

HEC MONTRÉAL

**Modèles de prévisions de l'inflation totale à travers l'inflation de base : une
version augmentée de la courbe de Phillips dans les pays développés et
émergents**

par

Kawtar Loudghi

Sciences de la gestion

(Option économie financière appliquée)

*Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès sciences
(M. Sc.)*

Août 2023

© Kawtar Loudghi, 2023

Résumé

La persistance de l'inflation est aujourd'hui un enjeu majeur pour une vaste majorité de pays à travers le monde, exacerbée par des facteurs tels que la pandémie de COVID-19, les politiques budgétaires très accommodantes et les tensions géopolitiques. Face à ces défis, les banques centrales ont employé divers outils de politiques monétaires pour maintenir la stabilité des prix. Au cœur de ces débats sur l'inflation, l'inflation de base, qui exclut les éléments volatils tels que les prix de l'alimentation et de l'énergie, a été reconnue comme un indicateur clé pour surveiller les dynamiques sous-jacentes de l'inflation. Ce mémoire propose un modèle de prévision pour l'inflation, mettant en lumière l'efficacité prédictive de l'inflation de base à travers une version augmentée de la courbe de Phillips. Contrairement aux études précédentes, ce mémoire adopte une approche transversale, englobant à la fois les économies développées et émergentes, fournissant une perspective plus globale et directement comparable sur la prévision de l'inflation. Les résultats ont révélé des conclusions variées selon les horizons de prévision et les contextes nationaux. Alors que l'inflation de base s'est avérée être un indicateur solide, il est essentiel de continuer à peaufiner ces modèles en intégrant d'autres variables pertinentes pour améliorer leur précision.

Mots clés : Prévision de l'inflation, inflation de base, courbe de Phillips augmentée, taux de change, politique monétaire, pays développés et émergents.

Table des matières

Résumé.....	i
Liste des tableaux.....	iv
Liste des figures.....	iv
Liste des abréviations	v
Remerciements	vi
Introduction.....	1
Chapitre 1 : Revue de littérature.....	3
1.1) L'inflation de base et ses différentes mesures.....	3
1.2) L'inflation de base comme instrument de prédiction.....	4
1.3) Quelques modèles de prédiction de l'inflation.....	5
1.3.1 Les modèles statistiques	5
1.3.2 Des modèles non linéaires	7
1.3.3 Des modèles structurels.....	8
1.4) Positionnement du projet.....	9
Chapitre 2 : Description des données.....	11
2.1) Présentation des données.....	11
2.2) Analyse des données et périodes marquantes	13
2.2.2 L'inflation après les années 2000	14
2.3) Statistiques descriptives	16
2.4) Tests de racine unitaire.....	17
Chapitre 3 : Modèles économétriques.....	18
3.1) Présentation des modèles 1 et 2	18
Chapitre 4 : Interprétation des résultats	20
4.1) Interprétation du modèle 2 à horizon 1 mois.....	20
4.2) Interprétation du modèle 2 à horizon 6 mois.....	22
4.3) Interprétation du modèle 2 à horizon 12 et 24 mois.....	24
4.4) Interprétation des résultats des tests	25
Chapitre 5 : Modèles de robustesse.....	29
5.1) Description du modèle de robustesse	29

5.2) Interprétation du modèle 4 à horizon 1 mois.....	31
5.3) Interprétation du modèle 4 à horizon 6 mois.....	33
5.4) Interprétation du modèle 4 à horizon 12 mois.....	34
5.5) Interprétation du modèle 4 à horizon 24 mois.....	35
5.6) Interprétation des résultats des tests des modèles de robustesse	36
Conclusion	38
Bibliographie	40
Annexe	43

Liste des tableaux

Tableau 4.1 : Résultat du modèle 2 de prévision de l'inflation à horizon 1 mois avec l'inflation, l'inflation de base et leurs retards.....	20
Tableau 4.2 : Résultat du modèle 2 de prévision de l'inflation à horizon 6 mois avec l'inflation, l'inflation de base et leurs retards.....	22
Tableau 4.5: Résultat du ratio du RMSPE du modèle 2 divisé par le RMSPE du modèle 1.....	26
Tableau 5.1 : Résultat du modèle 4 de prédiction de l'inflation à horizon 1 mois avec l'inflation, l'inflation de base, le taux de change, l'activité économique et leurs retards.	32

Liste des figures

Figure 2.1: L'inflation en glissement annuel pour les pays développés.....	13
Figure 2.2 : l'inflation en glissement annuel pour les pays émergents	13

Liste des abréviations

IPC Indice des prix à la consommation

AR Autoregressif

ARIMA Autoregressive Integrated Moving Average

VAR Vector Autoregression

RMSPE Root-Mean Square Prediction Error

AIC Akaike information criterion

BIC Bayesian information criterion

HP Hodrick-Prescott

ML Machine Learning

BLS Bureau of Labor Statistics

FOMC Federal Open Market Committee

Remerciements

En premier lieu, je tiens remercier particulièrement ma directrice, Nora Traum, pour sa guidance, ses précieux conseils et sa flexibilité tout au long de l'élaboration de ce mémoire.

Mes sincères remerciements vont également à ma mère Malika, ma sœur Amal, mon conjoint Adil et le reste de ma famille et mes amis pour leur soutien constant et leurs encouragements, qui ont été déterminants dans la réalisation de ce travail.

Je souhaite remercier le Conseil de recherche en sciences humaines pour l'appui financier qu'il m'a accordé, me permettant ainsi de consacrer pleinement mon attention à mes études universitaires.

Introduction

Alors qu'une vaste majorité des pays du monde entier font face au défi de la persistance de l'inflation, plusieurs facteurs hétérogènes ont en été la cause. Premièrement, le choc sismique de la pandémie de COVID-19 a provoqué une perturbation généralisée des chaînes d'approvisionnement mondiales. Ces bouleversements ont perturbé l'équilibre entre l'offre et la demande, provoquant une flambée de l'inflation dans de nombreuses économies à travers le monde. Deuxièmement, en réaction à la détresse économique engendrée par la pandémie, plusieurs gouvernements ont adopté des politiques budgétaires ultra-accommodantes, qui ont conduit à une augmentation de la masse monétaire dans l'économie, alimentant ainsi les flambées inflationnistes. Parallèlement, le conflit géopolitique en cours en Ukraine a entraîné des fortes hausses des coûts énergétiques et des prix des aliments.

À travers un coffre à outils monétaire, conventionnels et non conventionnels, les banquiers centraux s'efforcent de tracer une voie vers la stabilité des prix. Les mesures traditionnelles comme les ajustements des taux d'intérêt sont désormais complétés par l'assouplissement quantitatif. Cependant, l'efficacité de ces stratégies dans un environnement marqué par des chocs d'offre et des risques géopolitiques élevés a été un point de discorde. Face à ces défis, une réponse clé pour les décideurs de politique monétaire a été de se concentrer sur l'inflation de base pour débattre de la vigueur du resserrement monétaire ainsi que pour prévoir les tendances de l'inflation, comme a précisé le président de la Réserve fédérale des États-Unis, Jerome Powell, « l'inflation de base est un meilleur indicateur de la direction de l'inflation totale »¹. En excluant les éléments volatils tels que les prix de l'alimentation et de l'énergie, l'inflation de base offre une mesure relativement stable qui donne un aperçu des tendances sous-jacentes de l'inflation. Des recherches empiriques menées par des chercheurs tels que Crone et al. (2013) et Khettry et Mester (2006) ont démontré que l'inflation de base est un solide indicateur de l'inflation totale à travers divers horizons de prévision.

Sur la base de ces informations, ce mémoire propose un modèle de prévision de l'inflation qui incorpore une version augmentée de la courbe de Phillips et met l'accent sur le pouvoir prédictif de l'inflation de base. La robustesse et l'applicabilité du modèle seront testées sur différents horizons de prévision et dans une large gamme d'économies, qu'elles soient développées ou émergentes.

¹ Federal Open Market Committee (FOMC) du 26 juillet 2023.

Alors que des études antérieures de prévision de l'inflation ont façonné la littérature, elles étaient surtout limitées à des économies développées (e.g., Stockton et al. (1987), Stock et Watson (1997), ou émergentes comme celles menées par Bailliu et al. (2003) ou Mandalici (2015)), ce qui rend la comparabilité des résultats plus complexes. En revanche, ce travail de recherche suggère une approche similaire pour l'ensemble de plusieurs économies développées et émergentes, offrant une comparaison directe entre ces pays ainsi une perspective mondiale sur la prévision de l'inflation.

