : à la date  $t$  le coefficient de corrélation entre les abattages de gros bovins et le prix des gros bovins est négatif, il devient positif en  $t+3$ .

Figure 12. Corrélations croisées des séries «abattage de gros bovins » et « effectif vaches » (données annuelles en différences premières du logarithme)



A la date  $t$  le coefficient entre les abattages et le nombre de vaches est égal à 0,2. Le coefficient entre le nombre d'abattages et le nombre de vaches devient négatif en  $t+2$ . Ce coefficient continue de diminuer jusqu'en  $t+4$ .

#### **4. Identification des cycles : application aux données françaises**

L'objectif de cette partie est d'identifier les caractéristiques des composantes cycliques des séries d'abattages et des séries de prix, c'est-à-dire d'en vérifier l'existence, de déterminer le calendrier de ces cycles et leur périodicité. Pour atteindre cet objectif, nous allons retenir la méthode d'Hodrick Prescott décrite dans la première partie de ce rapport. Cette technique présente l'avantage d'identifier les caractéristiques du cycle et de filtrer la série brute de la tendance pour ne retenir que le terme cyclique. Cette méthode a été appliquée sur les séries d'abattages de veaux et de gros bovins, de prix et sur les effectifs de vaches.

Notre approche des cycles bovins en France est limitée aux abattages, comme les études récentes appliquées à d'autres pays. Les abattages restituent une vision incomplète de la production bovine car ils ne tiennent pas compte du commerce extérieur des animaux vivants. Ils intègrent les animaux importés en France pour y être abattus et ne comptent pas les animaux, produits en France et exportés. Toutefois, en raison du changement de définition des productions depuis 1993, les séries des productions indigènes des gros bovins et des veaux ne définissent pas des séries homogènes sur la période étudiée ce qui est gênant pour rechercher les déterminants des cycles. L'analyse effectuée à partir des variables de production indigène contrôlée est présentée en annexe.

Nous allons dans un premier temps présenter les résultats. Dans un second paragraphe, nous allons donner les résultats obtenus avec l'analyse spectrale.

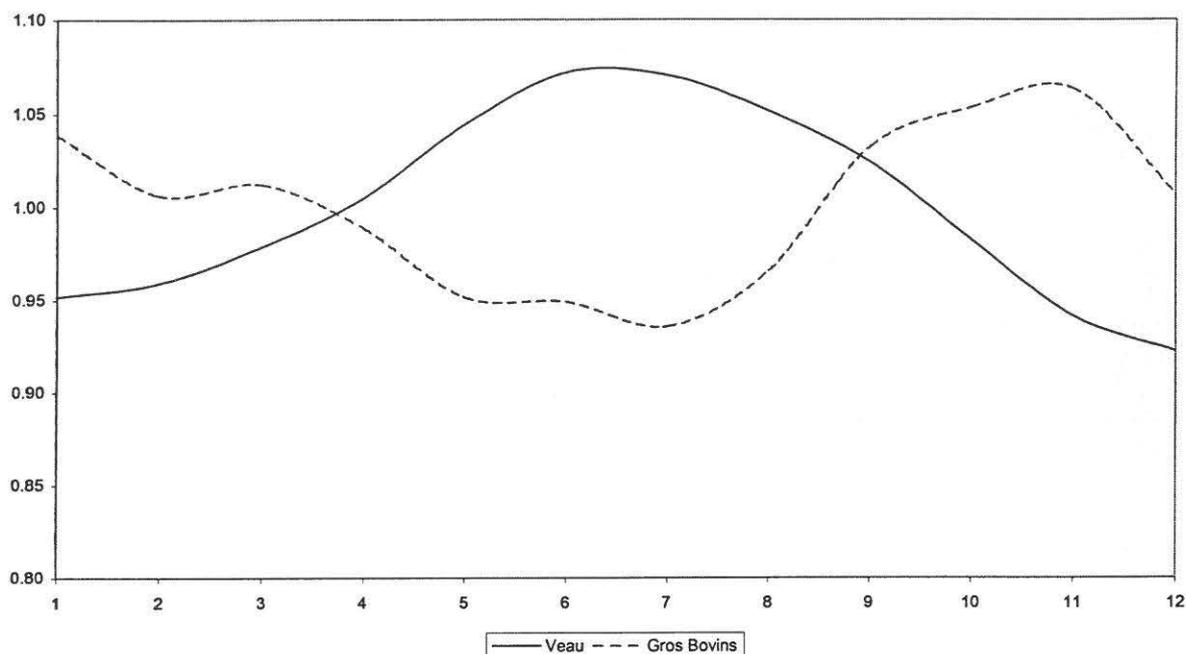
##### **4.1. Méthodes empiriques de lissage**

Dans un premier temps, nous montrons comment les séries peuvent être désaisonnalisées. Puis, les résultats obtenus avec la méthode d'Hodrick Prescott sont présentés.

###### **4.1.1. Exemple de désaisonnalisation**

En présentant le principe de désaisonnalisation nous avons vu qu'il fallait calculer des indices saisonniers pour chaque mois. Chaque valeur de la série brute est divisée par la valeur correspondante de l'indice saisonnier. Nous représentons sur la figure suivante les valeurs des indices saisonniers obtenus pour les deux séries d'abattages.

Figure 13. Indices saisonniers



Nous remarquons que les indices n'ont pas le même profil pour les deux séries d'abattages. L'indice saisonnier des abattages de veaux a une courbe en cloche, les valeurs maximales apparaissant en juin et aux mois d'été, les valeurs minimales apparaissant aux mois d'hiver. Par contre, l'indice saisonnier des abattages de gros bovins a ses valeurs maximales aux mois d'hiver, ses valeurs minimales au printemps. Ces observations coïncident avec les profils saisonniers des deux séries d'abattages (les abattages de veaux connaissent des pics aux mois d'été, les creux se situant aux mois d'hiver). Les points maximum et minimum ne se situent pas aux mêmes moments de l'année pour les abattages de gros bovins. La période où le niveau d'abattages est maximal apparaît généralement en automne pour les mois de septembre et octobre, la période où le niveau d'abattages de gros bovins est minimal apparaît généralement au mois de juin et aux mois d'été.

Ces indices nous permettent de construire des séries d'abattages désaisonnalisées.

Figure 14. Correction des variations saisonnières - Série Abattage Veau

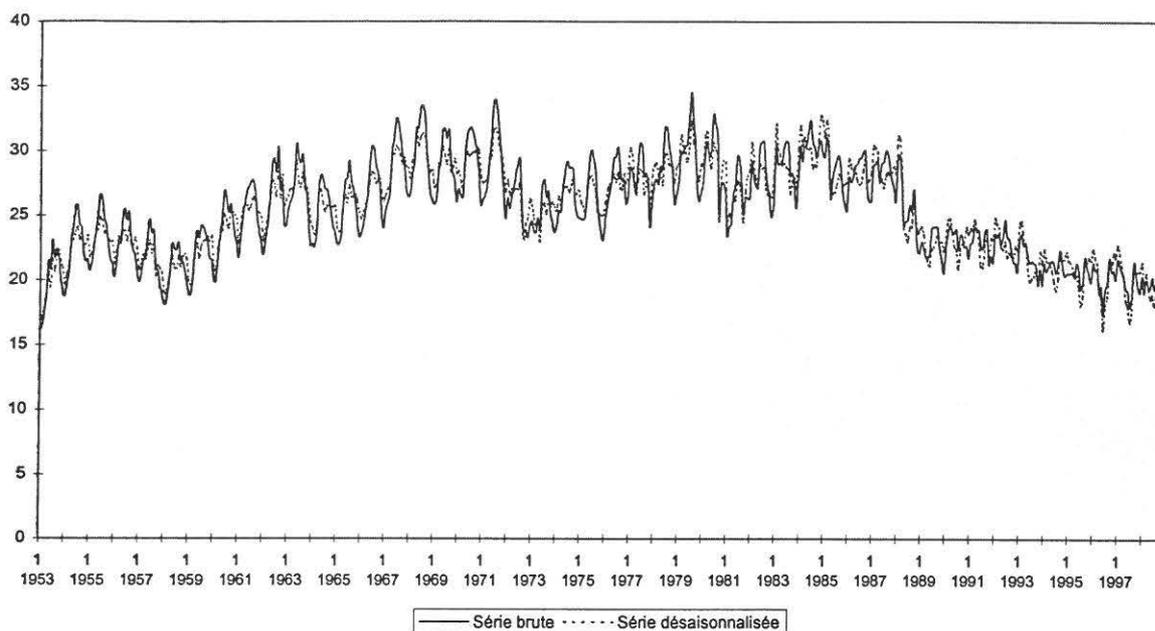
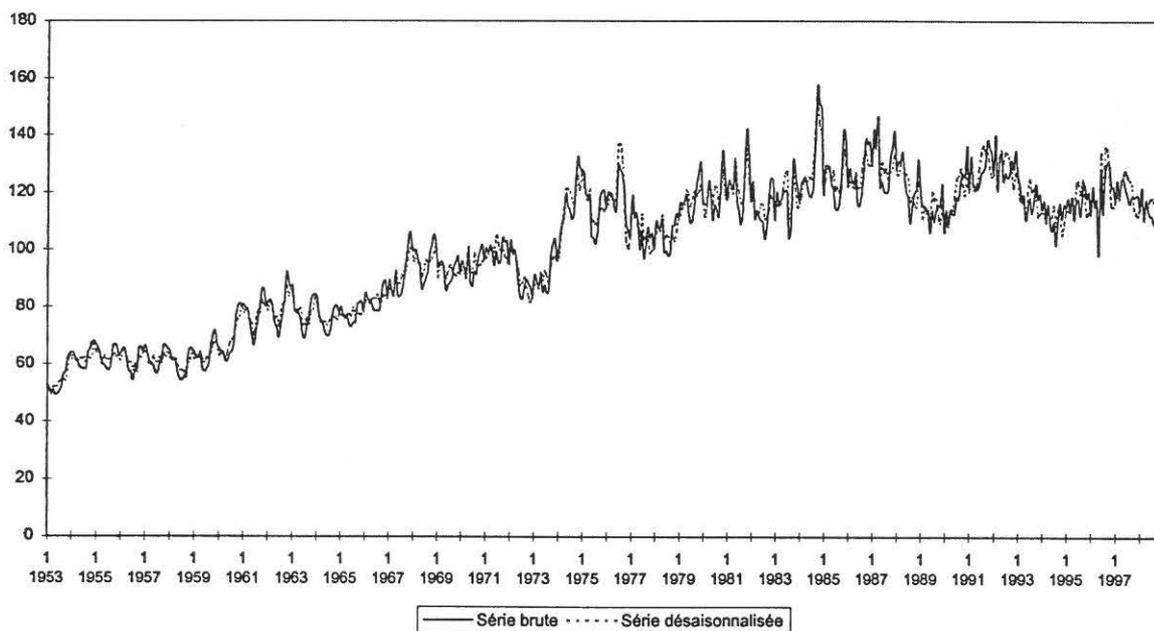


Figure 15. Correction des variations saisonnières - Série Abattage Gros Bovins

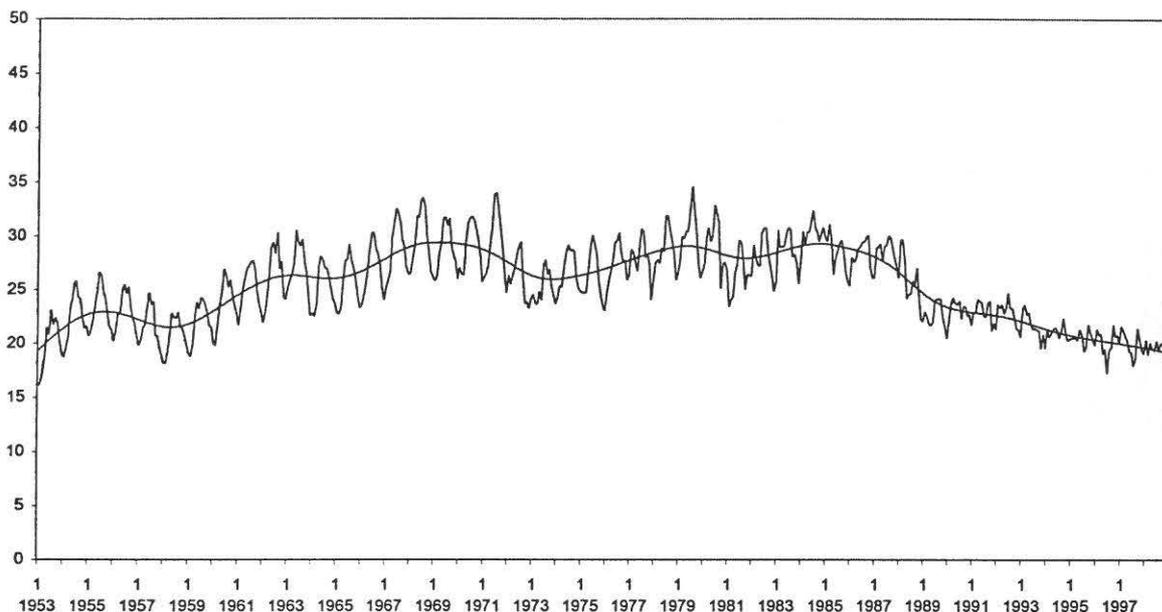


#### 4.1.2. La tendance définie comme fonction des données

L'approche la plus fréquemment utilisée dans les études empiriques portant sur les décompositions cycle-tendance à savoir la méthode basée sur le filtre de Hodrick-Prescott est appliquée. Le filtre de Hodrick-Prescott propose une décomposition du cycle et de la tendance en respectant toujours la même pondération entre les variations de la tendance par rapport à l'amplitude du cycle. Les décompositions cycle tendance sont effectuées pour chaque série.

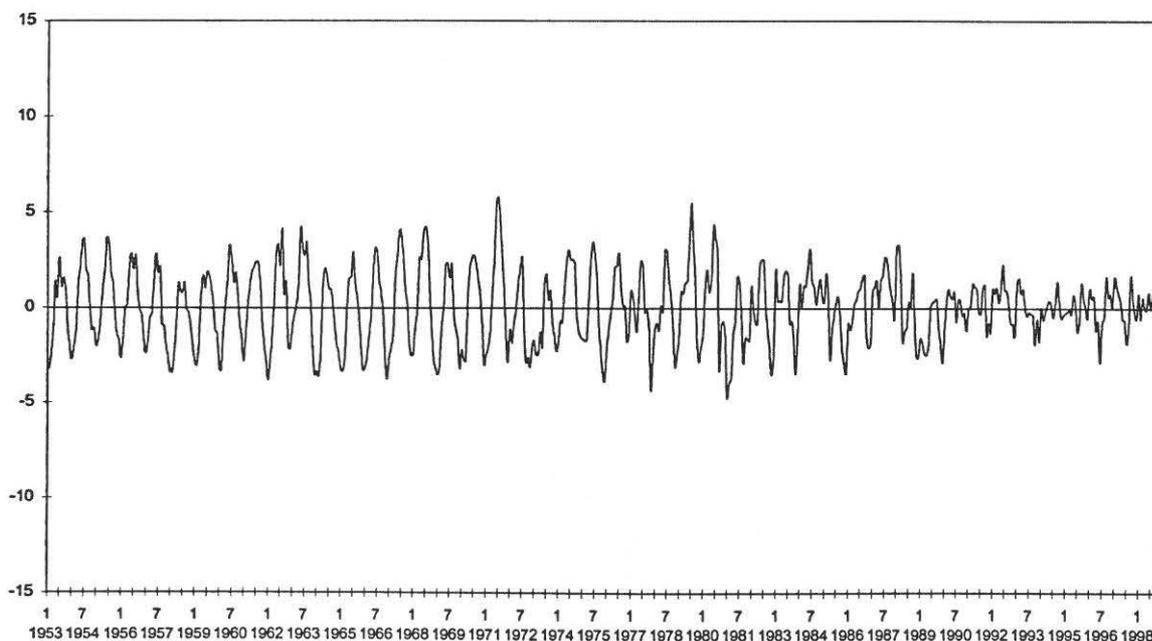
La première figure représente les variations de la série " abattages de veaux " (mesurée en TEC) et sa tendance obtenue par la méthode de Hodrick-Prescott.

Figure 16. La série « abattages de veaux » et sa tendance



Cette méthode permet de représenter les phénomènes réguliers et irréguliers se déroulant autour la série brute. La figure suivante représente l'écart à la tendance c'est-à-dire la série brute purgée de la tendance.

Figure 17. Ecart à la tendance pour les abattages de veaux (méthode de Hodrick-Prescott)



L'identification du cycle (c'est-à-dire la détermination de sa longueur et sa périodicité) se fait graphiquement en recherchant les écarts maximum à la tendance, écarts positifs pour les pics,

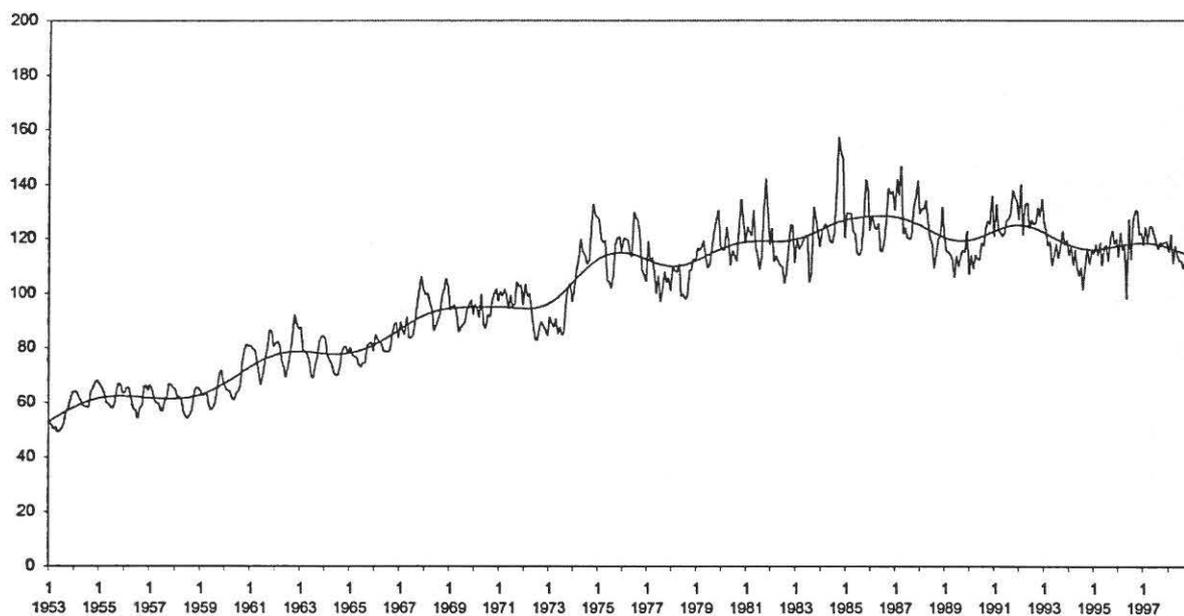
négatifs pour les creux. En pratique, pour identifier les cycles majeurs (de creux à creux), on procède généralement de la manière suivante :

- Le point minimum sur l'ensemble de la période est identifié (le plus grand écart de la variable négatif)
- Ce point est ensuite encadré par les deux pics les plus élevés et les plus voisins
- Le creux le plus marqué et le plus proche du pic le plus récent identifié dans la deuxième étape doit être identifié.
- On réitère la procédure, les cycles majeurs obtenus vont de creux en creux.

Pour éviter les chevauchements on admet qu'un cycle se termine à un creux et commence immédiatement après le creux du cycle précédent.

La même démarche est appliquée à la série "abattages de gros bovins", la figure suivante représente les variations de cette série et de sa tendance.

