

# Projet de Séries Temporelles

*Kim Antunez et Alain Quartier-la-Tente*

*19/05/2020*

## Table des matières

|          |  |          |
|----------|--|----------|
| <b>1</b> | <b>Partie 1 : Les données</b>  | <b>1</b> |
| 1.1      | Question 1 : description de la série choisie . . . . .                   | 1        |
| 1.2      | Questions 2 et 3 : transformation de la série . . . . .                  | 1        |
| <b>2</b> | <b>Partie 2 : Modèles ARIMA</b>  | <b>2</b> |
| <b>3</b> | <b>Partie 3 : Prévisions</b>   | <b>3</b> |
| 3.1      | Question 6, 7 et 8 : construction d'un intervalle de confiance . . . . . | 3        |
| 3.2      | Question 9 : question ouverte sur la causalité . . . . .                 | 5        |
| <b>A</b> | <b>Annexe 1 : tests supplémentaires sur la qualité des modèles</b>       | <b>6</b> |

# 1 Partie 1 : Les données

## 1.1 Question 1 : description de la série choisie

Pour ce projet, travaillons sur la série d'indice de production industrielle (IPI) dans l'industrie automobile (identifiant : 010537940). Il s'agit d'une série au niveau A64 de la nomenclature d'activités française révision 2 (NAF rév. 2, division 29), poste CL1. L'industrie automobile concerne aussi bien la production des constructeurs de voitures particulières, de véhicules de loisir, de véhicules utilitaires que les équipementiers spécialisés, les carrossiers, les assembleurs ou les prestataires de services d'aménagement de véhicules automobiles. Cette production intègre donc la filière complète, y compris moteurs et organes mécaniques en amont, dès lors qu'ils sont principalement destinés à des véhicules automobiles (à l'exception des parties de moteur).

Il s'agit d'un indice de Laspeyres<sup>1</sup>, en base 2015, chaîné avec des pondérations annuelles (les pondérations correspondant aux valeurs ajoutées des branches associées). L'IPI dans l'industrie automobile est calculé à partir de l'enquête mensuelle de branche, par agrégation de séries "élémentaires" estimées en volume<sup>2</sup>, calculées à un niveau plus fin.

Les séries de l'IPI sont corrigées des variations saisonnières et des jours ouvrables (CVS-CJO) à partir de la méthode X13-ARIMA. La désaisonnalisation est réalisée de manière indirecte : elle est effectuée à un niveau fin et les agrégats CVS-CJO sont ensuite calculés directement à partir de ces séries en agréant les séries CVS-CJO. Cette désaisonnalisation est réalisée par sous-périodes pour prendre en compte le fait que la structure économique des séries a beaucoup évolué en 30 ans, et donc qu'il serait peut pertinent d'appliquer un seul modèle de désaisonnalisation sur l'ensemble de la période. Ainsi, les modèles utilisés pour la désaisonnalisation commencent en 2005 et ces modèles sont utilisés pour estimer les séries CVS-CJO à partir de 2012.

Les séries CVS-CJO avant et après 2012 n'étant pas évaluées sur les mêmes modèles, l'idéal serait d'étudier notre série après janvier 2012 pour éviter des ruptures liées à ce changement de modèle. En revanche, cela laisserait une faible profondeur temporelle risquant de fragiliser l'estimation de nos modèles ARIMA. C'est pourquoi nous allons étudier la série d'IPI dans l'industrie automobile entre **janvier 2010 et décembre 2019**<sup>3</sup>, c'est-à-dire sur **120 observations**.

Nous n'effectuons pas ici de correction de point atypique ou de transformation logarithmique.

