
french french

République Algérienne Démocratique et Populaire

Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique

Université M'hamed Bougara de Boumerdès



Faculté des Sciences
Département des Mathématiques

Mémoire présenté,

Par

M^{lle}. Hamad Sabrina & M^{me}. Boucheneb Imene

Pour l'obtention du diplôme de Master

Option : Mathématiques Financières

*Prévision quantitatives et qualitatives de la demande des
menus Catring Air Algérie*

Soutenu publiquement le 29/06/2019, devant le jury composé

de :

Président	M ^r Khaldi khaled	U.M.B.B.
Promotrice	M ^{me} Gatt Fella	U.M.B.B.
Encadreur	M ^r Fadel Daoud	S.P.A.
Examineur	M ^r Missom Rafik	U.M.B.B.

Examinateur

M^r Tazerouti Moussa

U.M.B.B.

Année Universitaire 2018 – 2019

Remerciements

Tout d'abord, tiens à remercier dieu, le généreux, le tout puissant qui nous a donnés la force, le courage, la volonté et les moyens pour réaliser ce travail.

Nos première reconnaissance à notre promotrice Madame Gatt Fella d'avoir accepté de diriger ce travail, ses apports et ses conseils toujours judicieux et ses encouragements et surtout pour sa confiance . Nos vifs remerciements vont aussi à notre CO-promoteur Monsieur Fadel Daoud qui nous a beaucoup aidée et à tout l'équipes de Catring Air Algérie. Sans oublié Monsieur Amghar karim et Monsieur Madani Bezoui qui nous ont aidées.

Ensuite pour les membres du jury , à Monsieur Khaldi Khaled pour l'honneur qu'il nous a fait en acceptant de présider le jury de ce mémoire. Nos remerciements vont ensuite à Monsieur Missom Rafik et Monsieur Tazerouti Moussa d'avoir accepté d'examiner ce travail.

Ma gratitude va également pour mes enseignants de Master Mathématiques financières qui nous ont donné l'envie de poursuivre dans cette voie, Nous remerciements s'adressent aussi aux enseignants et tout le personnel du département du Mathématique qui nous ont aidée tout au long de nos cursus universitaire.

Enfin, nos sincères remerciements vont à tous ceux qui ont contribué de près ou de loin à la réalisation de ce mémoire , pour leur soutien et leurs encouragements, merci à tous.

Dédicace

Je dédie ce mémoire à.

Mes très chers parents pour leurs sacrifices, leur soutien, leur amour et tout ce qu'ils m'ont offert durant toutes mes années d'étude et que dieu les protège.

Mon cher marie très bien aimé.

Et surtout mes enfants : Djihad et Serine et Alaa.

Mon frère Mohamed amine.

Mes soeurs : Manel et Yousra et Meriem.

Mes oncles et tantes, cousins et cousines et toute la Famille BOUCHENEB et MEZROUAI.

Mes grands-mères .

Ma binôme "Sabrina", et sa famille Mes très chères amies

Toute la promo FC-MMF 2018-2019 sans exception .

IMENE

Dédicace

Du profond de mon coeur, je dédie ce mémoire à tous ceux qui me sont chères.

Ma chère mère et Mon cher papa

aucune dédicace ne saurait exprimer mon respect, mon amour éternel et ma considération pour les sacrifices que vous avez consentis pour mon instruction et mon bien être. je vous remercie pour tout le soutien et l'amour que vous me portez depuis mon enfance et j'espère que votre bénédiction m'accompagne toujours que ce modeste travail soit l'exaucement de vos vœux tant formulés. le fruit de vos innombrables sacrifices, puisse Dieu, le très Haut, vous accorder santé, bonheur et longue vie.

Mes soeurs : Rebiha, Hanane, Hiba, Yasmine et Lisa.

Mes frères et mon bon frère 'Mohamed Amedah' et sans oublier 'Aziz Makhoul'.

Mes très chères amies et Mes camarades.

Ma binôme "IMENE", et toute sa famille

Toute la Promo FC-MMF 2018-2019 sans exception .

SABRINA

Table des matières

Table des matières	1
Introduction générale	5
1 Présentation de l'organisme d'accueil "Catering"	8
1.1 Organisation de Catering Air Algérie	9
1.2 Département achat et sous-traitance	12
I Prév́ision quantitatives de la demande des menus Catring.	14
2 Généralité sur les séries temporelle et la méthodologie de Box-Jenkins	15
2.1 Généralités sur les séries chronologiques	15
2.1.1 séries chronologiques	16
2.1.2 Opérateurs et opérateurs de différence	16
2.1.3 Séries non stationnaires	21
2.1.4 Classe de modèles ARMA(p; q)	24
2.1.5 Tests de racine unitaire	29
2.1.6 Test de saisonnalité Fisher (ANOVA)	31
2.2 La méthodologie de Box Jenkins	32
2.2.1 Critères de choix du modèle	37

2.2.2	Prévision	39
2.3	Le principe général du modèle ARCH-GARCH	41
3	Modélisation par la classe des modèles SARIMA	47
3.1	Etude de la série de données concernant le nombre de REPAS CHAUD BC sans le mois de RAMADHAN.	47
3.1.1	Identification	47
3.1.2	Représentation graphique de la série DCB_t	48
3.1.3	Examen du corrélogramme de la série DCB_t	48
3.1.4	Étude de la saisonnalité et de la tendance	49
3.1.5	Examen du corrélogrammes de la série Y_t	51
3.1.6	Test ADF (Augmented Dickey-Fuller)	52
3.1.7	Estimation des paramètres	56
3.1.8	Validation du modèle	56
3.1.9	Test de normalité	59
3.1.10	Estimation des paramètres	62
3.1.11	Validation du modèle	63
3.1.12	Prévision	64
3.2	Étude de la série de données concernant le nombre de REPAS CHAUD FC (First Class)	66
3.2.1	Représentation graphique de la série DCF_t	66
3.2.2	Examen du corrélogramme de la série DCF_t	67
3.2.3	Étude de la saisonnalité et de la tendance	68
3.2.4	Examen du corrélogrammes de la série X_t	69
3.2.5	Test ADF (Augmented Dickey-Fuller)	69
3.2.6	Spécification du modèle	73

3.2.7	Estimation des paramètres	74
3.2.8	Validation du modèle	75
3.2.9	Test sur la normalité	77
3.2.10	Prévision	79
 II Calcul du coût de revient des menus de Ca-		
tring		81
4	Calcul du coût de revient des menus	82
4.1	Les charges de l'unité	82
4.2	Présentation de la méthode de calcul du coût de revient utilisée par Catering	84
4.2.1	Calcul du coût de revient	85
4.2.2	Les Coûts hors production	94
4.2.3	Le coût de revient	96
4.2.4	Calcul du Coût de revient des plateaux	98
 III Prévision qualitatives de la demande des me-		
nus Catring		103
5	Les méthodes de prévision qualitatives	104
5.1	Méthode de prévision qualitatives	105
5.2	Méthode Delphi	107
5.2.1	Représentation de la méthode Delphi	107
5.2.2	L'étape des trois tours de collecte des données	109
5.3	Les outils d'analyse des données quantitatives pour repérer les consensus et les divergences	110

6 Application sur la méthode Delphi	116
6.1 L'analyse des données de l'application Delphi	119
6.1.1 Les consensus	119
6.2 La détermination des accords et des controverse	121
6.2.1 Le choix de proposition	124
Conclusion générale	126
Bibliographie	127

Introduction générale

La société Catering ne cesse de se multiplier. Elle est devenue l'aspect le plus visible de l'impartition en Algérie, qui est présente aujourd'hui même au nord du pays pour accompagner et fournir des services de sous-traitance au profit des sociétés industrielles. Ces structures sont de grandes pourvoyeuses d'emplois particulièrement dans le domaine de l'hôtellerie et de la restauration collective. La prévision de la demande, à différencier de la prévision des ventes qui intègre les contraintes de production, est une démarche qui consiste à estimer la consommation des produits ou des services pour les périodes à venir. Elle permet de planifier la production afin de réduire ou augmenter les délais de livraison et d'optimiser le niveau des stocks. La prévision de la demande est aussi une étape fondamentale de l'établissement d'un plan industriel et commercial ou d'un plan d'affaires (business modèle) pour étudier la viabilité économique d'un projet ou d'une entreprise.

Les calculs des futures dépenses d'investissement et de fonctionnement ainsi que les futurs revenus attendus pendant la période étudiée sont directement reliés aux résultats de la prévision de la demande et la pertinence des indicateurs financiers dépend étroitement de la qualité des prévisions réalisées.

Les méthodes de prévision se basent soit sur des données historiques, on parlera de méthodes quantitatives, soit sur des appréciations ou des estimations, on parlera alors de méthodes qualitatives.

Les prévisions interviennent dans toutes les fonctions de l'entreprise. La finance utilise les prévisions à long terme pour estimer les besoins futurs en capital. Les ressources humaines évaluent les besoins de main-d'œuvre. Le marketing développe des prévisions de ventes utilisées pour la planification à moyen et long terme. La production développe et utilise les prévisions pour prendre des décisions telles qu'établir les horaires de la main-d'œuvre, déter-

miner les besoins en stocks et planifier les besoins en capacité à long terme.

La prévision recouvre un ensemble de méthodes très diverses qui ont en commun de chercher à réduire l'incertitude liée à la non connaissance du futur. Pour l'entreprise, l'enjeu est important. Même si sa capacité d'action volontaire est forte, elle ne peut se soustraire à l'évolution de son environnement. La décision est difficile car elle risque d'être coûteuse si les prévisions sur lesquelles elle est fondée sont infirmées. De ce fait, l'utilisation des séries temporelles dans le but de faire des prévisions plus exactes s'explique par l'importance de sa caractéristique qui la distingue des autres analyses statistiques, qui est la reconnaissance explicite de l'importance de l'ordre dans lequel les observations sont prises, puisque l'étude des séries temporelles ou séries chronologiques correspond à l'analyse statistique d'observations régulièrement espacées dans le temps. Le but donc d'utiliser ces séries temporelles, peut être la prévision quantitative du futur en se basant sur la connaissance du passé, comme peut être pour comprendre le mécanisme ou le processus qui génère la série.

La prévision par les méthodes qualitatives est nécessaire lorsque les méthodes quantitatives ne sont plus adaptées en raison d'un changement profond du contexte de la diffusion du produit ou du service étudié, ce qui fausse les tendances modélisées par ces méthodes quantitatives qui reposent seulement sur les données historiques.

Dans ce sens une étude nous a été confiée par la société Catring, elle consiste à trouver des modèles de prévision quantitatives, à court terme, pour la demande des menus, à calculer le coût de revient de ces menus pour le bon choix d'une stratégie via les prévisions qualitatives.

Ce présent mémoire est composé de trois parties :

Première Partie : Prévision quantitatives de la demande des menus Catring.

Elle contient deux chapitres à savoir : le chapitre deux qui expose les définitions et notations des séries temporelles et les différentes étapes de la méthodologie de Box et Jenkins, et le chapitre trois consacré à l'application de cette méthodologie via la classe des modèles SARIMA. Le chapitre un qui précède cette partie est consacré à la présentation de l'organisme d'accueil Catring Air Algérie.

Deuxième Partie : Calcul du coût de revient des menus de Catering.

Cette partie comporte le quatrième chapitre qui présente les concepts de la comptabilité analytique nécessaires pour le calcul du coût de revient des menus de Catering.

Troisième Partie : Prévision qualitatives de la demande des menus de Catering.

Cette partie est composée des deux derniers chapitres à savoir : Le cinquième chapitre qui présente les méthodes de prévision qualitatives en particulier la méthode Delphi, le centre de notre intérêt. L'application de cette méthode est présentée dans le sixième chapitre.

Présentation de l'organisme d'accueil "Catering"

Le Catering Air Algérie est pris en charge par la compagnie aérienne nationale, filiale à 100% du groupe air Algérie depuis le 01 janvier 2015, capital social de 2 500 000 000 DZD, il existe depuis 50 ans pendant lesquels il a connus plusieurs entreprises et compagnies étrangères (Ouest Catering S.A, Trinity, groupes Schlumberger, Haliburton Eurasia et autres) ce que lui a permis d'acquérir une grande expérience en la matière. La direction Catering est chargée de la production des prestations et de l'armement hôtelier des avions. Elle assure également la fonction conception des méthodes techniques d'exploitation et la définition des prestations conformes aux objectifs commerciaux. Elle est située dans l'enceinte aéroportuaire à 500m du parking avions d'une superficie de 7000 m^2 . Le nombre effectif atteint 570 salariés et sont de différentes formations, dont plus de 50% opèrent dans le secteur de production. En 2001-2003 un nouveau bloc "Production Food" a été réalisé avec des installations et équipements modernes. Ce bloc s'occupe de la conception des plateaux servis à bord des avions ; de tous les vols d'air Algérie ainsi que d'autres compagnies pour lesquelles sont servis des repas préparés au niveau de ce bloc. Catering AIR ALGÉRIE développe des menus adaptés aux exigences de chaque client, propose aux clients, n'ayant pas d'exigence précise, un catalogue d'offre de référence. Des services globales sont offerts pour les achats des matières premières, réception des produits achetés, stockage des produits achetés, production et préparation de la commande, livraison, déchargement de la

commande, nettoyage et désinfection des camions et des trolleys, gestion des déchets, la prise en charge du matériel sale des compagnies, le nettoyage et la restitution du matériel propre. Ainsi après avoir reçu la commande de la compagnie aérienne, un jour à l'avance, on procède à la production des rotations en cours. La filiale Catering est structurée par diverses sous directions et départements, chacune chargée de missions bien définies à savoir : direction commerciale, département maintenance, département Handling, centre de contrôle de qualité, département achat et sous-traitance, département finance et comptabilité, direction de ressources humaines, et le département de production Food considéré comme la partie cruciale dans le catering.²³

1.1 Organisation de Catering Air Algérie

Pour l'accomplissement de ces opérations tant au niveau du centre exploitation (filiale Catering) que des escales nationales ou internationales, une organisation a été mise en place et couvre avec efficacité toutes les étapes opérationnelles. Elle s'articule autour de deux structures opérationnelles :

- Le centre d'exploitation composé des départements : production food , Handling , économat, vente à bord, technique pour la gestion et l'entretien du matériel catering et roulant.
- La sous-direction d'approvisionnement et magasin central qui s'occupe de la gestion des stocks, la gestion des magasins, la gestion des achats, et le transit.

Deux structures de soutien :

- Sous-direction administration et finances composé des départements (contrôle de gestion, finance et comptabilité, administration et formation)
- Sous-direction conception (suivi des escales , marketing)

Deux structures de veille technologique et de qualité

- Département système Informatique.
- Centre de Contrôle qualité

Département production Food

C'est l'un des départements de la sous direction exploitation constituant un véritable complexe de production culinaire où ils sont préparées les prestations hôtelières qui sont les suivantes :

- DC : Repas Chaud : une entrée, viande ou poulet chaud, plus un accompagnement et un dessert.
- DF : Repas froid : une entrée, viande ou poulet froid, plus un accompagnement et un dessert.
- SNK : Snack, canapés, plus des éléments froids (fromage, pâté et accompagnement), on rajoute une cassolette chaude si c'est un snack chaud.
- PV : Petit déjeuner : café, lait, petit pain, croissant, beurre, confiture.
- BKF : Breakfast : petit déjeuner copieux, PV, plus un élément chaud (omelette ou brochettes).
- RAF : Rafrachissements.
- COL : Collation simple.

Le volume de production est de plus de 15000 repas par jour en période de pointe c'est-à-dire le Catering produit plus de trois millions de repas/an. Un effectif total de 200 personnes tout personnel confondu travaillant par brigade assure ainsi le fonctionnement continu (24/24h) du département. Il se divise en différents secteurs.

La direction commerciale

La direction commerciale d'air Algérie catering se trouve désormais de au niveau de l'unité annexe sis 07, Coline Mouhous, bordj el kiffan (à deux (02) km de l'aéroport Houari Boumediene). La direction commerciale est divisée en plusieurs services :

Service coordination

Au niveau de l'aéroport il dépend des commercial technique (bureau) et commercial sur piste et c'est l'intermédiaire entre le client (commande des compagnies aérienne) et le département de production Food et département Handling. Ce service travail 24H /24 et

7/7 il reçoit des commandes le jour (j-1) il le transfère au département de production et département Handling.

La documentation utilisée : Le plan hôtelier, le journal de prestation (international, national, autre), le air craft, et le bon de livraison.²²

Perspection

Air Algérie Catering a lancé un plan d'actions ambitieux, qui consiste être au plus près du marché traditionnellement aérien, tout en s'ouvrant sur d'autres segments hors aériens du marché ; cette politique s'inscrit dans le cadre de diversification de portefeuille clients. A ce jour, Air Algérie Catering est le seul caterer en Algérie, qui peut intervenir sur le segment de la restauration en vol à destination de passagers et des équipages, en assurant la fourniture de services qui ne constituent pas le cœur de métier des compagnies aériennes. Aujourd'hui, Air Algérie Catering peut également accompagner et assister lors de la manifestation (séminaires, réunions et autre événement, . . .) en proposant des services de même qualité, à hauteur de la première classe.⁴⁵

Département Handling

Handling : c'est une opération de ré-acheminement des prestations de centre de Catering vers les avions. Dans ce département il y'a plusieurs magasins suivis par l'économat à savoir magasin boissons, eau minérale magasin pour matériel magasin épicerie. Les marchandises sont divisées en trois catégories : Boissons, Appro-toilette, épicerie.⁴⁵

Vente à bord

C'est une variété de produits hors taxes proposée aux passagers à bord des vols internationaux d'air Algérie à des prix complétifs à savoir : parfums pour femme, parfums pour hommes, cosmétique, tabacs, et boissons alcoolisées.⁴⁵

Département de finance et comptabilité

La comptabilité est le principal outil de gestion fournissant aux gestionnaires de l'information pour prendre des décisions et réaliser des objectifs. La comptabilité financière est un système d'organisation de l'information financière permettant de saisir, classer, évaluer, enregistrer des données de base chiffrées et présenter des états reflétant une image fidèle du patrimoine de la situation financière et du résultat de l'entité à la date de clôture.²⁰

1.2 Département achat et sous-traitance

service achat locaux, service achat à l'import, service gestion des stocks.

Service gestion des stocks

Le gestionnaire des stocks est tenu d'enregistrer tout les mouvements des éléments du magasin pour une traçabilité correcte des produits et matière première. Le mode d'enregistrement est l'informatique, les modalités de travail sur le support informatique. Consultation quotidienne des fiches de stocks mouvementées pour déterminer s'il y a lieu de faire une demande d'approvisionnement aux service des achats concernant les produit et matières premières sortie au niveau des fiches de stocks et fiche suiveuses que sont paramétrées les données liées à la gestion d'un article (point de commande ,stocks min, stocks max).

La documentation utilisée Facture d'achat, bon de livraison, bon de réception, bon sortie, fiches de stocks, et fiches suiveuses.²⁰

Organigramme de la filiale Air Algérie Catering

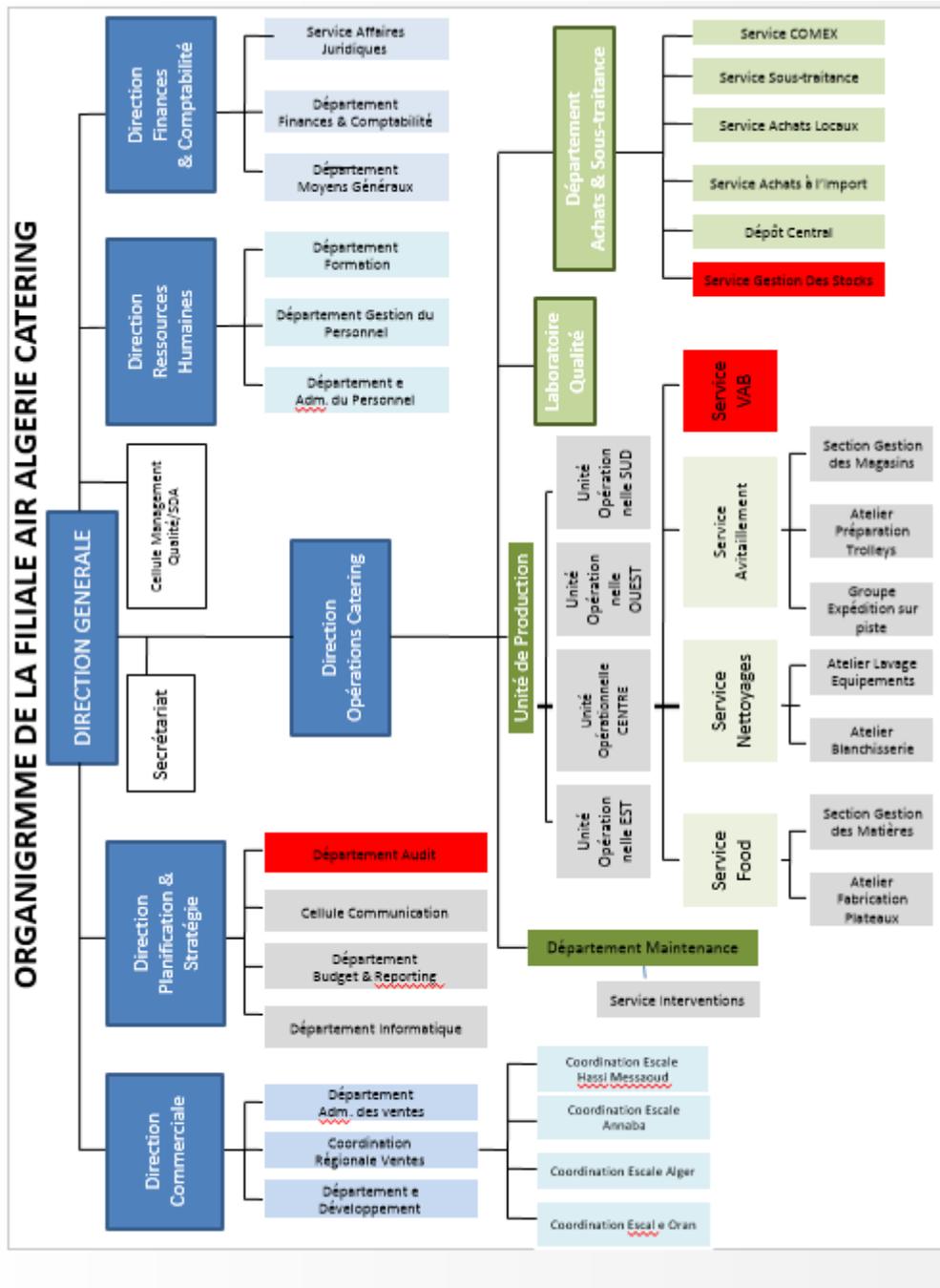


FIGURE 1.1 : Organigramme de la filiale Catering

Première partie

Prévision quantitatives de la
demande des menus Catring.

Généralité sur les séries temporelle et la méthodologie de Box-Jenkins

L'analyse des séries temporelles est fondée sur l'exploitation de données historiques recueillies sur un phénomène donné, durant une certaine période ; la recherche d'un modèle pouvant constitué un cadre mathématique reflétant l'évolution de ces données et partant de l'hypothèse que le passé pourrait être garent de l'avenir c'est-à-dire : effectuer des prévisions.

Nous présentons dans ce chapitre les concepts de bases et les éléments de l'analyse statistiques des séries temporelles dont nous aurons besoin au cours de notre application.

2.1 Généralités sur les séries chronologiques

Les enregistrements, habituellement faits à des intervalles de temps souvent réguliers, des observations d'un phénomène économique, météorologique, biologique, démographique . . . , sont fréquemment rencontrés en pratique ; ces données prises en ordre chronologique constituent une série chronologique ou encore une série temporelle. Cette série temporelle est souvent l'objet d'une analyse à fin d'obtenir des renseignements sur le processus qui

génère le phénomène observé, et de tirer par la suite des conclusions concernant les problèmes liés à ce phénomène. L'analyse des séries chronologiques, a pour but la description des principales propriétés du processus générateur de la série, l'ajustement d'un modèle adéquat, la prévision et le contrôle d'un processus (industriel, économique...)⁶

2.1.1 séries chronologiques

définition 1 : Une série chronologique, est une suite finie de valeurs numériques représentant l'évolution d'une variable aléatoire $X_t, t \in \mathbb{Z}$ indexée par le temps. C'est une suite d'observations des variables à des intervalles de temps réguliers.⁶

2.1.2 Opérateurs et opérateurs de différence

Opérateur retard (Backward operator)

L'opérateur L est dit opérateur de retard, s'il décale les processus d'une unité de temps vers le passé

$$LX_t = X_{t-1}$$

Opérateur avance (Forward operator)

De la même manière on définit l'opérateur avance noté F (Forward) tel que :

$$FX_t = X_{t+1}$$

Opérateur de différence ordinaire

L'opérateur de différence première ordinaire noté ∇ ; associé au processus $\{X_t, t \in \mathbb{Z}\}$ est tel que :

$$\nabla X_t = (1 - L)X_t = X_t - X_{t-1}$$

et par construction on obtient l'opérateur de différence d'ordre d ($d \in \mathbb{N}$) noté ∇^d

$$\nabla^d X_t = (1 - L)^d X_t \quad \forall (t \in \mathbb{Z})(d \in \mathbb{N})$$

Opérateur de différence saisonnière

L'opérateur de différence saisonnière de saison S , noté ∇_S , associé au processus (saisonnier de saison S) $X_t, t \in \mathbb{Z}$ est tel que :

$$\nabla_S X_t = (1 - L^S) X_t \quad (S \in \mathbb{N}) \forall (t \in \mathbb{Z})$$

Par construction, on obtient l'opérateur de différence saisonnière, de saison S , et d'ordre D ($D \in \mathbb{N}$) d'ordre s , notée ∇_S^D , donné par :

$$\nabla_S^D X_t = (1 - L^S)^D X_t \quad \forall (t \in \mathbb{Z})$$

Analyse des séries chronologiques

L'analyse d'une série chronologique consiste à étudier les principales propriétés du processus générateur de la série, l'ajustement d'un modèle adéquat, la prévision et le contrôle d'un processus (industriel, économique, ...).