Figure 18. La série « abattages de gros bovins» et sa tendance



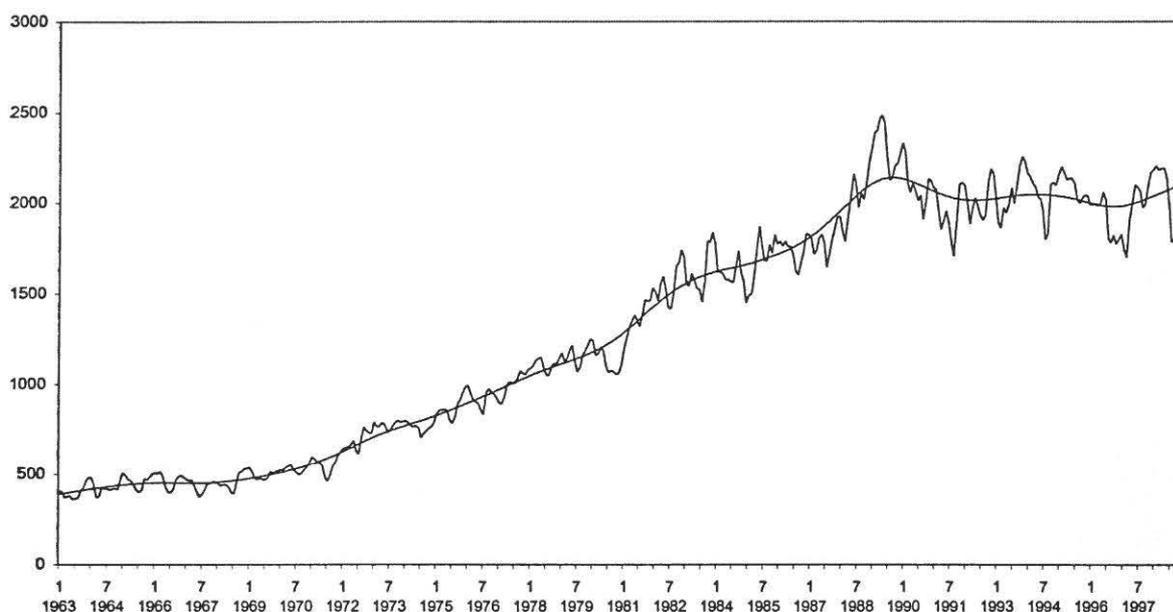
La figure suivante représente l'écart à la tendance de la série.



De 1953 à 1990, les abattages de gros bovins suivent huit cycles dont la durée varie de 5 à 7 ans, sauf pour la période 1960-1967. Le début des années 1990 marque une rupture pour les deux séries des abattages dont les évolutions diffèrent. Ainsi, contrairement aux abattages de veaux, la série des gros bovins semble toujours suivre une évolution cyclique mais avec une amplitude plus faible (environ trois ans). La fin de la période d'observation caractérise une phase descendante du cycle.

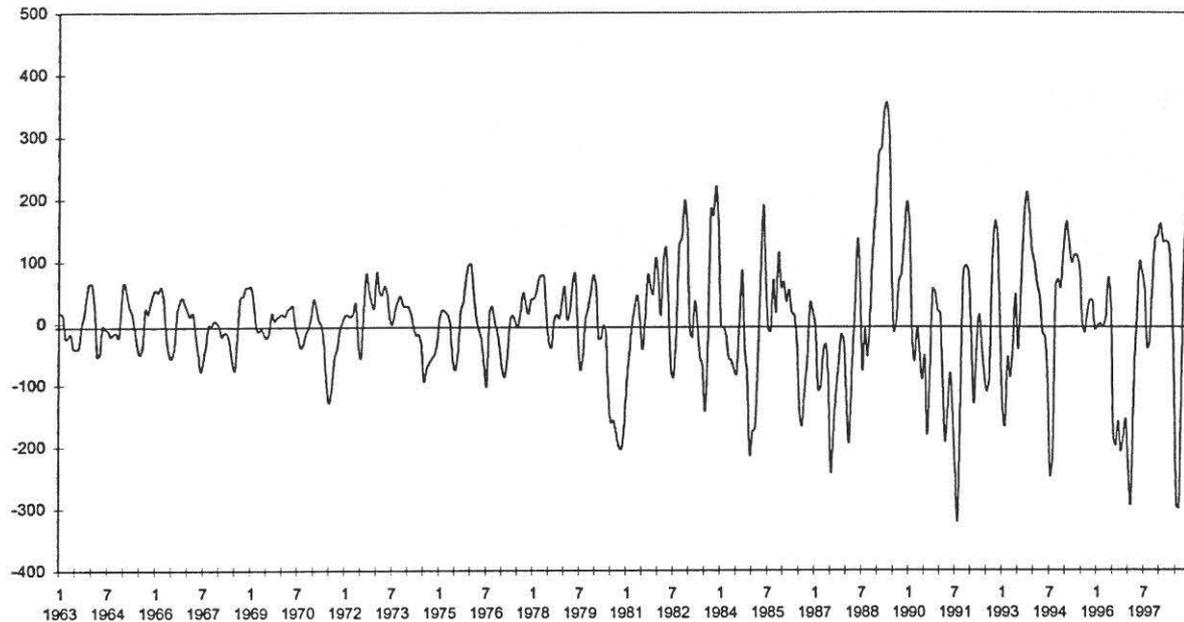
Une étude similaire a été effectuée sur les prix à la production des veaux et des gros bovins (source Ofival).

Figure 20. Le prix moyen pondéré des veaux et sa tendance



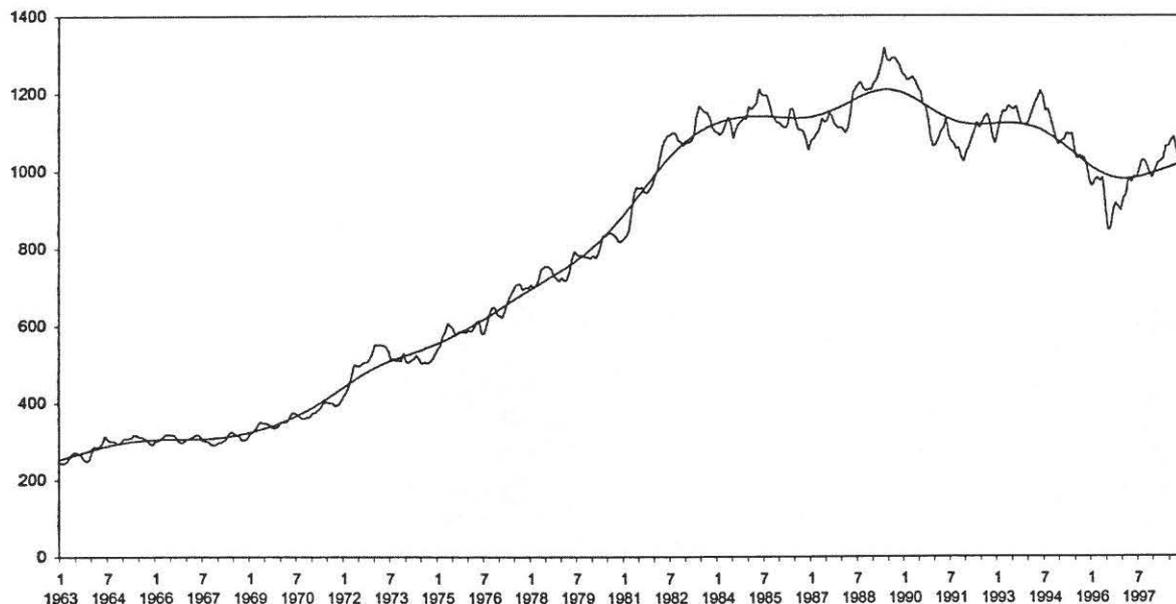
La première remarque réside dans l'observation que jusqu'au début des années 80, les fluctuations autour de la tendance de la série non liées à des variations non saisonnières n'apparaissent pas très significatives. Les variations cycliques apparaissent plus importantes vers le milieu des années 80. La variable écart à la tendance est représentée pour repérer ses valeurs maximales (en valeur absolue).

Figure 21. Ecart à la tendance pour le prix moyen pondéré des veaux (méthode de Hodrick-Prescott)



Les creux (valeurs maximales négatives) apparaissent en septembre 1980, (choc lié à la campagne de boycott de la viande de veau), en mai 1985, en juin 1991, en mai 1994 et en décembre 1996, cette dernière date marquant l'effet de la vache folle. Le pic maximal intervient en février 1989.

Figure 22. Le prix moyen pondéré des gros bovins et sa tendance



Avant 1972, il n'existe pas de cycle du prix du bœuf. Les fluctuations autour de la tendance sont dues aux variations saisonnières. Les variations cycliques apparaissent plus importantes vers le milieu des années 80.

Figure 23. Ecart à la tendance pour le prix moyen pondéré des gros bovins (méthode de Hodrick-Prescott)

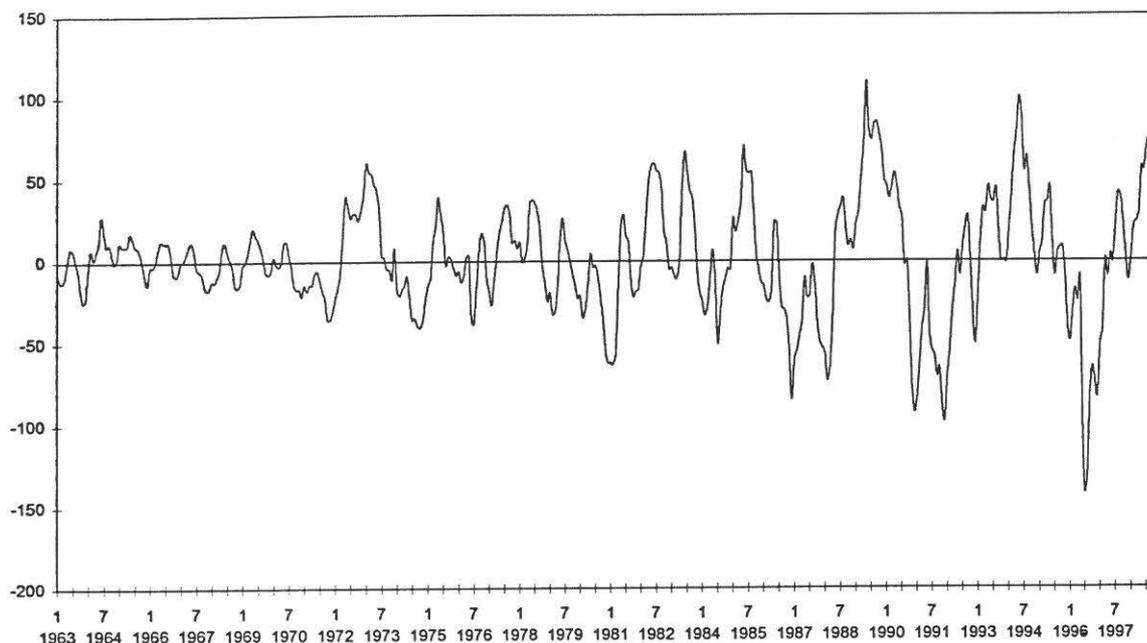


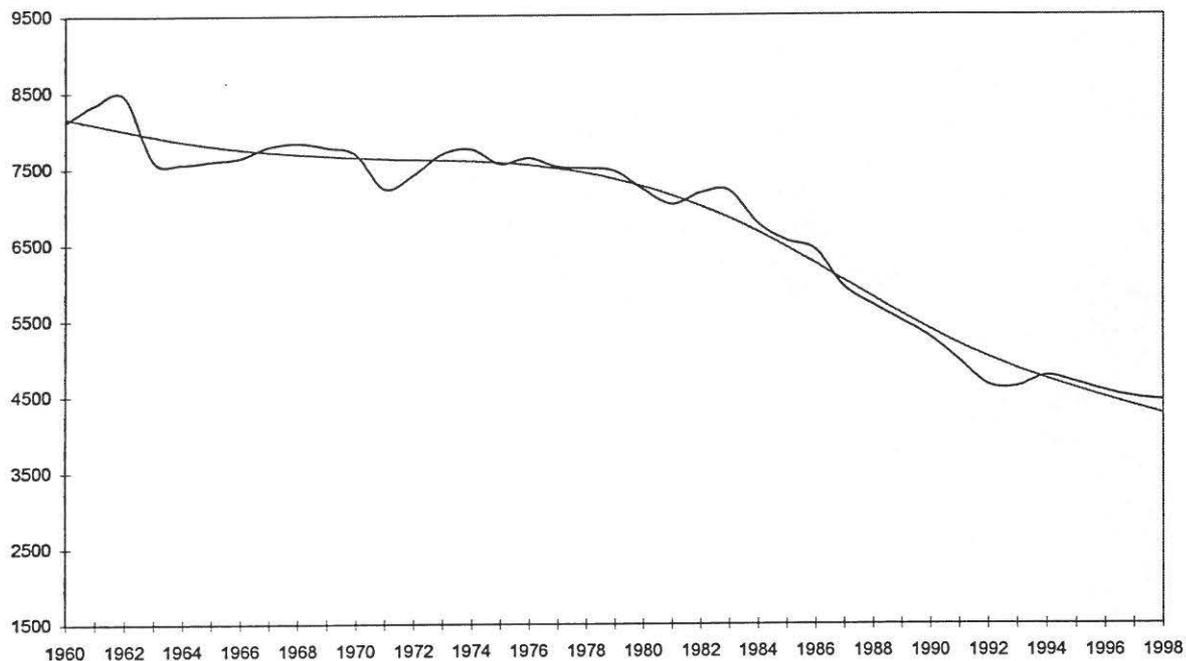
Tableau 7. Calendrier des cycles des prix

Prix des veaux		Prix des gros bovins	
Périodicité du cycle	Durée du cycle	Périodicité du cycle	Durée du cycle
1973.1 / 1974.7	1 an et 7 mois	1963.1 / 1969.9	8 ans et 4 mois
1974.2 / 1977.2	3 ans	1969.9 / 1974.4	4 ans et 7 mois
1977.2 / 1980.11	3 ans et 9 mois	1974.4 / 1981.1	6 ans et 9 mois
1980.11 / 1984.12	4 ans et 1 mois	1981.1 / 1986.12	5 ans et 11 mois
1984.12 / 1987.7	3 ans et 7 mois	1986.12 / 1991.12	5 ans
1987.7 / 1991.8	4 ans et 1 mois	1991.12 / 1996.7	4 ans et 7 mois
1991.8 / 1994.2	4 ans	1996.7 / 1997.10 (sommet)	
1994.2 / 1997.10 (sommet)			

Jusqu'en 1980, il ne semble pas exister de cycle des prix des bovins à la production. En effet, pour les deux séries, les fluctuations des prix autour de la tendance sont surtout saisonnières. C'est seulement vers le milieu des années 80 que les variations cycliques apparaissent plus importantes. Ainsi, depuis 1980, on observe pour le prix des veaux une série de cinq cycles d'environ quatre ans. Le cycle est un peu plus long pour le prix des gros bovins (environ cinq ans).

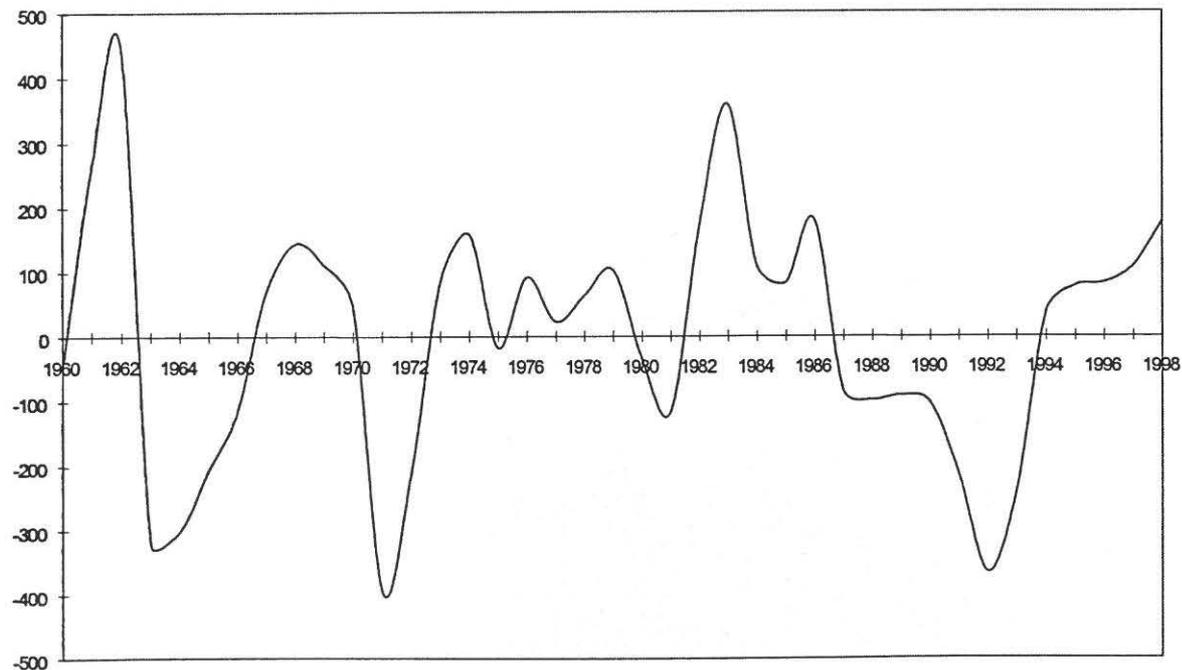
La figure suivante décrit les variations annuelles depuis 1960 du cheptel de vaches laitières ainsi que le niveau de sa tendance.

Figure 24. Le cheptel vaches laitières et sa tendance



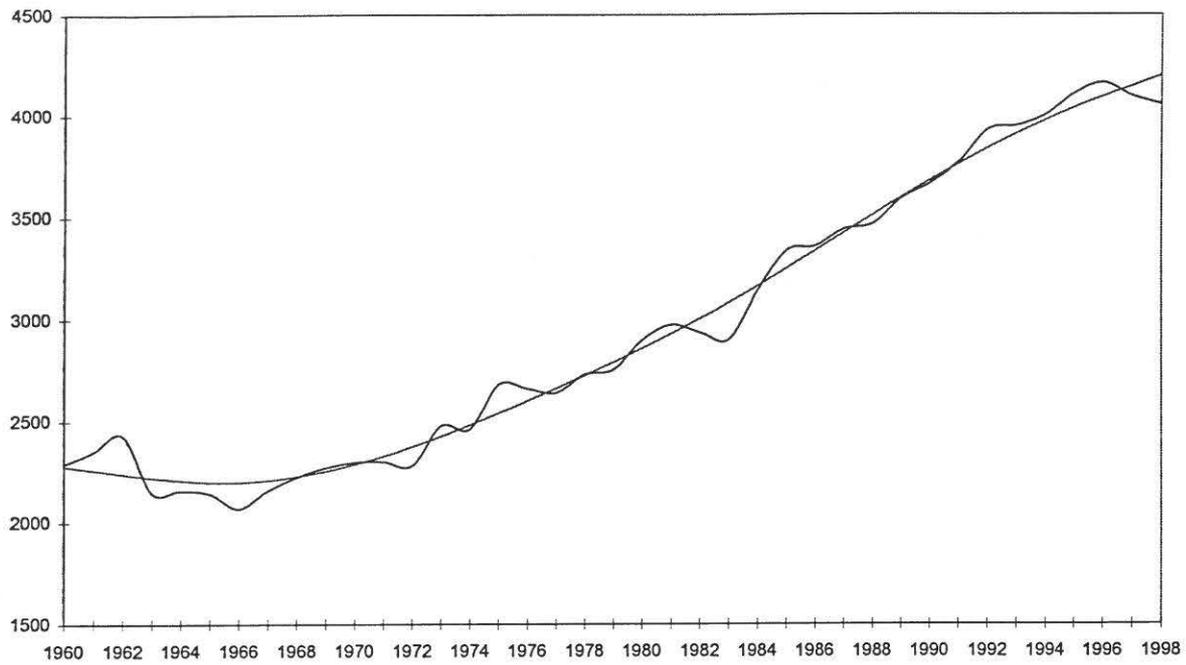
Cette variable ne semble pas observer de variations cycliques hormis au début de la période d'observation (de 1960 à 1971).