## 1.2 Questions 2 et 3 : transformation de la série

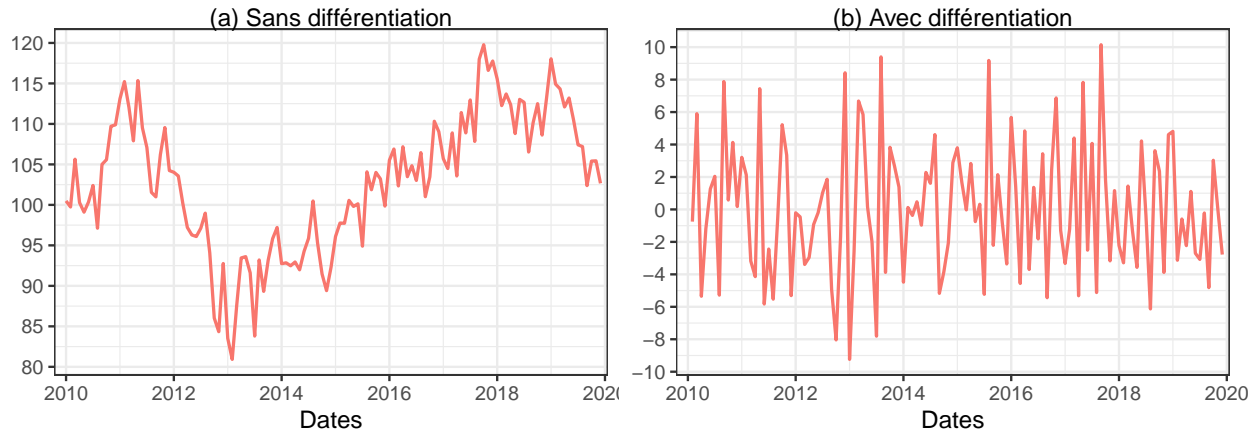


FIGURE 1 – IPI dans l'automobile (CVS-CJO) sans et avec différentiation

1. Les indices de Laspeyres et de Paasche permettent de synthétiser en un indice unique un certain nombre d'indices. L'indice de Laspeyres, le plus célèbre est l'IPC (indice des prix à la consommation).

2. La série d'IPI dans l'industrie automobile ne tient donc pas compte des variations de prix.

3. Les derniers points étant souvent sujets à révisions, nous avons préféré ne pas prendre en compte les points de janvier et février 2020.

Le graphique 1-(a) ne montre pas de tendance linéaire déterministe nette sur la période 2010-2020 : on observe plutôt une alternance entre des périodes à tendance croissante (2010-2011, 2013-2018) et à tendance décroissante (2011-2013 et 2018-2020). La série de l'IPI dans l'automobile semble plutôt montrer une tendance stochastique : elle n'est sûrement **pas stationnaire**. Ceci est vérifié en faisant le test Dickey-Fuller augmenté (ADF) avec une constante non nulle et sans tendance : on ne rejette pas l'hypothèse de présence de racine unitaire au seuil de 5 % (tableau 1). Ceci est également confirmé par le test de racine unitaire de Phillips-Perron, non rejeté au seuil de 5 %, et par le test de stationnarité<sup>4</sup> de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), rejeté au seuil de 5 %. Nous **différencions** donc la série.

TABLE 1 – Tests de racine unitaire et de stationnarité sur la série d'IPI dans l'automobile

| Test                                | Statistique | p-valeur |
|-------------------------------------|-------------|----------|
| Dickey-Fuller augmenté <sup>a</sup> | -1.678      | 0.434    |
| Phillips-Perron                     | -2.578      | 0.336    |
| KPSS                                | 0.892       | 0.010 ** |

**Signif. codes:** 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

<sup>a</sup> Le test ADF a été fait en rajoutant 2 retards. De cette façon les résidus utilisés dans ce test sont bien indépendants et le test ADF est bien interprétable

D'après le graphique 1-(b), la série différenciée semble **stationnaire**. Cette hypothèse est confirmée par le test de Dickey-Fuller augmenté, effectué avec une constante nulle et sans tendance, le test de Phillips-Perron et le test KPSS (tableau 2).

TABLE 2 – Tests de racine unitaire et de stationnarité sur la série différenciée d'IPI dans l'automobile

| Test                                | Statistique | p-valeur |
|-------------------------------------|-------------|----------|
| Dickey-Fuller augmenté <sup>a</sup> | -10.261     | 0.010 ** |
| Phillips-Perron                     | -15.132     | 0.010 ** |
| KPSS                                | 0.074       | 0.100 .  |

**Signif. codes:** 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

<sup>a</sup> Le test ADF a été fait en rajoutant 1 retard. De cette façon les résidus utilisés dans ce test sont bien indépendants et le test ADF est bien interprétable

## 2 Partie 2 : Modèles ARIMA

Afin de déterminer les ordres maximaux,  $p_{max}$  et  $q_{max}$ , du modèle  $ARMA(p, q)$  suivi par la série différenciée de l'IPI dans l'automobile, nous analysons les autocorrélogrammes et les autocorrélogrammes partiels (graphique 2). À partir de retard 2 (inclus), aucun autocorrélogramme est significatif à 5 % : on en déduit que  $p_{max} = 1$ . À partir de retard 2 (inclus), aucun autocorrélogramme partiel est significatif à 5 % : on en déduit que  $q_{max} = 1$ . Ainsi, pour savoir quel(s) modèle(s) retenir, nous allons tester tous les modèles  $ARMA(p, q)$  tels que  $p \leq 1$  et  $q \leq 1$ .