À la lumière des résultats obtenus, l'ajout de l'inflation de base améliore la performance prédictive, surtout à moyen terme (6-12 mois), offrant généralement un meilleur ajustement pour les pays développés comme les États-Unis, le Canada et le Royaume-Uni qui montrent une relation significative et positive entre l'inflation de base et l'inflation totale future. À l'horizon de très court terme (1 mois), le modèle est plus adapté aux pays émergents alors qu'à long terme (24 mois), les résultats varient considérablement à travers les pays. Des indicateurs d'activité économique et de taux de change ont renforcé la compréhensibilité de l'inflation, mais de façon hétérogène à travers les pays. En somme, l'inflation de base est un indicateur clé pour prévoir l'inflation, il est toutefois essentiel dans le futur d'adapter les modèles aux spécificités nationales et d'intégrer d'autres variables pertinentes pour affiner les modèles pour les pays respectifs.

Ce mémoire commence par explorer les différentes définitions de l'inflation de base ainsi que les différents modèles utilisés dans la littérature pour prédire l'inflation. Le chapitre 2 présente une description détaillée des données, le chapitre 3 explique les modèles de base utilisés ainsi que la méthodologie et le chapitre 4 brosse un portrait détaillé des résultats obtenus. Enfin, le chapitre 5 propose une version augmentée du chapitre précédent, similaire à une version augmentée de la courbe de Phillips, afin d'en tester la robustesse.

Chapitre 1 : Revue de littérature

Dans ce chapitre, il s'agira d'établir un bilan des principales contributions au sein de la littérature sur l'usage de l'inflation de base comme instrument de prédiction, quelques définitions de l'inflation de base, ainsi que les modèles de prévision de l'inflation les plus utilisés dans la littérature.

1.1) L'inflation de base et ses différentes mesures

L'exercice de prévision de l'inflation en utilisant uniquement l'inflation totale peut s'avérer une tâche très complexe. Étant donné que l'inflation totale inclut toutes les composantes du panier de l'IPC (Indice des prix à la consommation), celle-ci est très sujette à la volatilité des chocs temporaires d'un mois à un autre. L'inflation de base permet quant à elle de contourner cet enjeu.

Il n'existe pas une définition unique pour l'inflation de base. D'ailleurs, certaines branches de la littérature se spécialisent dans l'analyse du comportement de différentes mesures de l'inflation de base, tel que c'est fait dans Marques et al. (2003) qui fixe un ensemble de critères pour évaluer la validité de différentes variables comme mesure de l'inflation de base. En effet, il existe plusieurs approches qui permettent d'isoler la composante de base de l'inflation, dont la méthode d'exclusion de composantes et la méthode statistique.

L'approche la plus simple et la plus répandue, qui est d'ailleurs utilisée par le BLS (*The Bureau of Labor Statistics*), consiste à extraire les composantes les plus volatiles de l'IPC total, soit les aliments et l'énergie. Macklem (2001) propose une différente mesure de l'inflation de base qui permet d'exclure les huit composantes les plus volatiles (d'un total de 54 composantes), soit les aliments, l'énergie, les taux hypothécaires, les coûts de transport et le tabac basé sur une moyenne de la volatilité sur un certain nombre de périodes précédentes. D'autres auteurs adoptent une approche plus dynamique, Bryan et Cecchetti (1994) et Bryan et al. (1997) suggèrent une mesure de l'IPC médian qui permet d'éliminer les composantes les plus volatiles chaque mois et ceci peu importe la composante. Les différentes façons de faire ont comme objectif de retirer la partie

volatile et de mieux comprendre les tendances inflationnistes sous-jacentes dans l'économie, ce qui peut aider les autorités à maintenir la stabilité des prix et de prendre des décisions plus éclairées en matière de politique monétaire.

Une deuxième approche statistique se base sur le principe que l'inflation totale peut être séparée en deux composantes : cyclique et tendancielle, dans le but de conserver la composante de base de l'inflation. Bermingham (2006) parvient à ceci en utilisant une approche assez mécanique basée sur un filtre Hodrick-Prescott (HP) qui permet d'obtenir une mesure de l'inflation de base en extrayant la tendance de l'inflation totale. La mesure du filtre HP a l'avantage de donner une mesure de l'inflation de base qui est plus lisse qu'une mesure obtenue à travers une omission des variables volatiles. Une autre approche statistique est basée sur une moyenne tronquée selon la distribution des composantes de l'IPC. Robalo et al. (2003) obtiennent la mesure de l'inflation de base à travers une moyenne tronquée en éliminant 10% de chaque côté de la distribution ordonnée de la variation des prix. Cependant, les méthodes statistiques sont souvent critiquées pour leur approche purement mécanique et leur manque de fondement économique.²

Bien qu'il n'y existe pas une définition universelle de l'inflation de base, l'approche la plus courante est celle basée sur l'omission des composantes volatiles de l'inflation totale, plus spécifiquement les aliments et l'énergie. Dans certains cas, comme celui de la France, la définition de l'inflation de base exclut les produits du tabac également. Dans la prochaine section, il s'agira de se pencher sur les définitions de l'inflation de base les plus communément utilisées en la littérature.

1.2) L'inflation de base comme instrument de prédiction

Plusieurs recherches de la littérature prouvent que l'inflation de base est un meilleur prédicteur des variations futures des prix que l'inflation elle-même. En effet, Blinder et Reis (2005) étudient la capacité de l'inflation de base à prédire l'inflation totale et en concluent que l'inflation de base (l'inflation excluant les aliments et l'énergie) prédit mieux l'inflation totale que l'inflation totale elle-même et ceci tant sur l'échantillon que hors échantillon. Bien que l'inflation de base démontre un avantage sur les horizons de court terme, le pouvoir prédictif de l'inflation de référence domine tout de même celui de l'inflation totale sur tous les horizons testés. L'analyse de Khettry et Mester

² Par exemple, Hamilton (2018) démontre que l'usage du filtre HP introduit de fausses relations dynamiques, étant donné que le processus de générer les valeurs filtrées se base sur des informations futures pour estimer la tendance actuelle, alors qu'ils ne sont pas disponibles pour les agents économiques en temps réel.

(2006) élargit le champ de l'étude en comparant la capacité de prédiction d'un ensemble de mesures de l'inflation de base, dont l'inflation hors aliments et énergie, l'inflation hors énergie et la médiane de l'inflation par rapport à l'inflation totale et trouve aussi que l'inflation excluant les aliments et l'énergie est le meilleur instrument parmi ceux qui sont testés et domine entre autres la mesure de l'inflation totale.

Similairement, Crone et al. (2013) cherchent à déterminer la mesure qui permet de prédire le mieux l'inflation totale sur différents horizons temporels en testant un ensemble de mesures de l'inflation de base et du PCE de base. Encore une fois, les résultats indiquent que parmi plusieurs instruments, l'inflation de base (excluant les aliments et l'énergie) surpasse l'inflation totale en tant que prédicteur de l'inflation de l'inflation totale, mais cette fois-ci avec une meilleure performance sur les horizons de long terme. Plusieurs articles arrivent à des conclusions relativement similaires, notamment, Cogely (2002) et Smith (2004).

Étant donné que plusieurs articles de la littérature comparent la performance de différentes mesures de l'inflation de base, il est difficile de procéder à des comparaisons directes. Dans la prochaine section, il sera question de s'arrêter sur quelques définitions de ces mesures.

1.3) Quelques modèles de prédiction de l'inflation

La littérature comprend une grande variété de papiers de recherche qui teste le pouvoir prédictif de l'inflation de base. Toutefois, ces recherches utilisent très souvent différents types de modèles qui donnent des résultats très mitigés, ce qui rend la tâche difficile de tirer des conclusions, surtout au niveau international. La suite de cette revue de littérature fera le bilan des modèles les plus communément utilisés pour des prévisions de l'inflation.