Figure 25. Ecart à la tendance pour le cheptel vaches laitières (méthode de Hodrick-Prescott)



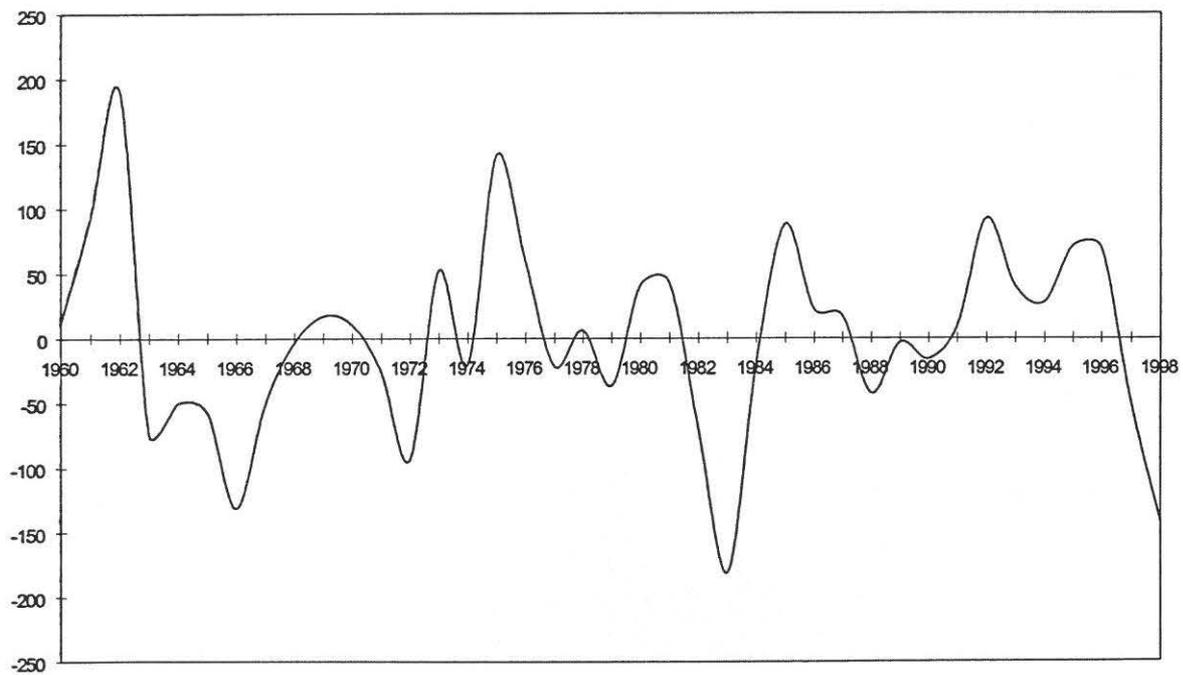
La figure suivante représente la tendance pour le cheptel vaches nourrices.

Figure 26. Le cheptel vaches nourrices et sa tendance



Le cheptel vaches nourrices n'a pas de variations cycliques.

Figure 27. Ecart à la tendance pour le cheptel vaches nourrices et sa tendance

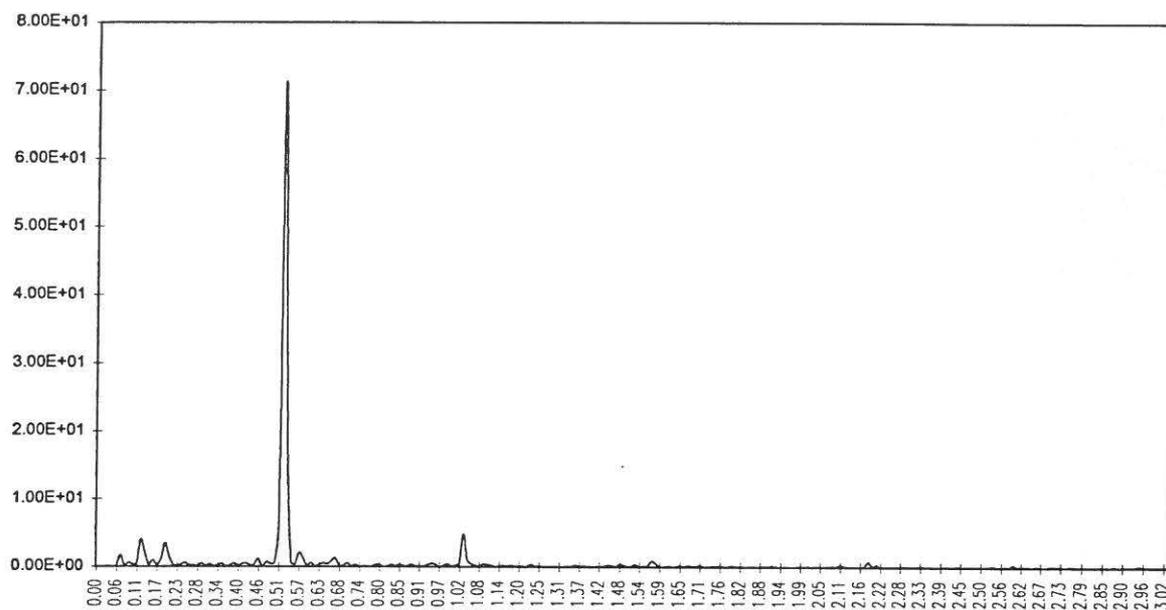


## 4.2. Application de l'analyse spectrale

L'analyse précédente est complétée en estimant les fonctions de densité spectrale des écarts à la tendance déterminés précédemment.

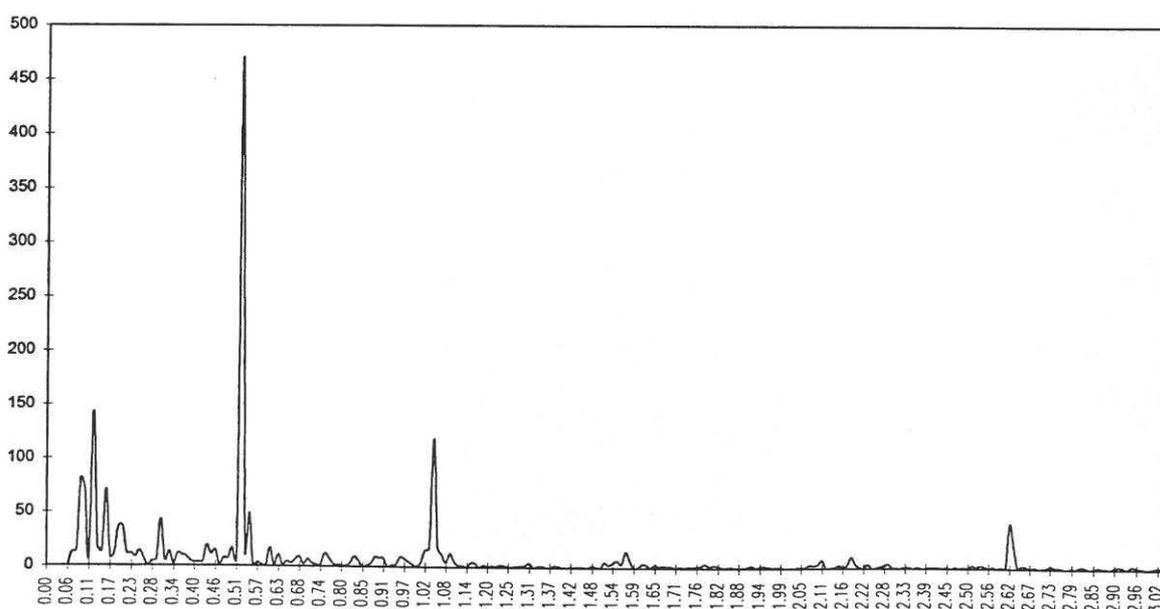
Le premier graphe correspond à la série abattages de veaux.

Figure 28. Spectre de l'écart à la tendance de la série « abattages de veaux »



Le maximum de la densité spectrale se situe à la fréquence 0,5284. Pour déterminer la durée moyenne du cycle cette valeur de l'axe des abscisses (données en radians) est convertie en temps. La durée moyenne du cycle est égale à 12 mois ( $(2\pi / 0.5284) = 11,88$ ).

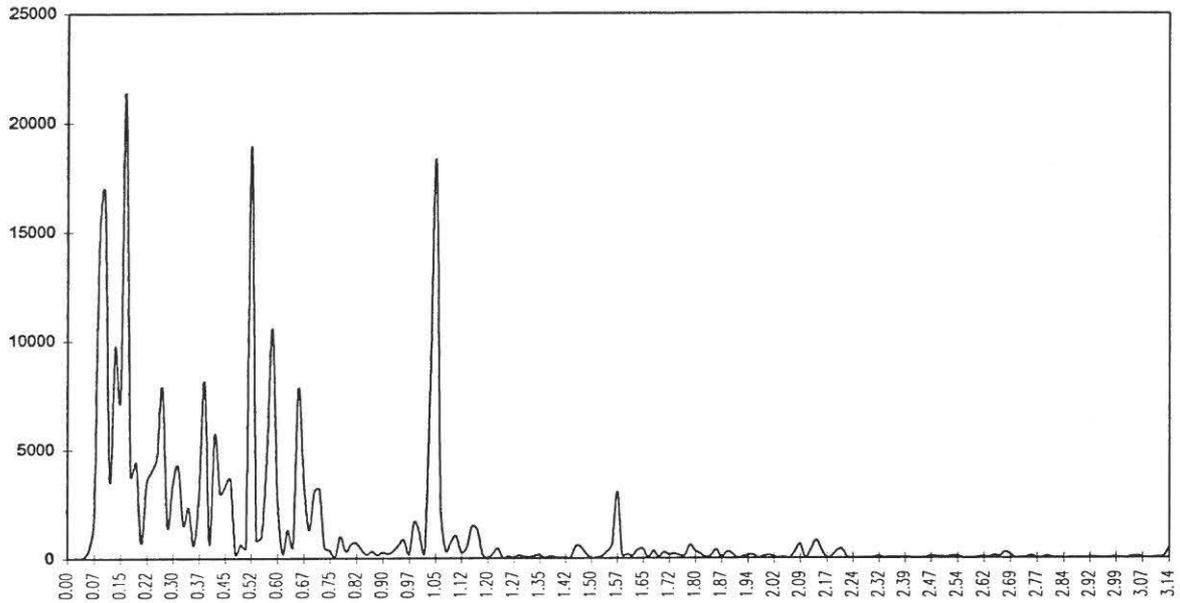
Figure 29. Spectre de l'écart à la tendance de la série « abattages de gros bovins »



La densité spectrale estimée pour l'écart à la tendance des abattages des gros bovins fait apparaître trois zones de pics aux valeurs 0,1264, 0,5283, 1,0453 soit respectivement des durées moyennes d'environ 4 ans (49 mois), d'un an et 6 mois.

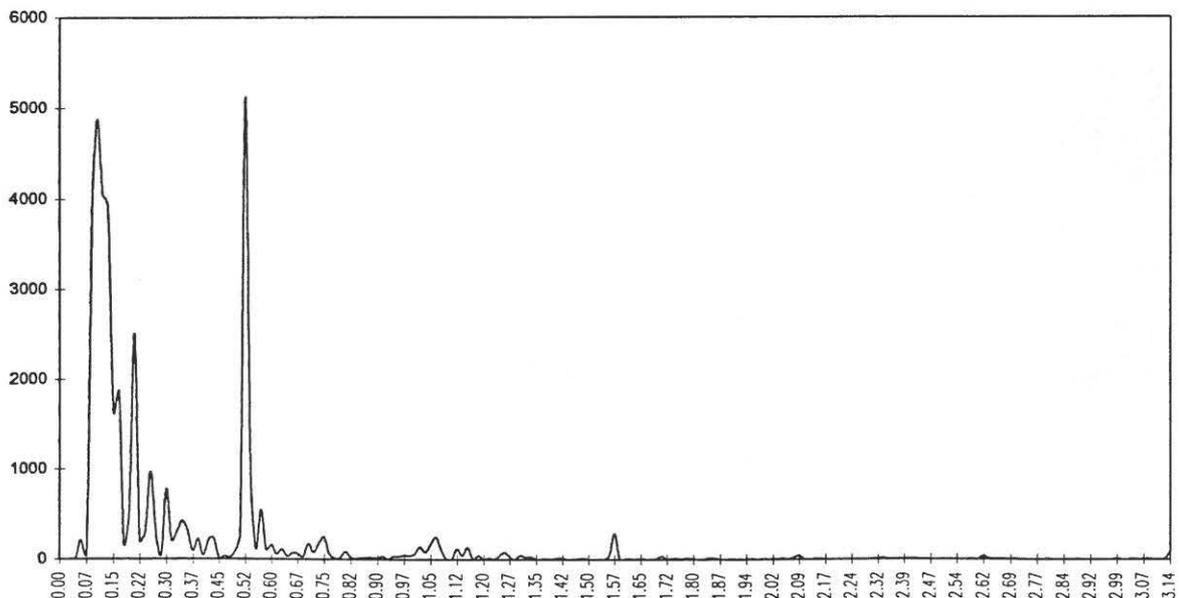
La figure suivante représente le spectre de l'écart à la tendance des prix des veaux.

Figure 30. Spectre de l'écart à la tendance de la série « prix des veaux »



L'interprétation de ce graphique permet de mettre en évidence l'existence de quatre cycles de durées moyennes de 5 ans (pic constaté pour l'abscisse 0,1047), d'environ 3 ans (38 mois, pic constaté pour l'abscisse 0,1646), d'un an (pic constaté pour l'abscisse 0,5236), et de 6 mois (pic constaté pour l'abscisse 1,04720).

Figure 31. Spectre de l'écart à la tendance de la série « prix des gros bovins »



La densité spectrale estimée pour l'écart à la tendance du prix des gros bovins fait apparaître trois zones de pics aux valeurs 0,1047, 0,2094, 0,5236 soit respectivement des durées moyennes d'environ 5 ans (60 mois), deux ans et demi (30 mois) et d'un an.

## **5. Recherche des déterminants du cycle des niveaux d'abattages en France**

L'objet de cette partie est de rechercher les déterminants du cycle de production des veaux et des gros bovins. Deux mesures de la production peuvent être utilisées : le niveau des abattages et le niveau de la production indigène contrôlée. Nous utilisons la première mesure possible (abattages) dans cette partie<sup>15</sup>. Nous avons vu, précédemment, que les deux principaux déterminants du cycle mis en évidence dans les applications existantes sont les variations des effectifs d'animaux (effet de la contrainte biologique créant un délai de production) et les anticipations sur les prix. Cette partie a pour objectif de mesurer l'effet relatif de ces deux facteurs sur le cycle de la production bovine en France et de vérifier si d'autres éléments économiques ont pu avoir une influence sur ce cycle de production. Au cours de l'analyse nous nous intéressons donc à l'explication de l'amplitude du cycle (et non de sa longueur). De plus, pour enrichir et compléter les résultats de l'analyse empirique, les facteurs expliquant les variations de la tendance sont aussi présentés.

Dans un premier paragraphe, les spécifications qui peuvent être utilisées pour modéliser les anticipations de prix sont précisées. Puis, les principes d'estimation retenus sont décrits. L'application est présentée dans le troisième paragraphe.

### **5.1. Modélisation des anticipations**

Une des explications de l'existence et de la persistance de cycles est liée à la nature des anticipations formées sur les prix par les producteurs. Par définition, les anticipations ne sont pas observables. Des hypothèses doivent être formulées pour pouvoir exprimer les anticipations de prix en fonction des variables observées. Dans les applications empiriques existantes, les modélisations des anticipations de prix sont ad-hoc. Ainsi, les anticipations sont, le plus souvent, définies comme une fonction des prix passés. Dans ce cas, se pose le problème du nombre de décalages à prendre en compte dans la spécification. Généralement, le critère de sélection et le choix du décalage sont uniquement liés à la significativité des coefficients.

Nous allons montrer, dans ce paragraphe, comment les observations passées (et donc observées) de la variable étudiée, permettent de tester différents schémas possibles d'anticipations et ainsi de retenir le modèle adéquat pour la variable étudiée. Ces tests sont basés sur les propriétés stochastiques de la série d'intérêt.

Les anticipations sur les prix peuvent suivre plusieurs schémas. Le premier schéma considère toute variable comme un processus stochastique et seules les valeurs passées de la variable sont prises en compte pour former les anticipations. Deux modèles s'intègrent dans ce schéma : le modèle des

anticipations extrapolatives et le modèle des anticipations adaptatives. La seconde approche est fondée sur le concept d'anticipations rationnelles qui tient compte de l'ensemble des informations qui peuvent influencer la variable. Nous allons montrer que le modèle des anticipations rationnelles permet d'inclure les autres spécifications possibles comme des cas particuliers.

Les schémas alternatifs de modélisation des anticipations sont détaillés en précisant les hypothèses que ces différentes spécifications impliquent sur la nature des séries.

### 5.1.1. Le modèle des anticipations rationnelles

Dans ce cadre théorique, l'anticipation du prix correspond à l'espérance conditionnelle de la variable prix connaissant un certain nombre d'informations.

c'est-à-dire

$$p_t^* = E(p_t / \Omega_{t-1})$$

où  $\Omega_{t-1}$  est l'ensemble des informations disponibles à la date t-1, cet ensemble inclut non seulement les valeurs décalées de la variable prix, mais aussi d'autres variables économiques (niveau de prix d'intervention, niveau de consommation, différentes variables indicatrices marquant les ruptures de politiques économiques).

Pour modéliser ce type d'anticipations nous estimerons des modèles ARIMA<sup>16</sup>, du prix et des modèles SARIMA (voir l'annexe 3 pour un détail de ces modèles).

### 5.1.2. Le modèle des anticipations extrapolatives

Formellement, les anticipations extrapolatives s'écrivent comme

$$p_t^* = p_{t-1} + \beta(p_{t-1} - p_{t-2}) \quad [19]$$

où  $p_t^*$  représente la valeur anticipée en l'instant t-1 de la variable prix pour l'instant t. Dans ce schéma, l'anticipation dépend uniquement des niveaux observés de la variable aux deux périodes précédentes.

Un cas particulier de ce modèle apparaît quand le coefficient  $\beta$  est égal à zéro. Dans ce cas, l'anticipation réalisée sur le niveau de la variable est égale à la valeur de la variable la période précédente. Cette situation correspond aux anticipations naïves. On peut montrer que cette définition

---

<sup>15</sup> Les résultats des estimations réalisées à partir de la production indigène contrôlée sont données en annexe.

<sup>16</sup> Dans l'annexe 4, nous précisons la définition et la spécification des modèles ARIMA.

des anticipations définit une prévision optimale pour le prix si la variable prix suit une marche aléatoire<sup>17</sup>, ou autrement dit si elle suit un modèle ARIMA (0,1,0), c'est-à-dire si

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t \quad [20]$$

où  $\varepsilon_t$  définit un bruit blanc c'est à dire  $E(\varepsilon_t) = 0$  et  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$  pour t différent de s.

Ce résultat est facilement démontrable. En effet, avec cette spécification imaginons que nous souhaitons réaliser une prévision pour l'instant t, prévision notée  $\hat{p}_t$ . Par définition, cette prévision correspond à l'espérance conditionnelle de la variable connaissant les observations passées de la série. Formellement, cette prévision s'écrit

$$\hat{p}_t = E(p_t / p_1, \dots, p_{t-1}) \quad [21]$$

comme  $p_t$  est indépendant de  $p_1, \dots, p_{t-1}$ ,  $\hat{p}_t = p_{t-1} + E(\varepsilon_{t-1}) = p_{t-1}$ .

La spécification précédente des anticipations peut être améliorée en introduisant l'influence de niveaux plus anciens de la variable soit

$$p_t^* = \sum_{j=1}^p \beta_j p_{t-j} \quad [22]$$

Chaque niveau de prix décalé est pondéré par le coefficient  $\beta_j$  compris entre zéro et un, la somme des coefficients étant égale à 1.

Le modèle des anticipations extrapolatives ne prend pas en compte le fait que les producteurs peuvent réviser leurs anticipations en fonction des erreurs qu'ils ont réalisées dans la période précédente.

La seconde spécification des anticipations, le modèle des anticipations adaptatives, est basée sur l'existence d'un processus d'apprentissage c'est-à-dire sur le fait que les producteurs adaptent leurs anticipations en fonction de l'écart entre l'anticipation réalisée la période précédente et le niveau observé de la variable.

