



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Les fluctuations des prix du blé lors des crises céréalières (1519-1872)

P. SAINT-AMOUR

Dans son article sur la démographie et les crises de subsistance repris dans *Études d'histoire économique* (1971), Jean Meuvret a mis en lumière l'intensité des chocs céréaliers qui ont secoué la région parisienne au début de la période moderne. En confrontant aux fluctuations du prix du froment un « indice caractéristique » des crises qui rapportait le nombre des décès à celui des conceptions, l'auteur soulignait l'incidence des brusques hausses du cours des céréales sur la population. Il constatait également que lors des « disettes larvées » de la deuxième moitié du XVIII^e siècle, le lien entre les mouvements de prix et l'impact sur la population s'était considérablement brouillé. C'était à ses yeux une « grande révolution » dont l'analyse reste encore à faire. Bien que les oscillations brusques du cours des grains demeurent, on ne peut plus alors parler de famine, et même le terme de disette va tendre à devenir inadéquat. Les conclusions auxquelles était arrivé Jean Meuvret ont depuis été critiquées mais il semble acquis que, d'une manière ou d'une autre, l'intensité des crises se soit graduellement atténuée.

L'étude des registres de prix locaux (les mercuriales) révèle que ce n'est qu'au dernier tiers du XIX^e siècle que les hausses brusques des cours ont définitivement disparu. Vers 1875, les fluctuations des prix des céréales prennent enfin l'allure plus modérée des oscillations modernes. Pour autant, on ne saurait se limiter à l'hypothèse d'une réduction linéaire et continue de la volatilité des prix tout au long de la période. Au XVII^e siècle, la très rapide expansion du marché parisien s'est heurtée à une évolution beaucoup moins dynamique de la production et de la distribution. Le contraste entre une demande fortement inélastique en pleine croissance et une offre essentiellement régionale qui demeure soumise à des ratés périodiques est alors saisissant. En période de pénurie, la difficulté de recourir à des sources « relais » se traduit par une explosion des cours qui frappe, tant par son amplitude que par sa durée. Face à l'insuffisance d'un arbitrage local, l'appel des hauts prix à Paris a peine à se faire entendre hors de la zone traditionnelle d'approvisionnement, ce qui reflète toute l'importance des barrières segmentant les marchés. Au contraire, à mesure que le réseau d'échanges s'est étendu et a assuré ses ramifications, les fortes oscillations de prix se sont réduites. L'impact immédiat sur les prix d'une mauvaise récolte s'est non seulement atténué, mais on y a aussi répondu plus rapidement et de manière plus efficace ; pour être plus précis, parce que la réponse de l'offre devient plus prompte, les oscillations apparaissent moins prononcées.

Bien que la baisse absolue de la volatilité des prix de crise ressorte d'un simple examen graphique, l'étude comparative de l'intensité des déviations par rapport aux mouvements habituels aux différentes périodes demeure, quant à elle, difficile. En effet, la définition de ce qui caractérise une oscillation normale et de ce qui la distingue d'une crise reste vague. Pour cette raison, la construction d'un « indice caractéristique » au niveau des prix est une opération semée d'embûches. En soi, un prix de crise apprendra peu de choses s'il n'est confronté à un prix que l'on peut associer à un ensemble de conditions de production et de consommation ordinaires. Or la

volatilité inter-annuelle des cours des céréales, même en l'absence de pénurie, rend la définition d'un niveau caractéristique hasardeuse.

L'objectif de cet article consiste à aborder cette difficulté en présentant un coefficient calculé par estimation économétrique. Le principe de base qui régit l'exercice consiste à admettre qu'une oscillation de crise est le résultat de l'interaction de deux composantes : un mouvement normal et une partie reliée aux conditions de disette. On envisage donc de séparer ces deux éléments afin d'identifier clairement l'amplitude de la déviation reliée à l'insuffisance des récoltes. De plus, on espère ainsi mieux comprendre et mesurer les étapes des crises et les oscillations intermittentes entre les hausses et les chutes vertigineuses qui caractérisent le début et la fin des chocs. Plus généralement, on fera ressortir les différentes étapes de la réduction de la volatilité des prix derrière lesquelles on entrevoit le processus d'intégration des marchés « extérieurs » au marché parisien.

La méthodologie qui est développée repose sur la réalisation de deux étapes. On utilise d'abord les modèles autorégressifs ARIMA (*autoregressive integrated moving average*) pour identifier statistiquement les prix extrêmes. Dans un deuxième temps, on procède à l'estimation directe de la composante de crise de l'oscillation en tenant compte des caractéristiques propres à la série (trend, liens entre les mouvements à court terme, variance non constante).

Ce sont les cours du blé qui sont étudiés ici. Le froment occupe en effet une place à part. Il est le plus cher de tous les grains panifiables mais aussi, pendant la totalité de la période étudiée (début XVI^e-fin XIX^e siècle), il constitue la base de l'alimentation des habitants de la capitale où il est la céréale la plus commercialisée. La série utilisée provient de trois sources différentes se rapportant à la région parisienne⁽¹⁾. Ce choix a été dicté par l'absence de données continues couvrant toute la période. Les moyennes annuelles ont été établies en fonction de l'année-récolte (août-juillet), et les prix exprimés en système décimal constant. Comme Meuvret l'avait signalé, l'importance variable de l'arbitrage inter-récolte réduit la représentativité de l'année civile et il convient plutôt de se référer au cycle agricole.

APPORTS ET JUSTIFICATION DE LA MÉTHODOLOGIE : LA MISE EN ÉVIDENCE DES CRISES

Devant l'absence de données précises et longues sur les récoltes et les consommations, les historiens-économistes refusent, en règle générale, d'aborder de front la définition d'un prix moyen normal. On a plutôt eu recours à des approximations ou des substituts tels que les cours enregistrés

⁽¹⁾ On a utilisé les séries établies par M. Baulant et J. Meuvret pour Paris jusqu'en 1698. Pour les années ultérieures, on a admis que l'information détaillée qui fait alors défaut pour la capitale pouvait être remplacée par les séries voisines publiées par J. Dupâquier, M. Lachiver et J. Meuvret et par E. Labrousse, R. Romano et F. G. Dreyfus.

dans la période précédant ou suivant une crise dont les limites temporelles étaient considérées comme bien balisées. On a aussi utilisé un prix « artificiel » calculé par un procédé de lissage des pointes de crise tel que les moyennes ou les médianes mobiles qui permettent de faire ressortir la tendance cyclique, et de longue durée, en atténuant les fluctuations. Mais ces méthodes d'érosion des chocs sont difficilement applicables sur de longues périodes sans introduire de biais. De même l'utilisation des cours précédant ou suivant la crise présentent des défauts non négligeables si on veut y recourir de manière systématique pour comparer les crises.