Quatre modèles ARMA ont donc été testés<sup>5</sup> afin de s'assurer de l'indépendance des résidus (tableau 4) et, si c'est bien le cas, de la significativité des coefficients associés aux ordres maximaux des parties AR et MA des modèles (tableau 5) :

—  $ARMA(0, 0)$  : les résidus de ce modèle ne sont pas indépendants ➡ **modèle non retenu**

4. Ici, l'hypothèse alternative est la non-stationnarité de la série

5. Ils ont été estimés sans constante.

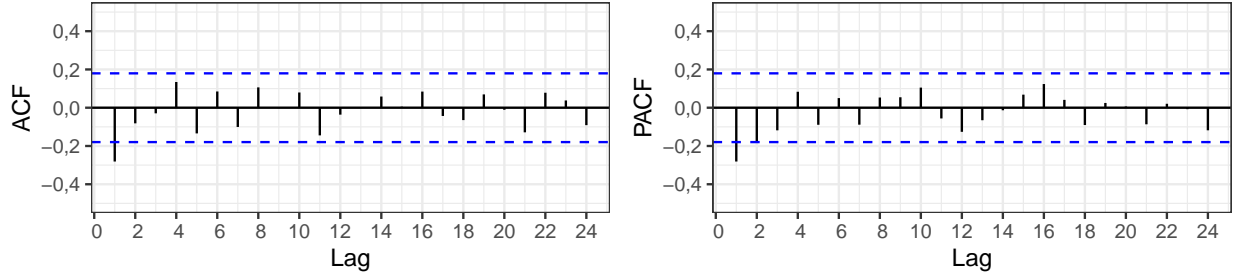


FIGURE 2 – Autocorrélogrammes (ACF) et autocorrélogrammes partiels (PACF) pour la série différenciée de l'IPI dans l'automobile

- $ARMA(1,0)$  : les résidus de ce modèle ne sont pas indépendants **☹ modèle non retenu**
- $ARMA(0,1)$  : les résidus de ce modèle sont indépendants et le coefficient associé au MA(1) est significatif **☺ modèle retenu**
- $ARMA(1,1)$  : les résidus de ce modèle sont indépendants (tableau mais le coefficient associé au AR(1) n'est significatif **☹ modèle non retenu**

Finalement, seul le modèle  $ARMA(0,1)$  est valide sur la série différenciée. Sur la série non différenciée de l'IPI automobile, on retient donc le modèle **ARIMA(0,1,1)** défini mathématiquement par :

$$\Delta X_t = \varepsilon_t - 0,38 \varepsilon_{t-1} \quad (0,09)$$

$\varepsilon_t$  est bien un bruit blanc : les  $(\varepsilon_t)_t$  sont indépendants (tableau 4), homoscedastiques (tableau 6) et suivent aussi une loi normale (tableau 7).

Parmi l'ensemble des modèles testés, l'ARIMA(0,1,1) est aussi le modèle qui minimise les critères d'information (tableau 3).

TABLE 3 – Critères d'information des modèles ARIMA sur l'IPI de l'automobile

|     | ARIMA(0,1,0) | ARIMA(1,1,0) | ARIMA(0,1,1) | ARIMA(1,1,1) |
|-----|--------------|--------------|--------------|--------------|
| AIC | 672.439      | 664.677      | 660.932      | 662.345      |
| BIC | 675.219      | 670.235      | 666.490      | 670.683      |

### 3 Partie 3 : Prévisions

#### 3.1 Question 6, 7 et 8 : construction d'un intervalle de confiance

On cherche désormais à faire une prévision de  $X_t$  à l'horizon  $T + 2$ . Notons  $\theta_1$  le coefficient associé à la partie MA de notre modèle  $ARMA(0,1,1)$ , qu'on estime par  $\hat{\theta}_1 \simeq -0,38$  (tableau 5) en estimant le modèle entre janvier 2010 et décembre 2019. On a donc :

$$\Delta X_T = \varepsilon_T + \theta_1 \varepsilon_{T-1} \iff X_T = X_{T-1} + \varepsilon_T + \theta_1 \varepsilon_{T-1} \quad \text{où } \varepsilon_t \stackrel{i.i.d}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