1.3.1 Les modèles statistiques

Modèles AR et ARIMA

Le modèle le plus simple et le plus commun qui sert aussi très souvent de benchmark pour des modèles plus complexes est le modèle autorégressif (AR). Régulièrement utilisé pour prédire l'inflation, le modèle AR suppose une relation linéaire entre l'inflation contemporaine et les valeurs passées de celle-ci, où la variable dépendante est l'inflation et les variables indépendantes sont les retards de l'inflation. Un second prototype du modèle AR, qui est très populaire dans la littérature, a été développé par Atkeson et Ohanian (2001) qui est le modèle à marche aléatoire (*random walk*),

dans lequel la prévision du taux d'inflation sur quatre trimestres est le taux d'inflation moyen des quatre trimestres précédents (Atkeson et Ohanian n'ont envisagé que des prévisions à quatre trimestres).

Parmi les avantages des modèles AR sont la simplicité, la facilité de les implémenter ainsi que la capacité de prédiction de l'inflation en temps réel. De plus, plusieurs papiers de recherche concluent que les modèles AR surperforment d'autres modèles plus complexes pour prédire l'inflation. Bihan et Sédillot (2000) comparent un modèle AR à différents modèles de prévision de l'inflation pour la France, notamment un modèle de Vecteur autorégressif (VAR) bivarié et trouvent que seulement quelques spécifications surpassent le modèle AR de prédiction de l'inflation à certains horizons de prévision.

Un modèle qui est considéré comme étant une extension du modèle AR est le ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average). Celui-ci ajoute deux composantes supplémentaires au modèle AR, soit : la différence intégrale (I) et la moyenne mobile (MA). La différenciation intégrale permet de rendre la série temporelle stationnaire (c'est-à-dire de supprimer les tendances ou les saisons) et la moyenne mobile permet de prendre en compte les erreurs aléatoires. Meyler et al. (1999) utilisent des modèles ARIMA pour prévoir l'inflation en Irlande en concluant que ces modèles peuvent fournir des prévisions fiables et précises de l'inflation. Un résultat similaire est obtenu, pour le cas des États-Unis, dans Nyoni et al. (2019).

Toutefois, malgré les multiples avantages de ces modèles, ils ont tout de même quelques limitations, dont le fait qu'ils supposent que la relation entre les séries temporelles suit une tendance linéaire. Si la relation est non linéaire, ARIMA ou AR peuvent ne pas être appropriés. Bien que les modèles linéaires permettent de modéliser et de prédire plus facilement l'inflation et les variables économiques de façon générale, il n'en demeure pas moins qu'il est plus contraignant et moins réaliste d'établir des liens entre les variables selon des relations linéaires.

Modèle de VAR

Les modèles de vecteurs autorégressifs (VAR) sont très souvent utilisés pour prédire les variables économiques tout en respectant des concepts de la théorie économique. En effet, le VAR est un modèle utilisé pour la prévision de séries temporelles multivariées en reposant sur le principe que les valeurs de plusieurs séries temporelles sont liées les unes aux autres. Plus précisément, il suppose que les valeurs actuelles de chaque série temporelle sont une combinaison linéaire des valeurs antérieures de toutes les séries temporelles. Webb (1994) présente une étude approfondie

de l'utilisation des modèles de VAR pour prévoir l'inflation aux États-Unis en exploitant sa relation avec plusieurs séries temporelles de variables économiques, notamment les taux d'intérêt, les taux de change et le PIB. Il conclut que les modèles VAR peuvent fournir des prévisions précises et stables de l'inflation et que l'utilisation de variables supplémentaires peut améliorer la précision des prévisions. Toutefois, certaines limitations des modèles VAR sont abordées dont la sensibilité à la sélection des variables appropriées, la taille de l'échantillon ainsi que la difficulté de leur attribuer un raisonnement économique approprié. Le modèle de la courbe de Phillips, qui sera expliqué davantage plus tard, peut être une bonne alternative pour contrer ces limitations, étant donné qu'il se base sur la théorie économique.

1.3.2 Des modèles non linéaires

L'usage des modèles non linéaires est moins conventionnel pour prédire l'inflation, mais ceux-ci peuvent être utiles dans la mesure où ils ne supposent pas une relation linéaire préexistante entre la variable dépendante et les variables indépendantes. Ceci permet de capturer des liens plus complexes entre l'inflation et les variables macroéconomiques, entre autres.

Marcellino (2008) évalue l'utilité des modèles plus complexes pour prédire l'inflation et le PIB aux États-Unis, en comparant des modèles non linéaires à des modèles classiques comme AR et ARIMA. En effet, il compare la valeur ajoutée de 28 modèles non linéaires générés par des techniques ANN « Artificial Neural Network » qui sont des modèles d'apprentissage non supervisé pour résoudre des tâches de reconnaissance de formes, de classification et de prévision des tendances futures. Bien que les résultats pointent vers un léger avantage de précision pour les modèles non linéaires, ceux-ci ne sont pas concluants d'une surperformance puisqu'ils nécessitent un très grand nombre de données historiques pour faire un bon apprentissage. D'ailleurs, les résultats ont indiqué que les modèles non linéaires peuvent produire des prévisions aberrantes probablement en raison des erreurs d'« *overfitting* ». Ascari et Marrocu (2003) et, à partir de données canadiennes, Moshiri et Cameron (2000) ont également eu des résultats non convaincants quant à l'usage des modèles non linéaires pour prédire l'inflation. Étant donné que les modèles d'apprentissage automatique ne se basent pas sur un raisonnement économique, il est donc très difficile d'accorder des interprétations aux résultats. Toutefois, des articles de recherche plus récents obtiennent des résultats plus convaincants, Coulombe et al. (2022) explore l'intersection de l'apprentissage automatique (*Machine Learning, ML*) avec l'économétrie dans le contexte de la prévision macroéconomique. Les conclusions clés suggèrent que la non-linéarité est la caractéristique la plus substantielle, améliorant considérablement la précision de la prévision à

travers toutes les variables macroéconomiques, particulièrement à long terme. Ces modèles non linéaires performant exceptionnellement bien pendant des périodes de forte incertitude macroéconomique, de stress financier, et d'éclatement de bulles immobilières, affirmant ainsi que le ML capture des non-linéarités cruciales qui émergent dans de tels scénarios.

1.3.3 Des modèles structurels

La courbe de Phillips

Le modèle de la courbe de Phillips développé dans Phillips (1985) est basé sur une théorie économique claire, qui postule qu'il existe une relation inverse entre le taux de chômage et l'inflation, c'est-à-dire que lorsque le taux de chômage est bas, l'inflation augmente et vice versa. Il s'agit d'un modèle simple à une équation, qui n'utilise qu'une seule variable explicative (le taux de chômage) pour expliquer l'inflation, ce qui le rend facile à comprendre et à utiliser. Parmi les modèles de courbe de Phillips les plus cités est le modèle de "Triangle" de Gordon (1990) qui est spécifié en utilisant les valeurs contemporaines et quatre retards du taux de chômage, du taux d'inflation des aliments et de l'énergie ainsi que le prix relatif des importations. La courbe de Phillips permet de faire des prévisions à court terme de l'inflation en utilisant des informations sur le taux de chômage, qui peuvent servir à évaluer les politiques économiques ayant pour objectif de réduire le taux de chômage ou l'inflation.

Cependant, il est important de noter que cette relation n'est pas toujours stable dans le temps et que d'autres facteurs peuvent influencer la relation entre le chômage et l'inflation. Stock et Watson (2008) étudie la relation entre l'inflation et le chômage aux États-Unis. Les auteurs utilisent des données de 1948 à 2005 pour estimer les paramètres de la courbe de Phillips et ils constatent que la relation entre l'inflation et le chômage a changé au fil du temps, avec la pente de la courbe de Phillips la plus forte dans les années 1950 et 1960 et qui s'aplatit dans les années 1970 et 1980. De plus, sur une étude qui inclut les données post crise financière, Stock (2011) soulève le puzzle de "Missing deflation" pour décrire le phénomène de très faible inflation à la suite de la grande récession de 2008 et l'échec de l'inflation à retrouver sa moyenne à long terme après une forte contraction. Il suggère que cela pourrait être dû à des facteurs tels que les changements de politique monétaire, la mondialisation et les progrès technologiques qui rendent le modèle traditionnel de la courbe de Phillips moins applicable dans cet environnement économique.