Le but d'une analyse statistique peut être descriptif qui consiste à dégager les caractéristiques de la série, ou explicatif en essayant d'expliquer le mécanisme générateur de la série à l'aide des modèles mathématiques construits pour représenter au mieux les observations. La frontière entre le descriptif et l'explicatif n'est pas claire, puisque un modèle explicatif trop simple peut n'avoir qu'une valeur descriptive, et une analyse descriptive très poussée peut contenir une part d'explication. Le but final de l'analyse statistique peut être la prévision qui consiste à prédire des valeurs futures de la série à l'aide des observations présentes ou passées et cela n'est possible que si on dispose d'un modèle adéquat.²²

Composantes principales d'une série chronologique

Dans un premier temps, l'examen graphique de la série étudiée permet de dégager, un certain nombre de composantes fondamentales de l'évolution de la grandeur étudiée.

Il faut alors analyser ces composantes, en les dissociant les unes des autres, c'est-à-dire en considérant une série comme résultant de la combinaison de différentes composantes.

- La tendance (T) notée T_t , censée décrire le mouvement de long terme, de fond ou encore structurel du phénomène. Ce mouvement est traditionnellement représenté par des formes analytiques simples.
- Cycle ou cycle conjoncturel (C) notée C_t regroupe des variations à période moins précise autour de la tendance. Ces phases durent généralement plusieurs années, mais n'ont pas de durée fixe. Sans informations spécifiques, il est généralement très difficile de dissocier la tendance du cycle. Dans la plupart des travaux sur les séries temporelles la tendance regroupe aussi la composante cyclique.

- Variations saisonnières notée S_t sont des variations qui se reproduisent périodiquement à des moments bien déterminés et qui sont liées au rythme imposé par les variations météorologiques des saisons (production agricole, consommation de gaz, . . .), ou encore par des activités économiques et sociales (fêtes, vacances, solde, ramadhan, . . .)

- Variations accidentelles ou erreurs notée ϵ_t qui résultent de multiples causes et dont l'effet est souvent de faible intensité et de courte durée; elles sont de nature aléatoire.³⁷

Ces différentes composantes peuvent être combinées selon un des deux modèles suivants :

Modèle additif

Dans un modèle additif, on suppose que les composantes : tendance, variations saisonnières et variations accidentelles sont indépendantes les unes des autres. On considère que

la série Y_t s'écrit comme la somme de ces trois composantes :

$$Y_t = T_t + S_t + \epsilon_t$$

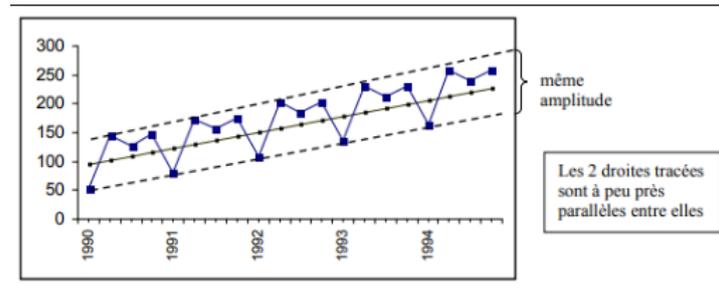


FIGURE 2.1 : Exemple de Modèle additif

Modèle multiplicatif

Graphiquement, l'amplitude des variations (saisonniers) varie. On suppose que les variations saisonnières et les variations accidentelles dépendent de la Tendence et on considère que Y_t s'écrit de la manière suivante

$$Y_t = T_t * S_t * \epsilon_t$$

Ce modèle multiplicatif se ramène à un modèle additif en considérant la série $\log Y_t$:

$$\log Y_t = \log T_t + \log S_t + \log \epsilon_t$$

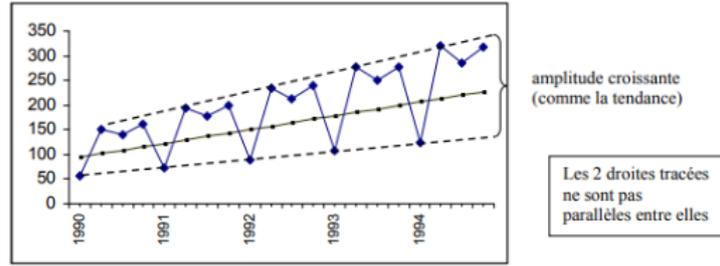


FIGURE 2.2 : Exemple de Modèle multiplicatif

Processus stationnaires

On distingue deux types de processus stationnaires, à savoir des processus strictement stationnaires et des processus faiblement stationnaires.

- Processus strictement stationnaire (la stationnarité forte)

Le concept de stationnarité stricte est donné par la définition suivante.

Définition 2 Un processus $\{X_t, t \in \mathbb{Z}\}$ est dit strictement (ou fortement) stationnaire si pour tout $(n \in \mathbb{N}^*)$ et pour tout (t_1, t_2, \dots, t_n) tel que $(t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_n)$, $(t_i \in \mathbb{Z}), i = 1, \dots, n$

la distribution de probabilité conjointe du vecteur $(X_{t_1+h}, \dots, X_{t_n+h})$ est la même que celle de $(X_{t_1}, \dots, X_{t_n}) \forall (h \in \mathbb{Z})$ Autrement dit, si on a :

$$P(X_{t_1} \leq x_1, \dots, X_{t_n} \leq x_n) = P(X_{t_1+h} \leq x_1, \dots, X_{t_n+h} \leq x_n)$$

$$\forall (t_1, t_2, \dots, t_n) \in \mathbb{Z}^n \quad \forall (x_1, x_2, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$$

- Processus faiblement stationnaire (du second ordre)

Considérons un processus stochastique de second ordre $\{X_t, t \in \mathbb{Z}\}$

Définition 3 Le processus stochastique $\{X_t, t \in \mathbb{Z}\}$ est dit faiblement stationnaire si on

a :

- $E(X_t) = E(X_{t+h}) = \mu, \forall (t \in \mathbb{Z})$
- $E(X_t^2) < \infty, \forall (t \in \mathbb{Z})$.

$$— \text{Cov}(X_t; X_{t+h}) = E[(X_t - \mu_t)(X_{t+h} - \mu_{t+h})] = \gamma(h) \quad \forall(t), (h \in \mathbb{Z})$$

La fonction $\gamma(h)$ est dite fonction d'autocovariance du processus indépendante du temps.⁷

Processus bruit blanc(White noise)

En science appliquée le bruit blanc est souvent pris comme idéalisation pour représenter les phénomènes de fluctuations soudaines et extrêmement grandes. Mathématiquement, un bruit blanc est le processus de second ordre faiblement stationnaire le plus simple et le plus utilisé, en analyse des séries chronologiques dont la définition est la suivante.

Définition 4 Un processus bruit blanc est une suite de variables aléatoires $\{\epsilon_t, t \in \mathbb{Z}\}$ de même distribution (mêmes moyenne et variance) et mutuellement indépendantes. C'est un terme qui a été emprunté aux physiciens dans le domaine de la lumière. Il fait allusion au spectre de la lumière blanche.²⁸

Dans le cas de l'analyse des séries chronologiques un processus bruit blanc $\{\epsilon_t, t \in \mathbb{Z}\}$ est tel que :

$$— E(\epsilon_t) = 0 \quad t \in \mathbb{Z}$$

$$— V(\epsilon_t) = \sigma^2, \quad t \in \mathbb{Z}$$

$$— \text{cov}(\epsilon_t, \epsilon_{t+h}) = \gamma(h) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{si } h = 0 \\ 0 & \text{si } h \neq 0 \end{cases}$$

2.1.3 Séries non stationnaires

Étude de la non stationnarité

Pour analyser une série chronologique nous ne pouvons considérer que des processus stationnaire (ils sont de moyenne constante), a savoir les processus ARMA (de moyenne nulle)qui ont été introduits par Box et Jenkins (1970). Or, les séries chronologiques rencontrées dans la pratique, sont souvent non stationnaires , elles comportent également une

tendance, une saisonnalité, ou une structure plus complexe. Donc pour analyser une série chronologique, souvent non stationnaire, on doit assurer la stationnarité du second ordre, ce qui nous mène à lui appliquer certaines transformations (différence ordinaire, différence saisonnière, . . .).²⁸

Pour que ces transformations soient commodes, il faut correctement détecter la nature des variations de cette série. Pour ce faire, différentes techniques ont été mise au point afin de détecter la tendance, la saisonnalité, . . . etc. l'analyse d'une série temporelle peut être effectué par deux méthodes :

Méthodes graphiques

L'analyse d'une représentation de la chronique, permet de détecter la présence d'une tendance ou d'une saisonnalité. De même, l'étude de la fonction d'autocorrélation permet de savoir s'il y a présence d'une tendance ou d'une saisonnalité.²⁸

Méthodes analytiques

Parmi les processus stochastiques non stationnaires, on peut distinguer deux grandes catégories particulières à savoir la classe des processus TS (Trend Stationary) et la classe des processus DS (Difference stationnary).

Définition 5 Les processus TS (Trend Stationary) sont des processus non stationnaires, dont la nature de la stationnarité est de type déterministe.²⁸

Définition 6 Les processus DS (Difference stationnary) sont des processus non stationnaires dont la non stationnarité est de nature stochastique.²⁸

Caractéristiques des processus TS

Supposons qu'un processus peut s'écrire comme la somme d'une fonction déterministe du temps f_t et d'un élément stochastique stationnaire ϵ_t , alors

$$X_t = f_t + \epsilon_t$$

Si par exemple, f_t est une fonction polynomiale d'ordre 1 alors

$$X_t = \alpha + \beta t + \epsilon_t$$

Supposons en outre que $\epsilon_t \sim BB$. On a alors les propriétés suivantes :

—

$$E(X_t) = E(\alpha + \beta t + \epsilon_t) = \alpha + \beta t$$

—

$$V(X_t) = \sigma_\epsilon^2$$

—

$$cov(X_t, X_{t+h}) = 0$$

Caractéristiques des processus DS

Un processus DS s'écrit sous la forme suivante

$$X_t = \rho X_{t-1} + \beta + \epsilon_t$$

où ϵ_t est un processus stationnaire. Si l'on suppose maintenant que $|\rho| = 1$ et que $T = t$ on aura donc

$$X_t = X_0 + t\beta + \sum_{(j=1)}^t \epsilon_j$$

avec $j = 1, \dots, t$ où X_0 désigne le premier terme de la série X_t .⁴⁷

Passons maintenant à l'étude des caractéristiques de ce processus.

—

$$E(X_t) = E(X_0 + t\beta + \sum_{(j=1)}^t \epsilon_j) = X_0 + t\beta.$$

$$V(X_t) = t\sigma^2$$

$$\text{cov}(X_t, X_s) = \text{Min}(t, s)\sigma^2$$

$$\forall t \neq s$$

Décomposition de Wold(1956)

Théorème 1.

Tout processus, du second ordre, faiblement stationnaire $\{Y_t, t \in \mathbb{Z}\}$ possède une décomposition unique donnée par :

$$Y_t = C_t + X_t$$

telle que Les deux processus C_t et X_t sont orthogonaux de plus le processus C_t est purement déterminable (singulier) et X_t est purement indéterminable (régulier). De plus ce dernier processus stochastique peut être représenté par une combinaison linéaire, du présent et du passé d'un processus bruit blanc, convergente (en moyenne quadratique) unique de la forme :

$$X_t = \sum_{(j=0)}^{\infty} \theta_j \epsilon_{t-j} = \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} + \dots$$

avec $\theta_0 = 1$ $\{\epsilon_t, t \in \mathbb{Z}\}$ est un processus du second ordre bruit blanc.³²

2.1.4 Classe de modèles ARMA(p ; q)

On a vu que tout processus, de second ordre purement déterminable, stationnaire peut être représenté, d'après le fameux théorème de Wold, par l'une de deux formes équivalentes à savoir, la forme d'un modèle autorégressif d'ordre éventuellement infini et la forme d'un

modèle moyenne mobile d'ordre éventuellement infini, données respectivement, par :

— Modèle autorégressif d'ordre infini

$$\epsilon_t = X_t + \rho_1 X_{t-1} + \rho_2 X_{t-2} + \dots$$

— Modèle moyenne mobile d'ordre infini

$$X_t = \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} + \dots$$

$$\forall t \in \mathbb{Z}$$

Processus autoregressif AR(p), 'Auto-Regressive'

La définition d'un processus autoregressif d'ordre p, noté AR(p) est la suivante

définition 7 : Le processus stationnaire $\{X_t, t \in \mathbb{Z}\}$ satisfait une représentation AR d'ordre p, noté AR(p), s'il est solution de l'équation aux différences stochastiques suivante :

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} - \dots - \phi_p X_{t-p} = \epsilon_t$$

En introduisant l'opérateur de retard L on obtient :

$$(1 - \phi_1 L^1 - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) X_t = \epsilon_t$$

ou encore

$$\phi(L) X_t = \epsilon_t$$

où $\phi(L)$ est le polynôme de retard, de degré p, donné par :

$$\phi(L) = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j L^j$$

où $\phi_j \in \mathbb{R}$ où ϵ_t est un processus bruit blanc de moyenne nulle et de variance σ_ϵ^2

Notion de causalité

Théorème 2.

Une condition nécessaire suffisante pour que le modèle aurégressif

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} - \dots - \phi_p X_{t-p} = \epsilon_t$$

Soient causal est que les racines de l'équation caractéristique lui associée suivante

$$z^t - \phi_1 z^{p-1} - \phi_2 z^{p-2} - \dots - \phi_p = 0$$

sont en valeurs absolues strictement supérieurs à 1.³⁶

Processus moyenne mobile MA(q) "Moving Average"

La définition d'un processus moyenne mobile d'ordre q, noté MA(q) est la suivante :

définition 8 Le processus stationnaire $\{X_t, t \in \mathbb{Z}\}$ satisfait une représentation MA d'ordre q, noté MA(q), s'il est solution de l'équation aux différences stochastique suivante :

$$X_t = \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \theta_2 \epsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \epsilon_{t-q}$$

En introduisant l'opérateur de retard L on obtient :

$$X_t = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \epsilon_t.$$

où encore

$$X_t = \Theta(L) \epsilon_t.$$

où $\Theta(L)$ est le polynôme de retard, de degrés q, donné par :

$$\Theta(L) = 1 - \sum_{j=1}^q \theta_j L^j$$

où $\theta_j \in \mathbb{R}$ où ϵ_t est un processus bruit blanc de moyenne nulle et de variance σ_ϵ^2 .

Notion d'inversibilité

Théorème 3.

Une condition nécessaire pour que le moyenne mobile

$$X_t = \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \theta_2 \epsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \epsilon_{t-q}$$

soit inversible est que les racines de l'équation caractéristique lui associée suivante

$$z^t - \theta_1 z^{t-1} - \theta_2 z^{t-2} - \dots - \theta_q = 0$$

sont en valeurs absolues strictement supérieures à 1.³⁶

Processus ARMA "Auto-Régressive Moving Average"

Le processus ARMA est une composition d'un processus autoregressif AR et d'un processus moyenne mobile MA.

définition 9 : Le processus stationnaire $\{X_t, t \in \mathbb{Z}\}$ satisfait une représentation ARMA, d'ordre p et q notée ARMA(p; q), s'il est solution de l'équation aux différences stochastique suivante :

$$X_t - \sum_{(j=1)}^p \phi_j X_{t-j} = \epsilon_t - \sum_{(j=1)}^q \theta_j \epsilon_{t-j}$$

ou encore :

$$\phi(L)X_t = \theta(L)\epsilon_t$$

Ainsi nous constatons que les processus AR(p) et MA(q) sont des cas particuliers du processus ARMA(p; q), un AR(p) n'est qu'un ARMA(p; 0) et un MA(q) n'est qu'un ARMA(0; q).¹⁹

Processus "autoregressive Integrated Moving average"

Pour d entier tel que $d \geq 1$, le processus $\{X_t, t \in \mathbb{Z}\}$ est un ARIMA(p,d,q) si le processus $Y_t = (1 - L)^d X_t$ est un processus ARMA(p,q) de moyenne nulle. On dit aussi que le processus ARIMA(p,d,q) est un processus ARMA(p,q) de moyenne nulle 'intégré' d fois. X_t satisfait donc une équation de la forme :

$$\phi(L)X_t = \phi(L)(1 - L)^d X_t = \theta(L)Z_t$$

ϕ et θ sont des polynômes des degrés respectifs p et q , et L est l'opérateur retard.³²

Processus SARIMA "saisonnier autorégressif intégré et moyenne mobile"

Il est possible de définir des processus ARIMA saisonniers, notés SARIMA s'écrivant : SARIMA (p,d,q)x(P ,D,Q)_s

$$Y_t = \Delta_s X_t = X_t - X_{t-s} = (1 - L^s)X_t$$

De façon générale

$$\phi_s(L^s) \Delta_s^D X_t = \theta_s(L^s)\epsilon_t$$

Ou

ϵ_t Est un bruit blanc. Un tel modèle est noté SARIMA (p,d,q)x(P ,D,Q) et son équation générale est :

$$\phi(L)\phi_s(L^s) \Delta^d \Delta_s^D X_t = \theta(L)\theta_s(L^s)\epsilon_t$$

Ou $\theta, \phi, \theta_s, \phi_s$ sont des polynômes de degré respectifs p, P, q, Q . L'identification des paramètres (p, d,q) et (P ,D,Q) se fait de la manière suivante : Les paramètres non stationnaires (p, d,q) sont identifié comme dans le cas d'un processus ARMA c'est-à-dire en examinant la coupure des fonctions d'autocorrélation simple et partiel. De même pour les paramètres saisonniers (P, D, Q), On examine la coupure des fonctions d'autocorrélation partielle et d'autocorrélation à des ordres multiples de S respectivement (S étant la période).il est

noté que D est le nombre de fois ou l'opérateur de différence saisonnière d'ordre S a été appliqué.³²

2.1.5 Tests de racine unitaire

Les tests de racine unitaire 'Unit Root Test' permettant non seulement de détecter l'existence d'une non stationnarité mais aussi de déterminer quelle non stationnarité il s'agit (processus TS ou DS) et donc la bonne méthode pour stationnairiser la série. Il existe un grand nombre de test de racine unitaire, parmi ces tests nous allons cité les tests de Dickey-Fuller simple et augmenté (1979).¹⁸

Test de Dickey-Fuller simple (DF)

Trois modèles de base pour la série X_t ont été proposé par Dickey et Fuller.

— Modèle (1) : modèle sans constante ni tendance déterministe.

$$X_t = \phi X_{t-1} + \epsilon_t.$$

— Modèle (2) : modèle avec constante sans tendance déterministe.

$$X_t = c + \phi X_{t-1} + \epsilon_t.$$

— Modèle (3) : modèle avec constante et tendance déterministe.

$$X_t = bt + c + \phi X_{t-1} + \epsilon_t.$$

Le but de ce test est de tester l'hypothèse nulle de racine unitaire contre l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire.

l'hypothèse du test est la suivante

$$H_0 : \phi_1 = 1$$

$$H_1 : \phi_1 < 1$$

Si l'hypothèse H_0 est retenue dans l'un de ces trois modèles, le processus est alors non stationnaire.

Si l'hypothèse H_0 est vérifiée, la chronique X_t n'est pas stationnaire quelque soit le modèle retenu.

Dans le dernier modèle [3], si on accepte $H_1 : \phi_1 < 1$ et si le coefficient b est significativement différent de zéro, alors le processus est un TS; on peut le rendre stationnaire en calculant les résidus par rapport à la tendance estimée par la MCO.¹⁸

Test de Dickey-Fuller augmenté (ADF)

Dans les modèles précédents, utilisés pour le test de DF simple, le processus ϵ_t est par hypothèse un bruit blanc. Or il n'y a aucune raison pour que, a priori, l'erreur soit non corrélée; on appelle tests de ADF la prise en compte de cette hypothèse.

Le test ADF est fondé, sur l'hypothèse alternative $|\phi_1| < 1$, sur l'estimation par les MCO des trois modèles

— modèle [1]

$$\Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{(j=2)}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} + \epsilon_t.$$

— modèle [2]

$$\Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{(j=2)}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} + \beta + \epsilon_t.$$

— modèle [3]

$$\Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{(j=2)}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} + \beta t + c + \epsilon_t.$$

avec $\epsilon_t \sim i.i.d.$

Le test se déroule de manière similaire aux tests DF simple, seules les tables statistiques différentes. La valeur de p peut être déterminée selon les critères d'Akaike ou de Schwarz.¹⁸

2.1.6 Test de saisonnalité Fisher (ANOVA)

Ce test permet de détecter la saisonnalité ou pour confirmer son existence lorsque on la déjà suspectée sur le graphe.

H_0 : La série est non saisonnière

H_1 : La série est saisonnière On considère :

n : le nombre d'années.

p : le nombre d'observations dans l'année.

Le principe est de calculer la valeur

$$F_0 = \frac{Varp}{Varn}$$

puis de la comparer à la valeur tabulé F_{V_1, V_2} . Avec

$$V_1 = (p - 1), V_2 = (n - 1)(p - 1)$$

degré de liberté (pour la saisonnalité)

$$V_1 = (n - 1), V_2 = (n - 1)(p - 1)$$

degré de liberté (pour la tendance).

Si $F_0 > F_{V_1 V_2}^\alpha$ alors on rejette H_0 et on considère que il y a saisonnalité, si non en dit que la série est non saisonnière.¹⁹

Volatilité

La volatilité est une mesure de l'instabilité du cours d'un actif financier. Elle mesure l'amplitude des variations d'une action, d'un produit dérivé ou d'un marché. il s'agit d'un

paramètre de qualification du risque de rendement et de prix. Les séries financières et monétaires sont caractérisées par le "clustering" de volatilité, à savoir les périodes de forte volatilité alternant avec les périodes de faible volatilité. Ce phénomène, que nous appelons aussi l'hétéroscédasticité conditionnelle, est particulièrement fréquent dans les données boursières, le taux de changes ou d'autres prix déterminés sur les marchés financiers.⁸

Hétéroscédasticité

En statistique, on parle d'hétéroscédasticité lorsque les variances des variables examinées sont différentes. La notion d'hétéroscédasticité s'oppose à celle d'homoscédasticité, qui correspond au cas où la variance de l'erreur des variables est constante. Tandis que dans le cas d'homoscédasticité nous avons :

$$Var(\epsilon_i) = \sigma^2$$

$\forall i.$

Dsormais : $Var(\epsilon_i) = \sigma_i^2$

2.2 La méthodologie de Box Jenkins

Bien qu'ils ne représentent souvent qu'une approximation simplifiée de la réalité, les modèles stochastiques stationnaires (ou ceux qui peuvent être rendus stationnaires à travers certaines transformations) tels que les modèles ARIMA, SARIMA, etc, sont les plus répandus et les plus utilisés dans l'analyse des séries chronologiques. A partir du début des années 70 et avec l'apparition du fameux livre de Box et Jenkins (1970) ces modèles ont fait l'objet d'une littérature surabondante propulsée par les travaux de ces deux auteurs qui ont rendu célèbres ce genre de modèles, en proposant un ensemble de techniques permettant la construction du meilleur modèle susceptible de représenter adéquatement la série chronologique sous étude. Depuis, l'ensemble des méthodes impliquées dans la construction du modèle stochastique est connu sous le nom de méthodologie de Box-Jenkins. Schématiquement, cette méthodologie englobe trois phases essentielles à savoir :

- Identification du modèle paramétrique.
- L'estimation de ses paramètres.
- Validation (tester si les hypothèses de départ sont satisfaites).⁸

Celui-ci étant obtenu, peut être exploité entre autres pour la prévision et le contrôle.

Analyse préliminaire

Cette étape fournit à l'utilisateur des outils lui permettant de corriger les valeurs aberrantes, supplées celle manquantes et enfin de transformer les données et cela pour se ramener à un modèle stationnaire, la méthodologie de Box-Jenkins est conditionnée par la stationnarité de la série.

Identification du modèle

Cette étape consiste à trouver les valeurs p et q des processus ARMA, en se basant sur l'étude des fonctions d'autocorrélation simple et partielle.¹⁰

- Si le corrélogramme simple n'a que q premiers termes différents de zéro et que les termes du corrélogramme partiel diminuent exponentiellement vers zéro, nous identifions un MA(q).
- Si le corrélogramme partiel n'a que p termes différents de zéro et que les termes du corrélogramme simple diminuent exponentiellement vers zéro, nous identifions un AR(p).