En considérant  $\theta_1$  connu, les prévisions de  $X_{T+1}$  et  $X_{T+2}$  réalisées à l'instant  $T$ , notées  $\hat{X}_{T+1|T}$  et  $\hat{X}_{T+2|T}$ , vérifient l'équation :

$$\begin{cases} \hat{X}_{T+1|T} = X_T + \theta_1 \varepsilon_T \\ \hat{X}_{T+2|T} = \hat{X}_{T+1|T} = X_T + \theta_1 \varepsilon_T \end{cases}$$

Les erreurs de prévision sont égales à :

$$\begin{cases} \hat{\varepsilon}_{T+1|T} = X_{T+1} - \hat{X}_{T+1|T} = \varepsilon_{T+1} + (\theta_1 - \theta_1)\varepsilon_T & = \varepsilon_{T+1} \\ \hat{\varepsilon}_{T+2|T} = X_{T+2} - \hat{X}_{T+2|T} = \varepsilon_{T+2} + (1 + \theta_1)\varepsilon_{T+1} + (\theta_1 - \theta_1)\varepsilon_T & = \varepsilon_{T+2} + (1 + \theta_1)\varepsilon_{T+1} \end{cases}$$

Les  $\varepsilon_t$  étant i.i.d.,  $\hat{\varepsilon}_{T+h|T} \stackrel{(H_0)}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma_h^2)$  avec  $\sigma_1^2 = \sigma^2$  et  $\sigma_h^2 = \sigma^2(1 + (1 + \theta_1)^2)$ . En notant  $q_{1-\frac{\alpha}{2}}$  le quantile  $1 - \frac{\alpha}{2}$  d'une loi  $\mathcal{N}(0, 1)$ , il vient pour  $h \in \{1, 2\}$  :

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{\hat{\varepsilon}_{T+h|T}}{\sigma_h}\right| \leq q_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = \mathbb{P}\left(\left|\frac{X_{T+h} - \hat{X}_{T+h|T}}{\sigma_h}\right| \leq q_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

Un intervalle de confiance de  $X_{T+h}$  de niveau  $\alpha$  est donc :

$$IC_{1-\alpha}(X_{T+h}) = [X_T + \theta_1\varepsilon_T - q_{1-\frac{\alpha}{2}}\sigma_h ; X_T + \theta_1\varepsilon_T + q_{1-\frac{\alpha}{2}}\sigma_h] \quad (1)$$

Le problème est que  $\sigma_h$  et  $\theta_1$  sont ici inconnus. On estime donc  $\theta_1$  par  $\hat{\theta}_1$ , qui est l'estimation que l'on fait à partir de nos données et  $\sigma_h$  par  $\hat{\sigma}_h$  telle que :

$$\hat{\sigma}_1 = \hat{\sigma} = \frac{1}{T-2} \sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \quad \text{et} \quad \hat{\sigma}_2 = \hat{\sigma} \sqrt{1 + (1 + \hat{\theta}_1)^2}$$

En remplaçant  $\sigma_h$  et  $\theta_1$  par leurs valeurs estimées, les intervalles de confiance définis dans l'équation (1) restent valides mais **asymptotiquement uniquement**.

[Question 6] En somme, on obtient les intervalles de confiance asymptotiques suivants pour  $X_{T+1}$  et  $X_{T+2}$  :

$$IC_{1-\alpha}\left(\begin{matrix} X_{T+1} \\ X_{T+2} \end{matrix}\right) = \left[ \begin{pmatrix} X_T + \hat{\theta}_1\varepsilon_T \\ X_T + \hat{\theta}_1\varepsilon_T \end{pmatrix} - \hat{\sigma}q_{1-\frac{\alpha}{2}} \begin{pmatrix} 1 \\ \sqrt{1 + (1 + \hat{\theta}_1)^2} \end{pmatrix} ; \begin{pmatrix} X_T - \hat{\theta}_1\varepsilon_T \\ X_T - \hat{\theta}_1\varepsilon_T \end{pmatrix} + \hat{\sigma}q_{1-\frac{\alpha}{2}} \begin{pmatrix} 1 \\ \sqrt{1 + (1 + \hat{\theta}_1)^2} \end{pmatrix} \right] \quad (2)$$

[Question 7] Pour obtenir ces intervalles de confiance il faut :

- que le modèle suive par notre série entre janvier 2010 et février 2020 soit bien un modèle ARIMA(0,1,1). Le modèle doit être en théorie parfaitement identifié ( $\sigma$  et  $\theta_1$  connus ou a minima que leurs estimateurs convergent vers leurs valeurs). ;
- que les résidus de notre modèle ARIMA soient **indépendants, homoscedastiques et suivent une loi normale** : ce qui a bien été vérifié dans la partie précédente ;
- que soit  $T$  grand (dans notre cas  $T = 120$ ).