### 5.1.3. Le modèle des anticipations adaptatives

Sous l'hypothèse d'anticipations adaptatives, les niveaux anticipés des variables prix sur deux périodes successives sont décrits par la relation suivante

$$p_t^* - p_{t-1}^* = \lambda(p_{t-1} - p_{t-1}^*) \quad [23]$$

A la période t, l'agent peut constater l'erreur d'anticipation réalisée à la période précédente. Cette erreur est définie par l'écart entre le niveau observé des prix de la période précédente et son

---

<sup>17</sup> Les processus de marche aléatoire ont souvent été appliqués pour modéliser les prix des titres sur les marchés

anticipation  $(p_{t-1} - p_{t-1}^*)$ . L'anticipation réalisée à la période  $t$  est égale à l'anticipation réalisée à la période précédente corrigée d'un pourcentage  $\lambda$  de l'erreur de prévision observée. L'équation [5] peut se réécrire de la manière suivante

$$p_t^* = \lambda p_{t-1} + (1-\lambda)p_{t-1}^* \quad [24]$$

Cette spécification est un cas particulier d'un modèle à retards échelonnés dans lequel les poids accordés aux valeurs passées de la variable suivent une progression géométrique décroissante. En effet, la spécification peut se réécrire

$$p_t^* - (1-B)p_{t-1}^* = \lambda p_{t-1} \quad [25]$$

où  $B$  représente l'opérateur décalage. Si l'on représente successivement les valeurs décalées des anticipations en fonction des prix observés on obtient l'équation suivante

$$\begin{aligned} p_t^* &= (\lambda / (1 - (1-\lambda)B)) p_{t-1} \\ &= \lambda \sum_{j=1}^{\infty} (1-\lambda)^{j-1} p_{t-j} \end{aligned} \quad [26]$$

Cette prévision est optimale <sup>18</sup> si la série prix peut être définie par un processus ARIMA (0,1,1) (Harvey, 1993). Dans ce cas, la variable vérifie la relation suivante

$$(1-B)p_t = (1-\theta_1 B)\varepsilon_t \quad [27]$$

$B$  désignant l'opérateur décalage,  $\theta_1$  le paramètre à estimer <sup>19</sup> et  $\varepsilon_t$  un bruit blanc.

$$p_t - p_{t-1} = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

A l'instant  $T$ , les prévisions pour les niveaux des prix aux dates  $T+l$  ( $l=1,2,\dots$ ) s'écrivent de la manière suivante

$$p_{T+l|T}^* = p_{T+l-1|T}^* + \tilde{\varepsilon}_{T+l|T} + \theta_1 \tilde{\varepsilon}_{T+l-1|T} \quad l = 1, 2, \dots$$

où  $p_{T+l|T}^*$  représente la prévision réalisée pour les dates  $T+l$  ( $l=1,2,\dots$ ) connaissant toutes les valeurs des prix et des résidus jusqu'à la date  $T$  et où  $\tilde{\varepsilon}_{T+l|T}$  représente les valeurs prédites des résidus.

L'équation précédente peut se simplifier pour  $l=1$  car les valeurs passées des prix et résidus sont connues. Aussi, on obtient

financiers (Fama, 1965).

<sup>18</sup> L'annexe 4 présente la définition des prévisions optimales pour des modèles de séries temporelles

<sup>19</sup> La méthode d'estimation des paramètres des modèles ARIMA est décrite dans l'annexe 4.

$$p_{T+1|T}^* = p_T + \theta_1 \varepsilon_T$$

Pour  $l$  strictement supérieur à 1, les résidus n'interviennent plus dans l'équation (les valeurs futures des résidus sont supposées égales à zéro).

$$p_{T+l|T}^* = p_{T+l-1|T}^* \quad l = 2, 3, \dots$$

L'objectif est de construire une prévision des prix qui ne dépend que des valeurs observables des prix (les valeurs passées des prix). Le terme d'erreur  $\varepsilon_T$  non observable doit être éliminé.

Puisque la variable prix est supposée suivre un modèle ARIMA (0,1,1), le terme d'erreur  $\varepsilon_T$  s'écrit de la manière suivante

$$\varepsilon_t = p_t - p_{t-1} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad t = 2, \dots, T$$

$$\text{d'où } \varepsilon_T = p_T - p_{T-1} - \theta_1 \varepsilon_{T-1}$$

En substituant les différentes valeurs décalées des résidus on obtient l'expression suivante

$$\varepsilon_T = p_T - (1 + \theta_1) \sum_{j=1}^{T-1} (-\theta_1)^{j-1} p_{T-j}$$

L'expression du prix anticipé peut donc s'écrire

$$p_{T+1|T}^* = (1 + \theta_1) \sum_{j=0}^{T-1} (-\theta_1)^j p_{T-j}$$

on retrouve le modèle des anticipations adaptatives en posant le coefficient d'ajustement  $\lambda$  à  $1 + \theta_1$ .

Ces différentes structures d'anticipations (modèle à anticipations extrapolatives et modèle à anticipations adaptatives) ne permettent pas de reproduire les variations de la série en période de grande instabilité. En effet, dans les deux modèles précédents, seules les variations passées de la variable sont introduites dans la définition de l'anticipation. Il s'avère plus réaliste de supposer que le producteur ne regarde pas uniquement les variations de la variable prix pour former des anticipations mais qu'il intègre différentes informations disponibles (de politique, de conjoncture, en particulier la conjoncture relative à la demande...). L'utilisation de l'ensemble de l'information disponible pour le producteur au moment où il forme ses anticipations constitue l'hypothèse centrale du modèle à anticipations rationnelles.

## 5.2. Principes d'estimation et définition des spécifications

Notre premier problème est lié à la disponibilité des données. Comme nous l'avons souligné dans l'introduction de cette partie, nous souhaitons mesurer les effets des variations des effectifs d'animaux et des anticipations sur les prix sur le cycle de production. Pour prendre en compte l'impact des contraintes biologiques sur le cycle nous allons introduire comme variables explicatives le nombre de vaches présentes les années précédentes, les effectifs d'animaux différenciés suivant leurs âges. Ces données ne sont disponibles qu'annuellement. Aussi il est nécessaire de transformer toutes les séries mensuelles en particulier les séries d'abattages et de production en données annuelles. Le raisonnement en séries annuelles va nous affranchir du problème lié à la saisonnalité.

En effet, le cycle est défini comme les variations à court terme hors saisonnalité autour de la tendance de la variable étudiée. Dans cette optique, nous nous intéressons à la variable "écart à la tendance" définie comme la différence entre la série brute et la tendance déterminée avec le filtre de Hodrick-Prescott. De manière abusive ce solde est nommé cycle. En effet, il inclut non seulement les variations à court terme autour de la tendance mais aussi les variations saisonnières et les variations accidentelles de la série. Puisque dans notre étude la saisonnalité est annuelle, l'estimation des variations sur données annuelles du cycle élimine le premier problème.

Par ailleurs, pour isoler les effets liés aux variations accidentelles, nous utilisons des variables indicatrices. Ainsi, pour vérifier si la crise du veau aux hormones a eu un effet significatif sur le cycle des abattages veaux il suffit d'introduire dans la spécification une variable muette qui vaut un pour l'année considérée et zéro sinon. Elle permet de marquer l'accident "veaux aux hormones". De la même façon, des variables indicatrices sont construites pour marquer les effets de politiques (mise en place des quotas laitiers en 1984, réforme de la Politique Agricole Commune en 1992).

Les variables expliquées vont être les niveaux d'abattages de veaux et les niveaux d'abattages de gros bovins filtrés de la tendance. La première étape consiste à purger les deux séries brutes d'abattages de la tendance (application du filtre de Hodrick-Prescott). Le solde correspond aux variations à court terme autour de la tendance. Puis nous calculons le niveau annuel des séries filtrées. Les équations que nous voulons estimer peuvent s'écrire de la manière suivante pour les séries d'abattages :

$$CABAT_k = f(\text{stock}, Z, \Delta p^*) \quad k=\text{veau}, \text{bov}$$

La variable endogène est notée CABAT<sub>k</sub>, elle représente la série d'abattages purgée de la tendance pour les veaux (k = veau), pour les gros bovins, (k = bov). Cette variable définit donc un écart à la tendance, positif quand on se situe au dessus de la tendance (périodes de pics du cycle), négatif sinon (périodes de creux du cycle).

Les variations de cette variable endogène sont supposées dépendre linéairement (f est une fonction linéaire) des effectifs des animaux (regroupés sous le nom stock), de différentes variables économiques (regroupées sous le vecteur Z : prix à l'intervention, variables indicatrices marquant des

changements de politique ou des chocs exogènes) et du taux de variation anticipé des prix noté  $\Delta p^*$ . Ce dernier facteur explicatif est construit de la manière suivante :  $\Delta p^* = (p_t^* - p_{t-1}) / p_{t-1}$ . Cette définition facilite l'interprétation des résultats des estimations car cette variable exogène peut, comme la variable endogène, être négative ou positive. Ainsi ce taux est négatif quand une baisse des prix est anticipée, positif si une augmentation des prix est prévue.

Des spécifications similaires sont appliquées pour les séries de production indigène contrôlée de veaux et de gros bovins.

Pour prendre en compte les contraintes biologiques, nous introduisons dans la spécification des variables de stock. Ainsi pour les abattages de veaux, nous allons introduire l'effectif de vaches l'année précédente. Pour les abattages de gros bovins qui regroupe les vaches, les génisses, les bœufs, les taureaux et les taurillons, nous allons introduire le nombre d'animaux de plus de deux ans, le nombre d'animaux âgés de un à deux ans l'année précédente et le nombre de vaches âgées de deux et trois ans auparavant.

Le vecteur Z permet d'introduire des ruptures de politique, nous testerons en particulier l'effet de la crise de la vache folle, le veau aux hormones, les effets des quotas laitiers et la réforme de la politique agricole en 1992.

Pour les équations expliquant la tendance, nous utiliserons les mêmes variables explicatives à la différence près que l'anticipation de prix est introduite en niveau.

### **5.3. Application à la viande bovine**

La première étape de notre travail empirique consiste à déterminer la spécification adéquate pour modéliser les anticipations sur les prix. Notre objectif est de savoir quel type d'anticipations réalisent les agents et si ces anticipations ont un impact sur les variations à court terme des abattages. Les schémas décrits précédemment peuvent être facilement testés car ils correspondent à des spécifications particulières de modèles de séries temporelles. Nous allons utiliser les informations mensuelles sur les prix et calculer ensuite un niveau annuel de prix.

#### **5.3.1. Détermination des anticipations**

Les différents schémas d'anticipations présentés dans la section 5.1 sont testés.

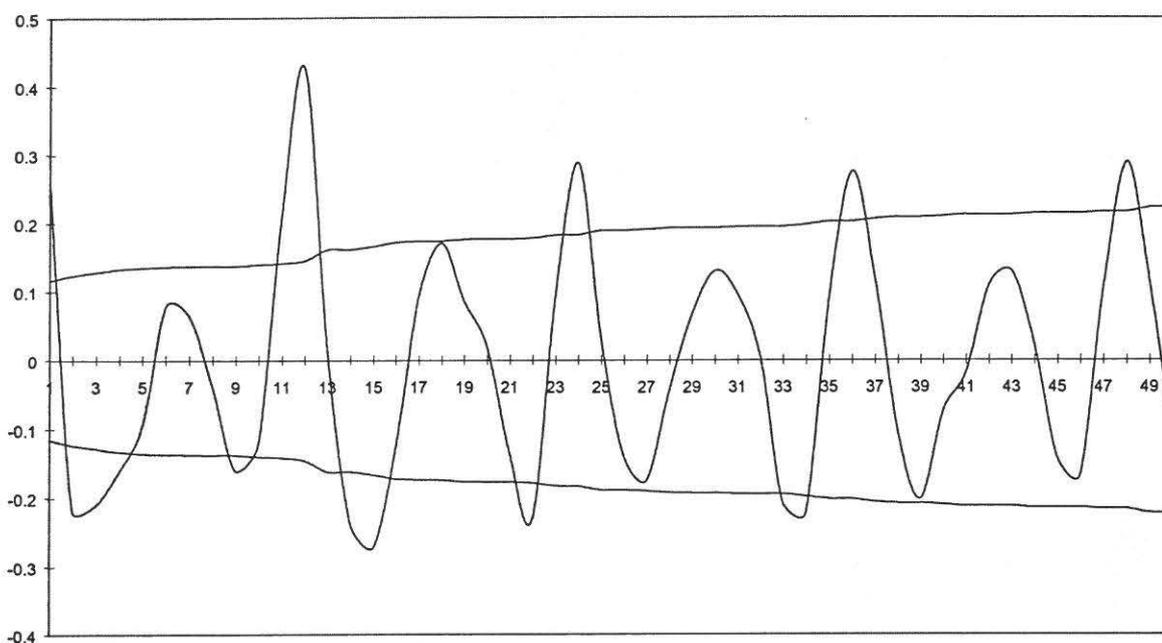
##### **i. Définition d'un modèle basé sur des anticipations naïves**

Dans un premier temps, nous testons le modèle basé sur des anticipations naïves. Le modèle extrapolatif est valide si la variable brute suit une marche au hasard c'est à dire  $p_t - p_{t-1} = \varepsilon_t$ .

En d'autres termes, la prévision par un modèle extrapolatif est optimale si la série brute suit un processus ARIMA (0,1,0).

Pour tester ce modèle, nous représentons graphiquement la fonction d'autocorrélation de la différence première pour chaque série de prix. Si une série suit une marche aléatoire (spécification du modèle à anticipations naïves), l'autocorrélation estimée de la série différenciée doit tendre rapidement vers zéro.

Figure 32. Autocorrélation de la série « prix du veau » (différences premières du logarithme)



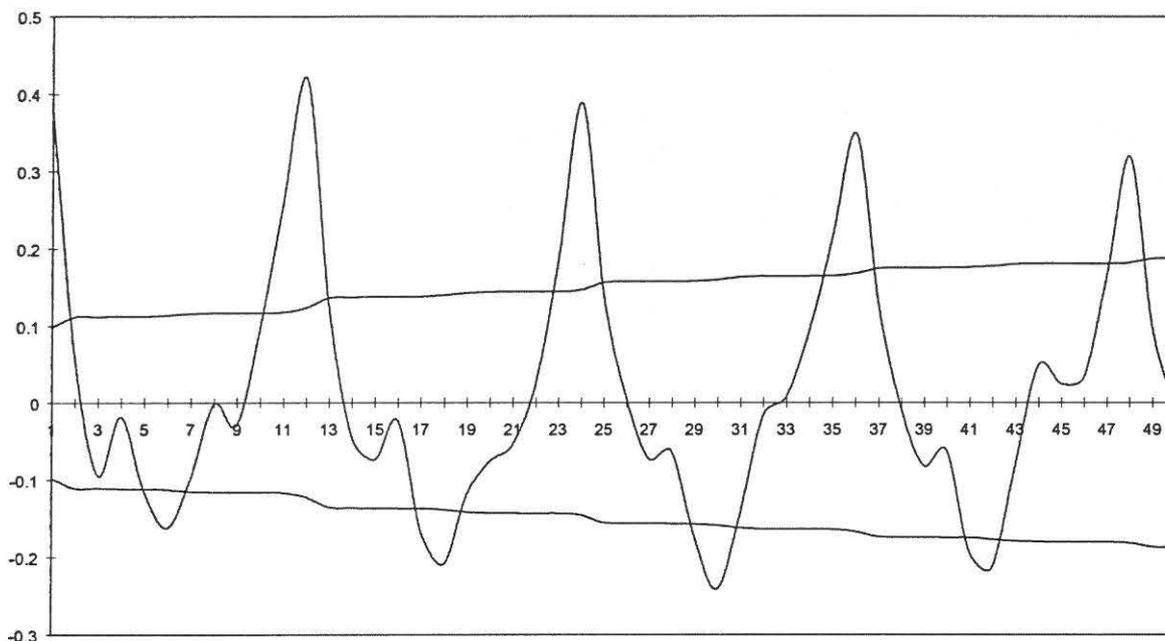
Au vu du graphique, il est clair que la série "prix des veaux" ne suit pas une marche aléatoire puisque la différence première de la série ne définit pas un bruit blanc. Un schéma d'anticipations fondé sur le cas naïf n'est donc pas adapté pour la série prix des veaux. L'analyse graphique peut être complétée en calculant la statistique de Ljung-Box utilisée pour juger de la qualité d'un modèle ARIMA. Cette statistique permet de tester si une variable aléatoire correspond à un bruit blanc. Le test est basé sur l'autocorrélation estimée des résidus, on teste l'hypothèse nulle de nullité des coefficients de corrélations quel que soit le décalage. Sous l'hypothèse nulle, cette statistique suit un khi-deux à M-k degrés de liberté, M étant le nombre de décalages choisi pour le test et k le nombre de paramètres estimés dans la spécification ARIMA (voir l'annexe 4 pour des précisions sur le calcul de cette statistique). La valeur calculée est  $Q(15)=281$ .

L'hypothèse nulle selon laquelle la différence des prix des veaux définit un bruit blanc est largement rejetée par les données puisque la statistique calculée pour le test de Ljung-Box est supérieure au khi-deux théorique,  $\chi^2_{(15,95\%)} = 25$ .<sup>20</sup>

<sup>20</sup> En indice de la statistique du khi-deux, nous présentons dans l'ordre le nombre de degrés de liberté de la loi et la probabilité critique égale ici à 0,95. Le chiffre indiqué signifie qu'une variable suivant une loi du khi-deux à 15 degrés de liberté a 95% de chances d'être inférieure à 25.

Une analyse similaire est conduite pour le prix des gros bovins. Nous représentons tout d'abord le corrélogramme de la série "différence du prix des gros bovins"

Figure 33. Autocorrélation de la série " prix des gros bovins "



De la même manière, la fonction d'autocorrélation de la série " prix des gros bovins" ne correspond pas à une fonction d'autocorrélation d'un bruit blanc puisqu'elle ne s'annule pas. L'analyse graphique est complétée en calculant la statistique de Ljung-Box. La valeur calculée est  $Q(15)=202$ .

L'hypothèse nulle selon laquelle la différence des prix des gros bovins définit un bruit blanc est largement rejetée par les données puisque la statistique calculée pour le test de Ljung-Box est supérieure au khi-deux théorique,  $\chi^2_{(15,95\%)} = 25$ .

Aussi, une deuxième spécification pour le mode d'anticipations est testée. Le modèle à anticipations adaptatives où un processus d'apprentissage est introduit pour calculer la prédiction.

## ii. Définition d'un modèle basé sur des anticipations adaptatives

La seconde spécification qui se résume à un modèle à retards échelonnés définit une prévision optimale si la série brute peut être modélisée par un processus ARIMA(0,1,1).

Pour tester ce modèle, nous estimons pour chacune des séries prix un modèle ARIMA (0,1,1) et nous en testons sa validité.

L'estimation de cette spécification pour le prix des veaux donne les résultats suivants sur 431 observations

$$(1-B)pveau_t = (1 + \underset{-10,35}{0,447B})\varepsilon_t \quad R^2 = 0,143 \quad dw = 2,07 \quad Q(19) = 168,88$$

(la période d'estimation couvre les années 1963:1 à 1998:12).

La valeur du t statistique est représentée sous la valeur du coefficient estimé. Ce modèle explique environ 14 % de la variance de la série. L'hypothèse d'indépendance des perturbations est largement rejetée puisque la statistique calculée pour le test de Ljung-Box égale à 168,88 est supérieure au khi-deux théorique,  $\chi^2_{(19,95\%)} = 30,14$ . La prédiction pour la série des prix des veaux ne suit donc pas un schéma basé sur des anticipations adaptatives.

L'estimation de cette spécification pour le prix des gros bovins donne les résultats suivants sur 431 observations

$$(1-B)pbov_t = (1 + \underset{-7,89}{0,356B})\varepsilon_t \quad R^2 = 0,140 \quad dw = 1,89 \quad Q(19) = 133,45$$

(la période d'estimation couvre les années 1963:1 à 1998:12).

La valeur du t statistique est représentée sous la valeur du coefficient estimé. Ce modèle explique environ 14 % de la variance de la série. L'hypothèse d'indépendance des perturbations est largement rejetée puisque la statistique calculée pour le test de Ljung-Box égale à 133,45 est supérieure au khi-deux théorique,  $\chi^2_{(19,5\%)} = 30,14$ . La prédiction pour la série des prix des gros bovins ne suit donc pas un schéma basé sur des anticipations adaptatives.