Estimation

Après avoir identifié les valeurs p et q d'un ou plusieurs processus ARMA, il sera question d'estimer les coefficients aux termes AR et MA.¹⁰

Validation

Après avoir estimé les différents processus ARMA, il convient à présent de valider ces modèles. à savoir les paramètres (test de Student), les racines des polynômes AR ou MA

et les tests d'hypothèse nulle d'autocorrélation pour les résidus (test de Box-Pierce, Box-Ljung). Autrement, l'étape de validation de modèle consiste à tester si les résidus sont des bruits blancs, il faudra que la série de résidus soit stationnaire.¹⁰

Les Tests statistiques de validation

Tests sur les paramètres

C'est un test classique de Student qui permet de tester la significativité de chaque paramètre du processus en utilisant les hypothèses :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 \quad : \quad \forall i, \quad \rho_i = 0 \\ \text{contre} \\ H_1 \quad : \quad \exists i, \quad \rho_i \neq 0. \end{array} \right.$$

Parmi les processus ARMA estimés on ne retiendra que ceux dont tous les coefficients ont une statistique de Student supérieur à 1.96, pour un seuil de 5%. Dans ce cas les paramètres sont significativement différents de zéro.⁸

Tests sur les résidus

Test d'autocorrélation

Test de box Ljung

Appelé aussi test de "porte manteau", il permet de vérifier l'hypothèse de bruit Blanc des résidus, ce qui signifie qu'il n'existe aucune autocorrélation significativement Non nulle, il se base sur la fonction d'autocorrélation en utilisant deux hypothèses :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 \quad : \quad \rho_1 = 0, \rho_2 = 0, \dots, \rho_k = 0. \\ H_1 \quad : \quad \exists i, \quad \rho_i \neq 0. \end{array} \right.$$

Sa statistique est :

$$Q = n(n-2) \sum_{(h=1)}^k \frac{\hat{\rho}_h^2}{n-h}$$

Avec

$\hat{\rho}_h^2$:autocorrélation empirique d'ordre h. K :nombre de retards choisis.

n :nombre d'observation.

Q :suit asymptotiquement une loi X^2 de à K degré de liberté.

L'hypothèse H_0 est rejetée au seuil de 5% si Q est supérieure à $X^2_{(K-p-q)}$ (les résidus sont autocorrélés).

Tests de box-Pierce

Le test de box-Pierce permet d'identifier les processus sans mémoire (suite de variables aléatoire indépendantes entre elles) nous devons donc identifier :

$$Cov(X_t, X_{t-h}) = 0$$

$$\text{Soit les hypothèses : } \left\{ \begin{array}{l} H_0 \quad , \rho_h = 0 \quad , \forall h \\ \text{contre} \\ H_1 \quad : \quad \exists h, \quad \rho_h \neq 0. \end{array} \right.$$

$$Q = n \sum_{(h=1)}^k \hat{\rho}_h^2$$

Si H_0 est vraie, Q suit la loi du X^2 avec K le degré de liberté.

Si $Q - stat > X_k^2$, on rejete H_0 .

Test de normalité

Le test le plus fréquent qui permet de vérifier la normalité d'une distribution statistique est celui de Jarque et Bera (1984)Ce dernier est fondé sur la notion de skewiness (moment d'ordre 3 ,asymétrie) et de kurtosis (moment d'ordre 4, aplatissement).Ces deux test permettront par la suite le calcul des intervalles de confiance prévisionnels et aussi d'effectuer les tests de Student sur les paramètres.⁹

a) Tests d'aplatissement et d'asymétrie

Soit :

$$\mu_k = \frac{1}{n} \sum_{(i=1)}^n (X_i - \hat{X}_i)^k$$

Le moment centré d'ordre k.

Le coefficient de Skewness est :

$$B_1^{\frac{1}{2}} = \frac{\mu_3}{\mu_2^{\frac{3}{2}}}$$

Le coefficient de kurtosis est

$$B_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$$

Si la distribution normale et le nombre d'observation grand :

$$B_1^{\frac{1}{2}} \sim N(0, \sqrt{\frac{6}{n}}) \text{ et } B_2 \sim N(3, \sqrt{\frac{24}{n}})$$

On construit alors les statistiques :

$$|V_1| = \left| \frac{B_1^{\frac{1}{2}} - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}} \right|$$

$$|V_2| = \left| \frac{B_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} \right|$$

Que l'on compare à la statistique de Student 1.96 au seuil 5% si les hypothèses suivantes

Critères d'informations

Ce sont des statistiques aidant à décider de l'ordre d'un modèle dans le cas où il en Existerait plusieurs. Entre autres , on peut citer :

Critère d'information dAkaike (AIC)

Il tient compte de la qualité d'ajustement du modèle à la série observée et du Nombre de paramètres utilisés dans l'ajustement.

$$AIC(p, q) = n \log \sigma_{\epsilon}^2 + 2(p + q)$$

Critère de Schwartz 1978(SC)

$$SC(p, q) = n \log \sigma_{\epsilon}^2 + 2(p + q) \log n$$

Critère standard

Erreur absolue moyenne

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{(t=1)}^T |\rho_t|$$

Racine de l'erreur quadratique

$$RMSe = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{(t=1)}^T \rho_t^2}$$

Avec T : nombre d'observation de la série X_t étudiée.

Le modèle à retenir parmi les devers processus ARMA validé est celui qui se rapproche le plus des observations c.à.d. celui pour lequel la valeur pris par les critères est plus faible (min).

coefficient de détermination

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{(t=1)}^T \rho_t^2}{\sum_{(i=1)}^n (X_i - \hat{X}_i)^2}$$

coefficient de détermination est à maximisé

2.2.2 Prévision

A un instant t , le processus possède une valeur X_t que l'on désire prévoir à l'instant $t + l$ sachant que le processus est un ARMA (p, q) , on note cette prévision $\hat{X}_i(l)$, l est dit horizon de prévision.

Comme le processus ARMA possède différentes écritures théoriques, la prévision théorique peut s'écrire :

$$X_{t+l} = \phi_1 X_{t+l-1} + \dots + \phi_p X_{t+l-p} + \epsilon_{t+l} - \theta_1 \epsilon_{t+l-1} - \dots - \theta_q \epsilon_{t+l-q}$$

Ce processus peut s'écrire sous la forme d'un $MA(\infty)$ comme suit :

$$X_{t+l} = \sum_{(i=0)}^{\infty} \psi_i \epsilon_{t+l-i}$$

avec

$$\psi_0 = 1$$

$$X_{t+l} = \epsilon_{t+l} + \psi_1 \epsilon_{t+l-1} + \psi_2 \epsilon_{t+l-2} + \dots + \psi_{l-1} \epsilon_{t+1} + \dots + \psi_{l+1} \epsilon_{t-1}$$

Un processus ARMA peut également être écrit sous la forme d'un $AR(\infty)$ comme suit :

$$X_{t+l} = \epsilon_{t+l} + \sum_{(i=0)}^{\infty} \pi_i X_{t+l-i}$$

Considérons par exemple la seconde forme et le cas simple ou $l = 1$ la vraie valeur de la prévision est :

$$X_{t+1} = \epsilon_{t+1} + \psi_1 \epsilon_t + \psi_1 \epsilon_{t-1} + \dots$$

A l'instant t, ϵ_t est inconnu donc la valeur que l'on peut prévoir est :

$$\hat{X}_t(1) = \psi_1 \epsilon_t + \psi_2 \epsilon_{t-1} + \dots$$

L'erreur de prévision à l'instant t pour l'horizon 1 :

$${}_t(l) = X_{t+1} - \hat{X}_t(1) = \epsilon_{t+1}$$

On constate que les ϵ_t utilisés dans les modèles ARMA comme étant les valeurs d'un bruit blanc sont dites les erreurs de prévision, on appelle aussi les ϵ_t les erreurs prévisionnelles ou les innovations. Soit l'horizon l quelconque donc la prévision est donnée par :

$$\hat{X}_t(1) = \hat{\psi}_1 \epsilon_t + \hat{\psi}_2 \epsilon_{t-1} + \dots$$

Avec : $l=1,2,\dots$, Les coefficients ψ_i sont à estimer.

L'erreur de prévision est alors :

$${}_t(l) = X_{t+l} - \hat{X}_t(l) = \epsilon_{t+l} + \psi_1 \epsilon_{t+l-1} + \psi_2 \epsilon_{t+l-2} + \dots + \psi_{l-1} \epsilon_{t+1} + \psi_l \epsilon_t$$

Pour trouver les $\hat{\psi}_l$ on va utiliser les critères des MCO c.-à-d. calculer les $\hat{\psi}_l$ qui minimisent l'erreur quadratique moyenne $Min \in (t(l))^2$.³²

2.3 Le principe général du modèle ARCH-GARCH

L'approche ARCH / GARCH a été proposée pour prendre en compte des variances Conditionnelles dépendant du temps. Le principe général consiste donc à remettre en Cause la propriété d'homoscédasticité que l'on retient généralement dans le cadre du Modèle linéaire. Ce principe qui été proposé par Engle (1982) consiste supposer que la Variance dépend de l'ensemble informationnel dont on dispose. Il propose une spécification ARCH(q) où le carré des perturbations suit un processus autorégressif d'ordre q. Engle a donc proposé ces processus pour pallier aux insuffisances de la classe des représentations ARMA, notamment en ce qui concerne les séries financières qui présentent Une volatilité (ou variabilité) instantanée mesurée par la variance conditionnelle) en Fonction du temps et par des ajustements asymétriques. Ainsi, les modèles ARCH sont basés sur une paramétrisation endogène de la variance Conditionnelle.⁵

Les processus "Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity", ARCH

Dans un modèle de type ARCH, ϵ_t est un processus tel que :

$$\left(\begin{array}{l} \parallel \\ E(\epsilon_t | \epsilon_{t-1}) = 0. \\ \dots (1) \\ V(\epsilon_t | \epsilon_{t-1}) = \sigma_t^2. \end{array} \right.$$

tel que

$$\epsilon_t | \epsilon_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

avec $\epsilon_{t-1} = (\epsilon_{t-1}, \epsilon_{t-2}, \dots)$ et σ_t^2 représente la variance conditionnelle du processus ϵ_t . On voit donc que la variance conditionnelle (qui est un indicateur de la volatilité d'un titre) peut

varier au cours du temps dans ce type de processus, à la différence des processus ARMA ou elle est supposée constante. ⁵ D'après (1), le processus standardisé :

$$Z_t = \epsilon_t (\sigma_t^2)^{-\frac{1}{2}} = \frac{\epsilon_t}{\sigma_t} \dots (2)$$

Z_t est un processus dont l'espérance conditionnelle est nulle et dont la variance conditionnelle est constante et égale à l'unité.

En générale, le processus ϵ_t n'est pas observable il peut correspondre à l'innovation d'un processus du type ARMA ajusté sur la série étudiée Y_t :

$$\phi(L)Y_t = \theta(L)\epsilon_t \dots (3)$$

Ou encore à celle d'un processus général de type :

$$Y_t = f(X_{t-1}; b) + \epsilon_t \dots (4)$$

Tel que : b c'est le vecteur des paramètres $(\beta_1, \dots, \beta_p)$

f étant une fonction de variable explicative X_{t-1} et d'un vecteur de paramètres b inconnues.

L'équation générale de la série Y_t est appelée équation de la moyenne (équation (3) ou (4)).

La formulation donnée par les équations (1)-(3) ou (1)-(4) reste très générale. Un processus ARCH(p) est donné par :

Soit un modèle AR(p) :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \epsilon_t$$

ϵ_t bruit blanc.

Ou encore sous la forme simplifiée :

$$\phi(L)X_t = \epsilon_t$$

Avec :

$$\epsilon_t = \mu_t h_t$$

Avec $\mu_t \sim N(0, \sigma_t^2)$

Et

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{(i=1)}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 = \alpha_0 + \alpha(L)\epsilon_t^2$$

ou $\alpha_0 > 0$ et $\alpha_i \geq 0 \forall i$ Les contraintes sur les coefficients garantissent la positivité de la variance conditionnelle. On peut de plus montrer que cette variance est finie si :

$$\sum_{(i=1)}^q \alpha_i < 1$$

Le modèle ARCH(p) permet de prendre en compte les regroupement de la volatilité, c'est à dire le fait que les fortes (respectivement faible) variations de prix sont suivies par d'autres fortes, (respectivement faible) variations de prix mais dont le signe n'est pas prévisible. Si un processus ϵ_t satisfait une représentation ARCH(1), alors ϵ_t^2 satisfait une représentation AR(1) telle que :

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + v_t$$

ou :

$$v_t = \epsilon_t^2 - \sigma_t^2$$

vérifiant :

$$E[v_t | \epsilon_{t-1}^2] = 0$$

Modèle avec erreur ARCH(p)

On considère un modèle linéaire autorégressif de la forme :

$$X_t = E(X_t | X_{t-1}) + \epsilon_t$$

Avec ϵ_t est un bruit blanc faible, tel que $E(\epsilon_t) = 0$ et $E(\epsilon_t \epsilon_s) = 0$ si $s \geq t$, satisfaisant la condition de différence de martingale $E(\epsilon_t | \epsilon_{t-1}) = 0$. On suppose que ce résidus admet une représentation de type ARCH(p) :

$$\epsilon_t = \mu_t \sqrt{h_t}$$

Avec

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{(i=1)}^q \alpha_i \epsilon_{t-1}^2.$$

Où μ_t est un bruit blanc faible. On a donc un modèle qui décrit à la fois l'évolution de l'espérance conditionnelle et de la variance conditionnelle du processus Y_t dans le temps. Envisageons le cas le plus simple d'un processus de type AR(1) avec erreur ARCH(1) :

$$Y_t = \mu + \phi Y_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = \mu_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2}$$

Avec $|\phi| < 1$.

Dans ce cas, les résidus satisfont les 4 principales propriétés étudiées précédemment :

— Propriété de différence de Martingale :

$$E(\epsilon_t | \epsilon_{t-1}) = 0$$

et de façon générale :

$$E(\epsilon_t | \epsilon_{t-h}) = 0$$

et ceci $\forall h \geq 1$.

— La variance conditionnelle est dépendante du temps puisque :

$$V(\epsilon_t | \epsilon_{t-h}) = \alpha_0 \left(\frac{1 - \alpha_1^h}{1 - \alpha_1} + \alpha_1^h \epsilon_{t-h}^2 \right)$$

$$V(\epsilon_t) = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}$$

— Les auto-covariances conditionnelles sont nulles :

$$Cov(\epsilon_t, \epsilon_{t+k} | \epsilon_{t-h}) = 0$$

$$\forall h \geq 1, \forall k \geq 1$$

Test d'un modèle ARCH (p)

Soit un modèle de type ARCH telle que :

$$\epsilon_t = \mu_t h_t$$

avec

$$\mu_t \sim N(0, 1)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{(i=1)}^q \alpha_i \epsilon_{t-1}^2 = \alpha_0 + \alpha(L) \epsilon_t^2$$

Soit l'hypothèse :

$$\begin{cases} H_0 & : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0 \\ H_1 & : \forall i \text{ non tous nuls} \end{cases}$$

Si l'hypothèse H_0 est acceptée, la variance de l'erreur est constante $\sigma_t^2 = \alpha_0$ dans le cas contraire, les termes de l'erreur suivent un ARCH dont l'ordre p est à déterminer. Le test est fondé soit sur un test de Fisher classique, soit sur le test du multiplicateur de Lagrange $LM = nR^2$ Avec : n : nombre d'observations servant au calcul de régression.

R^2 : coefficient de détermination.

Si $LM > X^2(q)$ à q degrés de liberté lu dans la table à un seuil fixé (en général = 0,05), On rejette alors H_0 : on considère que le processus est justifiable d'un modèle ARCH(p). Les méthodes usuelles d'estimation (maximum) de vraisemblance, moindres carrés, méthodes non paramétriques) s'appliquent également aux modèles ARCH.⁷

Modèle ARCH généralisés

Pour des nombreuses applications, l'introduction d'un grand nombre de retards p dans l'équation de la variance conditionnelle du modèle ARCH (p) est nécessaire pour tenir compte de la longue mémoire de la volatilité qui caractérise certaine séries monétaires et financières. Ce nombre important de paramètres peut conduire a la violation de la contrainte de non-négative de la variance et poser des problèmes d'estimations. Dans cette perspective, une extension importante, le modèle autorégressif conditionnellement hétéroscédastiques généralisé (GARCH), est suggérée par Bollerslev [1986]. Cette approche exige moins de

paramètres à estimer que la formulation ARCH(p) pour modéliser les phénomènes de persistance des chocs. La variance conditionnelle de la variable étudiée est déterminée par le carré des p termes d'erreur passés et des q variances conditionnelles retardées.¹³

Modèle GARCH (p,q)

On considère un modèle autorégressif exprimé sous la forme :

$$X_t = E[X_t|I_{t-1}] + \epsilon_t$$

avec ϵ_t un bruit blanc faible qui satisfaisant la propriété $E[\epsilon|I_{t-1}] = 0$

$$\epsilon_t = n_t h_t$$

L'équation de la variance conditionnelle d'un processus GARCH s'écrit :

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{(i=1)}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{(j=1)}^q \beta_j h_{t-j}^2$$

ou $n_t \sim N(0, \sigma^2)$, avec les conditions α_0, α_i , pour $i = 1, 2, \dots, p$ et $\beta_j > 0$ pour $j = 1, 2, \dots, q$ satisfaisantes pour garantir la positivité de

$$\alpha_0 + \sum_{(i=1)}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{(j=1)}^q \beta_j h_{t-j}^2$$

Modélisation par la classe des modèles SARIMA

Nous présenterons dans ce chapitre deux séries de données concernant le nombre de REPAS CHAUD FC (First Class) et REPAS CHAUD BC (Biseness Class).

3.1 Etude de la série de données concernant le nombre de REPAS CHAUD BC sans le mois de RAMADHAN.

3.1.1 Identification

Considérons la série DCB_t qui représente le nombre journalier de REPAS CHAUD BC (BISENESS class) depuis le 01 janvier 2018 jusqu'au 31 décembre 2018 on éliminant le mois de juin qui représente le mois de ramadhan ou le nombre de repas est nul. Donc, la série sous étude comportera 335 observations.

3.1.2 Représentation graphique de la série DCB_t

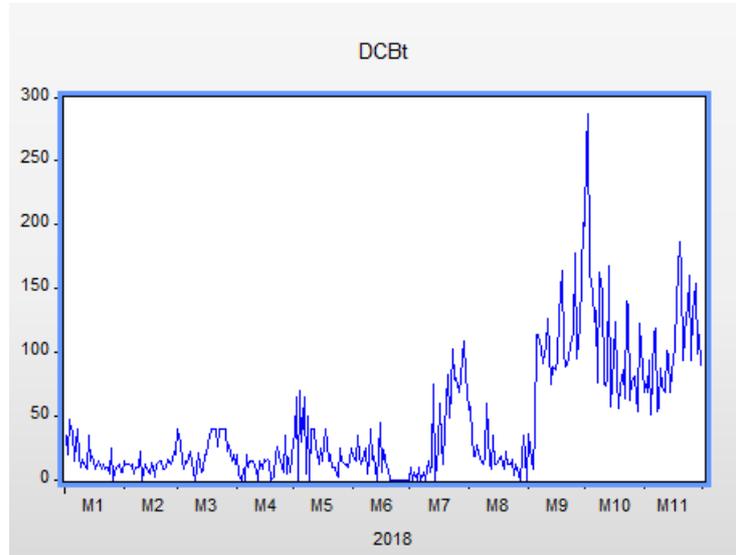


FIGURE 3.1 : Graphe de la série DCB_t

La représentation graphique de la série DCB_t (Figure 3.1) présente les caractéristiques suivantes :

- Une non stationnarité en moyenne témoignée par une légère tendance.
- Un phénomène périodique caractérisé par des mouvements ascendants et descendants. Ces mouvements périodiques sont dus au rythme des saisons.
- Des pics descendants représentant des valeurs qui diminuent rapidement et parfois qui s'annulent dans les journées ou il n'y a pas eu de commandes de REPAS CHAUD.

3.1.3 Examen du corrélogramme de la série DCB_t

En analysant le corrélogramme associé à la série (Figure 3.2) nous remarquons une décroissance lente de la fonction d'autocorrélation simple. Ce qui veut dire que la série DCB_t est non stationnaire et les termes sont élevés même pour les retards importants. Cela est dû à la présence d'une saisonnalité qu'on soupçonne d'ordre 7. Pour confirmer cette hypothèse nous avons appliqué le test de Fisher.

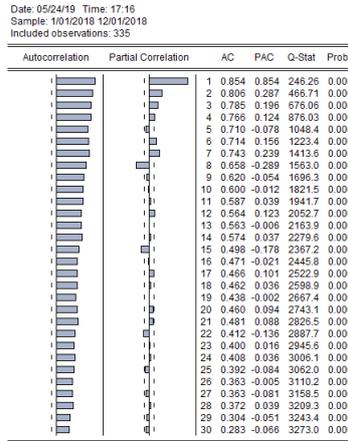


FIGURE 3.2 : Corrélogrammes de la série DCB_t

3.1.4 Étude de la saisonnalité et de la tendance

Test de Fisher

A l'aide du logiciel Excel. Les résultats de l'analyse de la variance sont regroupés dans le tableau suivant :

- Test de l'influence du facteur colonne (semaine)

On teste l'hypothèse :

H_0 : effet saisonnier non significatif.

H_1 : effet saisonnier significatif.

- Test de l'influence du facteur ligne (jours)

On teste l'hypothèse :

H_0 : effet de la tendance non significatif

H_1 : effet de la tendance significatif.

ANALYSE DE VARIANCE							
	ce des variat	mme des car	gré de lib	ertyenne des ca	F	Probabilité	tur critique pour F
Lignes	609044,979	46	13240,1082	27,2517096	1,8681E-78	1,41186007	
Colonnes	7893,33739	6	1315,55623	2,70776913	0,01430096	2,13150187	
Erreur	134093,234	276	485,845051				
Total	751031,55	328					

Résultat du Test de l'influence du facteur semaines (saisonnalité)

$F_c = 2.70776 > F^{(0.05)} = 2.131501$ donc la série est affectée d'une saisonnalité.

Résultat du Test de l'influence du facteur jours (tendance)

$F_c = 27.2517096 > F^{(0.05)} = 1.411186$ donc, nous rejetons l'hypothèse nulle La série est affectée d'une tendance.

D'après le test de Fisher, une dessaisonnalisation de la série DCB_t s'impose pour pouvoir poursuivre l'étude. Pour cela, il suffit d'introduire une différentiation saisonnière de saison 7 sur la série DCB_t . La nouvelle série générée est notée Y_t .

Le graphe et le corrélogramme associé à cette série sont donnés respectivement par la (Figure 3.3) et(Figure 3.4). avec :

$$Y_t = DCB_t - DCB_{t-7}$$

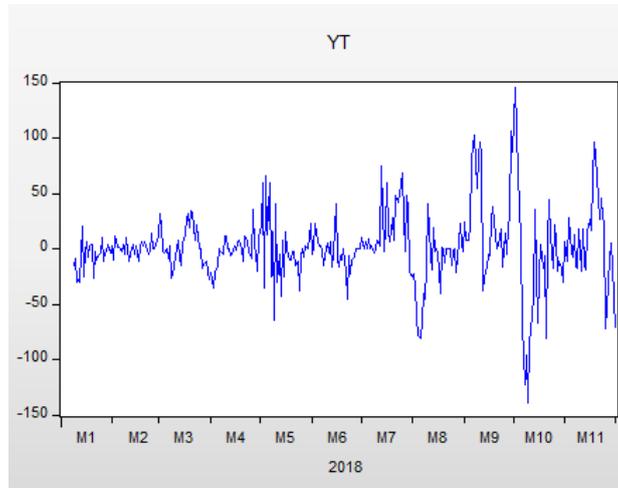


FIGURE 3.3 : graphe de la Série Y_t

Test de fisher

On test l'hypothèse :

H_0 : effet de la tendance non significatif

H_1 : effet de la tendance significatif. On test l'hypothèse :

H_0 : effet de la saisonnalité non significatif

H_1 : effet de la saisonnalité significatif.

ANALYSE DE VARIANCE						
	ce des variatmme des carégré de libertyenne des cai			F	Probabilité	ur critique pour F
Lignes	19788,2857	23	860,360248	3,39463301	4,4034E-06	1,60783637
Colonnes	48,2857143	6	8,04761905	0,03175264	0,99986038	2,16489271
Erreur	34975,7143	138	253,447205			
Total	54812,2857	167				

Résultat du Test de l'influence du facteur semaines (saisonnalité)

$F_c = 0,031752 < F^{(0.05)} = 2,164892$ donc la série n'est pas effectuée d'une saisonnalité.

Résultat du Test de l'influence du facteur jours (tendance)

$F_c = 3,394633011 > F^{(0.05)} = 1,607836367$ donc, nous rejetons l'hypothèse nulle La série est effectuée d'une tendance.