[Question 8] Le graphique 3 montre cette région de confiance au seuil 95 %, ainsi qu'à titre de comparaison les valeurs réelles de l'IPI automobile de janvier et de février 2020. On retrouve ce que l'on a montré par l'équation (2) : la même valeur est prédite pour  $X_{T+1}$  et  $X_{T+2}$  et plus l'horizon augmente plus l'incertitude autour de la prévision augmente (i.e : l'intervalle de confiance est large). Prédire les mêmes valeurs pour les deux dates paraît économiquement peu cohérent, mais cela reflète la dynamique du modèle ARIMA(0,1,1) :

- Puisqu'il y a aucun ordre autorégressif,  $\Delta X_t$  ne dépend pas des valeurs passées prises par  $(\Delta X_{t'})_{t' \leq t-1}$ .
- Puisque l'ordre MA est égal à 1, il n'y a aucune influence du bruit à l'horizon supérieur ou égal à 2 : sans aucune information supplémentaire, la seule prévision possible pour  $\Delta X_{t+h}$ ,  $h \geq 2$ , est une prévision nulle, et donc pour  $X_{t+h}$  la seule prévision possible est  $\hat{X}_{t+1|t}$ . Cette incertitude se traduit par un intervalle de confiance très grand<sup>6</sup> et une rapide augmentation de cet intervalle.

6. On prévoit une évolution mensuelle entre décembre 2019 et janvier 2020 comprise entre -6,4 % et +8,3 %, ce qui est très grand compte tenu de la volatilité de la série (l'écart-type de la série en évolution est de 4,1 et sa moyenne de 0,1).

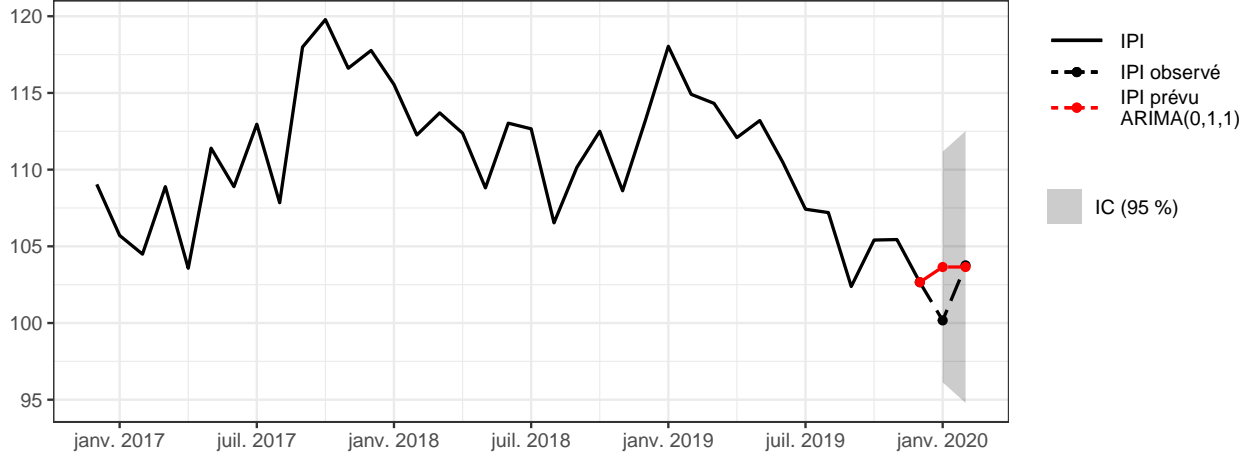


FIGURE 3 – Prévisions de l'IPI automobile CVS-CJO pour janvier et février 2020 par un modèle ARIMA(0,1,1)