Afin de résoudre le puzzle, plusieurs articles ont proposé des solutions comme des mesures “augmentées” de la courbe de Phillips. Un modèle de courbe de Phillips augmenté est une extension du modèle traditionnel qui peut inclure des variables explicatives supplémentaires en plus du taux de chômage. Parmi les premières tentatives, Bernanke (2010) et les chercheurs du FMI, Matheson et Stavrev (2013), entre autres, mettent de l’avant les anticipations de l’inflation. Selon eux, l’engagement de la banque centrale en faveur du maintien de l’inflation autour de la cible de 2% a favorisé l’ancrage des anticipations de l’inflation, ce qui à son tour a empêché l’inflation réelle de tomber très en dessous de ce niveau. Une deuxième alternative questionne la mesure du taux de chômage utilisé. Gordon (2013) et Krueger et al. (2014) proposent d’utiliser plutôt une mesure du taux de chômage de court terme, qui est définie comme la part de la force de travail sans emploi depuis 26 semaines ou moins. L’idée derrière est que les personnes sans emploi à court terme exercent une pression à la baisse sur les salaires, mais que celles sans emploi à long terme ne le font pas, car leur attachement à la force de travail est faible. Cette idée aide à expliquer pourquoi l’inflation n’a pas baissé davantage, car le taux de chômage à court terme a augmenté moins brusquement que le chômage total au cours de 2008-2009 et a depuis retrouvé les niveaux d’avant la récession.

À travers le temps plusieurs structures de modèle de courbe de Phillips « augmenté » ont surgi en incluant d’autres facteurs en plus du taux de chômage qui affecte l’inflation, tels que les changements de productivité, la croissance réelle des salaires et l’inflation attendue.³

Les avantages de l’utilisation d’un modèle de courbe de Phillips « augmenté » résident dans sa capacité à fournir une image plus nuancée et réaliste des facteurs qui alimentent l’inflation dans l’économie, en prenant en compte plusieurs variables macroéconomiques.

1.4) Positionnement du projet

Comme le suggèrent les sections précédentes, dans le cas des modèles de prévision de l’inflation, la vaste majorité des économistes se penchent surtout sur les États-Unis et les économies avancées de façon générale. Bien que certains papiers de recherche portent sur la prédiction de l’inflation chez les pays des marchés émergents (Bailliu et al. (2003), Onder (2004), Mandalici (2015)), la part de ceux-ci demeure faible et relativement récente par rapport à la littérature sur l’inflation chez

³ Par exemple, Ball et Mazumder (2018) propose une version augmentée de la courbe de Phillips en incluant les attentes de l’inflation et le taux de chômage et Tauber et Van Zandweghe (2020) suggère une version de la courbe de Phillips qui tient compte de l’écart de production, la croissance économique et l’inflation attendue.

les pays développés (Nelson et Schwert (1977), Stockton et al. (1987), Stock et Watson (1997)). Les papiers de recherche qui appliquent un modèle de prévision de l'inflation en combinant les économies développées et les marchés en croissance sont presque inexistantes. Ce projet de mémoire propose de prédire l'inflation à court et à moyen terme en appliquant un modèle de courbe de Phillips augmenté pour une sélection de pays développés et de pays émergents. De plus, les avis des économistes sont mitigés à propos de la capacité du pouvoir prédictif de l'inflation de base pour modéliser l'inflation. Cependant, il est difficile de comparer plusieurs pays sur une base commune étant donné que les mesures de l'inflation de base diffèrent largement d'un papier de recherche à un autre ainsi que d'un pays à un autre. Bien qu'il n'existe pas de définition universelle de l'inflation de base, ce mémoire propose de permettre une comparaison directe et cohérente en choisissant la mesure de l'inflation de base la plus répandue à travers les différents pays, qui est celle de l'inflation totale excluant les aliments et l'énergie dans la majorité des cas. Ceci permettra non seulement de comparer les pays sur une base commune en excluant les composantes volatiles, mais potentiellement d'extraire des conclusions intéressantes sur les différences entre les marchés en croissance et les marchés développés puisque le poids des composantes des aliments, de l'énergie et de l'inflation de base est différent.

Chapitre 2 : Description des données

2.1) Présentation des données

Le modèle de prévision de l'inflation porte sur un échantillon de sept pays développés et sept pays émergents. En ce qui concerne les économies développées, l'étude porte sur les principales économies du G7: États-Unis, Royaume-Uni, Canada, Allemagne, France, Italie et le Japon. Pour les pays émergents, les pays d'intérêt sont le Brésil, Chili, Chine, Inde, Corée du Sud, Hongrie et Pologne. Cet échantillon de pays est choisi en raison de la disponibilité et de la fiabilité des données ainsi que pour leur différence macroéconomique.

En effet, la Chine, le Brésil et l'Inde se trouvent parmi les économies les plus larges au monde. Ces pays ont connu une croissance extrêmement rapide sur les trente dernières années grâce à leur orientation vers le marché international, notamment par les exportations des produits agricoles, manufacturiers et des services. Pour la Pologne et la Hongrie, la présence d'une main-d'œuvre qualifiée leur permet une présence importante sur la scène internationale à travers les secteurs automobile, électronique et pharmaceutique. Quant au Chili, il est considéré comme l'un des pays les plus économiquement stables de l'Amérique latine. Fortement dépendant des ressources naturelles, en particulier le cuivre, le pays a aussi un secteur financier bien développé et une culture entrepreneuriale florissante. Enfin, l'économie de la Corée du Sud est caractérisée par une croissance rapide, soutenue par son fort accent sur les technologies avancées et les exportations industrielles. Avec des marques mondiales de premier plan dans l'électronique, l'automobile et le secteur des chantiers navals, le pays est considéré comme l'une des économies les plus innovantes du monde.

Afin de procéder à la modélisation de l'inflation de ces pays, on considère différentes variables économiques sur une fréquence mensuelle, notamment l'IPC, l'IPC excluant les aliments et l'énergie, le taux de change et un indice de l'activité économique représenté par le PIB mensuel ou la production industrielle. Étant donné que les données proviennent de différentes agences statistiques nationales et des banques centrales respectives, certaines différences entre les données

sont difficiles à contourner, particulièrement pour les définitions de l'inflation de référence chez certains pays émergents.⁴

Compte tenu de la haute fréquence des données, celles-ci sont ajustées à la saisonnalité dans le but d'isoler les véritables changements mensuels, harmoniser les tendances de croissance à court et à long terme ainsi que de déterminer les points tournants à travers les séries temporelles.⁵

Pour l'inflation totale, l'unité d'analyse des données correspond au taux d'inflation en glissement annuel (année sur année) calculé selon l'expression suivante:

$$\pi_t = 100 * [Ln(CPI_t) - Ln(CPI_{t-12})]$$

Similairement, la transformation de l'inflation de référence est calculé selon l'expression suivante:

$$\pi_t^{core} = 100 * [Ln(CoreCPI_t) - Ln(CoreCPI_{t-12})]$$

Où le « CPI_t » représente l'indice des prix à la consommation (IPC) dans la première expression et le « $CoreCPI_t$ » représente l'indice de l'inflation de référence et π et π^{core} l'inflation totale et l'inflation de référence.

⁴ Brésil: L'IPC de base du Brésil exclut 52 produits alimentaires; exclus également les tarifs réglementés et carburants pour véhicules et usage domestique. Hongrie: L'IPC de base est l'IPC hors prix des produits non déterminés par la demande et l'offre. Une liste d'éléments exclus est : produits alimentaires non transformés, électricité, gaz et autres combustibles, carburants et huiles moteur, les produits pharmaceutiques remboursés par la sécurité sociale, services dont les prix sont déterminés au niveau central par les autorités, loyers fictifs, boissons alcoolisées et tabac. Inde: L'IPC de base est calculé par *Haver Analytics* en excluant les prix des aliments, l'énergie et l'électricité.

⁵ Les données sont ajustées à la saisonnalité par *Haver Analytics* en suivant la méthode X-12-ARIMA, développée par le U.S. Census Bureau, elle est conçue pour ajuster la saisonnalité des séries mensuelles et trimestrielles. Elle utilise des modèles Auto Regressifs Intégrés à Moyenne Mobile (ARIMA) pour estimer et extrapoler la série et pour prédire des valeurs futures à court terme. La méthodologie intègre une version raffinée du processus de moyenne mobile plus ancien X-11 avec les capacités de la modélisation ARIMA, permettant l'ajustement des effets de jours ouvrables et une gestion robuste des valeurs aberrantes. En plus d'isoler les composants saisonniers, X-12-ARIMA peut détecter des effets calendaires, tels que les jours fériés mobiles.