3.1.5 Examen du corrélogrammes de la série Y_t

L'analyse du corrélogramme associé à la série Y_t confirme le succès de la dessaisonnalisation de cette série, mais on ne peut pas dire que le processus qui génère cette série est stationnaire qu'après avoir fait un recours au test de racine unitaire (Dickey-Fuller) qui permet ou infirmer notre hypothèse.

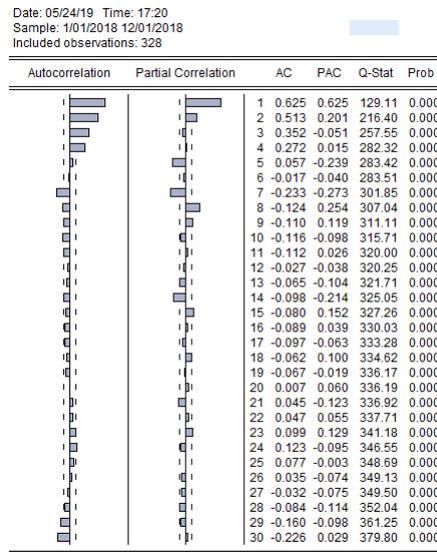


FIGURE 3.4 : Corrélogramme de la série Y_t

3.1.6 Test ADF (Augmented Dickey-Fuller)

Choix du nombre de retards optimal

Avant de pouvoir appliquer le test de Dickey-Fuller sur la série, nous devons déterminer le nombre de retards. Pour cela, nous avons choisi le critère dAkaike.

<i>Lag</i>	<i>AkaikeCriterion</i>
0	9.363748
1	9.330128
2	9.330128

D'après le tableau, Nous constatons que le critère dAkaike est minimisé pour les trois modèles de Dickey-Fuller pour un nombre de retard $p=1$.

A l'aide du logiciel EVIEWS, on procède à l'estimation par la méthode MCO des trois modèles avec $p=1$, nous commençons par l'estimation du modèle 3.

$$\text{Modèle 3 : } Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + bt + c + \epsilon_t$$

Null Hypothesis: YT has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.077538	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.986459	
5% level	-3.423669	
10% level	-3.134812	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(YT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/24/19 Time: 17:34
 Sample (adjusted): 1/10/2018 12/01/2018
 Included observations: 326 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YT(-1)	-0.289249	0.047593	-6.077538	0.0000
D(YT(-1))	-0.205927	0.054999	-3.744163	0.0002
C	-0.002722	2.951859	-0.000922	0.9993
@TREND("1/01/2018")	0.002000	0.015132	0.132180	0.8949
R-squared	0.213859	Mean dependent var		-0.193252
Adjusted R-squared	0.206535	S.D. dependent var		28.75300
S.E. of regression	25.61221	Akaike info criterion		9.336209
Sum squared resid	211227.2	Schwarz criterion		9.382674
Log likelihood	-1517.802	Hannan-Quinn criter.		9.354751
F-statistic	29.19865	Durbin-Watson stat		1.964122
Prob(F-statistic)	0.000000			

D'après le tableau la valeur de $DF = -6.077538$ est inférieure aux valeurs critiques à (1%, 5%, 10%), on rejette H_0 : la série n'admet pas de racine unitaire. En même temps nous constatons que la tendance n'est pas significativement différente de zéro puisque sa t-statistique qui est égale à 0.132180 est inférieure aux valeurs de la tendance déterministe sur la table de DickeyFuller (3.48, 2.78, 2.38) respectivement pour (1%, 5%, 10%). on passe au modèle 2.

Modèle 2 : $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + C + \epsilon_t$

Null Hypothesis: YT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.098524	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.450223	
5% level	-2.870192	
10% level	-2.571449	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(YT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/24/19 Time: 17:37
 Sample (adjusted): 1/10/2018 12/01/2018
 Included observations: 326 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YT(-1)	-0.288700	0.047339	-6.098524	0.0000
D(YT(-1))	-0.206279	0.054851	-3.760733	0.0002
C	0.339230	1.419390	0.238997	0.8113

R-squared	0.213817	Mean dependent var	-0.193252
Adjusted R-squared	0.208949	S.D. dependent var	28.75300
S.E. of regression	25.57322	Akaike info criterion	9.330128
Sum squared resid	211238.7	Schwarz criterion	9.364977
Log likelihood	-1517.811	Hannan-Quinn criter.	9.344035
F-statistic	43.92284	Durbin-Watson stat	1.964362
Prob(F-statistic)	0.000000		

Notre attention va donc se poser sur la t-statistique d'ADF qui reste toujours inférieure aux valeurs critiques aux seuils (1%,5%,10%) ce qui confirme que la série Y_t n'admet pas de racine unitaire.

La t-statistique de la constante $c = 0.238997$ inférieure aux valeurs tabléées par Dickey-Fuller aux seuils 1%,5%,10% qui sont respectivement 3.18; 2.52; 2.16. Nous constatons que la constante n'est pas significativement différente de zéro. Alors, on passe au modèle 1.

Modèle 1 : $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \epsilon_t$

Null Hypothesis: YT has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.104790	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.572075	
5% level	-1.941799	
10% level	-1.616048	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(YT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/24/19 Time: 18:19
 Sample (adjusted): 1/10/2018 12/01/2018
 Included observations: 326 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YT(-1)	-0.287963	0.047170	-6.104790	0.0000
D(YT(-1))	-0.206687	0.054745	-3.775481	0.0002

R-squared	0.213678	Mean dependent var	-0.193252
Adjusted R-squared	0.211251	S.D. dependent var	28.75300
S.E. of regression	25.53598	Akaike info criterion	9.324170
Sum squared resid	211276.0	Schwarz criterion	9.347403
Log likelihood	-1517.840	Hannan-Quinn criter.	9.333441
Durbin-Watson stat	1.964620		

La t-statistique de DF reste toujours inférieure aux valeurs critiques (1%,5%,10%) ce qui confirme que le processus qui génère la série Y_t est stationnaire.

Spécification du modèle

L'analyse du corrélogramme de la série Y_t (Figure 3.4) montre que les valeurs de la fonction d'autocorrélation simple et la fonction d'autocorrélation partielle sont élevées aux différents retards $p=1, 2, 3, 7, \dots$ et $q=1, 2, 7, \dots$

Par conséquent, les modèles susceptibles de représenter la série Y_t sont :

SARIMA (2, 0, 7) \times (1, 1, 1)₇ , SARIMA (7, 0, 1) \times (1, 1, 1)₇, SARIMA (4, 0, 1) \times (0, 1, 1)₇

	SARIMA (2, 0, 7) \times (1, 1, 1) ₇	SARIMA (7, 0, 1) \times (1, 1, 1) ₇	SARIMA (4, 0, 1) \times (0, 1, 1) ₇
Akaike	8.999	9.223	8.987
Schwartz	9.045	9.270	9.057
R-squared	0.592	0.482	0.601

Parmi les modèle sélectionnés, on choisit celui qui minimise le critère AIC et SIC, et qui maximise le critère R^2 . Le modèle le plus adéquat est SARIMA $(4, 0, 1) \times (0, 1, 1)_7$.

3.1.7 Estimation des paramètres

Le tableau suivant présente l'estimation du modèle SARIMA $(4, 0, 1) \times (0, 1, 1)_7$ Nous

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(3)	0.128504	0.039934	3.217942	0.0014
AR(4)	0.152820	0.044951	3.399676	0.0008
AR(2)	0.487787	0.042166	11.56819	0.0000
MA(1)	0.543464	0.036759	14.78452	0.0000
SMA(7)	-0.737986	0.029623	-24.91230	0.0000
SIGMASQ	443.8330	24.03924	18.46286	0.0000
R-squared	0.601654	Mean dependent var		1.631098
Adjusted R-squared	0.595469	S.D. dependent var		33.43049
S.E. of regression	21.26272	Akaike info criterion		8.987868
Sum squared resid	145577.2	Schwarz criterion		9.057253
Log likelihood	-1468.010	Hannan-Quinn criter.		9.015551
Durbin-Watson stat	1.968861			
Inverted AR Roots	.90	-.07+.47i	-.07-.47i	-.76
Inverted MA Roots	.96	.60+.75i	.60-.75i	-.21-.93i
	-.21+.93i	-.54	-.86-.42i	-.86+.42i

remarquons pour ce modèle que :

- R^2 est le maximum, soit 60%.
- La statistique de Durbin Watson est la plus rapprochée de 2.
- Les critère Schwarz et Akaike sont minimums.

3.1.8 Validation du modèle

Test sur les paramètres

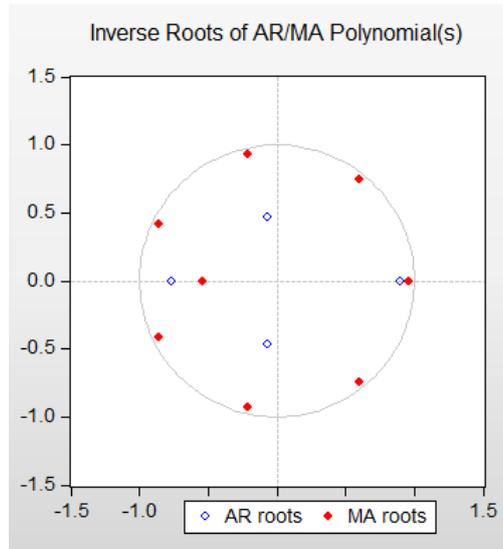


FIGURE 3.5 : Racine inverse du (des) polynôme(s) MA/AR.

AR Root(s)	Modulus	Cycle
0.903883	0.903883	
-0.762849	0.762849	
-0.070517 ± 0.465464i	0.470776	3.650572
No root lies outside the unit circle. ARMA model is stationary.		
MA Root(s)	Modulus	Cycle
-0.213069 ± 0.933517i	0.957524	3.500000
0.957524	0.957524	
0.597006 ± 0.748622i	0.957524	7.000000
-0.862699 ± 0.415454i	0.957524	2.333333
-0.543464	0.543464	
No root lies outside the unit circle. ARMA model is invertible.		

Nous remarquons que :

- Tous les coefficients du modèle choisi sont significativement différents de zéro puisque leur statistique en valeurs absolues est supérieure à la statistique de Student (1.96).
- Les probabilités de nullité des composantes AR et MA sont toutes inférieures à 0.05.
- Les inverses des racines fournis par EVIEWS (Figure 3.5) sont tous en module inférieur à 1.

Test sur les résidus

Examen du corrélogramme des résidus

Il convient maintenant d'analyser les résidus à partir de leur fonction d'autocorrélation simple et d'autocorrélation partielle.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.009	0.009	0.0294	
		2 0.012	0.011	0.0738	
		3 0.019	0.018	0.1879	
		4 0.029	0.029	0.4708	
		5 -0.070	-0.071	2.1109	
		6 0.012	0.013	2.1620	0.141
		7 0.053	0.054	3.1192	0.210
		8 -0.075	-0.076	5.0388	0.169
		9 0.044	0.049	5.7006	0.223
		10 -0.074	-0.083	7.5810	0.181
		11 -0.000	0.002	7.5811	0.270
		12 0.040	0.054	8.1397	0.320
		13 0.070	0.057	9.8351	0.277
		14 -0.038	-0.031	10.324	0.325
		15 -0.059	-0.068	11.544	0.317
		16 -0.011	-0.022	11.587	0.395
		17 -0.068	-0.048	13.202	0.355
		18 0.026	0.029	13.434	0.415
		19 -0.075	-0.076	15.381	0.353
		20 0.082	0.075	17.723	0.278
		21 0.029	0.040	18.013	0.323
		22 -0.107	-0.119	22.027	0.184
		23 0.035	0.057	22.468	0.212
		24 0.092	0.080	25.465	0.146
		25 0.048	0.033	26.274	0.157
		26 -0.005	0.013	26.284	0.196
		27 0.029	-0.018	26.590	0.227
		28 -0.033	-0.006	26.983	0.257
		29 -0.106	-0.101	31.025	0.153
		30 -0.099	-0.111	34.580	0.096
		31 -0.012	0.006	34.630	0.120
		32 -0.035	-0.042	35.085	0.137
		33 -0.063	-0.077	36.541	0.129
		34 -0.030	-0.027	36.876	0.149
		35 -0.115	-0.096	41.725	0.076

FIGURE 3.6 : corrélogramme des résidus de la série Y_t

Le corrélogramme des résidus (Figure 3.6) du modèle SARIMA $(4, 0, 1) \times (0, 1, 1)_7$ montre que les résidus forment un bruit blanc car tous les termes sont à l'intérieur de l'intervalle de confiance (illustré par une bande en pointillés sur le graphique), on va appliquer le test de Box-Ljung.

Test de Box-Ljung

$$\text{Pour } K=35 \text{ tel que } \begin{cases} H_0 & : \rho_1 = 0, \rho_2 = 0, \dots, \rho_k = 0. \\ H_1 & : \exists i, \rho_i \neq 0. \end{cases}$$

La statistique du test vaut $Q\text{-stat}=41.725$ est inférieure à $X_{0,05}^2(30)= 43.773$.D'où, les résidus sont non corrélés.

Test sur les résidus

A partir de la représentation graphique des séries résiduelle, actuelle et estimée (Figure 3.8) nous constatons que le modèle ajuste bien la série sous étude (R^2 est égal à 0.601654.(60%)

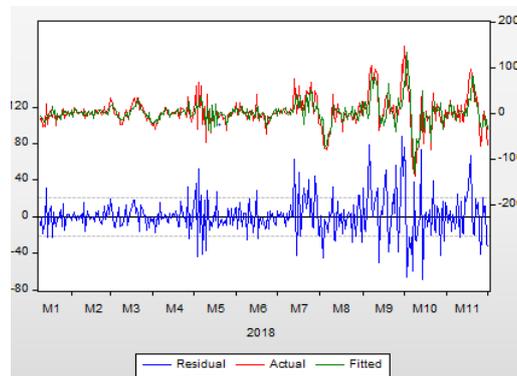


FIGURE 3.7 : Graphique des séries résiduelle, actuelle et estimée.

3.1.9 Test de normalité

Les tests sont effectués à partir des valeurs empiriques des coefficients de Skewness, kurtosis et la statistique de Jarque-Bera données par le logiciel EVIEWS.

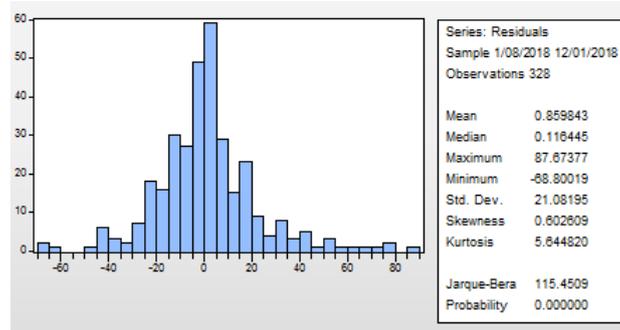


FIGURE 3.8 : Histogramme des résidus.

Test d'asymétrie (Skewness)

$B_1^{\frac{1}{2}} = 0.602609 \sim N(0, \sqrt{\frac{6}{n}})$ on va calculer la quantité suivante
 $|V_1| = \left| \frac{B_1^{\frac{1}{2}} - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}} \right| = \left| \frac{0.602609 - 0}{\sqrt{\frac{6}{328}}} \right| = |4.4555047457|$ On a

$$|V_1| > 1.96$$

On rejette alors l'hypothèse $H_0 : |V_1| > 1.96$: la distribution est asymétrique.

Test d'aplatissement (kurtosis)

$B_2 = 5.644820 \sim N(3, \sqrt{\frac{24}{n}})$ on va calculer la quantité suivante

$$|V_2| = \left| \frac{B_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} \right| = \left| \frac{5.644820 - 3}{\sqrt{\frac{24}{328}}} \right| = |9.777490921|$$
 On a

$$|V_2| > 1.96$$

On rejette alors l'hypothèse $H_0 : |V_1| > 1.96$: alors la distribution est leptokurtique.

Test de Jarque-Bera

$JB = 115.4509 > X_{(2)}^2 = 5.99$ on rejette l'hypothèse H_0 : normalité des résidus.

Corrélogramme des résidus au carré

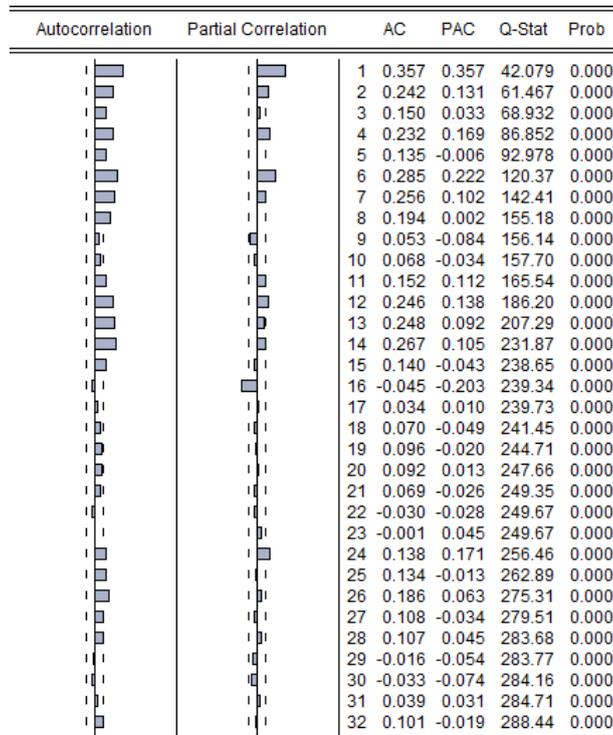


FIGURE 3.9 : corrélogramme des résidus au carré.

Du corrélogramme des résidus au carrés, on remarque que les carrés des résidus sont corrélés entre eux, ce qui signifie l'existence de l'effet ARCH.

Pour confirmer l'existence de l'effet ARCH sur les résidus, on va appliquer son test.

Test d'effet ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	47.44131	Prob. F(1,325)		0.0000
Obs*R-squared	41.65303	Prob. Chi-Square(1)		0.0000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/19 Time: 11:02				
Sample (adjusted): 1/09/2018 12/01/2018				
Included observations: 327 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	287.1707	55.09114	5.212647	0.0000
RESID^2(-1)	0.357115	0.051848	6.887765	0.0000
R-squared	0.127379	Mean dependent var		444.9082
Adjusted R-squared	0.124694	S.D. dependent var		968.4571
S.E. of regression	906.0669	Akaike info criterion		16.46220
Sum squared resid	2.67E+08	Schwarz criterion		16.48538
Log likelihood	-2689.570	Hannan-Quinn criter.		16.47145
F-statistic	47.44131	Durbin-Watson stat		2.093162
Prob(F-statistic)	0.000000			

On rejette l'hypothèse d'homoscédasticité car la statistique du test $K * R^2 = 41.65 > X_{(2)}^2 = 5.99$ alors on rejette l'hypothèse D'indépendance. Donc, il existe un effet ARCH(GARCH).

3.1.10 Estimation des paramètres

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(3)	0.214880	0.055171	3.894818	0.0001
AR(4)	0.220644	0.069232	3.186998	0.0014
AR(2)	0.371897	0.082564	4.504332	0.0000
MA(1)	0.437957	0.069201	6.328730	0.0000
SMA(7)	-0.869946	0.024790	-35.09302	0.0000
Variance Equation				
C	14.85705	2.829998	5.249844	0.0000
RESID(-1)^2	0.229192	0.054237	4.225788	0.0000
GARCH(-1)	0.756001	0.040357	18.73288	0.0000
R-squared	0.587428	Mean dependent var		1.907407
Adjusted R-squared	0.582255	S.D. dependent var		33.52820
S.E. of regression	21.67035	Akaike info criterion		8.534987
Sum squared resid	149803.7	Schwarz criterion		8.628338
Log likelihood	-1374.668	Hannan-Quinn criter.		8.572248
Durbin-Watson stat	1.769297			
Inverted AR Roots	.93	-.11-.57i	-.11+.57i	-.71
Inverted MA Roots	.98	.61+.77i	.61-.77i	-.22-.96i
	-.22+.96i	-.44	-.88-.43i	-.88+.43i

En observant les valeurs des paramètres estimés, on constate que les coefficients de l'équation de la variance $\alpha_0 = 14.8570$ (accepté au seuil de signification 10%) et $\alpha_1 = 0.2291$ avec $\beta_1 = 0.756001$ sont strictement positifs. Donc, la contrainte de la positivité de la variance conditionnelle est vérifiée.

Afin de valider le modèle trouvé, à savoir SARIMA $(4, 0, 1) \times (0, 1, 1)_7$ à erreur GARCH $(1, 1)$ nous nous sommes basés sur les critères suivants :

- La statistique de Durbin-Watson la plus proche de 2.
- Les critères Schwarz et Akaike minimums.
- Le coefficient de détermination R^2 le plus proche de 1.

Critère	ARCH(1)	ARCH(2)	GARCH(1,1),
R^2	0.510883	0.53250	0.5874
AIC	8.709944	8.33319	8.561026
SIC	8.791627	8.82347	8.630724
Durbin	1.2257	1.1345	1.7692

3.1.11 Validation du modèle

Test sur les paramètres

On remarque que :

- Tous les coefficients du modèle choisi sont significativement différents de zéro puisque leurs statistique en valeur absolue sont supérieures à la statistique de Student (1.96).
- Les probabilités de nullité des composantes GARCH sont tous inférieurs à 0.05.

L'estimation du modèle est valide, le processus générateur de la série Y_t représenté par le modèle SARIMA $(4, 0, 1) \times (0, 1, 1)_7$ a erreur GARCH(1,1) s'écrit comme suit :

$$Y_t = 0.37Y_{t-2} + 0.21Y_{t-3} + 0.22Y_{t-4} - 0.43\epsilon_{t-1} + 0.86\epsilon_{t-7} - 0.36\epsilon_{t-8} + \epsilon_t$$

Sachant que

$$Y_t = DCB_t - DCB_{t-7}$$

et

$$\epsilon_t = \eta_t \hbar_t$$

L'équation de la variance conditionnelle d'un processus GARCH(1,1) s'écrit :

$$\hbar_t = \sqrt{14.85 + 0.2291\epsilon_{t-1}^2 + 0.7560\hbar_{t-1}^2}$$

Où $\eta_t \sim N(0, \sigma^2)$, avec $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$ pour $i = 1, 2, \dots, p$ et $\beta_j > 0$ pour $j = 1, 2, \dots, q$

Le modèle final s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} DCB_t = & 0.37DCB_{t-2} + 0.21DCB_{t-3} + 0.22DCB_{t-4} + DCB_{t-7} - 0.37DCB_{t-9} - 0.21DCB_{t-10} + \\ & 0.22DCB_{t-11} - 0.43\epsilon_{t-1} + 0.86\epsilon_{t-7} - 0.36\epsilon_{t-8} + \epsilon_t. \end{aligned}$$

3.1.12 Préviation

Nous avons trouvé que le modèle générateur de la série DCB_t s'écrit sous la forme suivante :

$$\begin{aligned} DCB_t = & 0.37DCB_{t-2} + 0.21DCB_{t-3} + 0.22DCB_{t-4} + DCB_{t-7} - 0.37DCB_{t-9} - 0.21DCB_{t-10} + \\ & 0.22DCB_{t-11} - 0.43\epsilon_{t-1} + 0.86\epsilon_{t-7} - 0.36\epsilon_{t-8} + \epsilon_t. \end{aligned}$$

et

$$\epsilon_t = \eta_t \hbar_t$$

L'équation de la variance conditionnelle d'un processus GARCH(1,1) s'écrit :

$$\hat{h}_t = \sqrt{16.05814 + 0.210328\epsilon_{t-1}^2 + 0.766634\hat{h}_{t-1}^2}$$

Où $\eta_t \sim N(0, \sigma^2)$, avec $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$ pour $i = 1, 2, \dots, p$ et $\beta_j > 0$ pour $j = 1, 2, \dots, q$

Nous allons faire la prévision pour 7 jours

Le tableau suivant donne les valeurs prédites de la série DCB_t

Date	Valeurs predites	valeurs reelles	écart
01 /01/2019	97	80	17
02 /01/2019	132	130	2
03/01/2019	133	136	-4
04/01/2019	87	77	10
05/01/2019	93	82	12
06/01/2019	96	96	0
07/01/2019	82	98	-16

D'après le tableau ci dessus, on remarque que les valeurs prédites par le modèle $SARIMA(4, 0, 1) \times (0, 1, 1)_7$ a erreur GARCH(1,1) se rapprochent des valeur réelle transmises par Catering. Cella est confirmé par l'écart calculé (des valeur entre -16 et 17) et le graphique qui suit la même allure que celles des valeur réelles.