### 3.2 Question 9 : question ouverte sur la causalité

Soit  $Y_t$  une série stationnaire disponible de  $t = 1$  à  $T$  telle que  $Y_{T+1}$  est disponible plus rapidement que  $X_{T+1}$ .  $Y_t$  cause<sup>7</sup> instantanément  $X_t$  au sens de Granger ( $C_{X-Y}$ <sup>8</sup>) si et seulement si pour tout  $t$ , la valeur de  $Y_{t+1}$  permet d'améliorer la prévision de  $X_{t+1}$ . Ainsi, la causalité instantanée au sens de Granger est une condition suffisante pour que  $Y_{T+1}$  permette d'améliorer la prévision de  $X_{T+1}$ . Mathématiquement :

$$\underbrace{\forall t \quad \hat{X}_{t+1|\{Y_u, X_u, u \leq t\} \cup \{Y_{t+1}\}} \neq \hat{X}_{t+1|\{Y_u, X_u, u \leq t\}}}_{C_{X-Y} : Y_t \text{ cause instantanément au sens de Granger } X_t} \xRightarrow{\text{en particulier}} \hat{X}_{T+1|\{Y_{1..T}, X_{1..T}\} \cup \{Y_{T+1}\}} \neq \hat{X}_{T+1|\{Y_{1..T}, X_{1..T}\}}$$

Cette définition de causalité instantanée est fondée sur les corrélations entre les erreurs. En effet, si  $(Y'_t, X'_t)'$  est bien **stationnaire** alors on a montré dans le cours que :

$$C_{X-Y} \iff Cov(\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}) = 0 \quad \text{avec} \quad \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Y_t - \hat{Y}_{t|\{Y_u, X_u, u \leq t-1\}} \\ X_t - \hat{X}_{t|\{Y_u, X_u, u \leq t-1\}} \end{pmatrix}$$

En prenant bien le soin de choisir  $X_t$  et  $Y_t$  de manière à ce que  $(Y'_t, X'_t)'$  soit stationnaire, vérifier que  $Y_{T+1}$  permet d'améliorer la prévision de  $X_{T+1}$  revient alors à tester la condition suivante après avoir estimé les modèles correspondants :

$$Cov(Y_{T+1} - \hat{Y}_{T+1|\{Y_{1..T}, X_{1..T}\}}, X_{T+1} - \hat{X}_{T+1|\{Y_{1..T}, X_{1..T}\}}) = 0$$

Il faudrait par exemple prendre :

- pour  $X_t$  notre série de l'IPI de l'industrie automobile différenciée (qui est bien stationnaire) ;
- pour  $Y_t$  un IPI correspondant à une composante de la division « industrie automobile » (29)<sup>9</sup> qu'il faudrait différencier autant de fois que nécessaire pour qu'elle soit bien stationnaire. Certaines composantes sont en effet disponibles avant leur agrégat, ce qui les feraient être de bons candidats pour cette question.

7. Cette notion de causalité n'est pas la même que celle utilisée en économétrie classique (une influence directe de  $Y_t$  sur  $X_t$ ), cela signifie simplement ici que  $Y_t$  est utile pour prévoir  $X_t$ .

8. La relation de causalité instantanée de Granger est symétrique :  $C_{X-Y} \iff C_{Y-X}$

9. par exemple une des classes parmi la construction de véhicules automobiles (29.1), la fabrication de carrosseries et remorques (29.2) ou les équipements automobiles (29.3)

## A Annexe 1 : tests supplémentaires sur la qualité des modèles

TABLE 4 – Tests de Ljung-Box sur les résidus (tests d'autocorrélation) des modèles ARIMA sur l'IPI de l'automobile