### iii. Définition de modèles SARIMA

#### Modélisation du prix des veaux

Un modèle SARIMA (12,1,1) (2,1,1) a été estimé pour le prix des veaux à partir de 419 observations. Les résultats sont les suivants :

$$\begin{aligned} & (1 - \underset{8,53}{0,083B} + \underset{5,21}{0,399B^2} - \underset{2,81}{0,212B^3} + \underset{3,26}{0,236B^4} - \underset{0,73}{0,054B^5} - \underset{2,28}{0,170B^6} \\ & + \underset{0,11}{0,836 \cdot 10^{-2} B^7} + \underset{1,41}{0,104B^8} + \underset{0,27}{0,019B^9} - \underset{1,00}{0,073B^{10}} - \underset{1,28}{0,093B^{11}} + \underset{4,64}{0,265B^{12}}) \\ & (1 - \underset{4,92}{0,357B^{12}} + \underset{2,92}{0,179B^{24}})(1-B)(1-B^{12})(pveau)_t \\ & = (1 - \underset{4,14}{0,686B})(1 - \underset{4,66}{0,918B^{12}})\varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0,487 \quad dw = 1,99 \quad Q(4) = 8,90$$

La valeur du t statistique est représentée sous la valeur du coefficient estimé. Nous ne commentons pas la valeur du  $R^2$  car dans les modèles SARIMA il est par définition plus faible. L'hypothèse d'indépendance des perturbations n'est pas rejetée par les données puisque la statistique calculée pour le test de Ljung-Box est inférieure au khi-deux théorique,  $\chi^2_{(4,95\%)} = 9,49$ . Cette indépendance est confirmée par le corrélogramme des résidus.

Nous utilisons ce modèle SARIMA pour calculer une variable de prix prédite mensuelle. Puis nous en déduisons une variable annuelle pour pouvoir l'introduire dans la spécification du cycle de la tendance (voir Nerlove, 1998 pour plus de détails sur le calcul).

### Modélisation du prix des gros bovins

Le modèle SARIMA (12,1,1) (2,1,0), suivant, a été estimé pour le prix des gros bovins à partir de 419 observations.

$$\begin{aligned}
 & (1 - \underset{0,51}{0,046}B - \underset{1,97}{0,100}B^2 + \underset{1,40}{0,064}B^3 + \underset{0,47}{0,021}B^4 - \underset{0,85}{0,038}B^5 - \underset{1,85}{0,082}B^6 \\
 & - \underset{0,47}{0,021}B^7 + \underset{0,45}{0,015}B^8 + \underset{0,59}{0,926 \cdot 10^{-2}}B^9 - \underset{3,06}{0,141}B^{10} - \underset{3,35}{0,155}B^{11} + \underset{3,152}{0,466}B^{12}) \\
 & (1 - \underset{2,79}{0,434}B^{12} + \underset{2,47}{0,334}B^{24}) (1 - B) (1 - B^{12}) (pbov)_t \\
 & = (1 + \underset{3,66}{0,357}B) \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0,482 \quad dw = 1,99 \quad Q(5) = 9,12$$

La valeur du t statistique est représentée sous la valeur du coefficient estimé. L'hypothèse d'indépendance des perturbations n'est pas rejetée par les données puisque la statistique calculée pour le test de Ljung-Box est inférieure au khi-deux théorique,  $\chi^2_{(5,5\%)} = 11,07$ . Cette indépendance est d'ailleurs confirmée par l'autocorrélation des résidus.

Ce modèle SARIMA est utilisé pour calculer une variable de prix prédite mensuelle. Puis nous calculons une variable annuelle pour pouvoir l'introduire dans la spécification du cycle de la tendance.

### 5.3.2. Equations des abattages de veaux

Les variables "écart à la tendance" et "tendance" sont estimées en fonction des anticipations sur les variations des prix et l'effectif de vaches l'année précédente (nommé vachetot). De plus, deux variables indicatrices sont introduites dans la spécification. La première variable représente l'effet des quotas laitiers (dummy84), elle vaut 1 depuis 1984, 0 sinon. La seconde variable permet de prendre en compte l'effet de la réforme de la PAC en 1992 (dummy92). Plusieurs spécifications ont été estimées, elles se différencient par le nombre et le choix des variables explicatives<sup>21</sup>. Nous avons, en particulier, testé les significativités de différentes variables indicatrices. Une première variable a été créée pour

<sup>21</sup> Les statistiques descriptives sont proposées en annexe.

marquer la première année du boycott de veau en 1973 (égale à un en 1973, zéro sinon.) Un essai similaire a été effectué avec une variable indicatrice marquant le boycott de 1980. L'effet de la "crise de la vache folle" a été pris en compte en ajoutant une variable muette pour l'année 1996. Nous avons aussi introduit le niveau de consommation<sup>22</sup>, ainsi que le prix à l'intervention. Ces différentes variables n'avaient pas d'effets significatifs.

Nous présentons dans le tableau suivant les deux estimations donnant des résultats les plus satisfaisants (critère du coefficient de corrélation ajusté).

L'estimation est réalisée sur la période 1965-1998 en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires. Pour l'équation de la tendance l'autocorrélation des résidus à l'ordre 1 a été corrigée.

Tableau 8. Equations cycle/tendance pour la série "abattages veaux" (1965-1998)

Variables explicatives	Equation du cycle	Equation de la tendance
Constante	-6,946 (-2,05)	4,610 (0,636)
$(pveau_t^* - pveau_{t-1}) / pveau_{t-1}$	-5,895 (-4,16)	—
$pveau_t^*$	—	-0,122 10 <sup>-2</sup> (-1,25)
Vachetot <sub>(t-1)</sub>	0,732 10 <sup>-3</sup> (2,55)	0,227 10 <sup>-2</sup> (3,17)
Dummy92	0,556 (1,42)	-0,027 (-0,04)
Dummy84	0,175 (0,63)	0,327 (0,52)
Rho		0,945 (17,04)
$\bar{r}^2$	0,36	0,97
Durbin-watson	2,05	2,12

le nombre d'observations est égal à 34.

La première remarque repose sur l'effet différent des prix dans les deux équations. Ainsi, les anticipations de prix n'ont pas d'effet significativement différent de zéro dans l'équation de la tendance. Par contre, le taux anticipé de variation des prix a un effet significativement différent de zéro dans l'équation du cycle. Le signe du coefficient de cette variable est négatif. Cet effet suggère deux commentaires l'un tout d'abord par rapport au niveau d'abattages et le second sur le cycle.

#### Effet du taux anticipé de variation des prix sur le niveau d'abattages

Nous expliquons les amplitudes du cycle autour de la tendance c'est-à-dire les variations à court terme des abattages de veaux. On trouve donc une négativité de l'élasticité de l'offre de veaux par rapport aux prix à court terme. Les producteurs face à des variations anticipées de prix ont le choix entre abattre ou au contraire conserver leur cheptel. A court terme, une baisse anticipée des prix conduit les producteurs à arbitrer en faveur des abattages. L'anticipation d'une hausse des prix les incite, par contre, à arbitrer en faveur d'une rétention plus importante au détriment des abattages pour bénéficier de prix plus élevés plus tard.

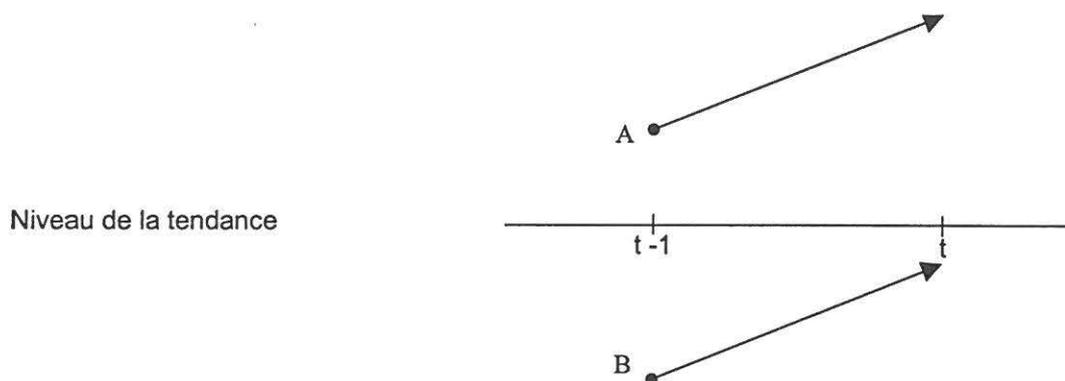
<sup>22</sup> La variable de consommation disponible jusqu'en 1998 correspond à une agrégation de la consommation gros bovins -

Effet du taux anticipé de variation des prix sur le cycle.

L'effet des anticipations sur les variations de prix sur l'amplitude du cycle est différent si l'on se situe en phase de creux ou de pics du cycle. Pour faciliter les commentaires, nous allons utiliser deux graphiques pour illustrer l'effet des anticipations des variations de prix sur l'écart à la tendance.

Le cas d'une baisse anticipée des prix est représenté par la figure suivante.

Figure 34. Effet d'une baisse anticipée des prix sur le cycle



La droite horizontale définit le niveau de la tendance<sup>23</sup>. Deux situations initiales, sont représentées sur la figure : le point A, à l'instant  $t-1$ , est situé dans une phase de pics (ce point illustre une situation initiale où on se situe au dessus de la tendance) et le point B est situé dans une phase de creux (ce point illustre une situation initiale où on se situe au dessous de la tendance).

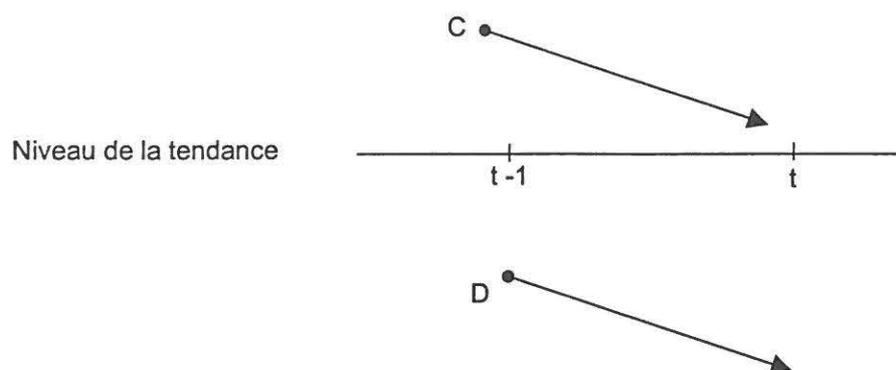
Au point A, une anticipation à la baisse des prix, pour l'instant  $t$ , augmente l'écart à la tendance. Quand on se situe dans une phase positive du cycle, une anticipation à la baisse des prix éloigne le niveau d'abattages de la tendance. Au point B, une baisse des prix anticipée pour l'instant  $t$ , fait rapprocher le niveau de court terme d'abattages de veaux de la tendance. En d'autres termes, l'écart à la tendance diminue si on se situe dans une phase de creux du cycle c'est-à-dire en dessous de la tendance.

De manière symétrique, la deuxième figure décrit le cas d'une anticipation à l'augmentation des prix.

veaux.

<sup>23</sup> Pour simplifier le graphique, la tendance est représentée de manière linéaire.

Figure 35. Effet d'une augmentation anticipée des prix sur le cycle



Deux situations initiales, sont représentées sur la figure : le point C, à l'instant  $t-1$ , est situé dans une phase de pics (c'est-à-dire on se situe au dessus de la tendance) et le point D est situé dans une phase de creux (c'est-à-dire on se situe au dessous de la tendance).

Au point C, une augmentation anticipée de la hausse des prix diminue le niveau d'abattages et donc diminue l'écart à la tendance. Quand on est situé dans une phase de pics du cycle (c'est-à-dire au dessus de la tendance) l'amplitude du cycle est réduite si une hausse des prix est anticipée. Au point D, l'anticipation d'une hausse des prix éloigne le niveau d'abattages de veaux de court terme de la tendance. Si on est dans une phase de creux, une anticipation de la hausse des prix augmente l'amplitude du cycle.

#### Effet de la contrainte biologique

La contrainte biologique introduite par l'effectif de vaches l'année précédente a un impact significatif et positif dans les deux équations. L'effet de cette variable est plus élevé dans l'équation de la tendance (valeur du coefficient estimé plus grande).

#### Variables de politique

Enfin, les variables indicatrices marquant l'effet des quotas laitiers (dummy84) et l'effet de la réforme de 92 (dummy92) n'ont pas d'effets significatifs dans les deux équations.

Nous avons, dans une seconde spécification, désagrégé la variable "vaches" en deux groupes : les vaches laitières et les vaches nourrices. Le tableau suivant présente les résultats.

Tableau 9. Equations cycle/tendance pour la série "abattages veaux"  
(période d'estimation, 1965-1998)

Variables explicatives	Equation du cycle	Equation de la tendance
Constante	-6,361 (-1,83)	8,399 (1,11)
$(pveau_t^* - pveau_{t-1}) / pveau_{t-1}$	-5,811 (-4,07)	
$pveau_t^*$		-0,392 $10^{-3}$ (-0,38)
vachlait <sub>(t-1)</sub>	0,744 $10^{-3}$ (2,19)	0,242 $10^{-2}$ (3,35)
vachnour <sub>(t-1)</sub>	0,458 $10^{-3}$ (0,95)	0,418 $10^{-3}$ (0,36)
dummy92	0,751 (1,61)	0,187 (-0,04)
dummy84	0,175 (1,01)	0,371 (0,62)
rho		0,945 (11,50)
$\bar{R}^2$	0,36	0,96
durbin-watson	2,02	1,63

le nombre d'observations est égal à 34.

Dans les deux équations, seul l'effectif en vaches laitières a un impact significatif et positif. Les effets des autres variables et leurs significativités ne sont pas modifiés par rapport à la première spécification.

Nous avons introduit la consommation comme variable explicative, elle n'est pas significative. Cette absence d'impact est sans doute due à la définition de la variable consommation (elle correspond à l'agrégation entre la consommation de veaux et de gros bovins). Nous disposons des données sur les deux niveaux de consommation uniquement jusqu'en 1992. Aussi, nous estimons l'équation précédente jusqu'en 1992 en rajoutant la consommation de veaux (notée consomveau) décalée d'une période parmi les variables explicatives. Le décalage exprime le fait que l'anticipation réalisée sur le niveau de la consommation courante est égale au niveau de l'année précédente. Les estimations jusqu'à 1992 pour la tendance et le cycle donnent les résultats suivants :

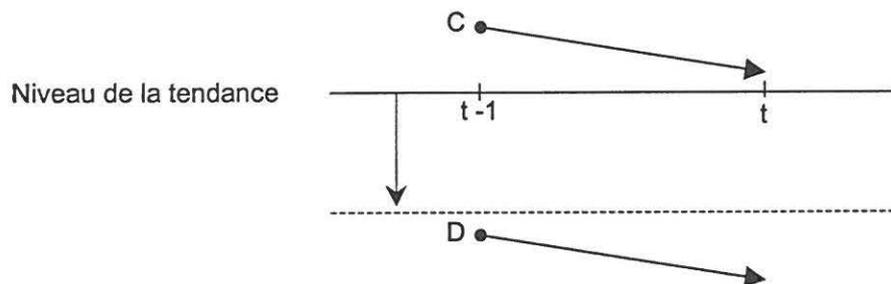
Tableau 10. Equations cycle/tendance pour la série "abattages veaux"  
(période d'estimation, 1965-1992)

Variables explicatives	Equation du cycle	Equation de la tendance
Constante	-3,916 (-1,47)	-6,618 (1,13)
$(pveau_t^* - pveau_{t-1}) / pveau_{t-1}$	-7,589 (-4,94)	—
$pveau_t^*$	—	$0,510 \cdot 10^{-3}$ (0,63)
vachlait <sub>(t-1)</sub>	$0,158 \cdot 10^{-3}$ (0,48)	$0,280 \cdot 10^{-2}$ (5,60)
vachnour <sub>(t-1)</sub>	$0,188 \cdot 10^{-3}$ (0,38)	$0,1607 \cdot 10^{-2}$ (1,64)
consommeau <sub>(t-1)</sub>	0,134 (2,03)	0,321 (4,38)
Rho		0,740 (5,77)
$\bar{R}^2$	0,45	0,94
durbin-watson	2,14	1,47

Le nombre d'observations est égal à 28.

La qualité de l'ajustement est meilleure pour l'équation du cycle. L'effectif de vaches laitières n'a plus d'impact significatif sur le niveau du cycle. Le niveau de consommation est significatif dans les deux équations, le signe du coefficient étant positif.

Figure 36. Effet d'une baisse de la consommation sur le cycle



Au point C, une baisse de la consommation diminue les niveaux d'abattages de court et de long terme. L'effet sur la tendance est environ deux fois plus élevé. Aussi, quand on est situé dans une phase de pics du cycle (c'est-à-dire au dessus de la tendance) l'amplitude du cycle s'accroît s'il y a une baisse de la consommation. Au point D, une baisse de la consommation éloigne le niveau d'abattages de veaux de court terme de la tendance. Mais comme la tendance diminue aussi (et de manière plus importante) on se rapproche au total de la tendance. Si on est dans une phase de creux, une baisse de la consommation diminue le cycle.

Pour compléter l'analyse, nous scindons la période d'estimation en deux sous-périodes : la période 1965-1984 (période avant la mise en place des quotas laitiers) et la période 1985-1998 (période avec quotas laitiers). Des spécifications similaires aux équations précédentes sont réalisées. L'équation expliquant les variations de l'écart à la tendance sur la première sous-période donne les résultats suivants :

$$cabatveau_t = -4,60 - 7,96 \left( \frac{pveau_t^* - pveau_{t-1}}{pveau_{t-1}} \right) + 0,516 \cdot 10^{-3} vache(-1)$$

$\begin{matrix} 0,91 \\ -4,82 \end{matrix}$ 
 $\begin{matrix} 1,03 \\ \end{matrix}$

$$\bar{R}^2 = 0,58 \quad 1965-1984 \quad n=20$$

où la variable *cabatveau<sub>t</sub>* représente les variations à court terme du niveaux d'abattages veaux, les t de student sont reportés sous les coefficients.

Nous remarquons que la validité globale du modèle est nettement supérieure aux spécifications précédentes. Seul l'effet prix est significativement différent de zéro. Nous avons aussi, testé les significativités des variables indicatrices indiquant les années de boycott de veau (1973 et 1980), elles ne sont pas significatives. Si l'on rajoute le niveau de consommation, les résultats suivants sont obtenus

$$cabatveau_t = -6,43 - 8,46 \left( \frac{pveau_t^* - pveau_{t-1}}{pveau_{t-1}} \right) + 0,365 \cdot 10^{-3} vache(-1) + 0,120 \text{consomveau}(-1)$$

$\begin{matrix} 1,36 \\ -5,53 \end{matrix}$ 
 $\begin{matrix} 0,78 \\ \end{matrix}$ 
 $\begin{matrix} 2,07 \\ \end{matrix}$

$$\bar{R}^2 = 0,64 \quad 1965-1984 \quad n=20$$

La validité de l'équation est encore supérieure et on retrouve toujours l'effet positif du niveau de la consommation sur le cycle des abattages. Si l'effectif de vaches laitières est mis à la place du nombre total de vaches, les résultats ne sont pas beaucoup modifiés, cette variable n'étant pas non plus significative.

Pour l'équation de la tendance, les résultats obtenus sont les suivants (la méthode des moindres carrés ordinaires en corrigeant l'auto-corrélation).

$$tenveau_t = +0,806 + 0,208 \cdot 10^{-2} pveau_t^* + 0,228 \cdot 10^{-2} vachelait(-1) + 0,291 \text{consomveau}(-1)$$

$\begin{matrix} 0,12 \\ 2,57 \end{matrix}$ 
 $\begin{matrix} 2,99 \\ \end{matrix}$ 
 $\begin{matrix} 3,66 \\ \end{matrix}$

$$\bar{R}^2 = 0,77 \quad \hat{\rho} = 0,739 \quad 1965-1984 \quad n=20$$

$\begin{matrix} 5,08 \\ \end{matrix}$

où *tenveau* représente la tendance.

La différence importante est la significativité de la variable "prix", l'effet étant positif. Une augmentation du prix anticipé augmente le niveau de long-terme des abattages de veaux sur la période d'avant les quotas laitiers.

Pour la deuxième sous-période, aucune spécification avec des variables significatives n'a pu être estimée pour l'équation expliquant l'amplitude du cycle. En particulier, sur la période 1985-1998, le taux de variation de prix n'a pas d'effet significativement différent de zéro sur l'écart à la tendance. La mise en place des quotas laitiers semble donc avoir supprimé tout effet prix sur le cycle.