Le graphe représentant la série brute DCB_t et la série prévue $prev$ est donné ci-dessous :

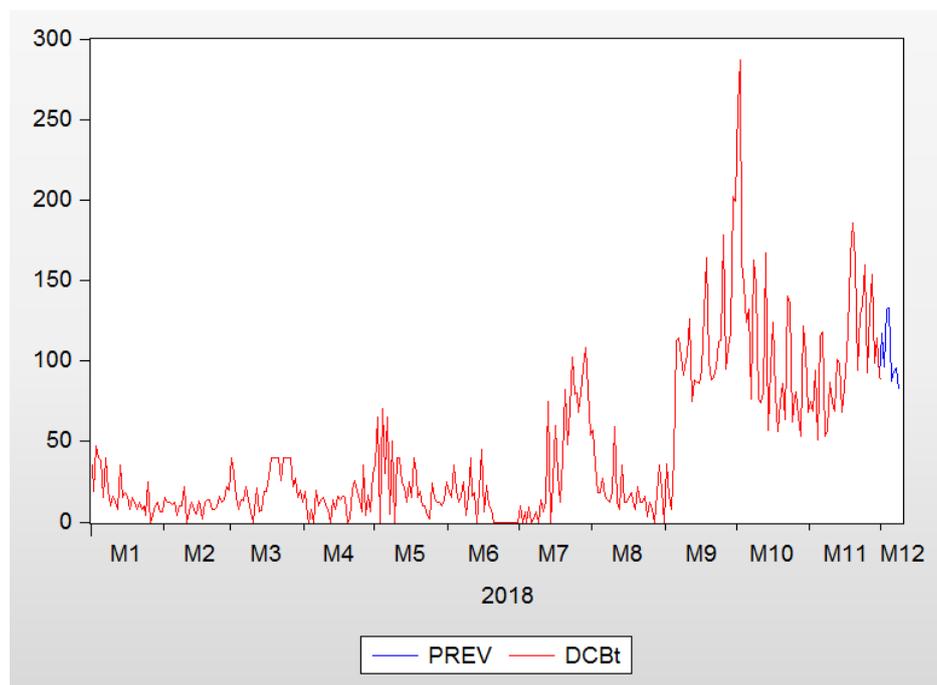


FIGURE 3.10 : Graphe des prévision.

3.2 Étude de la série de données concernant le nombre de REPAS CHAUD FC (First Class)

Considérons la série DCF_t qui représente le nombre journalier de REPAS CHAUD FC (First Class) depuis le 01 janvier 2018 jusqu'à 01 janvier 2019. Donc, la série sous étude comportera 366 observations.

3.2.1 Représentation graphique de la série DCF_t

La représentation graphique de la série DCF_t (Figure 3.11) présente les caractéristiques suivantes :

- Une non stationnarité en moyenne témoignée par une légère tendance.
- Un phénomène périodique caractérisé par des mouvements ascendants et descendants. Ces mouvements périodiques sont dus au rythme des saisons.

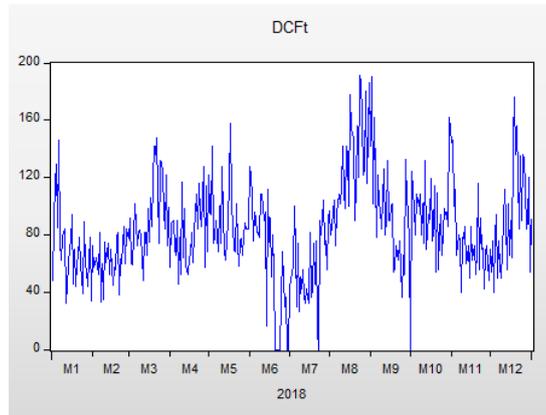


FIGURE 3.11 : Graphe de la série DCF_t

- Des pics descendants représentant des valeurs qui diminuent rapidement et parfois qui s’annulent dans les journées ou il n’y a pas eu de commandes de REPAS CHAUD.

3.2.2 Examen du corrélogramme de la série DCF_t

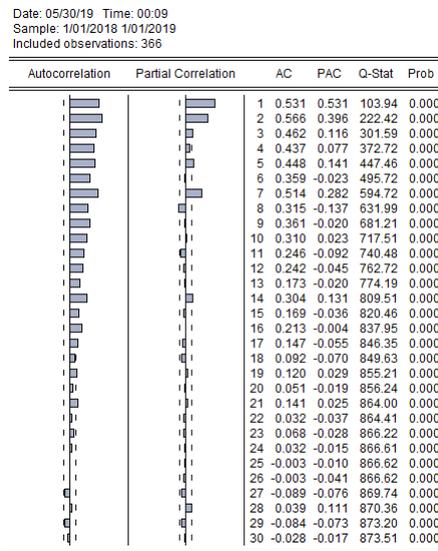


FIGURE 3.12 : corrélogrammes de la série DCF_t

En analysant le corrélogramme associé à la série DCF_t (Figure 3.12) nous remarquons une décroissance lente de la fonction d'autocorrélation simple et des pics importants sur la

fonction d'autocorrelation partielle. Ce qui veut dire que la série DCF_t est non stationnaire. Cela est due à la présence d'une saisonnalité qu'on soupçonne d'ordre 7. Pour confirmer cette hypothèse nous avons appliqué le test de Fisher.

3.2.3 Étude de la saisonnalité et de la tendance

Test de Fisher

A l'aide du logiciel Excel les résultats de l'analyse de la variance sont regroupés dans le tableau suivant :

— Test de l'influence du facteur colonne (jours)

On test l'hypothèse :

H_0 : effet saisonnier non significatif.

H_1 : effet saisonnier significatif.

— Test de l'influence du facteur ligne (semaine)

On test l'hypothèse :

H_0 : effet de la tendance non significatif

H_1 : effet de la tendance significatif.

ANALYSE DE VARIANCE						
	ce des variat	mmme des	carregré de	libertyenne	des cai	
				F	Probabilité	ur critique pour F
Lignes	251943,253	51	4940,06378	9,48509315	5,1073E-39	1,38911373
Colonnes	14517,2967	6	2419,54945	4,64561855	0,00015454	2,12825461
Erreur	159372,132	306	520,82396			
Total	425832,681	363				

Résultat du Test de l'influence du facteur jours (saisonnalité)

$F_c = 4.645 > F^{(0.05)} = 2.12$ donc la série est affectée d'une saisonnalité.

Résultat du Test de l'influence du facteur semaines (tendance)

$F_c = 9.48 > F^{(0.05)} = 1.38$ donc, nous rejetons l'hypothèse nulle La série est affectée d'une tendance.

D'après le test de Fisher, une dessaisonalisation de la série DCF_t s'impose pour pouvoir

pour suivre l'étude. Pour cela, il suffit d'introduire une différentiation saisonnière de saison 7 sur la série DCF_t la nouvelle série générée est notée X_t .

Le graphe et le corrélogramme associé à cette série sont donnés respectivement par la (Figure 3.13) et (Figure 3.14) avec :

$$X_t = DCF_t - DCF_{t-7}$$

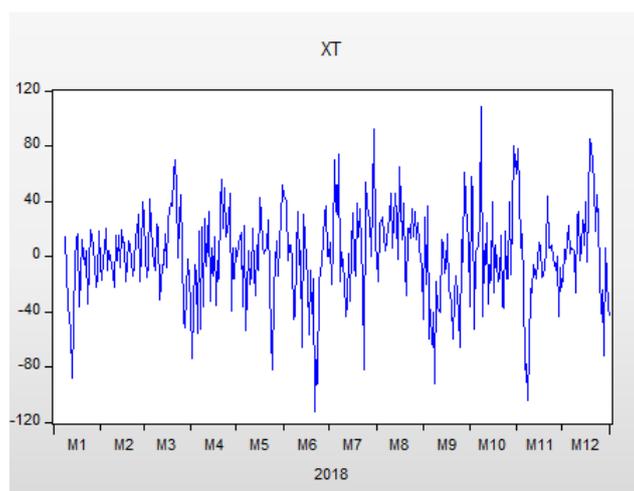


FIGURE 3.13 : graphe de la Série X_t

3.2.4 Examen du corrélogrammes de la série X_t

L'analyse du corrélogramme associe à la série X_t confirme le succès de la dessaisonnalisation de cette série, mais on ne peut pas dire que le processus qui génère cette série est stationnaire qu'après avoir fait un recours au test de racine unitaire (Dickey-Fuller) qui permet d'affirmer notre hypothèse.

3.2.5 Test ADF (Augmented Dickey-Fuller)

Choix du nombre de retards optimal

Avant de pouvoir appliquer le test de Dickey-Fuller sur la série, nous devons déterminer le nombre de retards. Pour cela, nous avons choisi le critère d Akaike.

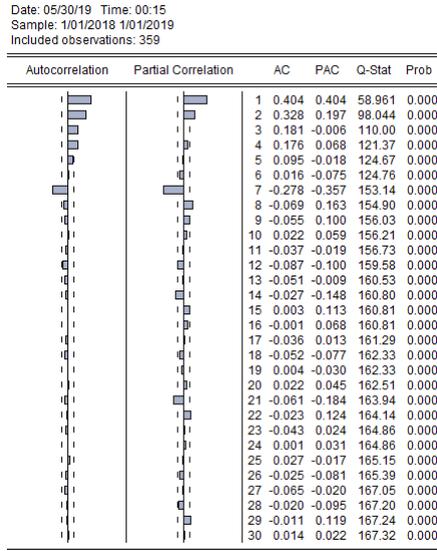


FIGURE 3.14 : Corrélogramme de la série Xt

Lag	AkaikeCriterion
0	9.696573
1	9.664018
2	9.664018

D'après le tableau. Nous constatons que le critère d'akaike est minimisé pour les trois modèles de Dickey-Fuller pour un nombre de retard p égal à 1.

A l'aide du logiciel EVIEWS, on procède à l'estimation par la méthode MCO des trois modèles avec p égal à 1, nous commençons par l'estimation du modèle 3.

Modèle 3 : $X_t = \phi_1 X_{t-1} + bt + c + \epsilon_t$

Null Hypothesis: XT has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.308671	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.983973	
5% level	-3.422462	
10% level	-3.134099	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(XT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/30/19 Time: 00:20
 Sample (adjusted): 1/10/2018 1/01/2019
 Included observations: 357 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XT(-1)	-0.475088	0.057180	-8.308671	0.0000
D(XT(-1))	-0.199172	0.052297	-3.808466	0.0002
C	-0.659245	3.312942	-0.198991	0.8424
@TREND("1/01/2018")	0.003074	0.015522	0.198047	0.8431

R-squared	0.323773	Mean dependent var	-0.092437
Adjusted R-squared	0.318026	S.D. dependent var	36.55733
S.E. of regression	30.18967	Akaike info criterion	9.664018
Sum squared resid	321729.9	Schwarz criterion	9.707466
Log likelihood	-1721.027	Hannan-Quinn criter.	9.681299
F-statistic	56.33801	Durbin-Watson stat	1.994582
Prob(F-statistic)	0.000000		

D'après le tableau la valeur de DF=-8.308671 est inférieure aux valeurs critiques à (1% ,5% ,10%), on rejette H_0 : la série n'admet pas de racine unitaire.

En même temps nous constatons que la tendance n'est pas significativement différente de zéro puisque sa t- statistique qui est égale à 0.198047 est inférieure aux valeurs de la tendance déterministe sur la table de DickeyFuller (3.48 ,2.78, 2.38) respectivement pour (1%,5% ,10%). on passe au modèle 2.

Modèle 2 : $X_t = \phi_1 X_{t-1} + C + \epsilon_t$

Null Hypothesis: XT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.319940	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.448466	
5% level	-2.869419	
10% level	-2.571035	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(XT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/30/19 Time: 00:23
 Sample (adjusted): 1/10/2018 1/01/2019
 Included observations: 357 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XT(-1)	-0.474550	0.057038	-8.319940	0.0000
D(XT(-1))	-0.199467	0.052205	-3.820850	0.0002
C	-0.084483	1.595670	-0.052945	0.9578

R-squared	0.323698	Mean dependent var	-0.092437
Adjusted R-squared	0.319877	S.D. dependent var	36.55733
S.E. of regression	30.14867	Akaike info criterion	9.658527
Sum squared resid	321765.6	Schwarz criterion	9.691113
Log likelihood	-1721.047	Hannan-Quinn criter.	9.671487
F-statistic	84.71733	Durbin-Watson stat	1.994842
Prob(F-statistic)	0.000000		

Notre attention va donc se poser sur la t-statistique de DF qui reste toujours inférieure aux valeurs critiques à (1%,5%,10%) ce qui confirme que la série X_t n'admet pas de racine unitaire.

La t-statistique de la constante $c=-0.052945$ inférieure aux valeurs tabulées par Dickey-Fuller aux seuils 1%,5%,10% qui sont respectivement 3.18; 2.52; 2.16. Nous constatons que la constante n'est pas significativement différents de zéros. On passe au modèle 1.

Modèle 1 : $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \epsilon_t$

Null Hypothesis: XT has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.332039	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.571456	
5% level	-1.941714	
10% level	-1.616104	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(XT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/30/19 Time: 00:29
 Sample (adjusted): 1/10/2018 1/01/2019
 Included observations: 357 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XT(-1)	-0.474566	0.056957	-8.332039	0.0000
D(XT(-1))	-0.199451	0.052131	-3.825977	0.0002

R-squared	0.323692	Mean dependent var	-0.092437
Adjusted R-squared	0.321787	S.D. dependent var	36.55733
S.E. of regression	30.10630	Akaike info criterion	9.652932
Sum squared resid	321768.1	Schwarz criterion	9.674856
Log likelihood	-1721.048	Hannan-Quinn criter.	9.661573
Durbin-Watson stat	1.994828		

La t-statistique de DF reste toujours inférieure aux valeurs critiques (1%,5%,10%) ce qui confirme que le processus qui génère la série X_t est stationnaire.

3.2.6 Spécification du modèle

L'analyse du corrélogramme de la série X_t (Figure 3.14) montre que les valeurs de la fonction d'autocorrélation simple et la fonction d'autocorrélation partiel sont élevées aux différents retards $p=1, 2, 3, 7, \dots$ et $q=1, 2, 3, 4, 7, \dots$.

Par conséquent, les modèles susceptibles de représenter la série X_t sont :

$SARIMA(2,0,7) \times (1,1,1)_7$; $SARIMA(7,0,7) \times (1,1,1)_7$;

	$SARIMA(2,0,7) \times (1,1,1)_7$	$SARIMA(7,0,7) \times (1,1,1)_7$	$SARIMA(7,0,0) \times (1,1,1)_7$
Akaike	9.3325	9.3121	9.5349
Schwartz	9.3758	9.3662	9.5782
R-squared	0.43248	0.44805	0.2935

Parmi les modèles sélectionnées, on choisit celui qui minimise le critère AIC et SIC, et maximise le critère R^2 . Le modèle le plus adéquat est $SARIMA(7,0,7) \times (1,1,1)_7$.

3.2.7 Estimation des paramètres

Le tableau suivant présente l'estimation du modèle $SARIMA(7,0,7) \times (1,1,1)_7$

Dependent Variable: XT
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 05/31/19 Time: 18:56
 Sample: 1/08/2018 1/01/2019
 Included observations: 359
 Convergence achieved after 19 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.368493	0.041674	8.842290	0.0000
AR(2)	0.281917	0.048688	5.790228	0.0000
AR(7)	0.161993	0.048252	3.357245	0.0009
MA(7)	-0.864047	0.037420	-23.09080	0.0000
SIGMASQ	616.7726	43.57046	14.15575	0.0000
R-squared	0.448054	Mean dependent var		-0.008357
Adjusted R-squared	0.441817	S.D. dependent var		33.47495
S.E. of regression	25.00968	Akaike info criterion		9.312176
Sum squared resid	221421.4	Schwarz criterion		9.366262
Log likelihood	-1666.536	Hannan-Quinn criter.		9.333684
Durbin-Watson stat	2.025914			
Inverted AR Roots	.93	.55-.53i	.55+.53i	-.14+.70i
	-.14-.70i	-.69-.31i	-.69+.31i	
Inverted MA Roots	.98	.61-.77i	.61+.77i	-.22-.95i
	-.22+.95i	-.88+.42i	-.88-.42i	

- R^2 est le maximum.
- La statistique de Durbin Watson est la plus rapprochée de 2.
- Les critères Schwarz et Akaike sont minimums.

3.2.8 Validation du modèle

Test sur les paramètres

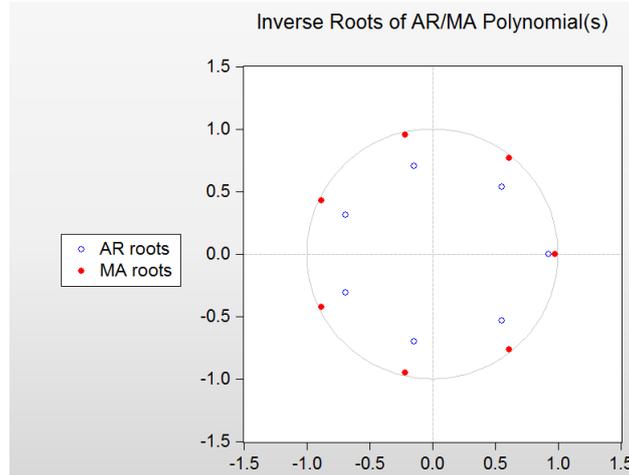


FIGURE 3.15 : Racine inverse du (des) polynôme(s) MA/AR.

Inverse Roots of AR/MA Polynomial(s)
 Specification: XT AR(1) AR(2) AR(7) MA(7)
 Date: 05/31/19 Time: 19:01
 Sample: 1/01/2018 1/01/2019
 Included observations: 359

AR Root(s)	Modulus	Cycle
0.927299	0.927299	
0.551832 ± 0.533367i	0.767462	8.177138
-0.689278 ± 0.313948i	0.757409	2.314934
-0.141957 ± 0.704865i	0.719037	3.550769

No root lies outside the unit circle.
 ARMA model is stationary.

MA Root(s)	Modulus	Cycle
0.610609 ± 0.765680i	0.979341	7.000000
0.979341	0.979341	
-0.882356 ± 0.424920i	0.979341	2.333333
-0.217924 ± 0.954787i	0.979341	3.500000

No root lies outside the unit circle.
 ARMA model is invertible.

Nous remarquons remarque que :

- Tous les coefficients du modèle choisi sont significativement différents de zéro puisque leur statistique en valeurs absolues est supérieure à la statistique de Student (1.96).
- Les probabilités de nullité des coefficients AR et MA sont toutes inférieures à 0.05.
- Les inverses des racines fournis par EViews (Figure 3.15) sont tous en module inférieur à 1.

Test sur les résidus

Examen du corrélogramme des résidus

Il convient maintenant d'analyser les résidus à partir de leur fonction d'autocorrélation simple et d'autocorrélation partielle.

Date: 05/31/19 Time: 19:02
 Sample: 1/01/2018 1/01/2019
 Included observations: 359
 Q-statistic probabilities adjusted for 4 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.014 -0.014	0.0738		
		2 -0.051 -0.051	1.0125		
		3 0.022 0.021	1.1908		
		4 0.062 0.060	2.6017		
		5 0.067 0.072	4.2631	0.039	
		6 0.041 0.050	4.8821	0.087	
		7 0.025 0.031	5.1124	0.164	
		8 -0.048 -0.050	5.9775	0.201	
		9 -0.001 -0.012	5.9781	0.308	
		10 0.105 0.090	10.111	0.120	
		11 -0.019 -0.023	10.247	0.175	
		12 -0.086 -0.079	13.033	0.111	
		13 -0.026 -0.032	13.289	0.150	
		14 0.043 0.028	13.989	0.173	
		15 0.020 0.015	14.133	0.226	
		16 0.045 0.055	14.906	0.247	
		17 0.020 0.035	15.064	0.303	
		18 -0.073 -0.053	17.063	0.253	
		19 0.000 -0.004	17.063	0.315	
		20 0.030 -0.002	17.414	0.359	
		21 -0.032 -0.042	17.801	0.402	
		22 -0.010 0.006	17.837	0.466	
		23 -0.005 -0.001	17.846	0.533	
		24 0.040 0.034	18.460	0.557	
		25 0.031 0.037	18.822	0.597	
		26 -0.042 -0.042	19.493	0.615	
		27 -0.086 -0.087	22.381	0.497	
		28 0.020 0.031	22.532	0.548	
		29 -0.013 -0.025	22.601	0.601	
		30 0.055 0.045	23.794	0.588	

FIGURE 3.16 : corrélogramme des résidus de la série X_t

Le corrélogramme des résidus du modèle SARIMA $(7, 0, 7) \times (1, 1, 1)_7$ montre que les résidus forment un bruit blanc car tous les termes sont à l'intérieur de l'intervalle de confiance (illustré par une bande en pointillés sur le graphique), on va appliquer le test de Box-Ljung.

Test de Box-Ljung

$$\text{Pour } K=35 \text{ tel que } \begin{cases} H_0 & : \rho_1 = 0, \rho_2 = 0, \dots, \rho_k = 0. \\ H_1 & : \exists i, \rho_i \neq 0. \end{cases}$$

La statistique du test vaut $Q\text{-stat}=22.381$ est inférieure à $X_{0,05}^2(23)= 35.172$.D'où, les résidus sont non corrélés.

Test sur les résidus

A partir de la représentation graphique des séries résiduelle, actuelle et estimée (Figure 3.18) nous constatons que le modèle à bien expliqué la série. le coefficient de détermination R^2 égale à 0.45.

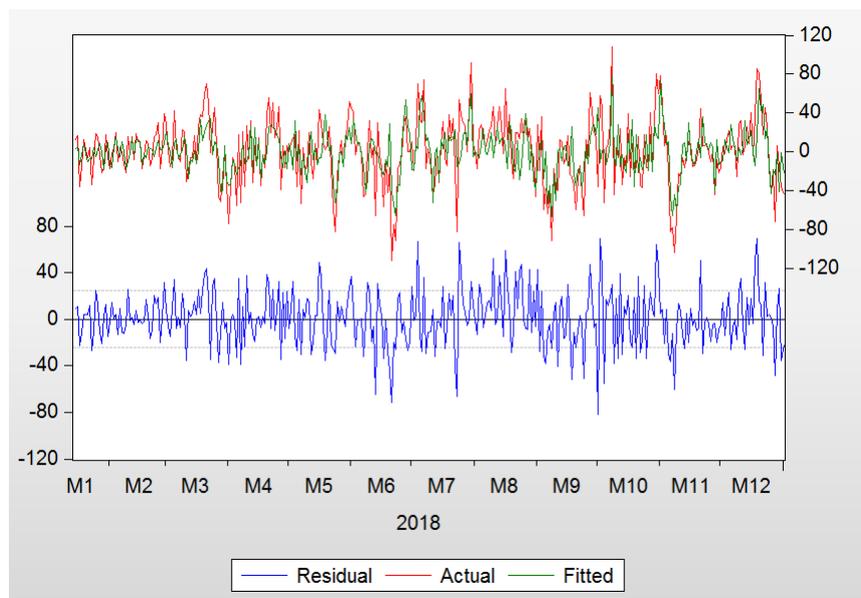


FIGURE 3.17 : Graphique des séries résiduelle, actuelle et estimée.

3.2.9 Test sur la normalité

Les tests sont effectués à partir des valeurs empiriques des coefficients de Skewness, kurtosis et la statistique de Jarque-Bera données par le logiciel EVIEWS.

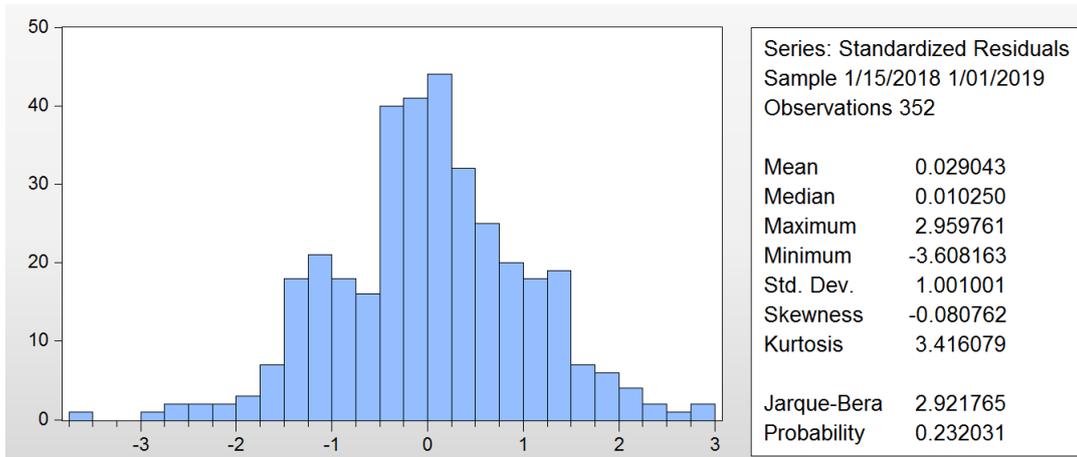


FIGURE 3.18 : Histogramme des résidus.

Test sur l'asymétrie (Skewness)

$B_1^{\frac{1}{2}} = -0.080762 \sim N(0, \sqrt{\frac{6}{n}})$ on va calculer la quantité suivante
 $|V_1| = \left| \frac{B_1^{\frac{1}{2}} - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}} \right| = \left| \frac{-0.080762 - 0}{\sqrt{\frac{6}{352}}} \right| = |0.61859824|$ On a

$$|V_1| < 1.96$$

On accepte alors l'hypothèse $H_0 : |V_1| < 1.96$: la distribution est symétrique.