2.2) Analyse des données et périodes marquantes

Figure 2.1: L'inflation en glissement annuel pour les pays développés

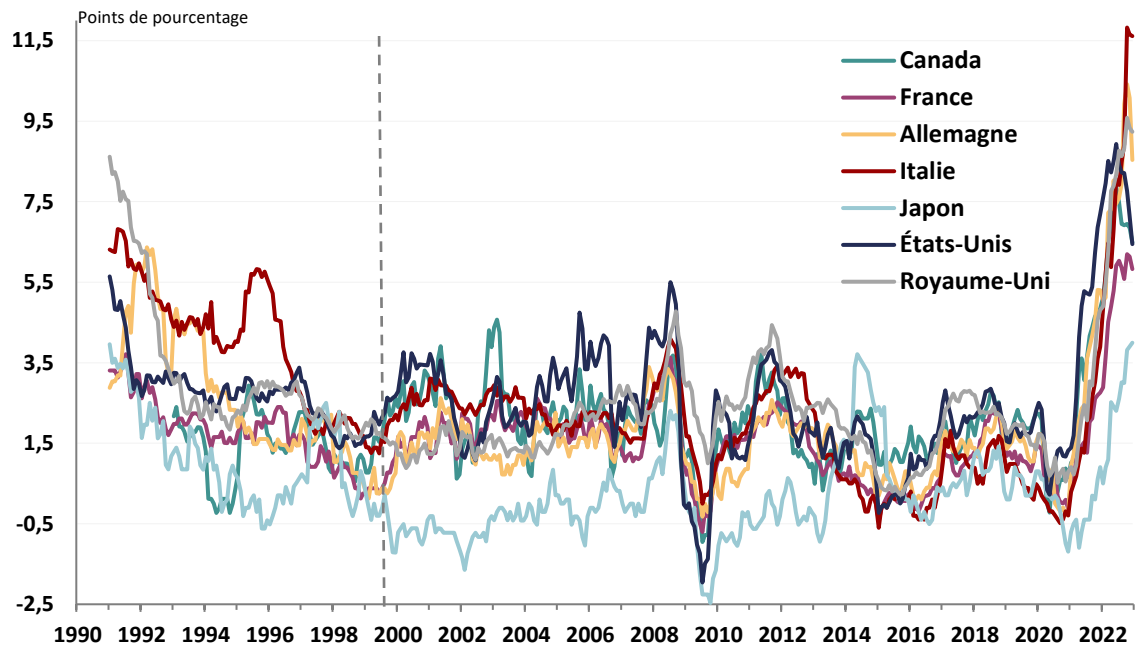
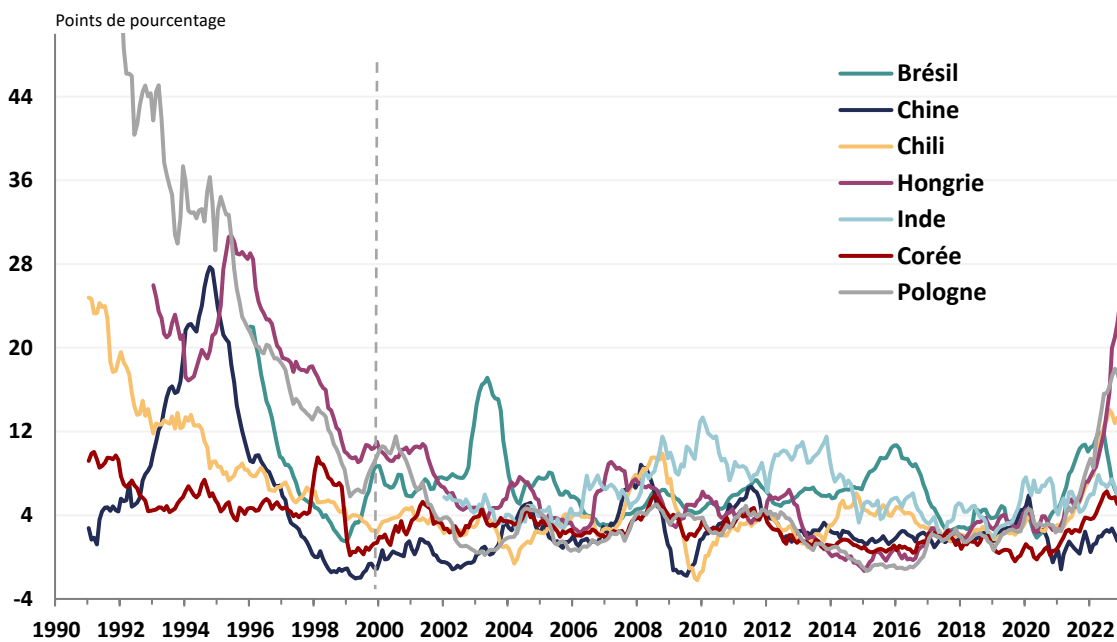


Figure 2.2 : l'inflation en glissement annuel pour les pays émergents



À travers la littérature, on constate que la majorité des papiers de recherche s'intéressent à la prévision de l'inflation année sur année, notamment Stock et Watson (2002), Ciccarelli et Mojon (2010) et plusieurs autres. Ceci est tout à fait cohérent avec l'intérêt des banques centrales en pratique. En effet, après plusieurs années de forte volatilité de la dynamique des prix, un grand nombre de banques centrales à travers le monde ont décidé d'adopter des politiques monétaires ayant pour objectif principal de maintenir la stabilité des prix selon des cibles de l'inflation préétablies. Le tableau 1 de l'annexe résume les cibles de l'inflation ainsi que les paramètres de leur adoption pour les pays de l'échantillon. En effet, la Banque du Canada et la Banque d'Angleterre ont été les pionnières de l'adoption des politiques de ciblage de l'inflation au début des années 90, tout juste après la banque de Réserve de la Nouvelle-Zélande. Comme le montre bien la figure 2.1, l'inflation chez les pays développés s'est considérablement stabilisée à partir des années 90 en oscillant en moyenne autour de 2 à 3 % par année, dépendamment des pays. Pour les pays émergents de l'échantillon, c'est qu'à la fin des années 90 et début des années 2000 que les politiques de contrôle d'inflation sont apparues, à l'exception du Chili.⁶ En observant la figure 2.2, ceci explique en bonne partie les différences entre les tendances de l'inflation chez les pays développés et les pays émergents, qui ont d'ailleurs continué à avoir des niveaux d'inflation beaucoup plus volatiles à partir des années 2000.

Bien que les modèles économétriques se baseront uniquement sur la période allant de 2000 à 2022, afin de tenir compte des régimes de ciblage de l'inflation à la fois pour les pays développés et émergents, il est tout de même utile dans le cadre de prévision des dynamiques de l'inflation, d'étudier la période pré-2000 marquée par plusieurs épisodes d'instabilité qui aident à comprendre la période suivante. Un paragraphe détaillé sur l'inflation à cette période y est consacré en annexe⁷

2.2.2 L'inflation après les années 2000

Tel qu'on peut l'observer sur les figures 2.1 et 2.2 ci-dessus, la période post 2000 est caractérisée par une inflation relativement faible et stable par rapport aux années 90 autant dans les pays développés que dans les marchés émergents. En effet, l'inflation est passée d'une moyenne d'environ 2,4% à glissement annuel entre 1990 et 2000 à environ 1,8% après les années 2000 pour les pays développés de l'échantillon et de 13% à 4% pour les pays émergents. Ceci est dû non seulement à des efforts de politique monétaire conjoints entre les différents pays, mais aussi à l'effet

⁶ À partir de 1990, la Banque centrale du Chili définissait l'objectif d'inflation en septembre de chaque année pour l'année suivante, jusqu'en 1998. Dès 1999, la cible est devenue entre 2 et 4% annuelle de croissance de l'IPC.

⁷ Le point 2.2.1 de l'inflation pré-année 2000 est déplacé en annexe puisque cette période ne sera pas étudiée dans le présent mémoire.

de la mondialisation, aux progrès technologiques et aux changements démographiques qui ont permis d'établir un nouvel équilibre au niveau des prix à l'international. De plus, la crise financière de 2008 a entraîné une période de croissance économique faible, réduisant la demande de biens et de services et exerçant une pression sur les prix malgré la grande quantité de stimulus monétaire fournie par les banques centrales en réponse à la crise. Au cours des années suivant immédiatement la crise, certains pays ont connu une légère augmentation de l'inflation à mesure que l'économie mondiale se redressait, mais cela a été généralement de courte durée.