Ainsi, des conditions propices au déclenchement d'une disette (série de mauvaises récoltes, climat social ou politique tendu) se reflèteront inmanquablement dans des prix élevés précédant le choc. Par contre, dans le cas d'une crise totalement imprévue, on observera des cours nettement plus bas dans l'année antérieure utilisée comme période de référence. Comparant les oscillations de ces deux types de cas, on serait alors tenté de considérer le premier comme moins intense que le second.

Le prix *ex-post* demeure également inadéquat dans la mesure où il correspond parfois (mais pas toujours) à un marché inondé par des arrivages de grains attirés par les hauts prix. La solution de rechange consistant à élargir l'intervalle de référence est tout aussi insatisfaisante. Les chocs survenant à intervalles irréguliers, on ne peut définir un intervalle-étalon associé à des conditions normales de production et d'approvisionnement des marchés.

Une autre approche consiste à utiliser des techniques de lissage telles que les moyennes mobiles centrées (MMC) ou encore les doubles exponentielles (DE). On obtient un degré d'érosion plus ou moins prononcé des pointes en faisant varier certains paramètres tels que l'intervalle utilisé pour les MMC. Bien que ces méthodes soient relativement efficaces pour éliminer la variabilité à court terme d'une série et en faire ressortir les autres composantes fondamentales, leur application à de longues suites de prix moyens par année-récolte comporte certaines difficultés, en raison notamment de l'intensité des pics obtenus lors des chocs et de l'absence de régularité dans les périodes écoulées entre les différentes crises.

Les prix de référence, qu'ils soient *ex-ante* ou *ex-post*, tout comme les méthodes de lissage conventionnelles ont donc été délaissés au profit des différentes techniques d'analyse applicables aux séries temporelles. Devant l'absence de données couvrant toute la période sur les quantités, les récoltes et les conditions climatiques – données qui auraient permis la construction d'un modèle économétrique – on a cherché à identifier un prix normal du blé à partir des propriétés statistiques inhérentes aux séries.

La procédure généralement utilisée pour mesurer l'amplitude des mouvements de prix en période de crise consiste à repérer, de façon neutre, les années de crise, puis à estimer l'intensité de la déviation pour ces années. Or cette méthode a le défaut de reposer sur une interprétation arbitraire et subjective de la part du chercheur de ce qui lui paraît être

une année de crise. C'est pourquoi nous retiendrons ici une approche assez différente. Elle consiste à identifier les périodes d'oscillations extrêmes à partir d'un critère particulier. Ce critère permet ainsi de distinguer entre une variation de prix normale et une variation de prix de crise. La méthode proposée repose sur l'utilisation des modèles autorégressifs à moyenne mobile intégrée dits modèles ARIMA. Issus des techniques d'analyse des séries temporelles, ceux-ci permettent de modéliser le comportement d'une série erratique (telle que celle des prix des céréales) à partir de son propre passé, sans avoir recours à des variables explicatives exogènes (climat, prix des produits substitués).

Modélisation des séries de prix

L'autocorrélation d'une série chronologique donnée est généralement expliquée par le fait qu'un mouvement dans la série, enregistré à une période t , est souvent le fruit des oscillations précédentes aux périodes $t - 1$, $t - 2$, etc. En ce sens, le système comporte une forme d'inertie où les effets d'une impulsion quelconque se font ressentir sur un certain nombre de périodes.

Dans le cas qui nous intéresse, on peut associer l'autocorrélation dans la série des prix du blé à des facteurs comme les liaisons entre récoltes successives, qui découlaient notamment de la mise en réserve des grains d'une année pour les semences de l'année suivante (par exemple : une mauvaise récolte entraîne des prix élevés, et réduit les grains affectés aux prochains labours au profit de la consommation immédiate). De tels phénomènes affectent la série des cours. Ils provoquent son mouvement erratique, que celui-ci soit « normal » ou de « crise ». En effet, une hausse brusque qui marque le début d'une disette comportera une partie « normale » associée aux mouvements enregistrés précédemment, et une partie « de crise » qui est liée à l'insuffisance de la récolte courante.

Ces composantes « normales » et de « crise » peuvent être identifiées économétriquement grâce aux modèles ARIMA développés par Box et Jenkins (1976). Ces modèles mettent en évidence les caractéristiques de la trajectoire d'une série de prix et permettent donc de mieux mesurer l'oscillation de crise proprement dite. En termes techniques, un modèle ARIMA (p, d, q) est défini comme le rapport de deux polynômes en opérateurs retard affectant le terme d'erreur U_t d'une série stationnaire X_t :

$$(1 - a_1 L - \dots - a_p L^p) Y_t = b_0 + (1 + b_1 L + \dots + b_q L^q) U_t$$

soit :

$$a(L)Y_t = b_0 + b(L)U_t \quad (1)$$

où a_i et b_i sont des paramètres à estimer,

L est l'opérateur retard ($L^k X_t = X_{t-k}$),

U_t est un résidu de type bruit blanc ($0; \sigma_u^2$),

Y_t représente la différence d'ordre d de la série initiale

X_t : $Y_t = (1 - L)^d X_t$.