Test sur l'aplatissement (kurtosis)

$B_2 = 3.416079 \sim N(3, \sqrt{\frac{24}{n}})$ on va calculer la quantité suivante

$$|V_2| = \left| \frac{B_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} \right| = \left| \frac{3.416079 - 3}{\sqrt{\frac{24}{352}}} \right| = |1.593461254|$$
 On a

$$|V_2| < 1.96$$

On accepte alors l'hypothèse $H_0 : |V_2| > 1.96$: alors, la distribution est platykurtique.

Test de Jarque-Bera

$JB = 2.921765 < X_{(2)}^2 = 5.99$ on accepte l'hypothèse H_0 : normalité des résidus.
Donc Les résidus sont des bruits blanc gaussien.

L'estimation du modèle est valide, le processus générateur de la série X_t représenté par le modèle $SARIMA(7, 0, 7) \times (1, 1, 1)_7$ s'écrit comme suit :

$$X_t = 0.3432X_{t-1} + 0.31135X_{t-2} + 0.164465X_{t-7} + 0.88803\epsilon_{t-7} + \epsilon_t$$

.

Sachant que

$$X_t = DCF_t - DCF_{t-7}$$

Le modèle final s'écrit comme suit :

$$DCF_t = 0.343213DCF_{t-1} + 0.311350DCF_{t-2} + 1.164465DCF_{t-7} + 0.343213DCF_{t-8} + \\ 0.31135DCF_{t-9} + 0.16446DCF_{t-14} + 0.888039\epsilon_{t-7} + \epsilon_t$$

3.2.10 Prévision

Nous avons trouvé que le modèle générateur de la série DCF_t s'écrit sous la forme suivante :

$$DCF_t = 0.343213DCF_{t-1} + 0.311350DCF_{t-2} + 1.164465DCF_{t-7} + 0.343213DCF_{t-8} +$$

$$0.311350DCF_{t-9} + 0.16446DCF_{t-14} + 0.888039\epsilon_{t-7} + \epsilon_t$$

Le tableau suivant donne les valeurs prédites de la série DCF_t

Date	Valeurs predites	valeurs reelles	écart
02/01/2019	108	112	-4
03/01/2019	97	97	0
04/01/2019	102	95	7
05/01/2019	86	90	-4
06/01/2019	99	98	1
07/01/2019	71	62	9
08/01/2019	88	92	-4

Le graphe représentant la série brute DCF_t et la série prévue PREV est donné ci-dessous :

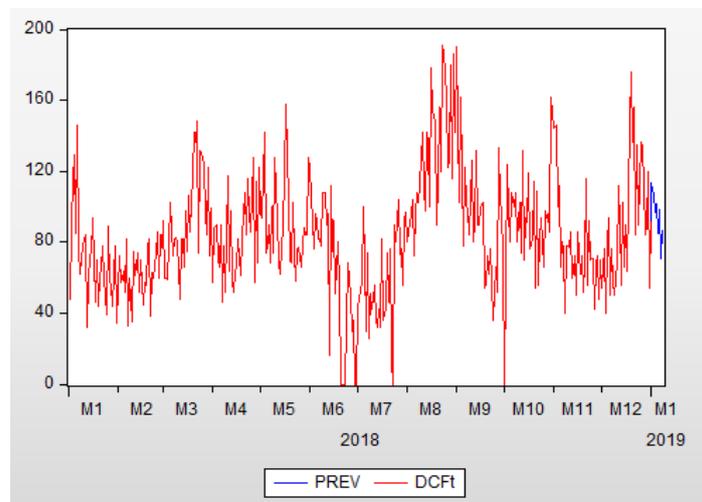


FIGURE 3.19 : Graphe des prévision.

Deuxième partie

Calcul du coût de revient des menus de Catring

Calcul du coût de revient des menus

4.1 Les charges de l'unité

Les charges de l'unité comprennent les consommations de matière premières et produits auxiliaires et les frais qui se rapportent à son exploitation pour une période comptable, qui est une année.

Le service comptabilité analytique reçoit des données de la comptabilité générale sous forme d'une balance analytique, puis il procède à l'analyse des charges pour déterminer les charges incorporables.

Au niveau de l'entreprise la classification des charges est reprise dans les comptes du SCF (système comptable financière), elles sont classées en charges directes et charges indirectes.

Les charges directes

Ce sont des charges qui sont imputées directement au calcul du coût de revient.

- Matière première consommées : Ce sont des produits de base pour la fabrication des différents produits.

- Les frais d'achats direct (transports, commissions, emballages, assurances)
- Les charges de main d'uvre directe (MOD)
- Les frais de fournitures éventuelles (sel, huile, couvercle, assiette,...).

Les charges indirectes

Sont celles qui devraient faire l'objet d'une répartition préalable dans des sections, avant de pouvoir être imputées a un coût de revient. Les charges indirectes de section comptabilité et finance sont regroupées dans les comptes qui sont imputées aux sections auxiliaires :

- Matière et fourniture consommées : les matières qui figurent dans ce cas sont celle consommées par les centres auxiliaires. Elles ne rentrent pas dans le processus de production à savoir les pièces de rechange, fourniture de bureau ,... ,etc.
- Services : le transport, publicité, entretien et réparation.
- Personnel : frais de personnel ou section auxiliaires.
- Impôts et taxes : les taxes versées à la fiscalité.
- frais financiers : elles sont imputées aux services comptabilité et finance à savoir : intérêt d'emprunt, les frais de découvert bancaire, agios.
- Frais divers : assurance toutes forme.
- Dotation aux amortissements : les frais d'amortissement parviennent de sections auxiliaires telles que les amortissements des bâtiments, équipement de bureau, de transport et machines,... ,etc.

La gestion des coûts chez Catering

La méthode de la comptabilité analytique reste la méthode la plus utilisé par la majorité des entreprises algériennes. Hors, qui dit application de la méthode des coûts complets dit une affectation de toutes les charges " fixe ou variable ", " directe ou indirecte " au centre concerné, et après avoir bien défini la clé de répartition des charges indirecte. Pour rende la chose plus claire, on propose un exemple de calcul du coût de production et du coût de revient pur une période.

Le coût de production chez Catering

Coût de matière
+Coût de main-d'uvre
+Coût des utilités
+Coût fixes
= Coût de production

- Coût de matière : c'est l'ensemble des charges générées par la consommation de la matière première et des emballages pour un volume de production défini.
- Coût de main- d'uvre : le coût de la main- d'uvre de production ne se résume pas à l'ensemble des salaires payés pour les exécutants du processus de production, mais aussi les salaires de l'équipe maintenance les salaires laboratoire, . . . ,etc.
- Coût des utilités : Est égales à l'ensemble des consommations de la période en gaz, carburant et électricité. L'entreprise calcul ses différents couts soient par cumul des charges valorisés aux prix réel ou parfois faire recours au prix standard dans le but de ne pas perdre du temps.
- Coût fixe : les coûts fixes sont ceux dont le montant ne varie pas en cas des fluctuations du niveau de l'activité.

4.2 Présentation de la méthode de calcul du coût de revient utilisée par Catering

Dans notre application, nous allons calculer le coût de revient des plateaux suivant :

- REPAS CHAUD FC(First Class) CYCLE (1/2/3/4) VOL +2 HEURES
- REPAS CHAUD BC (Biseness Class) CYCLE (1/2/3/4)

N.B : Le 1^{er} cycle représente la 1^{er} semaine dans mois et le 2^{me} cycle c'est la 2^{me} semaine et le 3^{me} et le 4^{me} cycle c'est la 3^{me} et 4^{me} semaine.

Pour le calcul du coût de revient des plateaux, il faut calculer tout d'abord le cout de matière première sur la période de l'exercice. Ces plateaux sont composés de nombreux ingrédients représentant les matières premières préparées dans différents aliments, tels que

salades, aliments chauds, aliments cuits et autres, répartis en fonction du coût de la cuisson directe et indirecte. Dans notre application, nous avons divisé les plateaux en plusieurs groupes comme suit :

— Salade :

Reste salade	<i>Poisson(chaud)</i>	<i>Poulet – viande(chaud)</i>	<i>Fruit – lgume</i>
--------------	-----------------------	-------------------------------	----------------------

— Aliment chaud

Reste chaud	<i>Laiterie(chaud)</i>	<i>Poisson(chaud)</i>	<i>Poulet – viande(chaud)</i>	<i>Fruit – legume</i>
-------------	------------------------	-----------------------	-------------------------------	-----------------------

— Cuit

salé	<i>Gteauxalgriens</i>	<i>viennoiserie</i>
------	-----------------------	---------------------

— Le reste

Pâtisserie	<i>Reste(produitentat)</i>	<i>ResteFruit – lgume</i>	<i>ResteLaiterie</i>
------------	----------------------------	---------------------------	----------------------

Nous abordons en détail la mise en uvre de la méthode de calcul du coût de revient utilisée chez Catering air Algérie.

4.2.1 Calcul du coût de revient

Pour calculer le coût de revient d'un produit dans cette entreprise, on doit passer par les étapes suivantes ::

Définir la répartition des coûts

a-Les coûts des énergies

Le coût global des énergies égal à 9 765 939,22 DA/ans (d'après la balance de l'entreprise) comporte :

- Le prix moyen de 1kw égal à 8,60452367 DA (Calculé à partir des factures d'électricité de l'entreprise en divisant le montant total du coût de l'électricité par l'énergie totale consommée).
- Dans l'entreprise, nous avons plus qu'une chambre froide (positive et autre négative) et chaque chambre est dédiée à une sorte d'aliment ou de matière première. La consommation des chambres positives est de 4.1 KWH et elle est de 14.1 KWH pour les chambres négatives.
- En outre, les cellules dédiées à refroidir les aliments chauds leurs consommations est de 4.7 KWH.
- Le coût de la consommation de gaz de l'entreprise est fixe sur chaque mois soit 18906,99 DA/MOIS.

Le coût de l'énergie restant est le coût de l'énergie distribuée aux centres secondaires (centre administratif dans toutes ses branches) et le reste de l'énergie indirecte au centre de l'industrie, tels que le coût des lampes et le coût de la consommation d'énergie des mélangeurs électriques et autres.

- Le coût d'énergie annuel d'une chambre froide positive $e = 4.1 * 24 * 365 * 8,60452367 = 309040,0721DA/ANS$
- Le coût d'énergie annuel d'une chambre froide négative $= 14.1 * 24 * 365 * 8,60452367 = 1062796,345DA/ANS$
- Le coût d'énergie annuel d'une cellule $= 4.7 * 24 * 365 * 8,60452367 = 354265,4485DA/ANS$
- Le coût annuel de la consommation de gaz de Catring $= 18906,99 * 12 = 226883,88DA/ANS$

Le tableau suivant représente la répartition des énergies de l'entreprise selon le nombre et la nature du cout :

La nature du Chambre	NBR	Consommation en kW/ans	Consommation en da/ans
Chambre froide laiterie	1	35916	309 040,0721
Chambre froide Poulets et Viandes	2	71832	618 080,1443
Chambre froide fruits et légume	1	35916	309 040,0721
Chambre froide Spécial Cuisine	1	35916	309 040,0721
Chambre froide Économat	1	35916	309 040,0721
Chambre froide Produit Finies *2	2	71832	618 080,1443
Les Chambre froide négative *2	2	247032	2 125 592,961
Les Cellules *6	6	247032	2 125 592,961
gaz			226 883,88
Reste énergie			1 579 389,09
TOTAL ÉNERGIE			9 765 939,22

TABLE 4.1 : La répartition des énergies de Catring air Algérie

b-Les coûts des salaires

— D'après la balance de l'entreprise la masse salarie est de 672887671,54 DA/ANS, et le nombre de main d'uvre est de 578, on devise le montant de la masse salarie sur le nombre de main d'uvre pour déterminer le salaire moyen.

Le salaire moyenne = $672887671,54/578 = 1164165,522Da/ans$.

— Conformément à l'organigramme de la répartition des employés dans l'entreprise, la répartition des coûts des salariés avec le nombre de postes dans chaque centre est représentée dans le tableau suivant :

Calcul du coût de revient des menus

	Le nombre d'employés	Le coût/ans	La nature de coût
Direction générale	6	6984993,132	Indirect
Direction RH	10	11641655,22	Indirect
Direction finance et comptabilité	13	15134151,79	Indirect
Direction commerciale	154	179281490,39	Indirect
Direction planification et stratégie	09	10477489,7	Indirect
Qualité	02	2328331,01	Indirect
Laboratoire	06	6984993,13	Indirect
Les achats	20	23283310,44	Indirect
Magasin central	20	23283310,44	Indirect
Production	177	206057297,39	Indirect
lave fruits et légumes	5	5820857,61	Direct
Ravitaillement	137	159490676,51	Indirect
Technique	08	9313324,18	Indirect
Vent a bord	11	12805820,74	non incorporables

TABLE 4.2 : La répartition des coûts des salariés de Catring air Algérie

NB : Les ventes à bord sont considérées comme des charges hors exploitation.

Calculs des charges incorporelles

Il à été mis à notre disposition des données de la comptabilité générale sous forme d'une balance analytique.

Les charges non incorporelles	Le coût.
Dotations aux amortissements des immobilisations	111 150 552,52
Impôts sur les bénéfices bases sur le résultat des activités ordinaires	592 608 613,00
Imposition différée actif	15 926 988,61
Charge salarie vente à bord	12805820,74
Total charges non incorporelles	732 491 974,87

TABLE 4.3 : Coût des charges non incorporables.

Ces données ont été utilisées pour le calcul du coût des charges incorporables.

Les charges	Le coût.
Charges non incorporées	732 491 974,87
Charges supplétives	0,00
Total Charges	3635358481.98
Total Charges incorporelles	2 902 866 507,11

TABLE 4.4 : Coût des charges incorporables.

Calcul du Coût d'achat

Coût d'achat total

=

Prix d'achat + Charges directes d'achat + Charges indirectes d'achat.

Dans notre cas les charges directes concernent seulement les coûts des matières premières que nous avons calculés à l'aide de la fiche technique de chaque plateau et la fiche de l'état d'inventaire Stocks 2018.

Le coût des matières premières de tous les plateaux est ainsi obtenu en multipliant le coût d'un seul plateau par la quantité de plateaux vendu durant l'année 2018.

Charge direct

La répartition du cout de matière première

Nous avons calculé le coût des matières premières consommé pour tous les plateaux au cours de la période d'exercice, puis nous avons divisé les coûts en fonction de la nature et des étapes de la production alimentaire.

On remarque qu'à partir de ce tableau que les composantes principales dans la consommation des matières premières constituées par les fruits et légumes et les poissons et les poulets et viandes et les produits laiterie.

Produit	Le coût de matière première.
Fruit et légume (salade)	17315647,59
Poulet et viande (chaud) (salade)	9208804,53
Poisson (chaud) (salade)	42435381,37
Reste salade	96240753,49
Fruit et légume (chaud)height	15735417,82918
Poulet et viande (chaud)	176275582,68
Poisson (chaud)	10112376
Laiterie (chaud))	1421045,21175
Reste chaud	101108901,801335
Pâtisserie	52117330,981735
Viennoiserie/salé/Gâteaux algériens	16409764,920
Reste Fruit et légume	254446550,49
Reste laiterie	40162728,2094
Reste (produit en état)	311078990,71
Total	1144069275,81

TABLE 4.5 : Répartition du coût de matière première.

Les charges indirectes

Les charges indirectes représentent le coût indirect de la main d'uvre :

- Les achats.
- Magasin central.
- Locations divers Locaux EGSA.

	Le coût	Produit concernée
Les achats	23283310,44	Tous les produits
Magasin central	23283310,44	Tout le produit
Locations divers	$2225250 \cdot 50 / 100 = 1112625$	Tout le produit
Total	47679245.88	Tout le produit

N.B : locations divers locaux EGSA sont partagé en deux ,50% pour le magasin central (stock des matière première) et 50% pour la production.

Pour déterminer la répartition de chaque charge de production à travers les différents produits, on applique la règle de trois suivantes :

Le coût total de MP des produits concernée → Le coût de la charge.

Le coût de un seul MP de produit concerné → X .

$X = (\text{Le coût de un seul MP de produit concernée} * \text{Le coût de la charge}) / \text{Le coût total de MP des produits concernée.}$

Exemple de la charge indirect du coût d'achat correspondant au produit reste salade :

1144069275,81 \rightarrow 47679245.88.

96240753,49 $\rightarrow X$

$X = 4010846,762DA.$

Coût d'achat par produit après la répartition des charges directes et indirectes

Produit	Le coût de MP	Charge indirect	Le coût d'achat
Fruit et légume (salade)	17315647,59	721632,02	18037279,61
Poulet et viande	9208804,53	383778,21	9592582,74
Poisson	42435381,37	1768500,41	44203881,78
Reste salade	96240753,49	4010846,76	100251600,25
Fruit et légume	15735417,83	655775,72	16391193,55
Poulet et viande	176275582,68	7346309,37	183621892,05
Poisson (chaud)	10112376,00	421434,67	10533810,67
Laiterie (chaud)	1421045,21	59222,26	1480267,47
Reste chaud	101108901,80	4213727,51	105322629,32
Pâtisserie	52117330,98	2171997,00	54289327,98
Viennoiserie	16409764,92	683879,23	17093644,15
Reste Fruit-légume	254446550,49	10604095,30	265050645,79
Reste laiterie	40162728,21	1673787,27	41836515,48
Reste (produit en état)	311078990,71	12964260,11	324043250,82
Total	1144069275,81	47679245,85	1191748521,66

TABLE 4.6 : Coût d'achat par produit

Calcul du Coût de production

Coût de production total

=

Coût d'achat des matières premières utilisées (CAMPU) ou consommées (CAMPC)

+

Charges directe de production

+

Charges indirectes de production imputées

La société fonctionne à la demande, par conséquent, il n'existe pas de stock initial ni de stock final du produit fabriquée. Pour cela la méthode du Coût Unitaire Moyen Pondéré avec cumul du stock initial et des entrées, n'est pas applicable dans cette entreprise.

Charge direct

Le tableau suivant représente le nombre et le coût de main d'uvre chargée de laver les fruits et les légumes.

	Le nombre	Le coût	Produit concernée
Lave fruits et légumes	5	5820857,61	Fruit légume
Total	5	5820857,61	Fruit légume

Charge indirect

Le tableau suivant représente les charges indirectes de production

Charge indirect	Le coût	Produit concernée
Locations divers locaux EGSA	1112625	Tous les produits
charge salarie production	206057297,4	Tous les produits
La chambre froide laiterie	309040,0721	Produit laiterie
Chambre froide poulet-viande*2	618080,1443	Poulet-viande
Chambre froide Fruit-légume	309040,07211	Fruit légume
Chambre froide special cuisine	309040,0721	Produit chaud
Chambre froide économat	309040,0721	Produit chaud
Chambre froide produit finie*2	618080,1443	pâtisserie
Chambre froide produit finie(salade)	309040,0721	salade
Chambre froide produit finie*2(dressage)	618080,1443	Tous les produits
Chambre froide dispatching	309040,0721	Tous les produits
Chambre froide négative*2	2125592,691	Poisson
les cellule	2125592,691	Produit chaud
gaz	226883,88	Produit chaud et total cuit
Total charge indirect	215356472,5	

TABLE 4.7 : Coût des charges indirectes de production

Coût de production total = $1191748521.66 + 5820857,61 + 215356472,5$
 1412925851.8 DA.

Coût de production par produit après la répartition des charges directes et indirectes

Calcul du coût de revient des menus

produit	répartition coût production	coût d'achat	coût production
Fruit et légume (salade)	3551166,61	18037279,61	21588446,2
Poulet et viande (chaud-salade)	1809746,96	9592582,74	11402329,7
Poisson (chaud) (salade)	9514580,03	44203881,78	53718461,8
Reste salade	17685459,81	100251600,25	117937060,0
Fruit et légume (chaud)	3346013,32	16391193,55	19737206,8
Poulet et viande (chaud)	134312545,32	183621892,05	217934437,3
Poisson (chaud)	2343758,42	10533810,67	12877569,0
Laiterie (chaud)	282436,08	1480267,47	1762703,5
Reste chaud	19344216,31	105322629,32	124666845,6
Pâtisserie	10097805,43	54289327,98	64387133,4
Viennoiserie	2996077,74	17093644,15	20089721,8
Reste Fruit-légume	51706988,01	265050645,79	316757633,8
Reste laiterie	7603757,97	41836515,48	49440273,4
Reste (produit en état)	56582778,12	324043250,82	380626028,9
Total	221177330,14	1191748521,66	1412925851,8

TABLE 4.8 : Coût Total de production

4.2.2 Les Coûts hors production

Le Coût de distribution

Il existe sauf les charges indirectes dans le Coût de distribution

Charge indirect

Charge indirect	Le coût	Produit concernée
Carburant et lubrifiant	3 566 159,43	Tous les produits
Pièces de rechange matériel roulant	1 701 652,69	Tous les produits
Entretien, réparation véhicules et engins	2 225 865,79	Tous les produits
assurance véhicules et engins	1 714 070,67	Tous les produits
Transports fret et magasinage	64 628 507,67	Tous les produits
Vignette	80 000,00	Tous les produits
charge salarie (Ravitaillement)	159490676,5	Tous les produits
total charge de distribution	233 406 932,76	Tous les produits

TABLE 4.9 : Charges de distribution

Les autres charges hors production

Elle concerne le reste des charges de la comptabilité analytique

La Charge	Le coût	Produit concernée
Reste énergie	1 579 388,55	Tous les produits
Achats non stocks de métiers et fournitures	32 256 542,15	Tous les produits
Achat d'étude et de prestations de service	780 934 237,14	Tous les produits
Locations	42 004 169,40	Tous les produits
Charge locatives et charge de copropriété	3 319 411,80	Tous les produits
Entretien, réparation et maintenance	23 077 299,09	Tous les produits
Primes D'assurance	2 291 718,29	Tous les produits
Documentation et drivers	39 075,00	Tous les produits
Autre service extérieur	54 168 942,26	Tous les produits
Impôts, taxes et versement assimilés	22 929 011,16	Tous les produits
Autres charges opérationnels	10 298 066,66	Tous les produits
Charges financiers	12 649 894,63	Tous les produits
Dotation aux provisions départ en retraite	28 839 567,45	Tous les produits
Reste charge salarie	242146428,6	Tous les produits
Total autre charge indirect	1 256 533 752,16	Tous les produits

Total coût hors production = le coût de distribution + Les autres charges hors production

$$= 233406932,76 + 1256533752,16$$

$$= 1489940684.92DA$$

4.2.3 Le coût de revient

Le coût final (tous les produit) =coût de production + coût de distribution+ coût hors production.

$$= 2902866536.72DA$$

Coût de revient par produit après la répartition des charges directes et indirectes

Produit	Coût de MP	Coût H/P	Coût production	Coût de revient
Fruit et légume (salade)	17315647,59	122550459,47	21588446,22	44138905,69
Poulet et viande(ch-salade)	9208804,53	11992781,22	11402329,70	23395110,92
Poisson (chaud-salade)	42435381,37	55264311,80	53718461,81	108982773,61
Reste salade	96240753,49	125335954,04	117937060,06	243273014,10
Fruit et légume (chaud)	15735417,83	20492499,64	19737206,87	40229706,51
Poulet et viande(chaud)	176275582,68	229566659,94	217934437,37	447501097,32
Poisson (chaud)	10112376,00	13169517,57	12877569,09	26047086,65
Laiterie (chaud)	1421045,21	1850651,11	1762703,55	3613354,66
Reste chaud	101108901,80	131675825,57	124666845,63	256342671,20
Pâtisserie	52117330,98	67873277,83	64387133,41	132260411,25
Viennoiserie	16409764,92	21370713,21	20089721,89	41460435,10
Reste Fruit-légume	254446550,49	331370027,78	316757633,8	648127661,59
Reste laiterie	40162728,21	52304597,32	49440273,45	101744870,77
Reste (produit en état)	311078990,71	405123408,42	380626028,94	785749437,36
Total	1144069275,81	1489940684,92	1412925851,80	2902866536,72

TABLE 4.10 : Coût de revient par produit

Calcul du ratio des charges

Coût de revient = Coût matières + autre charges directe + charges indirectes.
= Coût matières * (1 + autre charges directe + charges indirectes / Coût matières).
= Coût matières * Le ratio des charges.

Alors

Coût matières * Le ratio des charges = Coût matières * (1 + (autre charges directe + charges indirectes) / Coût matières). Donc

Le ratio des charges = Coût de revient / Coût matières.
= 1 + (autre charges directe + charges indirectes) / Coût matières)

Dans le cas de Catering, le ratio des charges varie selon la nature des charges de prestation.