L'impossibilité de dériver une spécification valide pour cette deuxième sous-période peut s'expliquer à la lumière des caractéristiques du cycle des abattages de veaux présentées dans la quatrième partie de ce rapport. Ainsi, la sous-période 1985-1998 ne définit pas une période homogène pour le cycle de production. En effet, depuis 1990, les variations cycliques sont beaucoup plus faibles qu'au début de la période d'observation. La variable "abattages de veaux" semble suivre une tendance linéaire décroissante. Cette constatation est illustrée par l'estimation suivante qui spécifie les variations des abattages de veaux en fonction d'un trend linéaire.

$$abat_{veau,t} = 23,80 - 0,502 \cdot time$$

$\frac{117,57}{-13,94}$

$$\bar{R}^2 = 0,96 \quad 1990-1998$$

96 % des variations des abattages sont expliquées par un trend linéaire. De plus, le résidu estimé de cette équation (qui correspond aux variations cycliques) définit un bruit blanc et est, donc, imprévisible.

### 5.3.3. Equations des abattages de gros bovins

Des spécifications similaires sont utilisées pour les abattages de gros bovins. Les variables "écart à la tendance" et "tendance" sont estimées en fonction du taux anticipé de variation des prix (pour le cycle), et des anticipations sur le niveau des prix (pour la tendance). Les mêmes variables indicatrices utilisées lors des applications précédentes sont introduites dans la spécification pour prendre en compte des changements de politique. De plus, les gros bovins regroupent les vaches, les génisses, les bœufs, les taureaux et les taurillons. Aussi, pour prendre en compte "la contrainte biologique" via les effectifs des animaux, nous introduisons pour les deux équations non seulement le nombre total de vaches décalé de deux et trois périodes mais aussi le nombre d'animaux âgés de deux ans l'année précédente (nommé anim2), et le nombre d'animaux âgés de trois ans (nommé anim3). Le tableau suivant présente les deux estimations donnant les résultats les plus satisfaisants.

L'estimation est réalisée sur la période 1972-1998 (les effectifs des animaux différenciés suivant l'âge ne sont disponibles que depuis 1971).

Tableau 11. Equations cycle/tendance pour la série "abattages de gros bovins"  
(période d'estimation, 1972-1998)

Variables explicatives	Equation du cycle	Equation de la tendance
Constante	-21,560 (-0,63)	17,93 (0,80)
$(pgbov_t^* - pgbov_{t-1}) / pgbov_{t-1}$	-29,267 (-2,00)	—
$pgbov_t^*$	—	0,016 (2,84)
vachetot <sub>(-2)</sub>	0,011 (1,74)	$0,264 \cdot 10^{-2}$ (0,57)
vachetot <sub>(-3)</sub>	$-0,876 \cdot 10^{-2}$ (1,44)	$0,206 \cdot 10^{-2}$ (0,44)
Anim2(-1)	$0,153 \cdot 10^{-2}$ (0,33)	0,016 (4,55)
Anim3	$-0,398 \cdot 10^{-2}$ (0,80)	-0,010 (-2,09)
Dummy92	1,378 (0,35)	-0,470 (-0,19)
Dummy84	-0,810 (0,27)	7,297 (3,14)
$\bar{R}^2$	0,26	0,93
durbin-watson	2,20	1,45

Le nombre d'observations est égal à 27.

On constate tout d'abord que l'estimation de l'équation expliquant le cycle des gros bovins est moins bonne que celle des veaux.

#### Effet du taux anticipé de variation des prix

Le taux de variation anticipé a le même effet significatif négatif que dans l'équation du cycle des veaux<sup>24</sup>. Ce résultat est solide quelles que soient les spécifications envisagées. Le seconde résultat réside dans le fait que l'anticipation sur le niveau des prix joue de manière positive et de façon significative sur le niveau de la tendance. Cet effet est, sans doute, dû à la relation positive liant à long-terme l'offre et le prix.

Dans l'équation du cycle, parmi les catégories d'animaux, seul le nombre de vaches décalé de deux périodes est significatif. Les variables indicatrices indiquant des ruptures de politique ne sont jamais significatives. Par contre, dans l'équation de la tendance les effectifs d'animaux distingués suivant l'âge ont les signes attendus, négatif pour la variable "nombre d'animaux ayant trois ans" (si on décide de garder les animaux de trois ans, le niveau d'abattages de long terme diminue toutes choses égales par ailleurs), positif pour la variable décalée d'une période "nombre d'animaux de deux ans". Les effectifs de vaches n'ont pas d'effets significatifs sur le niveau de la tendance<sup>25</sup>. Le dernier résultat est l'effet positif et significatif de la variable indicatrice indiquant l'instauration des quotas laitiers. La mise en place des quotas laitiers a augmenté le niveau des abattages de long terme.

<sup>24</sup> Dans toutes les spécifications testées cet effet prix est toujours significatif et a toujours le même signe.

<sup>25</sup> Une équation a été estimée en enlevant les effectifs de vaches de la spécification, les résultats du modèle ne sont pas modifiés.

Des essais supplémentaires ont été effectués pour améliorer l'équation expliquant l'écart à la tendance des abattages de gros bovins. La variable "vaches" a tout d'abord été désagrégée en vaches laitières et en vaches nourrices. Les résultats n'ont pas été améliorés. Des spécifications ont été effectuées en distinguant moins de catégories d'animaux. Si on ne garde que le nombre de vaches décalé de deux périodes et le nombre d'animaux d'un an décalé d'un an, la validité du modèle est plus faible (critère du coefficient de corrélation) et aucune de ces deux variables n'est significative. La meilleure estimation qui tient compte de l'âge des animaux est obtenue en gardant uniquement le nombre d'animaux d'un an l'année précédente, les variables indicatrices ne sont jamais significatives. On obtient l'estimation suivante :

$$cabatbov_t = -24,68 - 27,74 \left( \frac{pgbov_t^* - pgbov_{t-1}}{pgbov_{t-1}} \right) + 0,603 \cdot 10^{-2} anim2(-1)$$

$\begin{matrix} 2,55 & -3,01 & 2,62 \end{matrix}$

$$\bar{R}^2 = 0,31 \quad 1972-1998 \quad n=27$$

où la variable  $cabatbov_t$  représente les variations à court terme du niveaux d'abattages de gros bovins, les t de student sont reportés sous les coefficients, la période d'estimation couvre les années 1972-1998.

Nous avons essayé d'utiliser un plus grand nombre d'observations en commençant l'estimation à partir de 1965. La disponibilité des données nous contraint sur cette période à ne considérer comme catégorie d'animaux uniquement les effectifs de vaches décalés de plusieurs périodes. La meilleure spécification obtenue sur cette période est donnée par l'estimation suivante :

$$cabatbov_t = -59,08 - 40,41 \left( \frac{pgbov_t^* - pgbov_{t-1}}{pgbov_{t-1}} \right) + 0,615 \cdot 10^{-2} vache(-2)$$

$\begin{matrix} 2,55 & -3,82 & 2,60 \end{matrix}$

$$+ 5,084 dummy92$$

$\begin{matrix} 1,77 \end{matrix}$

$$\bar{R}^2 = 0,27 \quad 1965-1998 \quad n=34$$

les t de student sont donnés sous les coefficients, la période d'estimation couvre les années 1965-1998.

La différence par rapport à la spécification précédente est la mise en évidence sur une période d'estimation plus longue d'un effet positif lié à la réforme de la PAC en 1992. Ce résultat signifie en particulier que quand on se situe en dessous de la tendance (en périodes de creux) c'est à dire quand l'écart à la tendance est négatif, la réforme de 1992 réduit l'amplitude du cycle et permet de se rapprocher du niveau de tendance. Sur la figure décrivant l'évolution du cycle et la tendance des abattages de gros bovins (quatrième partie du rapport) on peut se rendre compte que les amplitudes en période de creux après 1992 sont moins élevées que pour les creux précédant l'année 1992.

De plus, l'importance de l'effet prix est confirmé avec cette estimation.

Le dernier essai a consisté scinder la période d'estimation suivant la longueur du cycle. Lors de la description des caractéristiques du cycle (existence et longueur du cycle) effectuée dans la quatrième partie du rapport on s'est aperçu que la longueur du cycle des abattages de gros bovins a diminué

depuis 1989 (elle est égale à trois ans depuis 1989 au lieu de six ans précédemment). Les spécifications précédentes ont donc été estimées de 1965 à 1989, la qualité de l'ajustement est dans ce cas nettement meilleure comme l'indique l'équation suivante.

$$cabatbov_t = -60,35 - 50,74((pgbov_t^* - pgbov_{t-1}) / pgbov_{t-1}) + 0,633 \cdot 10^{-2} vache(-2)$$

$\begin{matrix} -2,09 & -3,86 & 2,15 \end{matrix}$

$$\bar{R}^2 = 0,37 \quad 1965-1989 \quad n=25$$

les t de student sont donnés sous les coefficients, la période d'estimation couvre les années 1965-1989.

Disposant sur cette période d'estimation du niveau de consommation, nous avons réestimé l'équation précédente en prenant en compte le niveau de consommation de la période courante<sup>26</sup> (noté consommation):

$$cabatbov_t = -64,08 - 51,23((pgbov_t^* - pgbov_{t-1}) / pgbov_{t-1}) + 0,702 \cdot 10^{-2} vache(-2)$$

$\begin{matrix} -2,12 & -3,83 & 2,18 \end{matrix}$

$$-0,031 \text{consombov}(-1)$$

$-0,56$

$$\bar{R}^2 = 0,35 \quad 1965-1989 \quad n=25$$

Contrairement aux abattages de veaux, le niveau de consommation n'a pas d'effet significatif sur le cycle des abattages de gros bovins.

#### 5.3.4. Synthèse

Pour les abattages de veaux et de gros bovins, le résultat le plus solide est le rôle des anticipations de prix sur l'amplitude des cycles. Dans les deux cas, l'effet d'une anticipation à la hausse des prix a un effet négatif sur l'écart à la tendance. Aussi, si l'on veut réduire l'amplitude du cycle (c'est-à-dire l'écart à la tendance), la manière de réduire le cycle est différente suivant que l'on se situe au-dessus de la tendance (en période de pics) ou au-dessous de la tendance (en période de creux). Pour atténuer le cycle, si l'on se situe en période de pics il faut augmenter les prix. Par contre si l'on se situe au-dessous de la tendance une diminution des prix permet de se rapprocher de la tendance et donc d'atténuer l'amplitude du cycle.

Par contre nous n'avons pu mettre en évidence l'influence de chocs accidentels comme l'effet du boycott lié aux veaux aux hormones, la crise de la vache folle,... sur la tendance et le cycle. Cette absence d'effet significatif peut sans doute s'expliquer par le fait que nous avons travaillé sur des données annuelles. Ces chocs se sont caractérisés par des variations mensuelles très fortes des niveaux des abattages. Les estimations en données annuelles ont sans doute estompé ces effets.

En ce qui concerne les effets de politique liés au secteur les résultats sont différents selon que l'on considère les abattages de veaux ou les abattages de gros bovins. Pour les abattages de veaux,

---

<sup>26</sup> Nous avons essayé le niveau de consommation décalé, il n'est pas non plus significatif.

aucune variable caractérisant un changement de politique n'a un effet significatif sur la tendance ou sur le cycle. Par contre, la mise en place des quotas laitiers en 1984 a un effet significatif et positif sur le niveau de tendance de long terme des abattages de gros bovins. De plus, on peut mettre en évidence un effet positif lié à la réforme de la PAC en 1992 sur l'amplitude du cycle des gros bovins. Ce résultat signifie en particulier, que quand on se situe en dessous de la tendance (en période de creux) c'est à dire quand l'écart à la tendance est négatif, la réforme de 1992 réduit l'amplitude du cycle et permet de se rapprocher du niveau de tendance. Cet effet est sans doute un facteur explicatif de la réduction des amplitudes du cycle des gros bovins observée depuis 1990

## **Annexe 1. Récapitulatif des séries disponibles**

### **1. Séries mensuelles (mesurées en tonnes)**

*- Abattages CVJA*

Désagrégation Gros Bovins, Veaux : 1953/01 à 1998/12

*- Production Indigène Contrôlée (PIC)*

Désagrégation Gros Bovins, Veaux : 1953/01 à 1998/12

*- Commerce Extérieur - Viande - importations et exportations*

Désagrégation Gros Bovins, Veaux : 1963/01 à 1992/12

Agrégation Bovins (GB + Veaux) : 1963/01 à 1998/12

*- Commerce Extérieur - Animaux Vivants - importations et exportations*

Désagrégation Gros Bovins, Veaux : 1967/01 à 1998/12

*- Stocks*

1979/01 à 1995/02 il existe une rupture dans la disponibilité des données de 95/03 à 96/03  
1996/04 à 1998/08

*- Consommation indigène contrôlée CIC - CVJA*

Désagrégation Gros Bovins, Veaux : 1953/01 à 1992/12

Agrégation Bovins (GB + Veaux) : 1953/01 à 1998/12

### **2. Séries mensuelles 1953-1998 (exprimées en têtes)**

*- Abattages CVJA (milliers de têtes)*

Désagrégation Gros Bovins, Veaux : 1953/01 à 1998/12

*- Importations vif en têtes*

Désagrégation Gros Bovins, Veaux : 1963/01 à 1998/12

*- Exportations vif en têtes*

Désagrégation Gros Bovins, Veaux : 1963/01 à 1998/12

*- PIC - CVJA (milliers de têtes)*

Désagrégation Gros Bovins, Veaux : 1963/01 à 1998/12

### 3. Séries mensuelles de prix 1953-1998

Désagrégation Gros Bovins, Veaux : 1963/01 à 1997/12

### 4. Echanges annuels

- *Echanges extérieurs annuels bovins vif en têtes*

Importations, Exportations - Désagrégation Gros Bovins, Veaux : 1820 à 1985

Importations 1916, 1942, 1943, 1944, 1955, 1959

"Trou" Veaux

Exportations 1943, 1944

- *Echanges extérieurs annuels viande bovine (tonnes)*

Importations, Exportations - Agrégation Viande Bovine : 1892 à 1985

Importations 1943, 1944, 1948 à 1951

"Trou"

Exportations 1944, 1948 à 1951

### 5. Effectifs Statistique agricole annuelle - 1883 à 1985

- *Cheptel bovin français (milliers de têtes)*

Désagrégation Taureaux, Bœufs, Vaches, Elevés + 1 an, Elevés - 1 an : 1883 à 1985

### 6. Enquêtes Cheptel Déc. 1963-1998

- *Cheptel Déc. 1963-1998 (milliers de têtes)*

Agrégation Bovins = Animaux - 1 an + Animaux 1 à 2 ans + Animaux + 2 ans + Vaches,

Total : Déc. 63 à Déc. 98

Agrégation Animaux de - 1 an = Veaux boucherie + veaux de 8 jours + autres femelles - 1 an, + autres mâles - 1 an : Déc. 71 à Déc. 98

Agrégation Animaux de - 1 an = Veaux boucherie + veaux de 8 jours + autres femelles - 1 an, + autres mâles - 1 an : Déc. 71 à Déc. 98

Agrégation Animaux de 1 à 2 ans = Souche + Boucherie + Mâles - 1 an : Déc. 71 à Déc. 97

Femelles total (animaux de + 2 ans hors vache) : Déc. 71 à Déc. 98

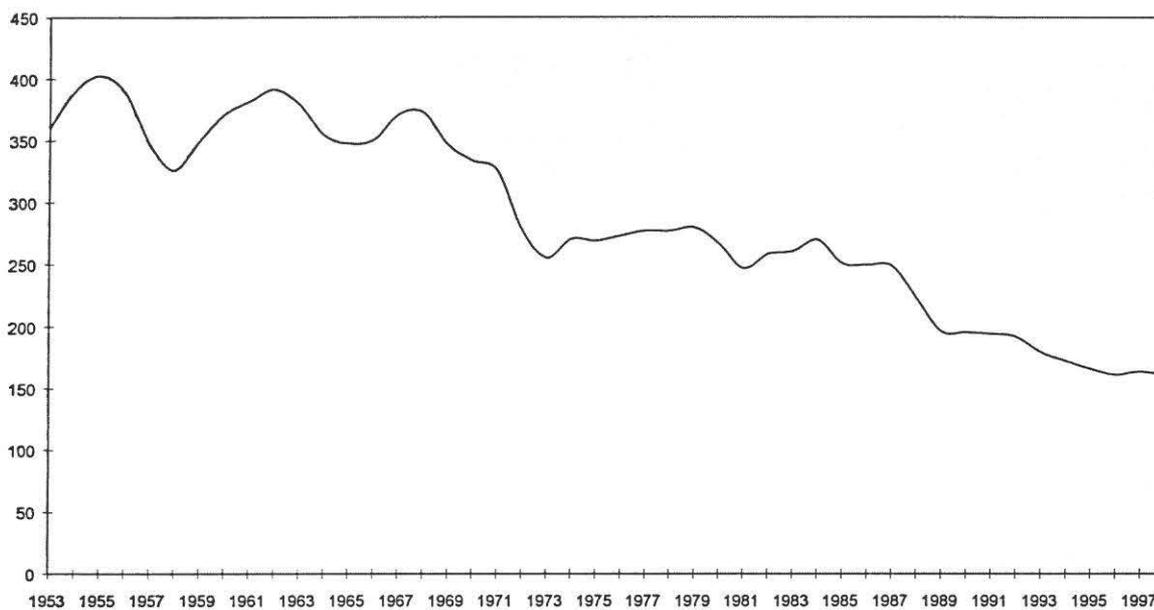
Agrégation Total des vaches = vaches laitières + vaches nourrices : Déc. 60 à Déc. 98

Agrégation Femelles souche + 2 ans = vaches + souche (+ 2 ans) : Déc. 60 à Déc. 98

## Annexe 2. Analyse graphique des variables de production

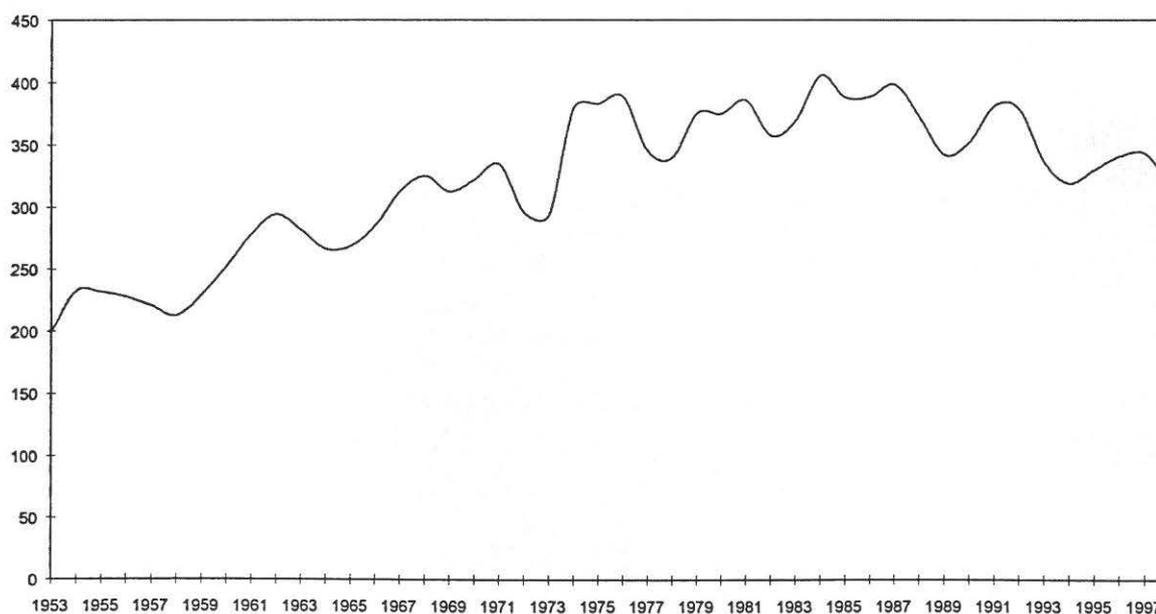
Les deux premiers graphiques représentent les variations annuelles des abattages des veaux et des gros bovins en têtes.