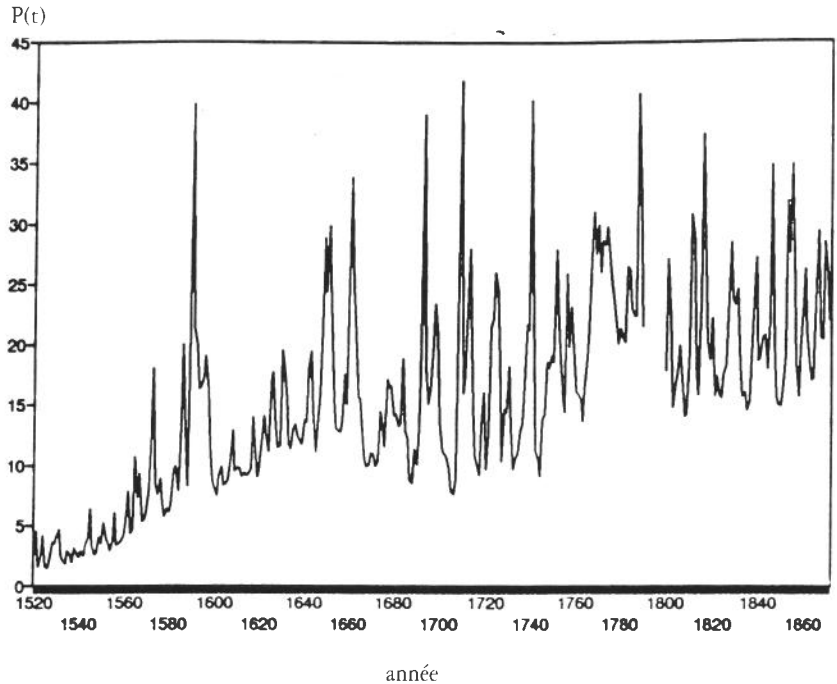
Cette différence permet de transformer la série initiale X_t de façon à la rendre stationnaire.

La construction du modèle ARIMA d'une série donnée X_t nécessite :

- la détermination du nombre de différentiations d nécessaires pour rendre la série X_t stationnaire,
- l'identification de la valeur de p et q ,
- l'estimation des paramètres du modèle,
- la vérification (ou validation) de l'adéquation du modèle estimé.

Le détail de chacune de ces étapes est précisé en annexe.

Graphique 1.
Prix du blé en
région parisienne,
1519-1872

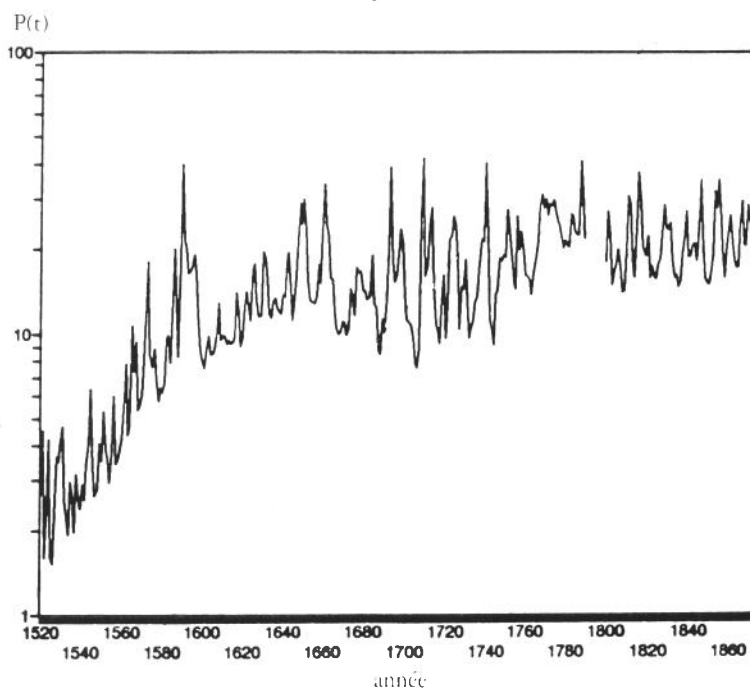


L'examen de la série du prix du blé en région parisienne révèle que cette série est non stationnaire et que sa variabilité évolue dans le temps. Comme l'indique le graphique 1, la représentation des prix nominaux fait ressortir une relative stabilité dans la première partie du XVI^e siècle. Ce calme apparent est cependant trompeur si l'on considère le fort mouvement de fond à la hausse qui caractérise cette période. A l'opposé, les mouvements brusques du XIX^e siècle apparaissent plus impressionnants qu'ils ne le sont réellement, les prix nominaux ayant atteint un niveau élevé au cours du XVIII^e siècle.

La stabilisation de la variance est un préalable nécessaire à l'analyse économétrique d'une série, car les méthodes du maximum de vraisemblance ou des moindres carrés ordinaires sont en général attirées par les volatilités fortes. Les correctifs les plus souvent utilisés pour réduire la variance sont la transformation logarithmique ou la racine carrée. Nous retenons ici la première procédure pour des raisons purement pratiques

d'interprétation des résultats. En effet, la dérivée première du logarithme d'une série mesure le changement en pourcentage entre deux périodes. Ainsi, lors des transformations visant à stationnariser la série, la différenciation des prix produira une série de mouvements exprimés en pourcentages dont l'interprétation sera grandement facilitée. De plus, l'estimation des paramètres de déviation des prix de crises se fera en termes d'élasticité. Enfin, lorsqu'elle est combinée aux transformations visant à stationnariser la série, cette démarche présente l'avantage de minimiser l'impact des changements dans les unités de mesure ou monétaires en localisant leurs effets dans le temps.

Graphique 2.
Prix du blé (log) en
région parisienne,
1519-1872



On note dans le graphique 2 que la transformation logarithmique parvient à stabiliser de manière efficace la variance, en réduisant la volatilité en fin de série tout en rétablissant celle des prix du XVI^e siècle. Les changements de variance qui subsistent sont liés aux facteurs endogènes du marché céréalier, et c'est leur mesure précise qui constitue le but du présent article.

La variance de la série étant stabilisée, la seconde transformation consiste à stationnariser la série elle-même. Les graphiques 1 et 2 ont clairement fait ressortir la tendance à la hausse des prix du blé. De plus, sur la période 1519-1790, l'analyse du corrélogramme de la série prise en logarithme $\text{Log} P(t)$ révèle que cette série n'est pas stationnaire. En revanche, la différence première de cette série : $\Delta \text{Log} P(t) = (1 - L) \text{Log} P(t)$ apparaît stationnaire. Les autocorrélations sont en effet non significativement différentes de zéro au-delà du deuxième retard. On considère donc que la série du logarithme des prix est stationnarisée par une différence première

($d = 1$). Au contraire, pour la période 1800-1872, le logarithme de la série apparaît immédiatement stationnaire ($d = 0$).