- Aliment chaud.
- Salade.
- Poulet et viande
- Poisson
- Pâtisserie.
- Viennoiserie, salé et gâteaux algériens
- Produit en état

Produit	Coût de MP	Coût de revient	Le ration
Fruit et légume (salade)	17315647,59	44138905,69	2,54907623
Poulet et viande (chaud-salade)	9208804,53	23395110,920	2,54051553
Poisson(chaud-salade)	42435381,37	108982773,61	2,5682053
Reste salade	96240753,49	243273014,10	2,52775467
Fruit-légume(chaud)	15735417,83	40229706,51	2,556634145
Poulet et viande(chaud)	176275582,68	447501097,32	2,538644
Poisson (chaud)	10112376,00	26047086,65	2,575763268
Laiterie(chaud)	1421045,21	3613354,66	2,542744334
Reste chaud	101108901,80	256342671,20	2,535312585
Pâtisserie	52117330,98	132260411,25	2,537743372
Viennoiserie	16409764,92	41460435,10	2,526570935
Reste Fruit-légume	254446550,49	648127661,59	2,547205534
Reste laiterie	40162728,21	101744870,77	2,533315721
Reste (produit en état)	311078990,71	785749437,36	2,52588
Total	1144069275,81	2902866536,72	

4.2.4 Calcul du Coût de revient des plateaux

Il s'agit du Coût de revient REPAS CHAUD FC CYCLE (1/2/3/4) VOL +2 HEURES et du Coût de revient de REPAS CHAUD BC CYCLE (1/2/3/4).

Pour le Coût de revient REPAS CHAUD FC CYCLE 1 VOL +2 HEURES

Nous devons multiplier chaque coût par le ratio approprié.

Exemple de calcul :

Fruit et légume (chaud)= $6,671 * 2,556634145 = 17.05530638$ DA.

Le Coût de matière première

REPAS CHAUD FC CYCLE 1 VOL +2 HEURES		F/L	P/V	poisson	cuit	pâtisserie	laiterie	reste	
entrée (salade)	coût de MP	201,12	51,0678		110,037			40,01692	
aliment chaud choix 1		221,8018	0,855	200,26				20,69083	
aliment chaud choix 2		187,4306	6,671	120,84			58,043	1,8821	
Dessert et Divers		201,2999			56,76		46,664	97,87553	
matériel		25,41						25,41	
REPAS CHAUD FC CYCLE 2 VOL +2 HEURES									
entrée (salade)	coût de MP	169,327	29,8114		128			11,51553	
aliment chaud choix 1		253,5904	5,492	226,8				21,29835	
aliment chaud choix 2		175,2899	3,00775	92,95	0	0	0	48	31,3321
Dessert et Divers		189,2899			56,76	61,12	46,664	24,74553	
matériel		25,41						25,41	
REPAS CHAUD FC CYCLE 3 VOL +2 HEURES									
entrée (salade)	coût de MP	81,5909	18,6359		42			20,955	
aliment chaud choix 1		266,2048	3,8	92,95				169,4548	
aliment chaud choix 2		253,9591	7,632	226,8				19,5271	
Dessert et Divers		181,3599			56,76	53,19	46,664	24,74553	
matériel		25,41						25,41	
REPAS CHAUD FC CYCLE 4 VOL +2 HEURES									
entrée (salade)	coût de MP	119,0094	38,7119	72				8,2975	
aliment chaud choix 1		240,8049	4,75875	226,8				9,2461	
aliment chaud choix 2		389,6333	18,5333		360			11,1	
Dessert et Divers		175,6499			56,76	47,48	46,664	24,74553	
matériel		25,41						25,41	

A partir de ce tableau, les composantes principales dans la Consommation des matières premières en dinar sont constituées par les fruits et légumes et les poissons, poulets et viandes.

Le Coût de revient

		F/L	P/V	poisson	cuit	pâtisserie	laiterie	reste	cout de revient	
REPAS CHAUD FC CYCLE 1 VOL +2 HEURES										
entrée (salade)	coût de MP	201,12	130,1756	0	282,597			0	101,078	513,850787
aliment chaud choix 1		221,802	2,185922	508,379	0			0	52,2626	562,827427
aliment chaud choix 2		187,431	479,1915	306,757	0			147,587	4,75397	938,289825
Dessert et Divers		201,3	0			143,408	0	118,216	247,222	508,846066
matériel		25,41	0						64,1827	64,1827118
LE COUT DE REVIENT choix 1 =1649,70699 LE COUT DE REVIENT choix 2=2025,16939										
REPAS CHAUD FC CYCLE 2 VOL +2 HEURES										
entrée (salade)	coût de MP	169,327	75,99165	0	328,73			0	29,0869	433,808831
aliment chaud choix 1		253,59	14,04103	575,765	0			0	53,7972	643,602844
aliment chaud choix 2		175,29	448,152	235,967	0			122,052	79,1412	885,31203
Dessert et Divers		189,29	0			143,408	155,1	118,216	62,5043	479,235045
matériel		25,41	0						64,1827	64,1827118
LE COUT DE REVIENT choix 1 =1620,82943 LE COUT DE REVIENT choix 2=1862,53862										
REPAS CHAUD FC CYCLE 3 VOL +2 HEURES										
entrée (salade)	coût de MP	81,5909	47,50433	0	0			0	52,9299	100,434228
aliment chaud choix 1		266,205	9,71521	235,967	0			0	428,023	673,705411
aliment chaud choix 2		253,959	649,2805	575,765	0			0	49,3232	1274,36834
Dessert et Divers		181,36	0			143,408	134,4	118,216	62,5043	458,516479
matériel		25,41	0						64,1827	64,1827118
LE COUT DE REVIENT choix 1=1296,83883 LE COUT DE REVIENT choix 2=1897,50176										
REPAS CHAUD FC CYCLE 4 VOL +2 HEURES										
entrée (salade)	coût de MP	119,009	98,6797	182,917	0			0	20,9585	302,555345
aliment chaud choix 1		240,805	12,16638	575,765	0			0	23,3546	611,285607
aliment chaud choix 2		389,633	996,1498	0	0			0	28,0373	1024,18711
Dessert et Divers		175,65	0			143,408	120	118,216	62,5043	444,089758
matériel		25,41	0						64,1827	64,1827118
LE COUT DE REVIENT choix 1 =1422,11342 LE COUT DE REVIENT choix 2=1835,01493										

On remarque que le Coût de revient du REPAS CHAUD FC VOL +2 HEURES qui contient 2^{me} choix est toujours supérieure au Coût de revient des REPAS CHAUD FC 1^{re} choix.

REPAS CHAUD BC CYCLE (1/2/3/4)

Le tableau suivant représente le Coût de la matière première des REPAS CHAUD BC CYCLE(1/2/3/4) A partir de ce tableau, les composantes principales dans la

REPAS CHAUD BC CYCLE 1 VOL +2 HEURES		F/L	P/V	poisson	cuit	pâtisserie	laiterie	reste	
entrée (salade)	coût de MP	174,327	57,58	0	110,036	0	0	6,711	
aliment chaud choix 1		221,7231	0,855	200,25	0	0	0	20,6181	
Dessert et Divers		154,32		0	0	5,7026	73,3	23,11	52,2074
matériel		41,41							41,41
REPAS CHAUD BC CYCLE 2 VOL +2 HEURES									
entrée (salade)	coût de MP	169,31	29,8033	0	0	0	0	139,5067	
aliment chaud choix 1		267,66	5,49	226,8	0	0	0	35,37	
Dessert et Divers		138,22		0	0	5,7026	57,2	23,11	52,2074
matériel		41,41							41,41
REPAS CHAUD BC CYCLE 3 VOL +2 HEURES									
entrée (salade)	coût de MP	85,59	22,42	0	51,52	0	0	11,65	
aliment chaud choix 1		154,56	6,184	92,95	0	0	0	55,426	
Dessert et Divers		122,45		0	0	5,7026	41,43	23,11	52,2074
matériel		41,41							41,41
REPAS CHAUD BC CYCLE 4 VOL +2 HEURES									
entrée (salade)	coût de MP	116,98	38,7	0	0	0	0	78,28	
aliment chaud choix 1		240,79	4,113	226,8	0	0	0	9,877	
Dessert et Divers		95,14	0	0	0	5,7026	14,12	23,11	52,2074
matériel		41,41							41,41

Consommation des matières premières en dinar sont constituées par les fruits et légumes et les poissons, poulets et viandes.

Le Coût de revient

		F/L	P/V	poisson	cuit	pâtisserie	laiterie	reste	cout de revient
REPAS CHAUD BC CYCLE 1									
entrée (salade)	coût de MP	174,327	146,7758	0	282,595		0	16,9512	446,322061
aliment chaud choix 1		221,723	2,185922	508,364	0		0	52,0789	562,628479
Dessert et Divers		154,32	0		14,408	186	58,5449	131,87	390,839374
matériel		41,41	0					104,597	104,596855
LE COUT DE REVIENT = 1504,386769 DA									
REPAS CHAUD BC CYCLE 2									
entrée (salade)	coût de MP	169,31	75,97088	0	0		0	352,378	428,348621
aliment chaud choix 1		267,66	14,03592	575,765	0		0	89,3405	679,141086
Dessert et Divers		138,22	0		14,408	145,2	58,5449	131,87	349,981706
matériel		41,41	0					104,597	104,596855
LE COUT DE REVIENT = 1562,068268 DA									
REPAS CHAUD BC CYCLE 3									
entrée (salade)	coût de MP	85,59	57,15029	0	0		0	29,4265	86,5768374
aliment chaud choix 1		154,56	15,81023	235,967	0		0	140	391,776908
Dessert et Divers		122,45	0		14,408	104,7	58,5449	131,87	309,498619
matériel		41,41	0					104,597	104,596855
LE COUT DE REVIENT = 892,4492193 DA									
REPAS CHAUD BC CYCLE 4									
entrée (salade)	coût de MP	116,98	98,64925	0	0		0	197,726	296,375448
aliment chaud choix 1		240,79	10,51544	575,765	0		0	24,9482	611,228241
Dessert et Divers		95,14	0		14,408	35,68	58,5449	131,87	240,497966
matériel		41,41	0					104,597	104,596855
LE COUT DE REVIENT = 1252,69851 DA									

On remarque que le coût de revient du premier et du deuxième cycle coûte plus cher que le troisième et le quatrième cycle.

D'après les résultats de prévisions quantitatives obtenus dans la 1^{re} partie de notre travail, nous avons constaté une augmentation de la demande des plateaux au cours du mois de janvier 2019 en comparaison avec le mois de janvier 2018 concernant les plateaux les plus coûteux à savoir les repas chaud de First et Business class. En effet, un budget important est destiné à cette catégorie de classe ce qui a été confirmé par le calcul du coût de revient de ces plateaux. Suite à cette démarche, nous nous sommes demandés quelle serait la stratégie à suivre ou encore la décision à prendre par le Catring pour améliorer le système de production. Pour cela, nous avons fait appel aux prévisions qualitatives.

Troisième partie

Prévision qualitatives de la demande des menus Catring

Les méthodes de prévision qualitatives

La prévision de la demande est une démarche qui consiste à utiliser des méthodes qualitatives ou quantitatives pour estimer la consommation des produits dans les périodes futures. D'après ces estimations, on planifie à l'intérieur de l'entreprise la production et on anticipe le lancement de la fabrication des produits afin de réduire les délais de livraison.

Les méthodes qualitatives utilisent des données subjectives qui dépendent du jugement, de l'expérience et de l'expertise de ceux qui formulent les prévisions (vendeurs, consommateurs, cadres ou experts). Il existe différentes méthodes qualitatives, les plus connues sont les analogies historiques, les études de marché, la méthode Delphi et la méthode de sondage d'opinion. Ces méthodes sont utiles lorsqu'il existe très peu de données (introduction d'un nouveau produit ou pénétration d'un nouveau marché ou entreprise en démarrage), mais elles sont en général peu précises, fournissent des prévisions biaisées ou arbitraires, sont longues à réaliser et souvent d'un coût élevé (ex. consultation d'experts).⁴⁴

5.1 Méthode de prévision qualitatives

La méthode de sondage d'opinion

Un sondage d'opinion ou une enquête d'opinion est une application de la technique des sondages à une population humaine visant à déterminer les opinions (ou les préférences) probables des individus la composant, à partir de l'étude d'un échantillon de cette population.

Par métonymie, le mot sondage désigne également le document présentant les résultats de l'étude par sondage. Les sondages d'opinion les plus connus du grand public sont réalisés par les entreprises de sondages.

Le développement des sondages d'opinion est intimement lié à l'extension de l'usage de cette méthode en sciences humaines.

La méthode de comparaison (ou analogie historique)

Cette méthode se base sur la prévision par comparaison avec des produits similaires vendus dans le passé.

Les études de marché

Les études de marché comme les diverses activités organisées de collecte et d'analyse d'informations (enquêtes), qui permettent de recueillir toutes les informations pertinentes sur les possibilités de vente d'un produit (offre et demande) : telles qu'elles se manifestent dans un espace géographique donné, à une époque donnée telles qu'elles sont susceptibles d'évoluer dans un avenir plus ou moins éloigné.

C'est donc, à la fois, un outil de diagnostic, d'analyse d'une situation (étude du présent) et un outil d'aide à la décision permettant d'élaborer les stratégies et les plans d'action (prévision du futur).

La méthode de Delphes (méthode Delphi)

La technique de Delphes a ses origines dans la guerre froide. Le "projet Delphi" original à été développé par la société RAND et financé par l'US Air Force afin de tenter de parvenir à un consensus sur l'impact des progrès technologiques sur la guerre. Avant le Projet Delphi, d'autres méthodes avaient été testées, telles que l'extrapolation de tendance et les modèles quantitatifs. L'approche Delphi est une approche qui regroupe les estimations des prévisions de plusieurs experts. On fait ensuite une moyenne du groupe d'expert pour trouver l'estimation.⁴⁴ À l'origine, la méthode Delphi est, comme le focus group, un outil de recherche. Elle vise à obtenir un avis aussi consensuel que possible sur des événements futurs grâce à un processus structuré de communication organisant la production, l'agrégation et la modification des opinions d'un groupe indépendant d'experts. Les entreprises (et plus généralement les grandes organisations) utilisent aussi depuis longtemps Delphi. Elles s'en servent pour mobiliser les acteurs internes autour de scénarios futurs à la fois possibles et souhaitables. Delphi est donc un outil de construction d'un consensus, d'une culture organisationnelle commune.

Concrètement, la méthode Delphi comporte au minimum trois tours d'avis et parfois plus, autant qu'il en faut pour aboutir à un maximum de consensus au sein du groupe. Chaque participant donne son avis, est informé des avis exprimés par les autres ainsi que des réactions par rapport à son propre avis pour lui permettre de réagir en tentant de se rapprocher de la réponse consensuelle. La communication ne se fait pas en face à face mais par interviews ou par questionnaires (éventuellement électroniques) dont l'anonymat est garanti pour les membres du groupe. On minimise ainsi le risque d'une prise de pouvoir par certains individus ou sous-groupes d'individus physiquement réunis (tables rondes, séminaires, . . . etc.)

Il est difficile de prévenir une certaine lassitude dans le groupe si les tours se multiplient, avec comme résultat un consensus de façade à propos d'un problème très complexe et très controversé. Autre risque : un groupe biaisé par suite des abandons " sélectifs ". L'expérience montre que le Delphi utilisé comme outil de participation gagne , en termes de satisfaction des participants , à se terminer par une étape

supplémentaire où les participants sont réunis en face à face.⁴⁴

5.2 Méthode Delphi

5.2.1 Représentation de la méthode Delphi

Les étapes de la méthode Delphi sont résumées dans le schéma ci-dessous :

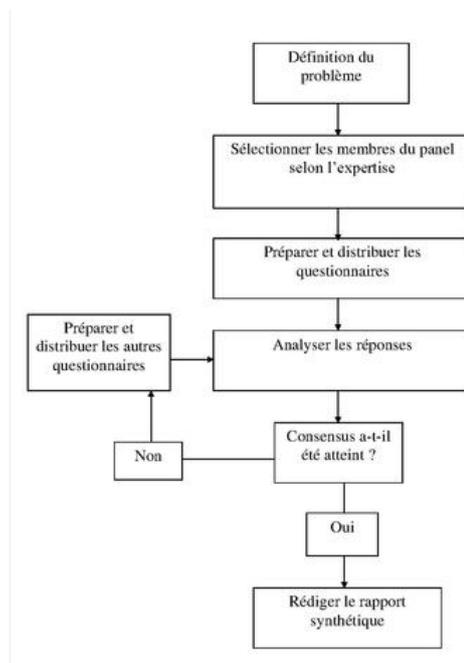


FIGURE 5.1 : Schéma de la méthode Delphi

La durée

La durée est liée au déroulement de la méthode en plusieurs tours. Chaque tour est séparé par le temps de l'interprétation des résultats du tour précédent. Un sentiment de lassitude peut survenir, d'autant plus facilement que la méthode n'est pas vraiment ludique.⁴⁴

L'étape de conception de questionnaire initiale

A partir de l'étude de cas d'exploratoires. Il s'agit de formuler une première liste des propositions pour lesquelles nous allons d'abord évaluer le degré d'accord des experts.

L'étape de sélection des experts

La sélection des experts est un facteur déterminant de la qualité des résultats. Comme il ne s'agit pas d'une simple enquête d'opinion, la validité des résultats de Delphi ne dépend pas sur un échantillonnage, mais sur la connaissance et l'efficacité, en particulier la coopération délibérée des experts consultés. Il est donc nécessaire de sélectionner des experts en fonction de leur expérience, de leur connaissance du sujet et des caractéristiques. Il est recommandé de modifier la composition du groupe d'experts afin d'enrichir la qualité des réponses.⁴⁴

L'expertise

Il est utile de demander aux experts de ne répondre qu'aux questions pour lesquelles ils s'estiment le plus compétents ou, ce qui est mieux, d'évaluer leur propre niveau de compétence.⁴⁸

Le respect de l'anonymat des répondants

Cette condition ne pose pas de problème lorsque le nombre des répondants est élevé (il peut aller jusqu'à plusieurs milliers). Il devient beaucoup moins évident lorsque le groupe des experts interrogés est restreint, dans la mesure où ils peuvent sans trop de difficulté voir qui se cache derrière des symboles qui les représentent et du coup se laisser influencer dans leurs réponses.⁵²

Le nombre de participants

Le nombre de participants est de cinq à plusieurs milliers.⁴⁹

5.2.2 L'étape des trois tours de collecte des données

Les différentes propositions peuvent être envoyées par messagerie sous la forme de documents Word.

Lors du premier tour

Il est d'abord demandé aux experts de noter leur ACCORD sur chaque proposition, depuis " pas d'accord " jusqu'à "tout à fait d'accord", de les commenter s'ils le souhaitent, et de rédiger d'autres propositions possible en bas du tableau. De façon délibérée certains experts peuvent refuser de prendre position pour certaines proposition (leurs commentaires expriment alors les raisons de ces rares réponses manquantes) et pour les traitements quantitatifs ces réponses manquantes peuvent être corrigées par la méthode de remplacement par la médiane ou par la note centrale (lorsque les non réponses sont délibérées et expriment la difficulté de l'expert à se positionner)

Lors du deuxième tour

On indique à chaque expert, pour chaque proposition, la médiane et l'histogramme des premières réponses sur l'accord (histogramme ou apparait en rouge leur positionnement personnel).

Les experts doivent alors :

- Confirmer où modifier leurs premières notes d'accord pour chaque proposition (compte tenu maintenant de l'avis des autres experts).
- Commenter leur positionnement, surtout dans les cas où ils modifient leur vote.
- Donner ensuite, pour chaque propositions, une deuxième note d'importance depuis "très importantes" jusqu'à "peu important".

Pour le troisième tour

On peut alors identifier et communiqué aux experts trois groupes de proposition, accompagnés des commentaires les plus significatifs qu'ils ont fait :

-Groupe 1 : la proposition avec un fort consensus et jugées importantes à très importantes.

-Groupe 2 : la proposition avec un faibles niveau de consensus mais jugées peu ou pas importantes.

-Groupe 3 : la proposition avec un faible consensus, mais qui pourtant sont jugées importantes ou très importantes.

Pour ce groupe 3, particulièrement intéressant pour analyser les controverses, on demande alors aux experts, lors du troisième tour, de faire de nouveaux commentaires sur ces propositions, en expliquant pourquoi, à leur avis, le consensus est faible alors qu'ils avaient jugé ces propositions "importantes ou très importantes".

N.B : Les tours 1 et 2 sont répétées plusieurs fois jusqu'à ce qu'un consensus émerge et qu'on parvienne à une décision claire.

5.3 Les outils d'analyse des données quantitatives pour repérer les consensus et les divergences

Pour chaque expert et chaque proposition, les réponses chiffrées peuvent être dans un tableau qui permet de calculer des statistiques descriptives :

M : la moyenne de chaque proposition.

σ : L'écart type.

On va prend la proposition qu'est la valeur moyenne la plus élevée, ce qui signifie que les gens le perçoivent comme le meilleur moyen d'atteindre notre objectif. Non seulement cela, mais il a aussi l'écart type le plus faible, ce qui signifie qu'il existe un consensus sur le fait que c'est la meilleure façon d'atteindre notre objectif.⁴⁸

Les consensus

Pour mesurer le degré de consensus ou divergence pour chaque proposition il est possible d'utiliser le coefficient de concordance de Kendall.

Méthode de calcul du coefficient W de Kendall

Coefficient de concordance de Kendall (W)

Le coefficient de concordance de Kendall (alias Kendall W) est une mesure d'un accord entre les évaluateurs définis comme suit :

On suppose qu'il y'a "m" noteurs et "k" sujets, ordre de classement de 1 à k.

Soit r_{ij} : la note d'évaluateur j donnée au sujet i.

Pour chaque sujet "i", on définit :

$$R_i = \sum_{j=1}^m r_{ij}$$

.

\bar{R} est la moyenne de R_i et R est l'écart quadratique donnés sous la forme :

$$\bar{R} = \frac{1}{k} \sum_{(i=1)}^k R_i = \frac{m(k+1)}{2}$$

$$R = \sum_{j=1}^m (R_i - \bar{R})^2$$

Définissons maintenant le W de Kendall par :

$$W = \frac{12R}{m^2(k^3 - k)}$$

Pour chaque évaluateur j on a :

$$\sum_{i=1}^k r_{ij} = 1 + 2 + \dots + k = \frac{k(k+1)}{2}$$

Donc,

Le W de Kendall permet de mesurer si ce niveau de consensus global augmente

d'une étape à une autre et de mesurer sa robustesse (statistiquement significative ou pas). Le W de Kendall se situe entre 0 (pas d'accord) et 1 (accord total). Schmidt (1997) a dressé une table d'interprétation des coefficients de Kendall :

W	Interprétation
0,1	Consensus global très faible
0,3	Consensus global faible
0,5	Consensus global modéré
0,7	Consensus global fort
0,9	Consensus global très fort

FIGURE 5.2 : Table d'interprétation des coefficients de Kendall

Les divergences

Pour chaque expert et chaque proposition, les réponses chiffrées peuvent être reportées dans un tableur qui permet de calculer des statistiques descriptives :

- Me : La médiane de chaque proposition
- EAM : L'écart moyen absolu à la médiane.

$$EAM = \frac{|\sum_i^k X_i - Me|}{n}$$

X_i : degré de la proposition appréciée par l'expert i.

Me : médiane de la proposition.

n : nombre total d'experts.

Pour mesurer le degré de divergence pour chaque proposition, il est possible d'utiliser un seuil d'EAM, un EAM inférieur ou proche de 1 étant synonyme de consensus et d'analyser directement la dispersion sur les histogrammes des réponses :

%IIQ : Le pourcentage des réponses comprises dans l'intervalle inter-quartile [$Q_1; Q_3$]

.

%IML : Le pourcentage des réponses comprises dans l'intervalle [médiane -1 ; médiane + 1].⁴⁸

Calcul des quartiles ⁵³

Le quartile est calculé en tant que 4-quantiles.

- Le 1^{er} quartile est la donnée de la série qui sépare les 25 % inférieurs des données (notation Q_1).
- Le 2^{ème} quartile est la donnée de la série qui sépare les 50 % inférieurs des données (notation Q_2), il est également appelé médiane.
- Le 3^{ème} quartile est la donnée de la série qui sépare les 75 % inférieurs des données (notation Q_3).
- Par extension : le 0^{ème} quartile est la donnée de la série qui sépare les 0% inférieurs des données (notation Q_0 , c'est le minimum) et le 4^{ème} quartile est la donnée de la série qui sépare les 0 % supérieurs des inférieurs des données (notation Q_4 , c'est le maximum)

La différence entre le troisième quartile et le premier quartile s'appelle écart inter-quartile, c'est un critère de dispersion de la série.

Cas d'une distribution continue

Dans le cas continu, on utilise la fonction représentative du polygone des fréquences cumulées.

Cas d'une distribution discrète

Dans le cas discret, on range les données par ordre croissant : s'il y a N valeurs :

Le quartile zéro (minimum) est celui qui a le rang 1

Le premier quartile est celui qui a le rang $\frac{(N+3)}{4}$.

Le deuxième quartile (médiane) est celui qui a le rang $\frac{(2N+2)}{4}$ que l'on simplifie en $\frac{(N+1)}{2}$.

Le troisième quartile est celui qui a le rang $\frac{(3N+1)}{4}$.

le quatrième quartile est celui qui a le rang N.