**Figure A1. Variation des abattages de veaux en têtes (moyenne annuelle)**



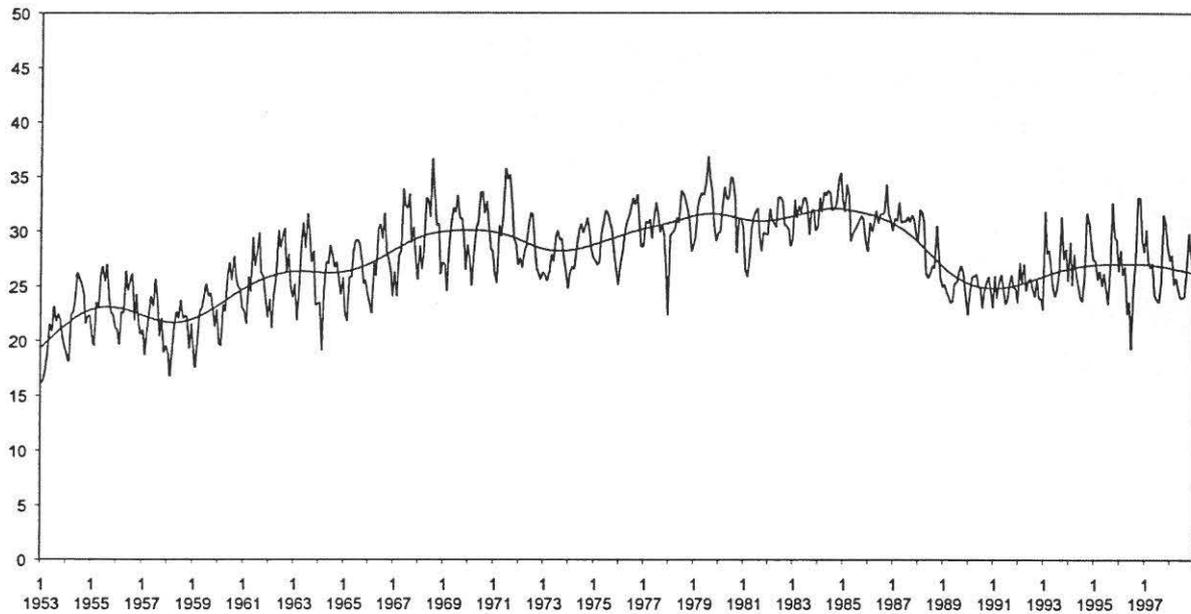
Les deux séries n'ont pas la même évolution, les abattages de veaux a différence entre les deux évolutions

**Figure A2. Variation des abattages de gros bovins en têtes (moyenne annuelle)**

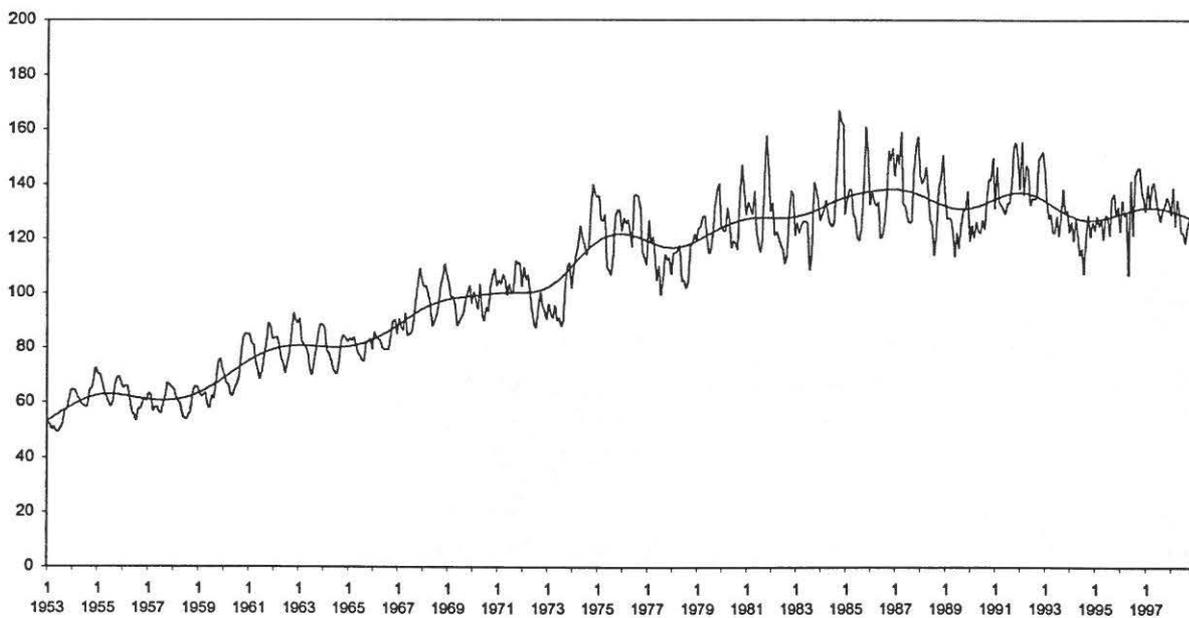


Les deux graphiques suivants représentent les variations annuelles de la production indigène contrôlée de veaux et de gros bovins ainsi que la tendance calculée avec le filtre de Hodrick-Prescott.

**Figure A3. La production indigène contrôlée de veaux et sa tendance (en milliers de tonnes)**



**Figure A4. La production indigène contrôlée de gros bovins et sa tendance (en milliers de tonnes)**



### Annexe 3. Spécification des modèles ARIMA et des modèles SARIMA

#### 1. Définition

##### Définition d'un processus autorégressif (processus AR(p))

Une variable  $y_t$  est dite autorégressive d'ordre p (c'est à dire elle suit un processus d'ordre p ) si l'observation à la période t est générée par des observations passées. Elle vérifie une relation du type

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

où les coefficients  $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p$  sont des paramètres à estimer et où  $\varepsilon_t$  définit un bruit blanc.

##### Définition d'un processus moyenne mobile (processus MA(q))

Dans le processus de moyenne mobile d'ordre q chaque observation y est générée par une moyenne pondérée d'aléas jusqu'à la qième période.

$$y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

où les coefficients  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$  sont des paramètres à estimer et  $\varepsilon_t$  définit un bruit blanc.

**Définition d'un processus ARMA (p,q)<sup>o</sup> (processus autorégressifs de moyenne mobile <sup>27</sup> c'est à dire une combinaison d'un processus AR(p) et MA(q))**

Les modèles ARMA sont représentatifs d'un processus généré par une combinaison des valeurs passées et des erreurs passées. L'équation suivante définit un modèle ARMA (p,q), p et q désignant respectivement les ordres des processus AR et MA.

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

où les coefficients  $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p$  les coefficients  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$  sont des paramètres à estimer et où  $\varepsilon_t$  définit un bruit blanc.

**Définition d'un processus ARIMA<sup>28</sup> (p,d,q)<sup>o</sup> (processus autorégressifs intégrés de moyenne mobile)**

Dans un processus ARIMA (p,d,q), p et q définissent respectivement comme précédemment l'ordre du processus AR et l'ordre du processus MA, d définit l'ordre de différenciation de la série étudiée pour la rendre stationnaire.

Ce processus s'écrit :  $\phi(B)w_t = \theta(B)\varepsilon_t$

---

<sup>27</sup> ARMA : AutoRegressive Moving Average

<sup>28</sup> ARIMA : AutoRegressive Integrated Moving Average

avec  $\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \dots - \Phi_p B^p$  où B désigne l'opérateur de différence c'est à dire

$$Bz_t = z_{t-1}$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

et  $w_t = \Delta^d y_t$  pour  $d > 0$  (si  $d = 0$   $w_t = y_t$ ) avec  $\Delta^d$  l'opérateur de différenciation c'est à dire

$$\Delta z_t = z_t - z_{t-1} = (1 - B)z_t$$

### Définition d'un processus SARIMA (combinaison d'un processus AR et MA)

Un modèle SARIMA (p,d,q) (P,D,Q) est un modèle ARIMA saisonnier. Il s'écrit

$$\begin{aligned} & (1 - \Psi_1 B - \Psi_2 B^2 - \dots - \Psi_p B^p) \\ & (1 - \Phi_s B^s - \Phi_{2s} B^{2s} - \dots - \Phi_{ps} B^{ps}) (1 - B)^d (1 - B^s)^D y_t = \\ & (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) (1 - \Omega_s B^s - \Omega_{2s} B^{2s} - \dots - \Omega_{qs} B^{qs}) \varepsilon_t \end{aligned}$$

où les lettres minuscules représentent les ordres non saisonniers, les lettres majuscules représentent les ordres saisonniers. De plus, l'opérateur de différence non saisonnière est d'ordre d et l'opérateur de différence saisonnière est d'ordre D.

## 2. Identification, estimation et test de validité

Pour identifier les ordres des processus, on utilise généralement deux graphiques : ceux de la fonction d'autocorrélation estimée et de la fonction d'autocorrélation partielle estimée. Ainsi, le corrélogramme d'un processus AR(p) est caractérisé par une décroissance géométrique de ses termes. Pour un processus de moyenne mobile d'ordre q seuls les q premiers termes du corrélogramme sont significativement différents de zéro (voir l'annexe 4 pour un exemple).

Après avoir déterminé des modèles ARMA ou SARIMA théoriques, les paramètres doivent être estimés. Nous utilisons la méthode des moindres carrés conditionnés (estimations réalisées sous TSP).

Une fois les coefficients estimés il faut vérifier l'adéquation du modèle aux observations. Le test réalisé est de vérifier si le résidu estimé avec le modèle correspond bien à un processus de bruit blanc (cf. définition de  $\varepsilon$  dans l'écriture des modèles ARMA). On va tester l'hypothèse d'indépendance des perturbations aléatoires à partir des résidus estimés  $\hat{\varepsilon}_t$ .

Le test est basé sur l'autocorrélation estimée des résidus, on teste l'hypothèse nulle de nullité des coefficients des corrélations quel que soit le décalage. La statistique couramment utilisée pour effectuée ce test est basée sur la statistique de Ljung-Box

$$Q^* = T(T+2) \sum_{j=1}^M \frac{\hat{\rho}_j^2}{T-j}$$

où M est la partie entière de  $\min(T/2, 3T^{1/2})$ . Sous l'hypothèse nulle, cette statistique suit un khi-deux à M-k degrés de liberté, M étant le nombre de décalages choisi pour le test (en général 20) et k le nombre de paramètres estimés dans la spécification ARIMA.

Si ce test est rejeté, il faut revenir à l'étape d'identification des modèles ARIMA et modifier les valeurs des ordres.

### 3. Prévision

Les modèles ARMA sont utilisés pour faire des prévisions. La prévision optimale d'une variable y réalisée au temps T pour l'instant T+l notée  $\tilde{y}_{T+l|T}$  est égale à l'espérance de la valeur de la variable en T+l conditionnellement à l'information disponible en T (Harvey, 1993 p.33). Formellement, cette prévision s'écrit

$$\tilde{y}_{T+l|T} = E(y_{T+l} | \Omega_T) = E_T(y_{T+l} | \Omega_T)$$

où  $\Omega_T$  représente l'ensemble de l'information disponible c'est-à-dire l'ensemble des valeurs décalées de la série  $(y_T, y_{T-1}, \dots)$ .

Si la variable y suit un modèle ARMA(p,q), dans ce cas la valeur de la variable à l'instant T+l s'écrit

$$y_{T+l} = \Phi_1 y_{T+l-1} + \Phi_2 y_{T+l-2} + \dots + \Phi_p y_{T+l-p} + \varepsilon_{T+l} + \theta_1 \varepsilon_{T+l-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{T+l-q}$$

Pour calculer la prévision optimale on calcule l'espérance conditionnelle à l'information disponible à l'instant T de cette expression. On obtient

$$\tilde{y}_{T+l|T} = \Phi_1 \tilde{y}_{T+l-1|T} + \dots + \tilde{\Phi}_p y_{T+l-p|T} + \tilde{\varepsilon}_{T+l|T} + \theta_1 \tilde{\varepsilon}_{T+l-1|T} + \dots + \theta_q \tilde{\varepsilon}_{T+l-q|T}$$

$$\text{avec } \tilde{y}_{T+l|T} = \Phi_1 \tilde{y}_{T+l-1|T} + \dots + \tilde{\Phi}_p y_{T+l-p|T} + \tilde{\varepsilon}_{T+l|T} + \theta_1 \tilde{\varepsilon}_{T+l-1|T} + \dots + \theta_q \tilde{\varepsilon}_{T+l-q|T}$$

avec  $\tilde{y}_{T+j|T} = y_{T+j}$  pour  $j \leq 0$  (on observe les valeurs  $(y_1, \dots, y_T)$ )

$$\text{et } \tilde{\varepsilon}_{T+j|T} = \begin{cases} 0 & \text{pour } j > 0 \\ \varepsilon_{T+j|T} & \text{pour } j \leq 0 \end{cases}$$

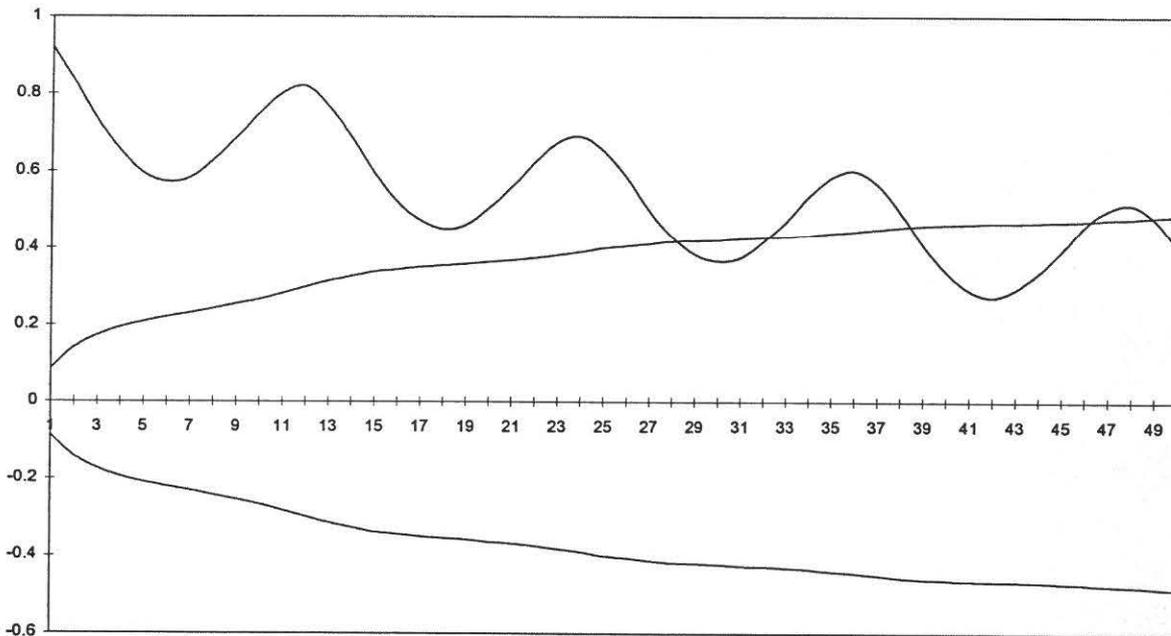
les valeurs futures des  $\varepsilon_t$  sont égales à zéro.

#### Annexe 4. Principes de stationnarisation

Comme nous l'avons détaillé précédemment l'utilisation des méthodes stochastiques nécessitent de travailler sur des processus dits stationnaires. Nous allons détailler la manière de stationnariser une série et de définir un modèle ARIMA en illustrant à partir de la série " abattages de veaux " les différentes étapes d'identification.

Comme il a été observé au regard des premiers graphiques la série « abattages de veaux » n'est pas stationnaire : la moyenne de la série n'est pas constante ainsi que sa variance. Aussi, la série d'origine (notée  $ABATV$ ) est tout d'abord modifiée suivant une transformation logarithmique afin d'obtenir une variance constante (notée  $\log(ABATV_t)$ ). Pour vérifier si cette transformation est suffisante pour rendre la série stationnaire nous étudions la fonction d'autocorrélation de cette série transformée. La figure suivante représente le corrélogramme de la série .

Figure A5. Autocorrélation de la série « abattages de veaux » (en logarithmes)

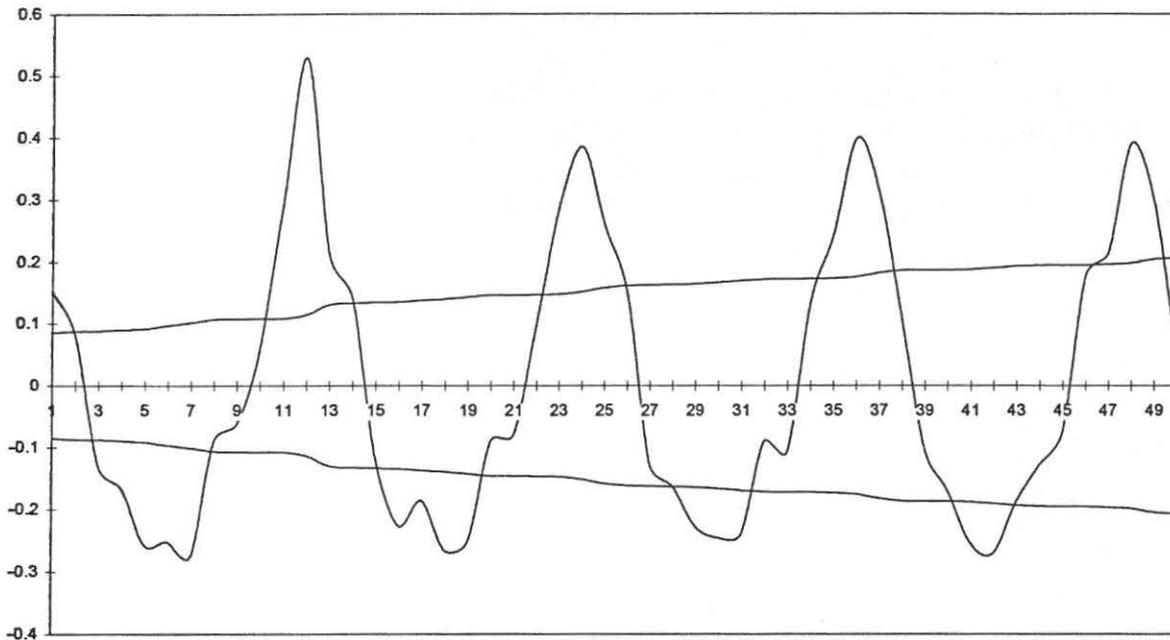


Les deux courbes symétriques autour de l'axe des abscisses définissent l'intervalle de confiance pour l'autocorrélation estimée. Ces deux courbes permettent de déterminer pour chaque décalage k (en abscisses) la valeur du coefficient significativement différente de zéro du coefficient estimée (valeur du t de student approximativement égale à 2). Ainsi, une valeur estimée du coefficient de corrélation extérieure à l'intervalle définit un coefficient significativement différent de zéro.

La très faible décroissance des autocorrélations observée sur la figure précédente confirme la non-stationnarité de la moyenne de la série abattages de veaux. Aussi, l'examen du corrélogramme de la série brute en logarithmes traduit qu'il n'est pas suffisant d'utiliser la transformation logarithmique. Ce résultat n'est pas surprenant car la moyenne de la série n'est pas non plus stationnaire. Les

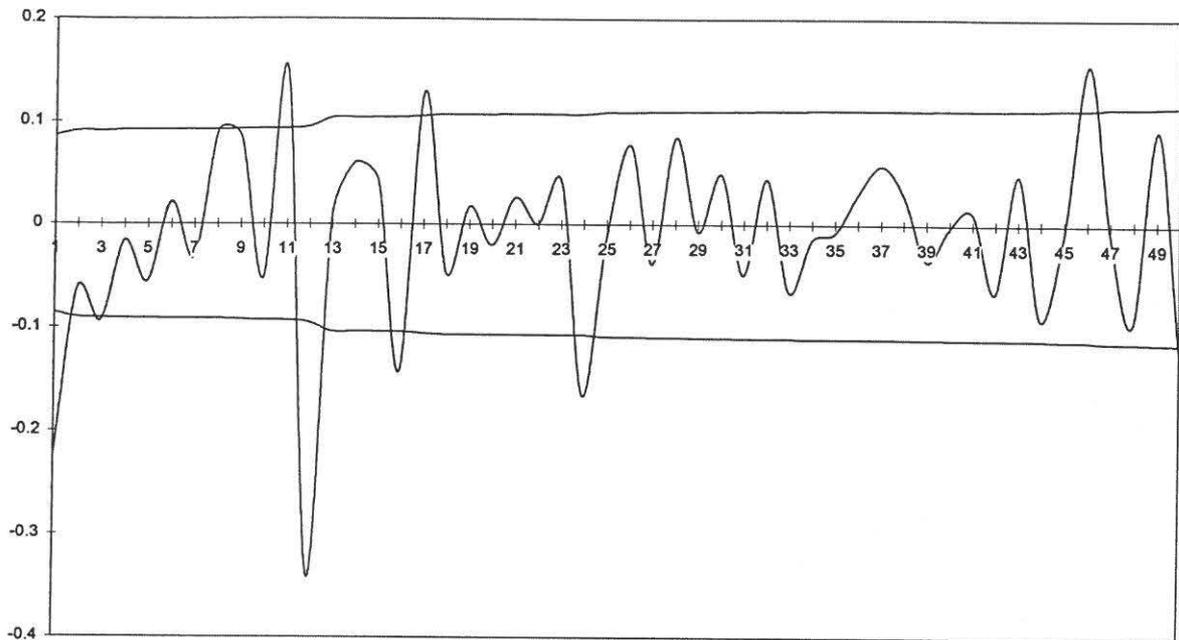
différences premières de la série  $\log(ABATV_t)$  sont donc calculées. Le corrélogramme de cette nouvelle série est présenté sur la figure suivante.