| Retards | ARIMA(0,1,0) |          |    | ARIMA(1,1,0) |          |   | ARIMA(0,1,1) |          | ARIMA(1,1,1) |          |
|---------|--------------|----------|----|--------------|----------|---|--------------|----------|--------------|----------|
|         | Statistique  | p-valeur |    | Statistique  | p-valeur |   | Statistique  | p-valeur | Statistique  | p-valeur |
| 1       | 9.652        | 0.002    | ** |              |          |   |              |          |              |          |
| 2       | 10.473       | 0.005    | ** | 4.757        | 0.029    | * | 0.858        | 0.354    |              |          |
| 3       | 10.580       | 0.014    | *  | 4.796        | 0.091    | . | 0.925        | 0.630    | 0.106        | 0.744    |
| 4       | 12.843       | 0.012    | *  | 6.191        | 0.103    |   | 1.985        | 0.576    | 1.544        | 0.462    |
| 5       | 15.122       | 0.010    | ** | 7.239        | 0.124    |   | 3.024        | 0.554    | 2.606        | 0.456    |
| 6       | 16.041       | 0.014    | *  | 7.327        | 0.197    |   | 3.165        | 0.675    | 2.907        | 0.573    |
| 7       | 17.341       | 0.015    | *  | 7.800        | 0.253    |   | 3.566        | 0.735    | 3.389        | 0.640    |
| 8       | 18.808       | 0.016    | *  | 8.936        | 0.257    |   | 4.884        | 0.674    | 4.676        | 0.586    |
| 9       | 18.809       | 0.027    | *  | 9.306        | 0.317    |   | 5.129        | 0.744    | 4.781        | 0.687    |
| 10      | 19.645       | 0.033    | *  | 9.610        | 0.383    |   | 5.338        | 0.804    | 5.037        | 0.754    |
| 11      | 22.433       | 0.021    | *  | 12.895       | 0.230    |   | 8.684        | 0.562    | 8.103        | 0.524    |
| 12      | 22.609       | 0.031    | *  | 13.822       | 0.243    |   | 9.649        | 0.562    | 8.787        | 0.552    |
| 13      | 22.610       | 0.047    | *  | 13.838       | 0.311    |   | 9.649        | 0.647    | 8.787        | 0.642    |
| 14      | 23.078       | 0.059    | .  | 14.496       | 0.340    |   | 10.455       | 0.656    | 9.497        | 0.660    |
| 15      | 23.082       | 0.082    | .  | 14.860       | 0.388    |   | 11.003       | 0.686    | 9.871        | 0.704    |
| 16      | 24.077       | 0.088    | .  | 15.947       | 0.386    |   | 12.232       | 0.661    | 11.074       | 0.680    |
| 17      | 24.339       | 0.111    |    | 16.263       | 0.435    |   | 12.411       | 0.715    | 11.227       | 0.736    |
| 18      | 24.935       | 0.127    |    | 16.911       | 0.460    |   | 12.993       | 0.737    | 11.795       | 0.758    |
| 19      | 25.633       | 0.141    |    | 17.430       | 0.494    |   | 13.173       | 0.781    | 11.966       | 0.802    |
| 20      | 25.649       | 0.178    |    | 17.579       | 0.551    |   | 13.432       | 0.816    | 12.208       | 0.836    |
| 21      | 28.080       | 0.138    |    | 20.078       | 0.453    |   | 15.782       | 0.730    | 14.643       | 0.745    |
| 22      | 28.992       | 0.145    |    | 20.694       | 0.478    |   | 16.064       | 0.766    | 14.878       | 0.783    |
| 23      | 29.209       | 0.173    |    | 20.920       | 0.526    |   | 16.146       | 0.809    | 14.914       | 0.827    |
| 24      | 30.464       | 0.170    |    | 21.907       | 0.526    |   | 17.136       | 0.803    | 16.104       | 0.811    |

**Signif. codes:** 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

L'hypothèse (H0) d'homoscedasticité des résidus n'est pas rejetée à 5 % sur les 24 périodes pour l'ensemble des modèles et en particulier pour le modèle retenu ARIMA(0,1,1).

TABLE 5 – Estimation des coefficients associés aux modèles ARIMA sur l'IPI de l'automobile

|              | AR(1)       |            |          |    | MA(1)       |            |          |
|--------------|-------------|------------|----------|----|-------------|------------|----------|
|              | Coefficient | Écart-type | p-valeur |    | Coefficient | Écart-type | p-valeur |
| ARIMA(0,1,0) |             |            |          |    |             |            |          |
| ARIMA(1,1,0) | -0.280      | 0.088      | 0.001    | ** |             |            |          |
| ARIMA(0,1,1) |             |            |          |    | -0.377      | 0.091      | 0.000    |
| ARIMA(1,1,1) | 0.165       | 0.214      | 0.439    |    | -0.515      | 0.183      | 0.005    |