L'examen des corrélogrammes d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle permet de retenir les modèles suivants :

Pour la période 1519-1790, on peut identifier *a priori* deux modèles valables, un ARIMA (0,1,2) et un ARIMA (2,1,0). Pour la période 1800-1872, les modèles ARIMA (0,0,1) et ARIMA (2,0,0) apparaissent acceptables. Ces procédures d'identification des retards p et q peuvent conduire à retenir plusieurs configurations valables. Box et Jenkins (1976) recommandent le critère de parcimonie dans le choix de la spécification retenue, ce qui revient à retenir, parmi plusieurs modèles « équivalents », celui faisant intervenir le plus petit nombre de paramètres.

L'estimation des différents modèles est réalisée par moindres carrés ordinaires. La phase de vérification est ensuite basée sur les tests de Ljung-Box effectués à partir de la fonction d'autocorrélation des résidus des modèles estimés.

L'analyse des résidus des différents modèles initialement proposés pour les séries 1519-1790 et 1800-1872 fait ressortir des Ljung-Box satisfaisants mais laissant place à des améliorations possibles. L'essai de modèles plus élaborés a donné lieu à une seconde sélection dont les principaux résultats sont présentés dans le tableau 1.

Tableau 1.
Résultats
des différents
modèles ARIMA

Spécification	R ² Corrigé	Ecart type	Ljung-box (12)	Ljung-box (24)	Ljung-box (36)	Ljung-box (48)
1. Période 1519-1790						
ARIMA (0,1,3) × (0,0,1)8	0,84	0,28	0,84	0,85	0,56	0,86
ARIMA (1,1,2) × (0,0,1)8	0,84	0,28	0,89	0,86	0,54	0,83
ARIMA (2,1,1) × (0,0,1)8	0,84	0,28	0,65	0,64	0,32	0,61
2. Période 1800-1872						
ARIMA (0,0,1)	0,34	0,20	0,85	0,50	0,56	0,55
ARIMA (0,1,3)	0,32	0,20	0,78	0,54	0,64	0,80
ARIMA (2,0,0)	0,38	0,19	0,92	0,71	0,79	0,80

Note : ARIMA (p,d,q) × (r,s,t)# ou :
p = degré AR
d = degré de différenciation ord.
q = degré MA
r = degré AR saisonnier
s = degré de différenciation saisonnier
t = degré MA saisonnier
= degré de saisonnalité (en années)

Pour les deux séries, les trois modèles choisis pour chaque période présentent des qualités relativement similaires. Cependant, l'étude des corrélogrammes révèle que les modèles ARIMA (1,1,2) × (0,0,1)8 pour la

période 1519-1790, et ARIMA (2,0,0) pour la période 1800-1872, parviennent le mieux à rétablir l'indépendance des erreurs.

Repérage des périodes de crises

Les corrélogrammes des résidus estimés de ces modèles révèlent que ces derniers corrigent l'autocorrélation des séries et les ramènent à un bruit blanc stationnaire distribué de façon indépendante.

Ces deux séries de résidus exprimables selon

$$U_t = \frac{a(L)}{b(L)} \cdot Y_t - \frac{b_0}{b(L)}$$

d'après l'équation (1), peuvent maintenant être analysées afin de déceler la présence de valeurs aberrantes. Cette étape permettra d'identifier les années où les déviations des prix sont les plus fortes.

On utilise généralement les tests asymptotiques (calculés à partir des coefficients d'asymétrie et d'aplatissement) de normalité de la distribution pour déterminer les valeurs extrêmes d'une série. Pour un niveau de significativité choisi, l'hypothèse de normalité est rejetée si les probabilités marginales sont inférieures au seuil retenu. Ces tests sont très sensibles à la présence de valeurs aberrantes qui tendent à infirmer l'hypothèse normale. Par conséquent, ils apparaissent comme particulièrement appropriés dans l'identification des années de crise.

Au vu des résidus ARIMA, il apparaît que l'on peut rejeter l'hypothèse d'une distribution sous-jacente normale pour ce qui est de la première période où les probabilités marginales sont inférieures aux valeurs critiques dans les tests. Les résultats sont moins concluants pour les prix de 1800 à 1872. Cependant, on note que le niveau de significativité du coefficient d'asymétrie est faible, suggérant la possibilité de retrouver des valeurs extrêmes.

Une première classification des résidus les plus forts est effectuée en utilisant le rapport du résidu calculé et de l'écart-type de la série blanche. Ce facteur permet de standardiser l'interprétation des oscillations résiduelles. Les résultats de cette analyse sont donnés dans le tableau 2.

Une distribution normale étant caractérisée par le fait que 95 % des observations sont comprises entre $\pm 2,0$ écarts-types de la moyenne, on considèrera ici comme « forte » une déviation de plus de 2,5 écarts-types et comme « extrême » une déviation égale ou supérieure à trois écarts-types. Sous ces conventions, le tableau 2 montre que seules les années 1590 et 1708 se trouvent dans ce dernier cas. Les années 1573, 1693, 1740, 1589 et 1565 sont également considérées comme ayant des résidus importants. Pour ce qui est du XIX^e siècle, l'année 1855 est celle où le résidu est le plus élevé. En particulier, la crise d'alors surpasse celles des années 1846, 1853 et 1816. On ajoutera que l'étude des résidus ARIMA