**Figure A6. Autocorrélation de la série « abattages de veaux » (différences premières du logarithme)**



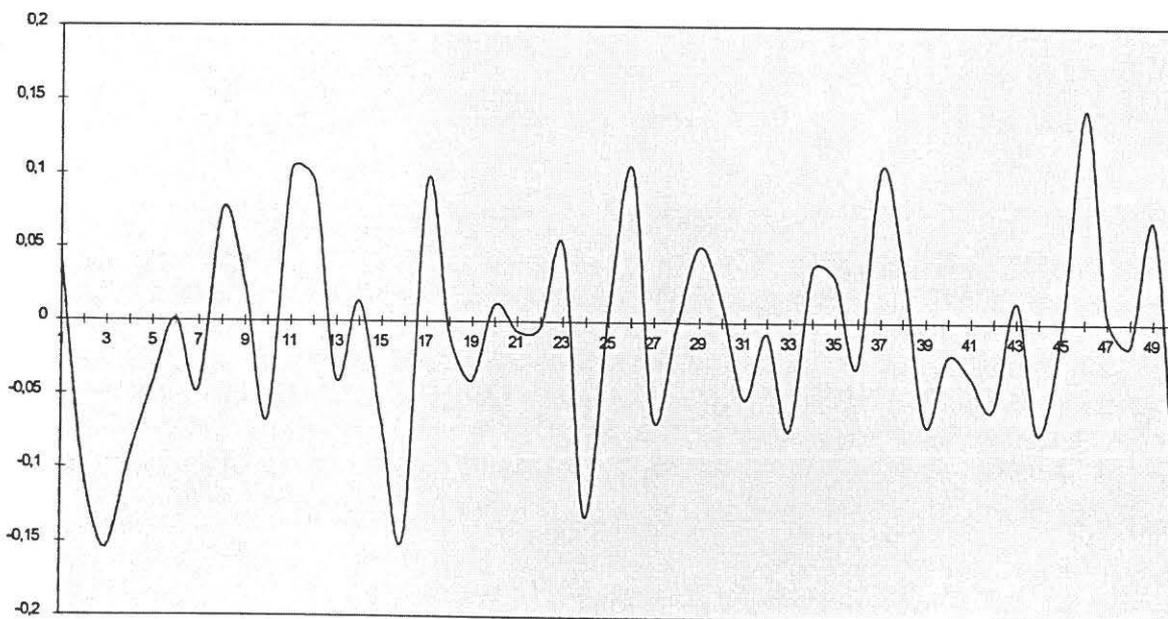
Ce graphique montre que la part saisonnière est non-stationnaire puisque la non-décroissance de l'autocorrélation entre les retards 12 et 24 est faible. Il faut donc différencier saisonnièrement c'est-à-dire la série  $(1 - B)(1 - B^{12})\log(ABATV_t)$  est calculée où B représente l'opérateur retard. La fonction d'autocorrélation de cette série est représentée sur la figure suivante :

**Figure A7. Autocorrélation de la série « abattages de veaux » (différences premières et saisonnières du logarithme)**



Sur cette figure, on remarque qu'il subsiste des pics significatifs de la fonction d'autocorrélation des différences premières non saisonnières et saisonnières aux retards 1, 11, 12, 17 et 24. Ces pics laissent suggérer l'existence de moyennes mobiles d'ordre 1 saisonnières et non saisonnières. Un modèle sarima est estimé (voir l'annexe 4 pour la présentation analytique).

**Figure A8. Autocorrélation des résidus (série « abattages de veaux », modèle sarima)**



## Annexe 5. Statistiques des variables utilisées dans les estimations

### Equation des abattages de veaux

Les tableaux présentent pour les différentes périodes d'estimation les moyennes, les écart-types et les valeurs extrêmes des variables utilisées dans les estimations.

#### Statistiques sur la période 1965 à 1998

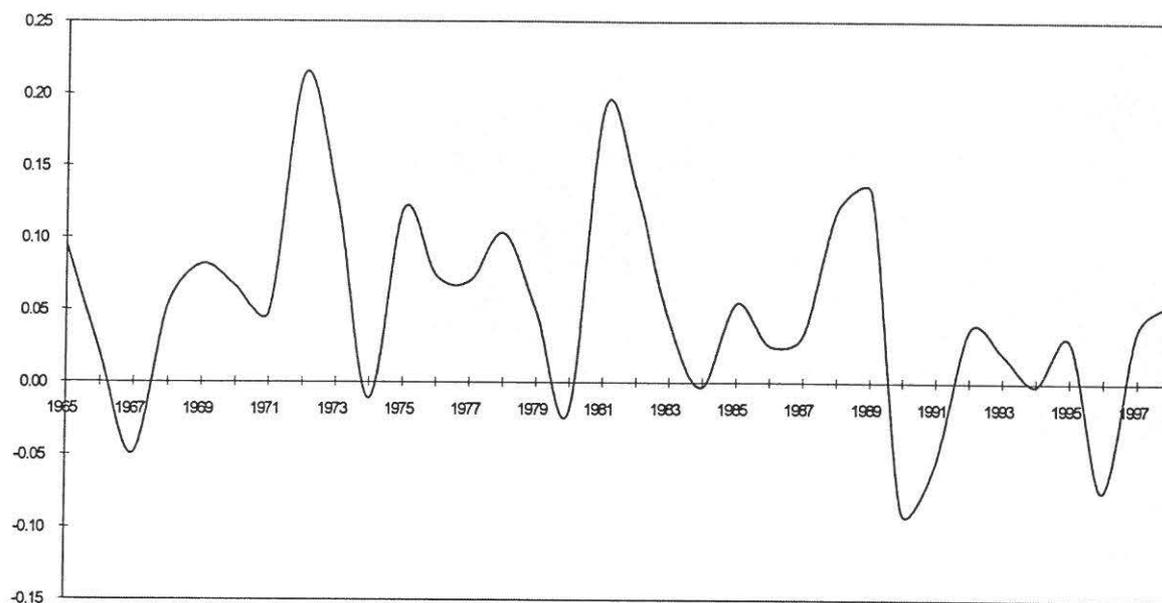
	Moyenne	Ecart-type	Valeurs maximales	Valeurs maximales
Ecart à la tendance	-0.009	0.645	-1.645	1.215
Tendance	26.0155	3.210	19.425	29.329
Vaches	9581.997	618.908	8494.	10285.799
Vaches laitières	6524.585	1250.813	4436.	7830.
Vaches nourrices	3057.441	689.357	2068.	4164.
Consommation	130.287	11.179	101.625	143.368
Variation anticipée des prix	0.0505	0.0687	-0.088	0.213

#### Statistiques sur la période 1965 à 1992

	Moyenne	Ecart-type	Valeurs maximales	Valeurs maximales
Ecart à la tendance	-0.0086	0.713	-1.645	1.215
Tendance	27.203	2.044	22.38	29.329
Vaches	9781.711	480.7423	8574.	10285.799
Vaches laitières	6940.032	946.1963	4642.	7830.
Vaches nourrices	2841.714	553.3903	2068.	3932.
Consommation	27.799	1.8913	24.232	30.526
Variation anticipée des prix	0.0591	0.0704	-0.088	0.213

Enfin nous représentons graphiquement l'évolution de la variable taux anticipé des prix. Ce facteur explicatif est construit de la manière suivante :  $\Delta p^* = (p_t^* - p_{t-1}) / p_{t-1}$ . Si ce taux est négatif quand une baisse des prix est anticipée, positif si une augmentation des prix est prévue.

Figure A9. Taux anticipé de variation des prix - Série " prix des veaux"



#### Equation des abattages de gros bovins

Les tableaux présentent pour les différentes périodes d'estimation les moyennes, les écart-types et les valeurs extrêmes des variables utilisées dans les estimations.

#### Statistiques sur la période 1972 à 1998

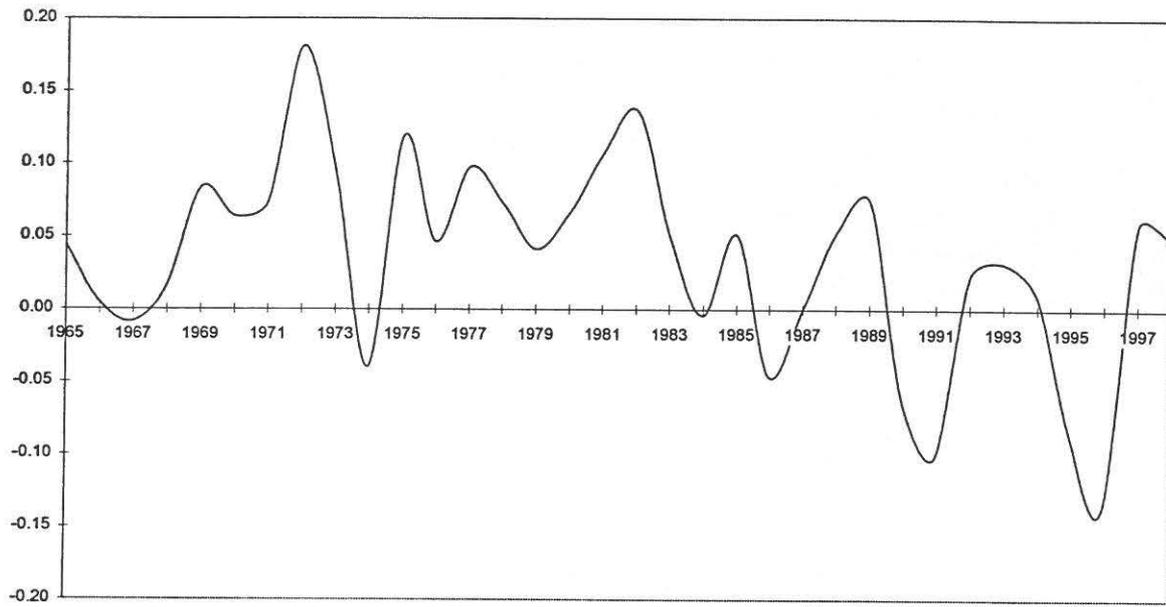
Variabes	Moyenne	Ecart-type	Valeurs maximales	Valeurs maximales
Ecart à la tendance	-0.158	4.181	-7.946	8.507
Tendance	117.220	7.724	94.825	128.103
Variation anticipée des prix	0.0326	0.075	-0.136	0.181
Niveau de prix	941.299	243.805	479.396	1274.153
Vaches	9510.899	671.846	8494.000	10285.799
Vaches laitières	6233.337	1244.314	4436.000	7746.299
Vaches nourrices	3277.600	597.378	2279.399	4164.000
Animaux de deux ans	4215.000	299.136	3642.000	4939.100
Animaux de trois ans	2862.237	312.108	2435.000	3314.699

#### Statistiques sur la période 1965 à 1989

Variabes	Moyenne	Ecart-type	Valeurs maximales	Valeurs maximales
Ecart à la tendance	-0.113	4.118	-7.946	8.507
Tendance	108.875	14.628	79.195	128.104
Variation anticipée des prix	9905.476	329.130	9084.	10285.799
Niveau de prix	0.055	0.054	-0.046	0.181
Vaches	722.939	338.109	305.729	1274.153
Consommation	101.444	12.559	75.607	115.058

Nous représentons graphiquement l'évolution de la variable taux anticipé des prix des gros bovins.

**Figure A10. Taux anticipé de variation des prix - Série " prix des gros bovins"**



## Equations de la production de veaux

Les équations pour la production de veaux mesurée en terme de production indigène

Variables explicatives	Equation du cycle	Equation de la tendance
Constante	-6,946 (-2,05)	4,079 (0,524)
$(pveau_t^* - pveau_{t-1}) / pveau_{t-1}$	-5,895 (-4,16)	$-0,414 \cdot 10^{-3}$ (0,34)
$pveau_t^*$		
Vachetot <sub>(t-1)</sub>	$0,732 \cdot 10^{-3}$ (2,55)	$0,238 \cdot 10^{-3}$ (3,17)
Dummy92	0,556 (1,42)	-0,203 (0,28)
Dummy84	0,175 (0,63)	0,448 (0,65)
$\bar{R}^2 = 0,482$	0,44	0,80
Durbin-watson	2,05	2,12

## Equations de la production de gros bovins

Variables explicatives	Equation du cycle	Equation de la tendance
Constante	-6,946 (-2,05)	4,079 (0,524)
$(pveau_t^* - pveau_{t-1}) / pveau_{t-1}$	-5,895 (-4,16)	$-0,414 \cdot 10^{-3}$ (0,34)
$pveau_t^*$		
vachetot <sub>(t-1)</sub>	$0,732 \cdot 10^{-3}$ (2,55)	$0,238 \cdot 10^{-3}$ (3,17)
dummy92	0,556 (1,42)	-0,203 (0,28)
dummy84	0,175 (0,63)	0,448 (0,65)
$\bar{R}^2 = 0,482$	0,44	0,80
durbin-watson	2,05	2,12

## Références

- Beveridge S., Nelson C., (1981). A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the « Business Cycle », *Journal of Monetary Economics*, N°7, pp. 151-174.
- Borosh I., Talpaz H., (1975). Multi-frequency cobweb model : decomposition of the hog cycle : comment. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.57, N°1.
- Boutonnet J-P, (1998) Marché des viandes, les clés de l'évolution, Déméter 1999, Economie et stratégie agricoles, Armand Colin, 57-121.
- Bresson G., Pirotte A., (1995). *Econométrie des séries temporelles* PUF.
- Brookfield D., (1991). Structural Relationships in UK Store Livestock Markets. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 42, n°1, Janv.91.
- Chavas J.M., Holt M.T., (1991). On Nonlinear Dynamics :The Case of the Pork Cycle. *American Agricultural Economics Association*, Août, Vol. 73, n°3.
- Chavas, J.P., Klemme R.M., (1986). Aggregate Milk Supply Response and Investment Behavior on U.S. Dairy Farms. *American Journal Agricultural Economics* 68, Février, 55-66.
- Eckstein, Z., (1984). A rational expectations model of agricultural supply. *Journal of Political Economy*, 92, 1-19.
- Ezekiel M. (1938). The Cobweb Theorem, *Quarterly Journal of Economics*, 52, 255-280.
- Fama E.F. (1965). Random Walks in stock market prices, *Financial Analysts Journal*, Septembre-Octobre,.
- Foster, K.A., Burt O.R., (1991). A Dynamic Model of Investment in the U.S. Beef-Cattle Industry. *Journal Business and Economic Statistics* 10, 4, :419-426.
- Gelb A.H., (1979). A Spectral Analysis of Coffee Market Oscillations. *International Economic Review*, Vol.20, N°2, June.
- Gordon C., Rausser C., Cargill T.F., (1970). The Existence of Broiler Cycles : An Application of Spectral Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 32, 109-121.
- Harvey A.C. (1989). *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.
- Hayes Dermot J., Schmitz A., (1987). Hog Cycles and Countercyclical Production Response. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 69, N°4.
- Hodrick R., Prescott E. (1980). Post-War U.S. Business Cycles : An Empirical Investigation, *Carnegie Mellon University, Manuscript*.

- Holt M.T., Johnson S.R., (1988). Supply Dynamics in the U.S. Hog Industry. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 36, 313-335.
- Chao H-P., 1998 Regime Switching in US livestock cycles, AAEA annual meeting, North Carolina State University, mai, 14 p.
- Jarvis, L.S., (1974). Cattle as Capital Goods and Ranchers as Portfolio Managers : An Application to the Argentine Cattle Sector. *Journal Political Economics* 82, Mai/Juin, 489-520.
- Jumah A., Kunst R.M., (1996). Forecasting seasonally cointegrated systems: supply response of the Austrian breeding sow herd. *European Review of Agricultural Economics*, Vol.23-4.
- Kornai G., (1981). Has the Hog Cycle Ceased to Exist ?, An econometric model of the Hungarian pig farming. *Acta Oeconomica*, Vol. 26 (3-4), 369-388.
- Kulshreshtha S.N. (1976). An analysis of the Canadian Cattle Supply using Polynomial Distributed Lags. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 24, 2, 1-14.
- Labys W.C., Badillo D., Lesourd J.B., (1998). Cycles à moyen terme des prix mondiaux des matières premières agricoles. *Economie Rurale*, 243, janvier-février.
- LaFrance, Jeffrey T., and Osacar R. Burt, (1983). A Modified Partial Adjustment Model of Aggregate U.S. Agricultural Supply. *West Journal of Agricultural Economics*, 8, 1-12.
- Le Roux Y., (1996). Les délais d'ajustement de la production de viande bovine à la suite de modifications économiques, *INRA Sciences Sociales "Consommation, commerce et production de viande bovine : tendances et structures"*, 3, Mai.
- Long, John B., Plosser C.I., (1983). Real Business Cycles. *Journal of Political Economy*, 91, 39-69.
- Marsch J.M., (1994). Estimating Intertemporal Supply Response. *American Journal of Agricultural Economics*, n°76, 444-453.
- Martin L., Garcia P., (1981). The price forecasting performance of futures markets for live cattle and hogs : A disaggregated analysis. *American Journal of Agricultural Economics* 63, 209-215.
- Martin L.J., Haack R. (1977). Beef Supply Response in North America. *Canadian Journal of Agricultural Economics* , 25, 3, 29-47.
- Mathews, K., Hahn W., Nelson K. Duewer L. Gustafson R., (1999) U.S Beef Industry: Cattle cycles, Prices Spreads and Packer Concentration, Market and Trade Economics Division, Economic Research Service, U.S Department of Agriculture. Technical Bulletin. n° 1874, 44p.
- Mathews A., Keeny M., Frawley J., (1998). Direct payments and the future of beef production in Europe". *L'avenir à long terme du secteur de la viande bovine*", 56<sup>ème</sup> séminaire EAAE, 251-261.
- Mundlak Y., Huang H., (1996). International Comparisons of Cattle Cycles. *American Journal Agricultural Economics*, 78, 4, 855-868.

Mundlak Y., Huang H., Favaro E., (1995). On the Production Economics of Cattle, *TMD Discussion Paper n°6*.

Muth J., (1961). Rational Expectation and the Theory of Price Movements. *Econometrica* 29, 315-335.

Nerlove M., Formari I., (1998). Quasi-rational expectations, an alternative to fully rational expectations : An application to US beef cattle supply. *Journal of Econometrics* 83, 129-161.

Nerlove M., Grether D., Carvalho J.L., (1979). *Analysis of Economic Time series*, New York. Academic Press.

Rentlinger S., (1966). Short-run beef supply response, *Journal of Farm Economics*, n°48, 4, 1909-1919.

Rosen, S., (1986). Dynamic animal economics. *American Journal of Agricultural Economic* 68, 547-557.

Rosen, S., Murphy, K.M., Scheinkman, J.A., (1994). Cattle cycles. *Journal of Political Economy* 102, 3, 468-492.

Rucker, Randal R., Burt, Oscar R. and LaFrance, Jeffrey T. (1984) An Econometric Model of Cattle Inventories. *American Journal Agricultural Economics*, 66 ,Mai, 131-144.

Talpaz H., 1974, Multi-Frequency Cobweb Model : Decomposition of the Hog Cycle, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.56, N°1.

Whipple, G.D., Menkhaus D.J., (1989). Supply Response in the U.S. Sheep Industry. *American Journal Agricultural Economics* 71, Février, 117-135.

Williams J.C., Wright B.D., (1991). *Storage and Commodity Markets*, Cambridge: Cambridge University Press