Quand le rang d'un quartile n'est pas une valeur entière : quand les fractions $\frac{(N+3)}{4}$, $\frac{(N+1)}{2}$ ou $\frac{(3N+1)}{4}$ ne sont pas des valeurs entières, on procède par interpolation linéaire. On fait la moyenne de la valeur situé au dessus du rang et de celle situé au dessous du rang, en affectant chaque valeur d'un coefficient. Plus précisément, on note R_{inf} la valeur située en dessous du rang et R_{sup} la valeur situé au dessus :

- Si le rang se termine par 0.25, alors le quartile est la moyenne entre R_{inf} affecté du coefficient 3 et de R_{sup} affecté du coefficient 1.
- Si le rang se termine par 0.5, alors le quartile est la moyenne entre R_{inf} et R_{sup} (sans coefficient).
- Si le rang se termine par 0.75, alors le quartile est la moyenne entre R_{inf} affecté du coefficient 1 et de R_{sup} affecté du coefficient 3.

Afin de mesurer la construction d'une convergence globale entre les deux premiers tours, on peut observer le pourcentage de changements par proposition, et recourir au test (rangs-signés) de WILCOXON. Ce test statistique non paramétrique permet de mesurer, la convergence ou la divergence des évaluations. On peut l'effectuer sur la distribution des écarts absolus moyens à la médiane (EAM) de l'ensemble des propositions. Le test consiste à tester deux hypothèses :

H_0 : la distribution des EAM est identique entre les tours 1 et 2.

H_1 : la distribution des EAM au tour 2 est inférieure à celle du tour 1 ($EAM_2 < EAM_1$), Convergence des réponses.

Si H_1 est significativement validée à un seuil de confiance élevé (au moins 1%), nous pouvons affirmer que les réponses convergente entre les deux tours.

Avantages de la méthode Delphi

L'approche Delphi autorise une consultation large (une enquête française récente à contacté 3.388 experts dont environ un tiers a fourni des réponses exploitables) et indépendante dans le premier tour. On évite ainsi les effets d'influence qui pourraient apparaître au sein d'un groupe d'experts réunis dans un même lieu, bien que rien n'indique vraiment que la pression de conformité ne s'exerce pas à travers la comparaison. Néanmoins, la méthode est bien adaptée pour préparer le consensus nécessaire à certaines prises de décision (par exemple, les investissements technologiques à hauts risques économiques, politiques et sociaux).⁴⁹

Application sur la méthode Delphi

Lorsque des groupes se réunissent pour prendre des décisions, la dynamique de groupe peut très souvent amener l'équipe à prendre une mauvaise décision, car elle tombe dans le piège de la pensée de groupe. La pensée de groupe est essentiellement un type de comportement qui peut être présenté par des groupes, qui parviennent à un consensus sur l'opinion de la majorité, sans penser de manière critique ni tester d'hypothèse alternative. La pensée de groupe est particulièrement susceptible de se produire dans des groupes cohésifs, des groupes dirigés par un chef de direction et des groupes travaillant indépendamment de toute information extérieure.

Supposons que nous sommes un chef de projet ou un responsable de programme et que nous souhaitons avoir une opinion avant de parvenir à un consensus sur la manière dont nous pouvons augmenter la production. Nous décidons d'utiliser la méthode Delphi et d'inviter les 10 premières personnes de l'organisation Catering. Nous construisons notre proposition comme suit, en demandant aux participants d'évaluer chacune des options suivantes pour atteindre notre objectif :

1. Construction de nouvelle cuisine.
2. Acquisition des cellules de refroidissement.
3. Recrutement du personnel.

4. Augment des chambres froides.

5. Autre, . . . cette option permet aux participants d'ajouter leurs propres idées.

Parce qu'il y a 4 questions, nous permettons aux gens d'attribuer des points entre 4-1 à chaque option, 4 étant la plus importante et 1 la moins. Le diagramme ci-dessous montre un instantané de la manière dont nos participants pourraient répondre au questionnaire. Nous avons inclus les noms des participants dans cette application pour des raisons de clarté, mais normalement, les participants resteraient anonymes.

	Oufzni	Kosouar	Oudjida	Morekeb	Herban	Hafs	Mazari	Saada	Bomaiza	Fadel
P1	4	4	4	2	4	1	3	3	1	3
P2	2	3	2	4	2	4	2	2	3	4
P3	1	1	1	1	3	2	4	4	2	1
P4	3	2	3	3	1	3	1	1	4	2

Où P1, P2, P3, P4 : représentent les propositions cités ci-dessus à l'exception de la dernière proposition (Autre) qui intervient dans le deuxième tour.

On calcule la moyenne et l'écart-type de chaque proposition.

	Moyenne	Écart-type
P1	2,9	1,197219
P2	2,8	0,918937
P3	2	1,247219
P4	2,3	1,05935

Il y'a lieu de noter que deux participants parmi les dix ont donné la même proposition dans la case "Autre" à savoir "l'acquisition des nouveaux camions". Cette nouvelle proposition est rajoutée aux propositions précédentes dans le questionnaire du deuxième tour.

La prochaine série de questions a reçu les réponses suivantes :

	Oufzni	Kosouar	Oudjida	Morekeb	Herban	Hafs	Mazari	Saada	Bomaiza	Fadel
P1	1	4	1	3	1	1	1	3	1	3
P2	5	5	5	5	4	5	4	4	5	5
P3	3	1	2	2	5	2	3	2	2	1
P4	2	2	3	1	2	3	2	1	3	2
P5	4	3	4	4	3	4	5	5	4	4

La moyenne et l'écart-type de chaque proposition sont donnés dans le tableau suivant :

	Moyenne	Écart-type
P1	1,9	1,197
P2	4,7	0,483
P3	2,3	1,16
P4	2,1	0,738
P5	4	0,667

Nous répétons ce processus consistant à recevoir des commentaires et à envoyer des questionnaires jusqu'à ce qu'un nombre convenu de tours soit terminé ou que les écarts-types soient très faibles. Les faibles écarts-types nous diront que nous avons une faible variance pour chaque élément de la liste. A partir du tableau ci-dessus, nous pouvons constater que la proposition "Acquisition des cellules de refroidissement" varie peu, nous indiquant que la plupart des gens s'accordent pour dire à quel point cette option nous aidera à atteindre notre objectif.

Une fois que nous en sommes au stade où la variance est faible, nous pouvons choisir les éléments avec les valeurs moyennes les plus élevées sur lesquels concentrer nos efforts, soit répéter le processus jusqu'à ce que nous obtenions un consensus, soit débattre jusqu'à ce que nous obtenions un consensus. Les éléments de la liste ayant les valeurs moyennes les plus élevées seront ceux qui, selon le groupe de participants, sont les plus cruciaux pour assurer le succès de l'organisation.

Dans notre application, nous pouvons voir que " Acquisition des cellules de refroidissement " a la valeur moyenne la plus élevée, ce qui signifie que les gens le perçoivent comme le meilleur moyen d'atteindre notre objectif. Non seulement cela, mais il a

aussi l'écart type le plus faible, ce qui signifie qu'il existe un consensus sur le fait que c'est la meilleure façon d'atteindre notre objectif.

6.1 L'analyse des données de l'application Delphi

6.1.1 Les consensus

Coefficient de concordance de Kendall (W)

Le W de Kendall donné par :

$$W = \frac{12R}{m^2(k^3 - k)}$$

Avec

R soit l'écart quadratique donné sous la forme :

$$R = \sum_{j=1}^m (R_j - \bar{R})^2$$

.

$$R_j = \sum_{i=1}^m r_{ij}$$

\bar{R} C'est la moyenne de R_j .

Donc, la moyenne du R_j peut être exprimée comme

$$\bar{R} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k R_i = \frac{m(k+1)}{2}$$

Dans notre application, après avoir effectué les calculs, nous avons obtenu les résultats suivants :

a-Le 1^{re} tour

Proposition	R_i	\bar{R}	$(R_i - \bar{R})^2$
P1	29	25	16
P2	28	25	9
P3	20	25	25
P4	23	25	4

$$W = \frac{12R}{m^2(k^3 - k)}$$

Alors

$$W = \frac{12R}{5^2(10^3 - 10)}$$

Et R l'écart quadratique donné sous la forme :

$$R = \sum_{j=1}^m (R_i - \bar{R})^2$$

$$= 54$$

Donc

$$W = 0.108$$

a-Le 2^{me} tour

Proposition	R_i	\bar{R}	$(R_i - \bar{R})^2$
P1	19	30	121
P2	47	30	289
P3	20	30	49
P4	21	30	81
P5	40	30	100

Alors :

$$W = \frac{12R}{m^2(k^3 - k)}$$

Avec $k=10$ et $m=5$.

$$W = \frac{12R}{5^2(10^3 - 10)}$$

On doit calculer d'abord l'écart quadratique :

$$R = \sum_{j=1}^m (R_j - \bar{R})^2$$

$$\begin{aligned} R &= (19 - 30)^2 + (47 - 30)^2 + (23 - 30)^2 + (21 - 29.4)^2 + (40 - 29.4)^2 \\ &= 640 \end{aligned}$$

Donc

$$\begin{aligned} W &= \frac{12 * 640}{5^2(10^3 - 10)} \\ &= 0,640 \end{aligned}$$

Grâce au résultat ci-dessus, le coefficient de Kendall est utile pour la résolution appropriée car il est supérieur à 0.5, ce qui indique un certain niveau d'accord entre les juges. Alors, on n'a pas besoin de passer à un autre tour.

6.2 La détermination des accords et des controverses

L'analyse statistique fait d'abord apparaître trois résultats quantitatifs :

- Toutes propositions confondues, le niveau global de consensus est fort.
- Les opinions ont tout de même convergé entre le premier et le deuxième tour.
- Deux groupes de propositions se distinguent : celles avec un fort niveau de consensus et celles donnant lieu à controverse.

Pour mesurer le degré de convergence ou de divergence pour chaque proposition on doit utiliser un seuil d'EAM. Tel que :

$$EAM = \frac{|\sum_i^k X_i - Me|}{n}$$

a-Le 1^{er} tour

Le tableau ci-dessus reprisant le médiane et l'écart moyen absolu à la médiane .

Proposition	Me	EAM
P1	3	0.9
P2	2,5	0.8
P3	1,5	1
P4	2,5	0.9

b-Le 2^{me} tour

Proposition	Me	EAM
P1	1	0.9
P2	5	0.3
P3	2	0.7
P4	2	0.5
P5	4	0.4

Le niveau global de consensus est fort (avec un W de Kendall au deuxième tour égal à 0.640, à un haut degré de significativité) bien que les opinions aient convergé entre le et le deuxième tour : le W de Kendall, qui était de 0,108 au premier tour, est passé à 0.640 et conformément au test de Wilcoxon, la convergence des opinions entre les deux tours ($EAM2 < EAM1$) est significative à un seuil de confiance élevé (< 1). Une analyse plus fine des statistiques descriptives a permis de révéler deux principaux groupes de propositions : Deux propositions qui font consensus (médianes plutôt fortes c'est 5 et 4 avec faible écarts à la médiane qu'est 0.3 et 0.4) et trois propositions donnant lieu à controverses (médiane plus faibles entre 1 et 2, avec de forts écarts à la médiane situés entre 0.5 et 0.9)

Calcul du Quartile

Exemple pour la 1^{er} proposition du 2^{me} tour : Les valeurs dans l'ordre croissant P1 :1,1,1,1,1,1,1,3,3,4. Pour N=10

a-Le 1^{er} quartile

$$Q_1 = \frac{(N + 3)}{4} = 3.25$$

Le 1^{er} quartile est la moyenne entre 1 affecté du coefficient 3 et 1 affecté du coefficient 1.

$$Q_1 = \frac{(1 * 3 + 1 * 1)}{(1 + 3)} = 1$$

Le quartile Q_1 est 1.

b-Le 2^{me} quartile (médiane)

$$Q_2 = \frac{(N + 1)}{2} = \frac{11}{2} = 5.5$$

La médiane est $Me = \frac{(1+1)}{2} = 1$ et donc $Q_2 = 1$.

c-Le 3^{me} quartile

$$Q_3 = \frac{(3N + 1)}{4} = \frac{31}{4} = 7.75$$

Le 3^{me} quartile est la moyenne entre 1 affecté du coefficient 1 et 3 affecté du coefficient 3.

$$Q_3 = \frac{(1 * 3 + 3 * 3)}{(1 + 3)} = 3$$

Le quartile Q_3 est 3.

Le 1^{er} tour

Proposition	Me	Q ₁	Q ₃
P1	3	2,25	4
P2	2,5	2	3,75
P3	1,5	1	2,75
P4	2,5	1,25	3

La 2^{me} tour

Proposition	Me	Q ₁	Q ₃
P1	1	1	3
P2	5	4,25	5
P3	2	2	2.75
P4	2	2	2.75
P5	4	4	4

6.2.1 Le choix de proposition

Le tableau suivante représente les moyenne de l'analyse des consensus :

Proposition	Me	EAM	EAM	IM ₁	IIQ
P1	1	0.9	0.9	79%	79%
P2	5	0.8	0.3	100%	74%
P3	2	1	0.7	78%	43%
P4	2	0.9	0.5	100%	48%
P5	4	8	0.4	100%	60%

Leur représentation par histogramme :

a-Les proposition par rapport au le médian et le IM_1

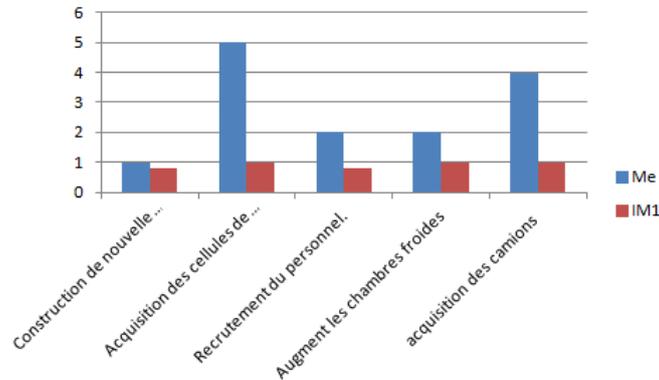


FIGURE 6.1 : l'historgramme des propositions par rapport à la médiane et l'intervalle inter-médiane

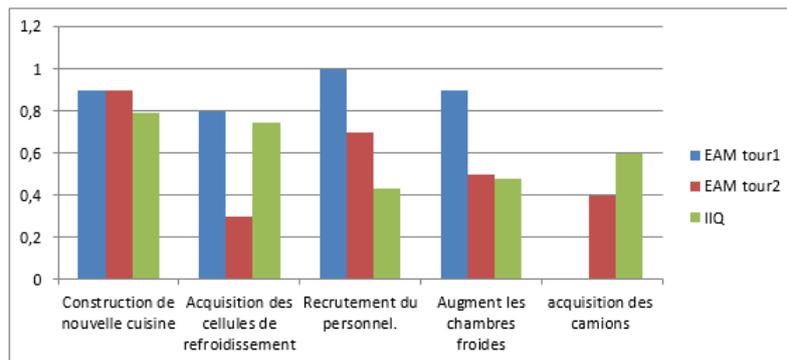


FIGURE 6.2 : l'historgramme des propositions par rapport à la EAM et IIQ

Dans notre étude, nous pouvons constater que la proposition "Acquisition des cellules de refroidissement" qui varie, nous indiquant que la plupart des gens s'accordent pour dire à quel point cette option nous aidera à atteindre notre objectif. Nous pouvons voir que cette proposition à la valeur moyenne la plus élevée, ce qui signifie que les gens perçoivent comme le meilleur moyen d'atteindre notre objectif. Non seulement cela, mais il a aussi l'écart type le plus faible, et ce qui signifie qu'il existe un consensus sur le fait que c'est la meilleure façon d'atteindre notre objectif.

La valeur de leur Me est 5, c'est la valeur le plus grand, et pour IM1% et IIQ% elle contiens le pourcentage le plus élavé par rapport aux les autres proposition, pour cela on peut prend cette proposition comme le meilleurs choix dans notre stratégie.

Conclusion générale

L'entreprise Catering active dans la sous traitance des services d'hôtellerie et de la restauration collective ainsi que d'autres activités de facilitées management, au profit des compagnies industrielles et ce souvent en milieu extrêmes et à des conditions climatiques implacables.

Afin de répondre à la problématique posée par l'entreprise Catering à savoir l'élaboration des prévisions quantitatives de la demande journalière des menus. Notre choix c'est posé sur les menus les plus coûteux (First et Business class) dans l'objectif d'atteindre l'équilibre entre l'offre et la demande avec un budget minimum.

Dans cette optique, nous avons répartis notre travail en trois volets : le premier volet était consacré à la modélisation de l'évolution journalière du nombre de repas chaud pour First et Business class via l'analyse des séries temporelles. Les modèles obtenus étaient de type SARIMA à erreur GARCH.

D'après les résultats des prévisions quantitatives obtenus, nous avons constaté une augmentation de la demande des plateaux pour les deux classes sous étude entraînant un budget important ce qui nous a mené à déterminer le coût de revient de ces plateaux.

Suite à cette démarche, nous nous sommes demandé quelle serait la stratégie à suivre ou encore la décision à prendre par le Catering pour améliorer le système de production. Pour cela nous avons appliqué la méthode de prévision qualitative " Delphi " présentée dans le troisième volet.

Finalement, la décision que nous proposons à l'entreprise Catering est l'acquisition des cellules de refroidissement.

Bibliographie

- [1] Abbas.Y Bentarzi.Wextbf,Étude des Prix Spot du Gaz naturel.Faculté de Mathématiques,Université des Sciences et de la Technologie Houari Boumediene,U. S. T. H. B(2018).
- [2] ADRAR.S BEN BENNAI.N, Étude prévisionnelle des ventes d'huile par la méthode de BOX et JENKINS Cas pratique SPA CEVITAL.Mémoire de Master en Mathématiques Département des sciences économiques. Université de UNIVERSITÉ ABDERRAHMANE MIRA DE BEJAIA.2013.
- [3] Agouri.R ,Les comportements d'équipiers et leurs liens avec la qualité de vie au travail;Mémoire de Master en sciences de gestion, Université de Montréal (Janvier 2011)
- [4] ALAZARD.C et SEPARI.S , contrôle de gestion : Manuel et applications.Baltimore, MD 1981,1981.
- [5] Berhoune.K Processus ARCH-GARCH Applications. Université Abou Bekr Belkaid - Tlemcen - Faculté des Sciences, Département de Mathématiques.2013.
- [6] Berkouk.L Boumaiza, La méthode de Box-Jenkins.Université M'hamed Bougara Boumerdes Faculté des sciences Département de Mathématiques(2015-2016).
- [7] Bernard.R,Introduction aux séries chronologiques.Centre Inter-universitaire de Calcul de Grenoble.[http ://dln7iqsz60b2ad.cloudfront.net/document/pdf/53dSSef228621.pdf](http://dln7iqsz60b2ad.cloudfront.net/document/pdf/53dSSef228621.pdf),18 août 1993.
- [8] Boudour LOUATI,La prévision et un outil pour la gestion de stock .Faculté des sciences économiques et de gestion - Maitrise 2009.
- [9] Bourbonnais.R et Terraza.M ,Analyse des séries temporelles : Applications à l'économie et à la gestion.
- [10] Bourbonnais.R et usinier.JC , prévision des ventes 6 e Edt. Economica.
- [11] BROWN-JOHN C. L, public sector human resources and human resources management, a report on a Delphi exercise., Canadian Public Administration, vol. 33, n° 3 , pp. 366-382,1990. Beyond 2000.
- [12] BROWN-JOHN C. L., 1990. Beyond 2000 : public sector human resources and

- human resources management ; a report on a Delphi exercise, Canadian Public Administration, vol. 33, n° 3 , pp. 366-382.
- [13] Corinne Zambotto, <http://corinnezambotto.free.fr>.
- [14] CULLMANN H, " La comptabilité analytique", édition Bouchène, Paris, page 23.
- [15] Diaft.H et Satour.S ,Mémoire de fin d'étude : Essai de modélisation de l'inflation en Algérie.École Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée. Alger,Septembre 2007.
- [16] DUBRULLE LOUIS JOURDAIN DIDIER, " comptabilité analytique de gestion ", édition DUNOD, paris,2007, p11.
- [17] DUCOS.G ,Delphi et l'analyse de l'interaction. Futuribles, n° 109, pp. 43-60,1983.
- [18] DUFFIELD.C, Delphi et l'analyse de l'interaction The Delphi technique : a comparison of results obtained using two expert panels,Futuribles, n° 109, pp. 43-60 International journal of nursing studiesvol. 30, n° 3, pp. 227-237,1993.
- [19] DUPUY Yves : " les bases de la comptabilité analytique de gestion ", édition ECONOMICA, paris, 2003.
- [20] Faradj. Air algérie Catering SPA.Ecole de formation professionnelle ECHOTELLERIE ,intendance(2018)
- [21] Fernane. D,Défis, Atouts et Actions Managériales des Entreprises Hôtelières.Mémoire de Magister en sciences de gestion, Université Mouloud Mammeri de Tizi-Ouzou(2010-2011)
- [22] Gatt.F et Kedoui.S ,Modélisation et Prévision Journalière des Courbe de Charges.Faculté de Mathématiques,Université des Sciences et de la Technologie Houari Boumediene, U. S. T. H. B.
- [23] Gérard melyon, comptabilité analytique p9.
- [24] GERVAIS Michel, " contrôle de gestion ", édition ECONOMICA, 7ème édition, page 97.
- [25] HÉRAUT.J et MUNIER.Fr NANOPOULOS .K Méthode Delphi : une étude de cas sur les technologies du futur.Futuribles,Mars 1997.
- [26] Kumar.R and Sharma.SK , Mémoire de fin d'étude : Essai de modélisation de

"inflation en Algérie.École Nationale Supérieure de Statistique et d'économie Appliquée. Alger Septembre 2007.

[27] Lardic. S et Mignon. V, Économétrie des Séries Temporelles Macroéconomiques et Financières, Econometrica. Université A. Mira de Bejaia.

[28] MARCHENA.J, La méthode Delphi.Documentacion Administrativa, nř 223, pp. 17-49 1990.

[29] MARTINET A-C A-SILEM, " Lexique de la gestion", 6eme édition, édition Dalloz, Paris, 2003, page 129.

[30] MARTINET A-C SILEM A, " Lexique de la gestion ", édition Dalloz, Paris, 2003, p.115.

[31] Mazigh.I Hadjou.S Préviation à court terme par l'approche de la cointégration bivariée et multivariée, Mhamed Bougara Boumerdes Faculté des sciences Département de Mathématiques.(2016-2017).

[32] MAZOUNI.F MENDAS.K,Méthodes d'estimations de la volatilité des indices boursiers.Université M'hamed Bougara Boumerdes Faculté des sciences Département de Mathématiques(2016 - 2017).

[33] Mémoire,comptabilité analytique outil de contrôle de gestion, cas de la mise en place de la méthode ABC à Général Emballage,2014.

[34] Méthode, objectifs et applications de la prévision des ventes. mémoire en ligne.

[35] Michael Lubrano Introduction la modélisation des séries temporelles uni-variées. Université de Marseille,Septembre 2008.

[36] Michael.T, Méthodes statistiques en gestion. Professeur au groupe HEC. Dunod, 16 juillet 1996.

[37] MIRENOWICZ.Ph, CHAPUY.P LOUINEAU .Y , La méthode Delphi-Abaque. Un exemple d'application : la prospective du bruit.Futuribles, mai, pp. 49-63.1990.

[38] Neuts,M.F et Rao,B.M, La mise en uvre dun management de la performance au centre hospitalier dOrsay PAGES Cindy, Rennes, Paris.,.2006.

[39] Paméla Baillette, Bernard Fallery, Aurélie Girard, La méthode Delphi pour définir les accords et les controverses : applications à l'innovation dans la traçabilité et dans le recrutement,-université de Montpellier.

[40] POLYCOPIE PEDAGOGIQUE DE COMPTABILITE DE GESTION, MO-

HAMMED RAFIK MISSOUM.

- [41] Rapport, les méthode des coûts complets,ressource en gestion pour l'ingenieur.
- [42] Regis Bourbonnais et Michel Terraza, Analyse des séries temporelles. Application l'économétrie ec à la gestion.Cours et exerciccs corrigés,13 octobre 2010.
- [43] SAINT-PAUL .R TENIÈRE BUCHOT .P, Innovation et évaluation technologiques : sélection des projets, méthodes et prévision.Entreprise Moderne d'Edition. Contient notamment une explication d'application de la méthode Delphi à partir de l'exemple de l'évolution du revenu individuel brut des ménages, 1974.
- [44] Sébastien. L, Les pratiques de supervision et les comportements contre-productifs dans un contexte de travail en équipe .Mémoire de Master en sciences de gestion, Université de Montréal(Aout 2011).
- [45] TALBOT R.W, La méthode d'évaluation par animation de groupe pour améliorer les performances dans l'enseignement post-secondaire.Gestion de l'enseignement supérieur, vol. 4, nř. 3, pp. 377-390,1992.
- [46] Thiombiano. T ,Économétrie des Séries Temporelles.cours et exercices, 2008.
- [47] VAILLANCOURT .M,La technique du groupe nominal et la méthode Delphi en physiothérapie.Annales de kinésithérapie, vol. 20, nř 5, pp. 247-264,1993.
- [48] WILLIAMS P. L WEBB. C , The Delphi technique : a methodological discussion.Journal of advanced nursing, vol. 19, nř 1, pp. 180-186,1994.