Tableau 2.
Résidus ARIMA
1519-1872

Année récolte	Prix observé	Prix calculé	Résidus blanchis	Résidus écart-type	Caractéristiques
1590	3,69	2,55	0,90	3,36	Extrême
1708	3,24	2,50	0,85	3,16	
1573	2,89	1,86	0,77	2,88	Fort
1693	3,66	2,68	0,73	2,72	
1740	3,70	2,86	0,72	2,68	
1589	2,88	2,34	0,71	2,66	
1565	2,37	1,71	0,66	2,47	
1788	3,71	3,21	0,55	2,06	Modéré
1586	3,00	2,33	0,54	2,02	
1709	3,73	2,84	0,54	2,01	
1551	1,66	1,12	0,52	1,95	Normal
1545	1,85	1,18	0,52	1,92	
1660	3,23	2,74	0,50	1,86	
1567	2,24	1,61	0,49	1,82	
1630	2,97	2,53	0,48	1,81	
1756	3,26	2,91	0,46	1,73	
1625	2,83	2,41	0,46	1,70	
1599	2,17	2,67	-0,43	-1,60	Normal
1720	2,26	2,63	-0,44	-1,64	
1568	1,68	1,97	-0,46	-1,70	
1742	2,42	2,83	-0,47	-1,77	
1694	2,89	2,91	-0,48	-1,79	
1574	2,14	2,16	-0,50	-1,88	
1714	2,70	3,06	-0,52	-1,95	
1532	0,94	n.d.	-0,54	-2,00	Modéré
1727	2,33	2,90	-0,54	-2,01	
1710	2,77	2,81	-0,57	-2,11	
1855	3,55	3,05	0,50	2,64	Fort
1846	3,54	3,11	0,42	2,22	Modéré
1853	3,46	3,05	0,41	2,13	
1816	3,61	3,21	0,40	2,10	
1870	3,36	3,00	0,36	1,88	Normal
1821	2,75	3,11	-0,36	-1,89	Normal
1847	2,97	3,36	-0,39	-2,03	Modéré

n.d. : non disponible

peut dans certains cas faire ressortir les crises non comme des phénomènes isolés mais bien comme une suite de mouvements brefs et saccadés, s'échelonnant sur quelques années. Une crise céréalière apparaît alors comme un ensemble de hausses et de chutes brutales entrecoupées de mouvements plus modestes. Ainsi, les deux chocs de 1853 et de 1856 sont séparés par des oscillations erratiques.

MESURE DE L'AMPLEUR DES PHASES DE CRISE

L'analyse résiduelle permet d'identifier les années de crises frumentaires. Cependant le calcul de l'amplitude de la crise nécessite une opération supplémentaire. Cette dernière démarche est imposée par le fait que la présence de points extrêmes dans la série tend à influencer l'estimation des paramètres ARIMA. On peut donc limiter l'utilisation des configurations initiales à la seule identification des points les plus intéressants.

Retenons donc maintenant la technique de l'analyse d'interventions mise au point par Box et Tiao (1975). Celle-ci permet de mesurer l'impact dynamique d'un phénomène (par exemple : une crise ou un changement de politique) sur une série en tenant compte, simultanément, de l'interdépendance des erreurs. Les fonctions d'intervention utilisent deux classes de modèles : les fonctions d'impulsion, et les fonctions de paliers. Les premières servent à représenter des mouvements brefs et saccadés, alors que les secondes représentent des effets plus prolongés et continus. Dans l'application aux crises céréalières, la première catégorie est la plus appropriée pour décrire le phénomène d'oscillations de prix. Comme nous l'avons observé plus haut, les chocs frumentaires se caractérisent en effet par une brève série de mouvements saccadés atteignant des hausses et des baisses nettement plus prononcées.

Le principe de la fonction d'intervention sous forme d'impulsion implique la définition de variables binaires prenant la valeur 1 à la date de réalisation de l'intervention, et 0 partout ailleurs. Dans le cas qui nous intéresse, ces variables se composeront de la manière suivante, par exemple :

$T_{1589} = 1$, si $t = 1589$, 0 ailleurs
 $T_{1815} = 1$, si $t = 1815$, 0 ailleurs, etc.

On mesure ensuite économétriquement la valeur de l'intervention en utilisant une forme fonctionnelle dynamique sous forme de ratios de polynômes en opérateurs retard du même type que celle utilisée pour les modèles ARIMA. Finalement, les résidus sont analysés pour déterminer la présence d'autocorrélation, de non stationnarité et de valeurs aberrantes supplémentaires. La forme générale de la fonction d'intervention est donc donnée par :

$$\Delta^d X_t = A_0 + A_1(L) I_{1t} + A_2(L) I_{2t} + \dots + A_k(L) I_{kt} + W_t$$

où $I1_t, \dots, Ik_t$ sont les variables d'intervention retenues,
 A_0 est un terme constant,
 les $A_i(L)$ sont les polynômes-retards exprimés sous forme de ratio de polynômes-retards d'ordre faible :

$$A_i(L) = \frac{\alpha_i(L)}{\beta_i(L)}$$

et W_t est un modèle ARMA (m,n) :

$$W_t = \frac{\phi(L)}{\theta(L)} V_t$$

où V_t est un processus bruit blanc ($0; \sigma_v^2$). L'avantage de représenter les coefficients de chaque variable d'intervention à l'aide d'une forme rationnelle est de permettre d'estimer l'importance de l'intervention avec un nombre limité de paramètres.

Le choix des variables logiques, ainsi que celui de la forme fonctionnelle, implique un processus d'essais et de validation similaire à celui utilisé pour l'identification des polynômes autorégressifs. On fait varier le point de départ de l'intervention de même que les degrés des polynômes au numérateur et au dénominateur, jusqu'à ce que le pouvoir de prédiction soit maximisé. Une fois identifiée la forme fonctionnelle, on procède à l'analyse des corrélogrammes des résidus afin de détecter la présence d'autocorrélation et de vérifier si la série doit être différenciée ou non. Le choix des polynômes ARIMA est effectué de la même manière que pour une série sans intervention où on tente de maximiser les pouvoirs correctif et de prévision du modèle.

L'analyse résiduelle s'avère satisfaisante, tant en ce qui concerne l'hypothèse de la non-autocorrélation que celle de la normalité : les tests de Ljung-Box, d'asymétrie (*skewness*) et d'aplatissement (*kurtosis*) confirment que le résidu de la fonction d'intervention est un bruit blanc distribué normalement et de façon symétrique et indépendante.

La comparaison des valeurs observées et calculées révèle que le modèle représente assez fidèlement les mouvements de crise. On retrouve cependant des valeurs résiduelles fortes en particulier pour les années 1555 ou 1828. Mais leur significativité statistique ne peut être confirmée.

Le tableau 3 regroupe les valeurs estimées des coefficients d'intervention, leur écart-type ainsi que les bornes de significativité au seuil de 5 %. Ces coefficients (c) indiquent que si une année donnée connaît une variation – par exemple une augmentation – des prix de $x\%$ par rapport à l'année précédente, celle-ci peut être décomposée en une variation « normale » d'un montant $(x - c)\%$ et une variation de « crise » d'un montant $c\%$. L'analyse d'intervention permet non seulement de situer les limites temporelles de la crise, mais également de distinguer, à l'intérieur des bornes précédemment définies, les mouvements ordinaires des oscillations extrêmes. On peut ainsi envisager la possibilité que le marché

réagisse quand même de façon pour ainsi dire « normale » à l'intérieur du cadre de la disette.