Cependant, les deux dernières années, la flambée des prix est un phénomène qui a surgi dans une vaste majorité des pays du monde, reflétant une combinaison de facteurs. D'une part, la pandémie de COVID-19 a provoqué des perturbations des chaînes d'approvisionnement mondiales qui ont entraîné une augmentation des prix des biens et services et d'autre part la guerre en Ukraine qui a causé des enjeux de production pour les commodités, plus particulièrement l'énergie et les produits agricoles. De plus, les tensions géopolitiques et l'incertitude ont elles aussi entraîné des dévaluations de devises, ce qui contribue également aux pressions inflationnistes. Cet environnement économique très volatile a amené les banques centrales à prendre des positions plus agressives, en se concentrant sur la maîtrise des pressions inflationnistes et en veillant à ce que les attentes d'inflation restent ancrées à travers des hausses de taux d'intérêt et des programmes de resserrement quantitatif.

2.3) Statistiques descriptives

Tableau 2.1 : Statistiques descriptives de l'inflation par pays entre 2000 à 2022

Pays	Taux d'inflation en glissement annuel (% a/a)				Observations
	Moyenne	Maximum	Minimum	Écart-type	
États-Unis	2,5	8,9	-2,0	1,8	276
Canada	2,2	7,9	-1,0	1,4	276
Royaume-Uni	2,2	9,6	0,2	1,5	276
Japon	0,2	4,0	-2,5	1,1	276
Allemagne	1,8	10,4	-0,3	1,6	276
France	1,6	6,2	-0,7	1,1	276
Italie	1,9	11,8	-0,6	1,8	276
Brésil	6,4	17,1	1,9	2,8	276
Chili	3,6	14,1	-2,2	2,6	276
Chine	2,2	8,8	-1,8	1,9	276
Inde ⁸	6,3	13,3	1,5	2,5	252
Corée du Sud	2,5	6,3	-0,4	1,4	276
Pologne	3,3	18,0	-1,3	3,4	276
Hongrie	4,7	24,4	-1,3	3,6	276

Source : Les banques centrales des pays respectifs, à travers Haver

Pour toutes les économies, le tableau 2.1 résume les statistiques descriptives de l'inflation en année sur année. Les données commencent en janvier 2000, ce qui permet d'avoir un échantillon suffisamment large, soit près de 276 points de données. Toutefois, pour la Chine, le Chili et l'Inde les données de l'inflation de base ne commencent qu'à partir de 2005, 2009 et 2012 respectivement. À travers le tableau, il paraît évident que l'inflation est généralement plus élevée chez les pays émergents que les chez les pays développés. En effet, sur un échantillon entre 2000 et 2022, l'inflation est en moyenne mensuelle de 1,5 % en glissement annuel pour les pays développés et de 3.5% pour les pays émergents avec des maximums qui atteignent près de 12% et 24% respectivement. Ceci est en partie dû à l'adoption des politiques de contrôle de l'inflation qui ont été adoptées chez les pays développés plusieurs années avant leur apparition chez les économies émergentes. Alors que les régimes de ciblage de l'inflation ont commencé à être adoptés chez

⁸ L'Inde n'avait pas d'Indice des Prix à la Consommation (IPC) mensuel à l'échelle nationale avant 2011. Le pays se basait principalement sur l'Indice des Prix de Gros (IPG) comme mesure de l'inflation pour des secteurs spécifiques, tels que les travailleurs industriels (IPC-IW), les ouvriers agricoles (IPC-AL) et les travailleurs ruraux (IPC-RL). Ces indices n'étaient pas exhaustifs et ne couvraient que des segments spécifiques de la population. Pour les besoins de l'analyse empirique, des données rétrospectives antérieures à 2011 ont été générées par la Reserve Bank of India en utilisant les indices de prix de l'Indice des Prix à la Consommation pour les Travailleurs Industriels (IPC-IW) avec la période de base de 2001=100 et en appliquant le schéma de pondération correspondant de l'IPC au niveau du sous-groupe, avec quelques ajustements mineurs. Les données commencent à partir de janvier 2001 au lieu de 2000 comme le reste des pays.

plusieurs pays développés autour des années 90, notamment la banque du Canada et la banque d'Angleterre, c'est qu'après une décennie que certains pays émergents ont suivi la tendance comme le Brésil, l'Inde, la Corée du Sud, la Hongrie et la Pologne.

2.4) Tests de racine unitaire

Les tableaux 2 et 3 de l'annexe présentent les résultats des tests de racines unitaires appliqués à l'inflation totale et l'inflation de base en glissement annuel en niveau ainsi qu'en première différence. Selon le test (avec ou sans dérive) et selon le pays, l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire peut être rejetée ou non. D'après les résultats du test de Dicky-Fuller, l'hypothèse de présence de racine unitaire est très rarement rejetée et à des seuils peu significatifs pour l'inflation totale et l'inflation de référence en niveau. Toutefois, l'hypothèse nulle est significativement rejetée presque sans exception pour les variables en première différence, ce qui est cohérent avec l'observation visuelle des figures des séries en différence.⁹ En effet, en observant les figures 1 et 2 en annexe de l'inflation en première différence, on remarque que la transformation en différence permet d'éliminer les tendances présentes pour les séries en niveau, autant chez les pays émergents que chez les pays développés. Le résultat est tout aussi convaincant pour le test avec et sans dérive dans le cas de l'inflation totale au tableau 2 des résultats des racines unitaires à l'annexe. Pour l'inflation de référence, le résultat est légèrement plus mitigé avec des résultats plus significatifs sans dérive dans le cas de l'Italie et la Hongrie. Les résultats des tests de racine unitaires en plus de l'inspection visuelle des séries en premières différences et en niveau suggèrent qu'il faut considérer des modèles en différences et sans dérive pour les modèles économétriques de la section suivante.

⁹ L'hypothèse de présence de racine unitaire n'est pas rejetée pour l'inflation de référence dans le cas de l'Italie et la Hongrie. Une tendance est détectée autour de la période inflationniste postpandémie. Des tests de robustesse sont effectués dans la section 5.

Chapitre 3 : Modèles économétriques

3.1) Présentation des modèles 1 et 2

L'approche de base prend en compte la comparaison des prévisions provenant de deux modèles en différence imbriqués. En effet, le modèle est spécifié similairement à Pincheira-Brown et al. (2019), qui prédit l'inflation pour certains pays de l'Amérique latine. Celui-ci conclut qu'après des tests de racines unitaires des séries de l'inflation en niveau et en première différence ainsi que l'examen visuel des graphiques, l'approche des modèles en différence est plus adaptée dans ce contexte, étant donné les résultats plus mitigés de présence de racine unitaire pour les séries en niveau.

Le modèle 1 est un modèle autorégressif (AR) direct qui cherche à prévoir l'inflation pour un horizon h . Dans ce modèle, les différences entre l'inflation future π_{t+h} et l'inflation actuelle π_t dépendent des différences passées des taux d'inflation : $\pi_{t-i} - \pi_{t-h-i}$.

Modèle 1 :

$$\pi_{(t+h)} - \pi_t = \alpha^h + \sum_{i=0}^{p_h} \gamma_i^h [\pi_{(t-i)} - \pi_{(t-h-i)}] + \varepsilon_{t+h}^h \quad (1.1)$$

Le terme α^h représente une constante, et les coefficients γ_i^h sont associés aux différentes valeurs retardées des différences d'inflation. Le modèle 1 capture l'évolution de l'inflation en utilisant uniquement les informations passées sur les variations de l'inflation. Ce modèle sert de base pour évaluer la performance de prévision sans tenir compte des mesures d'inflation de base.

Le modèle 2 étend le modèle 1 en incluant des mesures d'inflation de base comme variables explicatives supplémentaires. L'inflation de base π_{t+h}^{core} est une mesure ajustée de l'inflation qui exclut certains éléments volatils, tels que les prix de l'alimentation et de l'énergie. Le modèle 2

régresse les différences entre l'inflation future π_{t+h} et l'inflation actuelle π_t sur les différences passées des taux d'inflation et des taux d'inflation de base : $\pi_{(t-i)}^{core} - \pi_{(t-h-i)}^{core}$.