**Signif. codes:** 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

TABLE 6 – Tests de Ljung-Box sur le carré des résidus (tests d’homoscédasticité) des modèles ARIMA sur l’IPI de l’automobile

| Retards | ARIMA(0,1,0) |          | ARIMA(1,1,0) |          | ARIMA(0,1,1) |          | ARIMA(1,1,1) |          |
|---------|--------------|----------|--------------|----------|--------------|----------|--------------|----------|
|         | Statistique  | p-valeur | Statistique  | p-valeur | Statistique  | p-valeur | Statistique  | p-valeur |
| 1       | 2.832        | 0.092    |              |          |              |          |              |          |
| 2       | 2.843        | 0.241    | 2.917        | 0.088    | 2.032        | 0.154    |              |          |
| 3       | 2.860        | 0.414    | 3.844        | 0.146    | 3.569        | 0.168    | 3.140        | 0.076    |
| 4       | 3.227        | 0.521    | 5.425        | 0.143    | 4.164        | 0.244    | 3.575        | 0.167    |
| 5       | 3.233        | 0.664    | 5.448        | 0.244    | 4.183        | 0.382    | 3.576        | 0.311    |
| 6       | 3.262        | 0.775    | 7.479        | 0.187    | 6.916        | 0.227    | 5.513        | 0.239    |
| 7       | 3.263        | 0.860    | 7.836        | 0.250    | 7.515        | 0.276    | 6.127        | 0.294    |
| 8       | 3.270        | 0.916    | 8.294        | 0.307    | 7.781        | 0.352    | 6.290        | 0.392    |
| 9       | 3.772        | 0.926    | 8.613        | 0.376    | 7.787        | 0.455    | 6.314        | 0.504    |
| 10      | 3.797        | 0.956    | 8.727        | 0.463    | 7.838        | 0.551    | 6.605        | 0.580    |
| 11      | 5.286        | 0.917    | 9.343        | 0.500    | 8.071        | 0.622    | 6.897        | 0.648    |
| 12      | 5.482        | 0.940    | 10.431       | 0.492    | 9.136        | 0.609    | 7.987        | 0.630    |
| 13      | 5.619        | 0.959    | 11.058       | 0.524    | 9.537        | 0.656    | 8.373        | 0.680    |
| 14      | 7.532        | 0.912    | 12.221       | 0.510    | 10.714       | 0.635    | 9.807        | 0.633    |
| 15      | 7.727        | 0.934    | 12.252       | 0.586    | 10.784       | 0.703    | 9.807        | 0.710    |
| 16      | 7.760        | 0.956    | 12.256       | 0.660    | 10.802       | 0.766    | 9.823        | 0.775    |
| 17      | 7.866        | 0.969    | 12.268       | 0.725    | 10.968       | 0.811    | 9.890        | 0.827    |
| 18      | 11.403       | 0.876    | 12.791       | 0.750    | 11.573       | 0.825    | 11.468       | 0.780    |
| 19      | 11.440       | 0.908    | 12.791       | 0.804    | 11.788       | 0.858    | 11.709       | 0.817    |
| 20      | 12.066       | 0.914    | 13.115       | 0.833    | 12.156       | 0.879    | 12.086       | 0.843    |
| 21      | 12.213       | 0.934    | 14.050       | 0.828    | 13.228       | 0.867    | 12.984       | 0.839    |
| 22      | 13.751       | 0.910    | 15.070       | 0.819    | 14.231       | 0.859    | 14.364       | 0.812    |
| 23      | 14.907       | 0.898    | 15.242       | 0.852    | 14.284       | 0.891    | 14.389       | 0.852    |
| 24      | 15.944       | 0.890    | 16.450       | 0.835    | 16.650       | 0.826    | 16.688       | 0.780    |

**Signif. codes:** 0 ‘\*\*\*’ 0.001 ‘\*\*’ 0.01 ‘\*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

L’hypothèse (H0) d’homoscédasticité des résidus n’est pas rejetée à 5 % sur les 24 périodes pour l’ensemble des modèles et en particulier pour le modèle retenu ARIMA(0,1,1).

TABLE 7 – Tests de Jarque-Bera de normalité des résidus des modèles ARIMA sur l’IPI de l’automobile

|              | Statistique | p-valeur |
|--------------|-------------|----------|
| ARIMA(0,1,0) | 2.381       | 0.304    |
| ARIMA(1,1,0) | 2.414       | 0.299    |
| ARIMA(0,1,1) | 2.363       | 0.307    |
| ARIMA(1,1,1) | 2.241       | 0.326    |

**Signif. codes:** 0 ‘\*\*\*’ 0.001 ‘\*\*’ 0.01 ‘\*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Le test de Jarque-Bera suppose que les résidus soient indépendants et homoscedastiques.

L’hypothèse (H0) de normalité des résidus n’est pas rejetée à 5 % pour l’ensemble des modèles et en particulier pour le modèle retenu ARIMA(0,1,1).