Tableau 3.
Coefficients
d'intervention
(années de crise)

Année	Coefficient	Ecart - type	Borne maximale 95 %	Borne minimale 95 %
1565	0,66	0,21	1,08	0,24
1566	0,29	0,25	0,78	0,00
1567	0,51	0,21	0,92	0,11
1572	0,33	0,20	0,72	0,00
1573	0,77	0,20	1,17	0,38
1585	0,37	0,21	0,78	0,00
1586	0,89	0,25	1,38	0,40
1587	0,46	0,21	0,87	0,05
1589	0,76	0,21	1,18	0,34
1590	1,63	0,72	3,05	0,22
1591	1,24	0,72	2,65	0,00
1592	0,94	0,72	2,35	0,00
1593	0,71	0,72	2,12	0,00
1594	0,54	0,72	1,95	0,00
1692	0,32	0,20	0,71	0,00
1693	0,83	0,20	1,22	0,44
1708	0,77	0,20	1,16	0,38
1709	1,04	0,20	1,43	0,64
1740	0,54	0,17	0,86	0,21
1815	0,30	0,16	0,61	0,00
1816	0,64	0,20	1,03	0,25
1817	0,32	0,16	0,64	0,01
1846	0,43	0,12	0,66	0,19
1853	0,44	0,16	0,75	0,13
1854	0,28	0,20	0,67	0,00
1855	0,52	0,20	0,91	0,13
1856	0,31	0,16	0,62	0,00

Ce tableau montre que les deux crises les plus fortes correspondent aux années 1590 et 1709. Dans le cas de la première, les paramètres révèlent que la disette a probablement commencé en 1589 avec une déviation de

76 % par rapport au prix de référence. Le niveau maximum est atteint l'année suivante pour retomber légèrement en 1591. Malheureusement l'écart-type associé à ce coefficient est tel que la lente descente des prix jusqu'en 1594 ne peut être considérée comme significative. On reste néanmoins surpris par la force du mouvement. La seconde crise culmine à la suite du terrible hiver de 1708-1709 : les prix ont plus que doublé par rapport au prix normal après une hausse initiale de 77 %.

Les crises de 1589-90 et 1708-09 sont bien connues des historiens comme étant des disettes meurtrières. Chacune a ses caractéristiques particulières comme événement isolé. Pourtant, toutes deux ont en commun la façon extrême dont le marché des céréales réagit à une période de tension. L'une est marquée par le contexte des guerres de Religion, l'autre est le résultat d'une catastrophe climatique qui a presque détruit une récolte. Mais, au delà de ces conditions conjoncturelles, les deux crises, situées de part et d'autre de la croissance accélérée de la population de la capitale, semblent marquer l'ouverture et le terme d'une phase particulièrement critique, comme si s'opposaient alors le rapide développement de Paris et la croissance beaucoup plus modeste des sources d'approvisionnement.

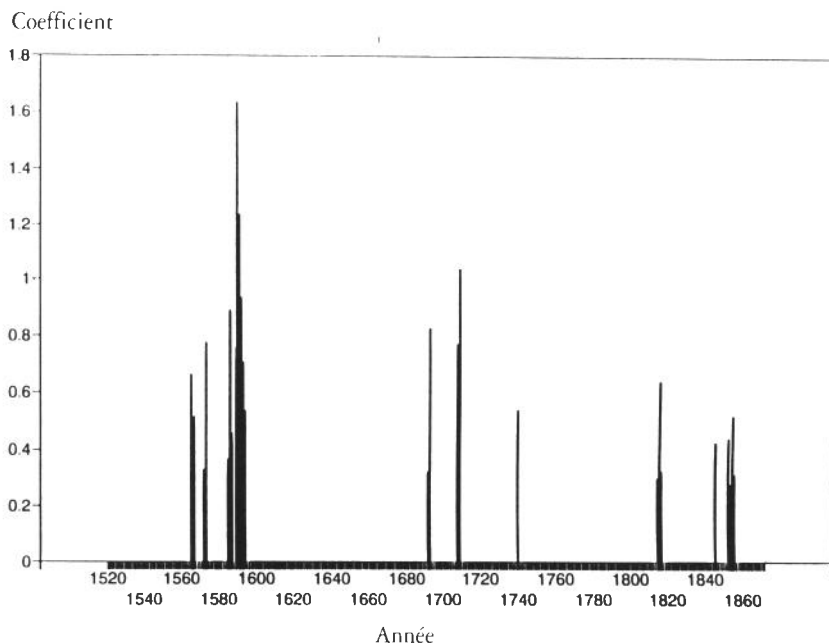
Le graphique 3 représente l'évolution à long terme des coefficients calculés. En plus des deux cas extrêmes qui viennent d'être mentionnés, on distingue une série de chocs dont l'amplitude diminue progressivement après une forte aggravation pendant le dernier tiers du XVI^e siècle. Ces décennies connaissent à la fois les crises les plus graves et les plus répétitives pendant la difficile période des guerres de Religion. En revanche, la méthodologie retenue ici ne permet pas de mesurer l'ampleur des crises du XVII^e siècle avant celle, particulièrement sévère, de 1692-93. En particulier, ni la crise du temps de la Fronde, ni celle de l'avènement en 1661 ne ressortent de manière significative. De même au siècle suivant, 1709 mis à part, on ne repère que la crise isolée et brève de 1740 et non pas celle – pourtant fameuse – de 1788-89. Paradoxalement, les chocs du XIX^e siècle sont plus violents que celui qui précède la Révolution.

La fin des guerres napoléoniennes voit réapparaître un choc très intense. Le deuxième tiers du XIX^e est encore secoué par une série de crises graves entrecoupées de chocs plus faibles. On note ainsi celle de 1846 (qui, ailleurs, va provoquer la famine irlandaise) et surtout celle de 1853-56 qui survient dans le cadre d'une situation céréalière particulièrement tendue, occasionnée par la guerre de Crimée. Ce n'est qu'après cette ultime cherté qu'on constate la disparition des chocs que Labrousse avait soulignée : après 1856, les crises du dernier tiers du XIX^e siècle n'auront plus l'intensité des chocs précédents.