Modèle 2 :

$$\pi_{(t+h)} - \pi_t = \alpha^h + \sum_{i=0}^{p_h} \gamma_i^h [\pi_{(t-i)} - \pi_{(t-h-i)}] + \sum_{i=0}^{q_h} \beta_i^h [\pi_{(t-i)}^{core} - \pi_{(t-h-i)}^{core}] + \varepsilon_{t+h}^h \quad (1.2)$$

En incluant des mesures d'inflation de base, le modèle 2 cherche à capturer l'influence potentielle de l'inflation de base sur les variations futures de l'inflation. L'objectif est d'évaluer si l'ajout de l'inflation de base dans le modèle améliore la précision des prévisions par rapport au modèle 1 qui ne considère que les informations passées sur l'inflation globale.

L'analyse compare la performance de prévision des deux modèles afin d'évaluer l'utilité des mesures d'inflation de base pour la prévision de l'inflation à différents horizons. Cela permet de mieux comprendre l'importance des mesures d'inflation de base pour la prise de décision en matière de politique monétaire. Le chapitre 5 inclut une extension de ces modèles dans le but de tester sa robustesse, en ajoutant une version multivariée en incorporant d'autres variables économiques pour estimer une équation de type Philips.

Les coefficients β_i^h sont associés aux différentes valeurs retardées des différences d'inflation de base. Le paramètre $\{\varepsilon_t\}$ représente un processus de bruit blanc, $h \in \{1, 6, 12, 24\}$ représente l'horizon de prévision, tandis que p_h et q_h représentent la longueur de retard maximale de $[\pi_{(t-i)} - \pi_{(t-h-i)}]$ et $[\pi_{(t-i)}^{core} - \pi_{(t-h-i)}^{core}]$ respectivement. Les coefficients β_i^h sont associés aux différentes valeurs retardées des différences d'inflation de base. Les retards p_h et q_h sont sélectionnés automatiquement à l'aide du critère d'information bayésien (BIC) dans le modèle 1. Nous permettons à ces deux longueurs de retards de différer, mais en étant à l'intérieur d'une fourchette entre 0 à 6.¹⁰ Nous sélectionnons d'abord le retard de p_h approprié dans le modèle 1 à l'aide des critères d'information, et utilisons le même ordre de retard pour p_h dans le modèle 2. Une fois que p_h est fixé dans le modèle 2, on sélectionne le paramètre q_h . Avec cette stratégie, nous nous assurons que le modèle 1 est imbriqué dans le modèle 2.

¹⁰ Plusieurs papiers de recherche, notamment, Cechetti (1997) et Mester (2006), trouvent que les modèles de prévision autorégressifs pour l'inflation performant mieux à des horizons 6 mois. En limitant les décalages à six mois, on vise un équilibre entre parcimonie et complexité, sachant que les critères AIC et BIC pénalisent les modèles avec plus de paramètres. De plus, les retards récents sont généralement les plus pertinents. Même si les décalages plus anciens conservent une certaine importance, leur apport prédictif tend à décroître. En se limitant à six décalages, on peut maximiser la capacité prédictive tout en évitant une complexité superflue.

Chapitre 4 : Interprétation des résultats

Dans le but d'évaluer la valeur ajoutée de l'inflation de base dans la prévision de l'inflation, nous allons analyser uniquement les résultats des modèles de l'équation 2, incluant l'inflation de base. Toutefois, les résultats du modèle 1 seront rapportés en annexe.

Le Tableau 1 est agencé de manière à illustrer les coefficients estimés ainsi que leurs écarts-types correspondant pour chaque pays et pour chaque variable retardée. Le signe de ces coefficients suggère l'orientation de la relation entre les retards de l'inflation de base et la variation de l'inflation totale. Par ailleurs, les étoiles signalent le degré de significativité statistique (***p<0.01, **p<0.05, * p<0.1).

4.1) Interprétation du modèle 2 à horizon 1 mois

Tableau 4.1 : Résultat du modèle 2 prédiction de l'inflation à horizon 1 mois avec l'inflation, l'inflation de base et leurs retards

Variable dépendante: d(π) h=1	É-U	Canada	R-U	Japon	Allemagne	France	Italie	Brésil	Chili	Chine	Inde	Corée S.	Pologne	Hongrie
d(core(-1))	0,27 * 0,16	-0,25 * 0,13	-0,57 *** 0,15	-0,15 0,10	-0,09 0,11	-0,39*** 0,10	0,37 ** 0,15	-0,06 0,13	-0,25 0,20	0,65 *** 0,24	-0,45 ** 0,18	-0,04 0,11	0,01 0,13	0,07 0,10
d(core(-2))		0,16 0,13	0,06 0,15				0,17 0,15	0,16 0,10	0,31 0,20					0,13 0,11
d(core(-3))		0,2 * 0,11	0,34 ** 0,50				0,33 ** 0,15	0,10 0,10	0,35 * 0,20					0,11 0,09
d(core(-4))			0,22 ** 0,09					0,01 0,10	-0,32 0,20					0,22*** 0,08
d(core(-5))								-0,27 *** 0,07	0,7 *** 0,20					
d(core(-6))														
R2	0,24	0,09	0,15	0,04	0,09	0,09	0,15	0,43	0,28	0,13	0,13	0,02	0,20	0,26
N	258	257	256	259	254	259	200	200	89	199	127	259	200	256
Durbin-Watson	1,97	1,99	2,00	2,00	2,00	1,94	1,83	1,91	1,97	2,02	2,02	1,97	2,00	1,98
F -statistic	26,37	5,21	6,46	5,52	3,81	8,74	5,76	32,18	2,80	7,30	6,12	3,02	9,29	10,63
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AIC	1,06	1,16	0,52	0,62	0,63	0,33	0,80	0,96	0,59	1,49	1,98	0,88	0,95	1,45

Remarques : * p < 10 %, ** p < 5 %, *** p < 1 %. Les écarts-types HAC selon Newey et West (1987, 1994) sont rapportés à ligne suivant le coefficient. L'opérateur d(core) fait référence à la première différence de l'inflation de base. Les estimations correspondent aux paramètres « bêta » du modèle 2 lorsque h = 1

Pays développés

Au premier abord, il semble que les résultats du modèle présentent une divergence notable entre les différents pays et, en particulier, entre les pays développés et émergents. Pour les pays développés tels que les États-Unis et l'Italie, le retard d'un mois de l'inflation de base a un impact positif et significatif sur l'inflation totale du mois suivant. Cela suggère qu'une hausse de l'inflation de base entraîne une augmentation de l'inflation globale. Une diffusion plus importante de l'inflation de base vers l'inflation globale peut être expliquée par la proportion plus importante de l'inflation de base dans l'IPC total chez les pays développés, en moyenne autour de 80% par rapport aux pays émergents où ça représente seulement 60%.¹¹ Néanmoins, pour le Canada, la France et le Royaume-Uni, les coefficients négatifs pour le premier retard de l'inflation de base suggèrent qu'une hausse de l'inflation de base le mois précédent est liée à une baisse de l'inflation globale le mois suivant, ce qui contredit les prévisions économiques habituelles. Ces modèles expliquent toutefois seulement entre 9 % et 15 % de la variabilité de l'inflation, signalant une capacité prédictive limitée de l'inflation de base pour ces pays.

Pays émergents

En général, il semble que les modèles soient plus performants (R^2 plus élevé) pour certains pays émergents comme le Brésil, par rapport aux pays développés, suggérant que l'inflation de base et ses retards sont de meilleurs indicateurs de l'inflation future dans ces pays. Le Brésil a d'ailleurs le R^2 le plus élevé (0,43) parmi tous les pays de l'échantillon, ce qui signifie que l'inflation de base passée a globalement, même si ce n'est pas le cas individuellement pour chaque retard, une forte capacité prédictive pour l'inflation future au Brésil. Les autres pays présentent une diversité de résultats, avec une capacité prédictive du modèle et une significativité des retards de l'inflation de base variant largement. Dans le cas de la Chine, le retard d'un mois de l'inflation de base a un effet positif hautement significatif sur l'inflation, ce qui indique une forte capacité prédictive. Cependant, le R^2 n'est que de 0,13, ce qui suggère que, malgré la significativité statistique du premier retard, le modèle dans son ensemble explique seulement une part relativement restreinte de la variabilité de l'inflation. Pour l'Inde, le premier retard de l'inflation de base a un effet négatif significatif, ce qui signifie qu'une hausse de l'inflation de base le mois précédent est associée à une baisse de l'inflation globale le mois suivant, mais le modèle n'offre qu'une capacité explicative limitée avec un R^2 de 0,13. Ces pays démontrent une relation plus robuste entre l'inflation de base retardée et les variations de l'inflation. Les valeurs de R au carré sont

¹¹ Voir colonne 2 du tableau 1 de l'annexe sur les parts de l'IPC de base dans l'IPC total.

généralement plus élevées et les statistiques F sont également supérieures, ce qui suggère que les modèles de régression sont statistiquement significatifs. Toutefois, les coefficients pour l'inflation de base retardée sont mixtes, montrant des relations à la fois positives et négatives. Ceci pourrait être dû en grande partie à la quantité et la qualité des données disponibles pour les pays émergents par rapport aux pays développés. La taille de l'échantillon est très réduite pour plusieurs économies émergentes, notamment le Chili, l'Inde, le Brésil et la Pologne, où les données disponibles ne remontent pas jusqu'à l'année 2000, peuvent être une source de perte de précision du modèle.