Une impression générale assez frappante de baisse d'intensité se dégage donc, en particulier pour les crises les plus fortes. Le coefficient d'intervention mesuré passe ainsi de 1,6 dans le dernier tiers du XVI^e siècle à 1,04 en 1709. Il n'est plus que de 0,52 en 1855. Les crises les plus sévères du XVIII^e s'apparentent aux chocs moyens de la période précédente ; de même, celles du XIX^e siècle ont une intensité proche de la

crise de 1740. Le changement dans la nature des crises que Meuvret situait dans la première moitié du XVIII^e siècle, apparaît ici plus tôt. Passée la crise de 1708-09, on note en effet que les déviations prennent des valeurs moins extrêmes. Cependant, il convient d'ajouter que les oscillations de crise demeurent tout de même élevées jusqu'à la fin de la première moitié du XIX^e.

Graphique 3.
Coefficients
d'intervention
(années de crise)



On note également deux périodes de relative accalmie, l'une s'étendant sur la presque totalité du XVII^e siècle, l'autre allant de la deuxième moitié du XVIII^e au début du XIX^e siècle. La première coïncide avec une baisse générale de la variance, qui suit la fin du mouvement de hausse ayant entraîné les prix tout au long du XVI^e siècle. En effet, le prix du froment culmine avec le tournant du XVII^e siècle, puis plafonne par la suite. La variabilité s'estompe elle aussi, alors qu'on n'enregistre aucune fluctuation qui parvienne à dépasser les bornes de significativité. La seconde période de calme se distingue après la crise de 1740 et dure jusqu'au début des guerres napoléoniennes.

Ces résultats appellent plusieurs précisions. De méthode tout d'abord. La correction autorégressive des modèles fait perdre des observations en début d'échantillon. En effet, les structures ARIMA doivent être estimées en tenant compte des retards nécessaires des polynômes utilisés, ce qui se traduit par la nécessité de commencer l'estimation à $t + 1$, $t + 2$, ... On perd donc quelques observations au début de l'échantillon. La procédure interdit donc la détection d'éventuelles crises de 1520 jusqu'à 1525. De même, on ignore les disettes du début du XIX^e siècle. L'absence de sources mensuelles entre 1791 et 1800 empêche de mesurer l'ampleur d'une

crise comme celle de 1801. *A fortiori*, on manque l'étude des crises révolutionnaires.

On se rappellera d'autre part qu'en tenant compte de l'écart-type associé aux résidus ARIMA, on parvient à caractériser l'importance d'une oscillation. Ainsi a-t-on considéré comme fort un mouvement supérieur à trois fois l'écart-type. Par contre, une fluctuation de moins de deux écarts-types ne peut être jugée significativement différente de 0. Pour cette raison, les coefficients d'intervention ont été arbitrairement estimés pour les seules oscillations dont le rapport à l'écart-type dépasse 2,5. De cette manière, on en arrive à une classification des crises différente de celle esquissée par Meuvret et par Labrousse. Ainsi, les crises du XVII^e siècle décrites par Meuvret n'apparaissent ici, tout au plus, que comme des mouvements prononcés, et la crise de 1788-89 ne parvient pas à franchir la borne de significativité. Est-ce là un problème purement statistique ou suggère-t-il, au delà des contraintes internes à la méthode retenue, une réévaluation de la tradition historiographique ?

*

* *

La procédure d'analyse des fluctuations des cours des céréales présentée ici a pour principal avantage de permettre les comparaisons sur de longues périodes. On voit ainsi que les chocs céréaliers, mesurés par la déviation des prix aux cours normaux, présentent une baisse d'intensité depuis le début de la période moderne. Si cette tendance se dégage assez bien pour les oscillations les plus graves, le mouvement général des prix n'en demeure pas moins fort longtemps erratique, marqué par des cycles de plus ou moins longue durée, de sorte que l'on doit rejeter l'hypothèse d'une réduction linéaire et continue des crises. Ce qui frappe, c'est surtout la lenteur du processus d'élimination de la faim périodique, processus qui s'étire sur plus de trois siècles et demi.

La persistance et l'irrégularité des crises comme leur intensité mettent en évidence toute la fragilité des mécanismes de production et de distribution des ressources alimentaires. Le moindre accident, qu'il soit météorologique, social ou politique, est suffisant pour faire basculer le système. Pareil constat renvoie aux travaux de J. Meuvret comme à ceux d'A.P. Usher. Celui-ci fut l'un des premiers à promouvoir l'idée que les marchés céréaliers français, à l'âge classique, se caractérisaient par une propension élevée à l'instabilité qui se manifestait à deux niveaux. Instabilité sans doute de la production, mais aussi instabilité du marché en tant que mécanisme de péréquation des besoins et des surplus. Alors que Meuvret souligne la fragilité d'une agriculture et d'une distribution entravée par des barrières naturelles, techniques et humaines, Usher fait valoir que les réseaux traditionnels d'échanges, qui par ailleurs fonctionnent relativement bien en période normale, se désintègrent durant les crises sous l'intensité de la demande, et plus particulièrement de la demande urbaine.

Enfin si l'on a obtenu ici une mesure globale de l'intensité des fluctuations de prix en temps de crises, on apprécie mal l'incidence de ces oscillations sur le niveau de vie. Par exemple, une hausse de 70 % des prix de la nourriture de base n'aura évidemment pas le même impact, selon que l'on consacre le tiers ou la moitié (et souvent plus encore) de son revenu aux dépenses alimentaires. Pour cette raison, dans la mesure où le critère ultime pour juger de la gravité d'un choc est, et doit demeurer, son impact sur les conditions matérielles de la population, l'examen des crises proposé devrait être utilisé en liaison avec d'autres indicateurs, afin d'obtenir une vision plus complète des chertés et de leurs effets. Il resterait d'autre part à déterminer les facteurs qui ont contribué à cette réduction de la variance des prix. Dans cette optique, les techniques d'analyse dynamique peuvent être invoquées. Rappelons qu'un choc est étudié dans ses deux composantes : l'importance de l'impact et l'ajustement à l'impulsion. Une mauvaise récolte influe sur les quantités commercialisées, et donc sur les prix. D'autre part, la demande peut se modifier (par le jeu des substitutions par exemple). Interviennent enfin les mécanismes de péréquation de l'offre au travers des circuits d'échange. Des changements lents ont dû contribuer à affaiblir tout au long de la période étudiée le rapport récolte-prix. Si les crises paraissent moins intenses, serait-ce l'effet d'une atténuation de l'impulsion première ? En tout état de cause, la production s'étant accrue, les ponctions incompressibles (semences, autoconsommation et charges fixes) ont eu, progressivement, moins de poids. De plus, on peut supposer que la marge de manœuvre de la demande se soit élargie, à mesure que des substituts se sont multipliés dans l'alimentation de base. Toutefois, pendant la période au cours de laquelle les crises se réduisent, il n'existe guère de produits susceptibles de remplacer le pain blanc des habitants de la capitale ou celui, plus gris, dont se contente la population de la région parisienne. La pomme de terre ne s'implante ici que tardivement. Et la zone d'approvisionnement de la grande ville n'a pas connu l'équivalent du maïs dont on sait le rôle dans l'Aquitaine du XVIII^e siècle. Pour autant, pendant les crises, d'autres substitutions sont possibles : farines moins blutées et plus chargées de son en ville, déplacement de la consommation vers les céréales secondaires à la campagne. Sur tous ces points, la démonstration reste à faire.

BIBLIOGRAPHIE

- BAULANT (M.), MEUVRET (J.), 1960 — *Prix des céréales extraits de la mercuriale de Paris (1520-1698)*, Paris, SEVPEN.
- BOX (G.E.P.), JENKINS (G.M.), 1976 — *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, San Francisco, Holden Day.
- BOX (G.E.P.), TIAO (G.C.), 1975 — Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems, *Journal of the American Statistical Association*, mars, vol. 70, n° 30, pp. 70-79.
- DUPÂQUIER (J.), LACHIVER (M.), MEUVRET (J.), 1968 — *Mercuriales du Pays de France et du Vexin français (1640-1792)*, Paris, SEVPEN.
- HARVEY (A.C.), 1988 — *The Econometric Analysis of Time Series*, Oxford, Phillip Allan.
- LABROUSSE (E.), ROMANO (R.) et DREYFUS (F. G.) 1970a — *Le prix du froment en France au temps de la monnaie stable (1726-1913)*, Paris, SEVPEN.
- LABROUSSE (E.), 1970 — Les « bons prix » agricoles du XVIII^e siècle, in BRAUDEL (F.) ET LABROUSSE (E.) (éds.) 1977 et 1970 — *Histoire économique et sociale de la France, Livre II (1970)*, Paris, Presses Universitaires de France, pp. 367-416.
- MEUVRET (J.), 1971 — *Etudes d'histoire économique*, Paris, A. Collin.
- SAINT-AMOUR (P.), 1989 — Market Integration : France's Grain Markets of the Sixteenth and Seventeenth Centuries, Thèse de maîtrise soumise à la Faculty of Graduate Studies and Research, McGill University, Department of Economics, Montreal, Canada, mars.
- USHER (A.P.), 1913 — *The History of the Grain Trade in France, 1400-1700*, Cambridge, Harvard University Press.

ANNEXE

ÉLABORATION D'UNE MODÉLISATION AUTORÉGRESSIVE – MOYENNE MOBILE (ARMA)

La procédure standard de construction d'un modèle de type ARMA comporte trois phases distinctes :

- **Une phase de stationnarisation :** Les modèles ARMA s'appliquent à des séries faiblement stationnaires, c'est-à-dire dont la moyenne et la variance sont constantes et dont la fonction d'autocorrélation est invariante par translation.

Si la série de départ ne vérifie pas spontanément cette propriété, elle doit être transformée afin d'être rendue stationnaire. Plusieurs types de transformation sont ici envisageables. Les plus communs sont la régression sur un trend linéaire (cas d'une tendance dans la moyenne) et la différenciation⁽¹⁾ (cas d'une tendance dans la variance ou dans la variance et la moyenne). Dans le cas d'une différenciation à l'ordre d la série finalement utilisée est :

$$x_t = \Delta^d X_L = (1 - L)^d X_t$$

où L est l'opérateur retard ($L^k X_t = X_{t-k}$)

- **Une phase d'identification :** Il s'agit ici de trouver la forme de modèle ARMA compatible avec la série transformée x_t . Cela revient à déterminer la structure de sa partie autorégressive (AR) et de sa partie moyenne mobile (MA) à partir de l'examen de la fonction d'autocorrélation (ACF) et de la fonction d'autocorrélation partielle (PACF) du processus x_t ⁽²⁾.

La forme générale d'un modèle ARIMA (p, d, q) est alors :

$$a(L) \Delta^d X_t = b_0 + b(L) U_t$$

avec

$$a(L) = (1 - a_1 L - a_2 L^2 \dots a_p L^p)$$

$$b(L) = (1 + b_1 L + \dots b_q L^q)$$

où U_t est un processus bruit blanc ($0; \sigma_u^2$).

La plupart du temps, cette phase d'identification révèle que plusieurs modèles ARMA correspondent à la série à modéliser.

- **Une phase d'estimation et de vérification :** Ici, les différents modèles ARMA précédemment retenus sont estimés et leur adéquation à

⁽¹⁾ Les diverses procédures de tests connues sous le nom de tests de Dickey-Fuller permettent en fait de tester la procédure de stationnarisation admise par la série X_t .

⁽²⁾ Voir Box-Jenkins (1976) ou Harvey (1988) pour le détail de cette méthode.

la série x_t est testée de différentes façons (significativité et constance des paramètres, absence d'autocorrélation dans la série des résidus). Dans cette phase de vérification, un soin particulier est apporté à l'analyse de la structure des résidus à l'aide des tests de non autocorrélation de type Box-Pierce ou Ljung-Box⁽³⁾.

Si plusieurs modèles passent convenablement cette phase de vérification, on retient généralement celui qui permet de prévoir au mieux la série X_t sur la période d'estimation (et hors échantillon lorsque des données supplémentaires sont disponibles).

⁽³⁾ Voir Harvey (1988).