4.2) Interprétation du modèle 2 à horizon 6 mois

Tableau 4.2 : Résultat du modèle 2 de prévision de l'inflation à horizon 6 mois avec l'inflation, l'inflation de base et leurs retards.

Variable dépendante: d(π) h=6	É-U	Canada	R-U	Japon	Allemagne	France	Italie	Brésil	Chili	Chine	Inde	Corée S.	Pologne	Hongrie
d(core(-6))	0,5 *** 0,18	0,6 *** 0,16	1,23 *** 0,16	-0,34 ** 0,13	0,17 0,12	0,30 0,27	0,14 0,65	-0,01 0,24	0,9 ** 0,40	-0,65 0,63	-0,65 * 0,40	0,44 ** 0,23	0,18 0,37	0,9 *** 0,30
d(core(-7))			0,43 ** 0,20			0,43 0,34	-0,30 0,38		0,50 0,53	1,07 ** 0,62	0,01 0,54	0,01 0,30	0,13 0,45	-0,17 0,40
d(core(-8))			0,33 * 0,18			-0,02 0,36	-0,03 0,38		0,07 0,53		-0,10 0,55	-0,19 0,30	0,12 0,45	-0,41 ** 0,23
d(core(-9))						-0,10 0,36	-0,82 ** 0,32		-0,37 0,53		-0,30 0,54	-0,42 0,30	-0,12 0,45	
d(core(-10))						-0,87 *** 0,30			-0,51 0,39		0,1 0,54	-0,40 0,30	0,01 0,90	
d(core(-11))											0,72 ** 0,38	0,5 ** 0,23	-0,56 ** 0,32	
R2	0,15	0,12	0,64	0,17	0,15	0,26	0,33	0,24	0,37	0,36	0,37	0,14	0,26	0,14
N	244	244	248	244	249	245	246	244	79	188	112	244	244	247
Durbin-Watson	0,30	0,38	0,67	0,40	0,32	0,35	0,40	0,26	0,50	0,37	0,50	0,37	0,22	0,27
F -statistic	6,01	4,77	86,06	6,70	23,09	7,68	13,20	10,87	3,70	12,85	4,86	3,20	11,97	8,30
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AIC	3,47	3,03	2,08	2,62	2,50	2,52	2,70	4,12	2,45	3,70	3,64	2,61	3,50	3,95

Remarques : * p < 10 %, ** p < 5 %, *** p < 1 %. Les écarts-types HAC selon Newey et West (1987, 1994) sont rapportés à ligne suivant le coefficient. L'opérateur d(core) fait référence à la première différence de l'inflation de base. Les estimations correspondent aux paramètres « bêta » du modèle 2 lorsque h = 6

En examinant les retards du modèle de prévision à horizon de 6 mois, il apparaît que ces modèles ont généralement un meilleur ajustement, bien qu'ils puissent être moins efficaces que les modèles prévoyant un mois à l'avance.

En effet, aux États-Unis et au Canada, une relation significative et positive entre l'inflation de base retardée et l'inflation future pourrait être attribuée au rôle de la Réserve fédérale et de la Banque du Canada et à leur politique de ciblage de l'inflation. Si l'inflation de base s'accroît, la banque centrale pourrait réagir avec des politiques monétaires restrictives qui ne se

répercuteraient sur les taux d'inflation qu'après un certain temps, ce qui se reflète dans les prévisions à six mois. Au Royaume-Uni, l'effet est encore plus marqué qu'aux États-Unis et au Canada. L'inflation de base des six derniers mois a un impact positif fort et statistiquement significatif sur l'inflation future, ce qui pourrait s'expliquer par le rôle de la Banque d'Angleterre qui fonctionne également avec un objectif d'inflation. À l'inverse, le Japon présente une relation négative entre l'inflation de base passée et l'inflation future. Ce dernier ayant lutté contre la déflation pendant de nombreuses années, cela pourrait expliquer cette relation négative. Dans le contexte japonais, une augmentation de l'inflation de base pourrait déclencher des mesures politiques agressives visant à éviter une spirale inflationniste, ce qui pourrait aboutir à une baisse de l'inflation après un certain délai.

Pour ce qui est des économies en croissance, les résultats des modèles sont mixtes dans ces pays, reflétant leurs différentes structures économiques, leurs niveaux de développement et leur ouverture au commerce. Au Chili, en Corée et en Hongrie, le modèle à 6 mois dévoile une relation positive et significative avec l'inflation de base de 6 mois auparavant. Au Chili, par exemple, grâce à une économie relativement axée sur les exportations des commodités, où les exportations de cuivre, entre autres, peuvent engendrer une volatilité temporaire de l'inflation globale sans trop affecter l'inflation de base. Quant à la Corée du Sud, la Banque de Corée a réussi à gérer les anticipations d'inflation, contribuant à une inflation de base stable. En outre, les secteurs des services et de la haute technologie, moins sujets aux fluctuations de prix, influencent davantage l'inflation de base que l'inflation globale. Cependant, alors que le modèle de prévision à 1 mois pour le Brésil semblait montrer une relation peu significative entre l'inflation totale et les retards de l'inflation de base, la prévision à 6 mois ne présente pas de résultats significatifs. Cela pourrait suggérer que les anticipations d'inflation au Brésil sont influencées par d'autres facteurs non capturés dans ce modèle, tels que les prix mondiaux des matières premières, les fluctuations des taux de change, ou les politiques fiscales et monétaires.

En ce qui concerne les performances du modèle, contrairement au modèle à 1 mois, la statistique de Durbin-Watson est généralement inférieure à 2 cette fois-ci, ce qui pourrait laisser supposer une autocorrélation positive dans les résidus de ces modèles. Cela pourrait signifier que d'autres facteurs non inclus dans les modèles sont déterminants pour prédire l'inflation. En revanche, le modèle semble fonctionner mieux que le modèle à 1 mois d'horizon de prévision pour certains pays, développés ou émergents. Par exemple, il présente un R^2 élevé pour le Royaume-Uni et des valeurs de R^2 convenables pour des pays tels que l'Italie, le Brésil et le Chili.

4.3) Interprétation du modèle 2 à horizon 12 et 24 mois

Comme le rapporte le tableau 7 en annexe, lorsqu'on compare les prévisions à 12 et 24 mois dans leur ensemble, bien que le modèle à 24 mois semble expliquer une plus grande part de la variance de l'inflation totale, avec des valeurs R^2 plus élevés et des statistiques F plus marquées, le modèle à 12 mois offre un AIC plus bas dans plusieurs cas et présente des coefficients plus significatifs.

Cela suggère que la pertinence du modèle tend à s'atténuer à mesure que l'horizon de prévision se prolonge. De surcroît, ces deux modèles semblent être affectés par des problèmes potentiels d'autocorrélation, affichant des statistiques de Durbin-Watson largement inférieures à 2, en contraste avec les modèles de prévision à 1 et 6 mois. Ceci vient renforcer l'idée d'une performance déclinante du modèle sur le long terme. Cependant, il convient de souligner que certains pays montrent des résultats intéressants qui méritent une analyse plus approfondie.

Pour l'Allemagne, l'Italie et la France, ces pays montrent des corrélations négatives fortes dans leurs modèles à 24 et 12 mois, suggérant un contrôle efficace de l'inflation à moyen et long terme. Historiquement, l'Allemagne est reconnue pour ses politiques strictes de contrôle de l'inflation, dictées par le souvenir de l'hyperinflation des années 1920. Tant la Bundesbank allemande que la Banque Centrale européenne, qui opère sans politique explicite de ciblage de l'inflation, ont fait de la stabilité des prix une priorité évitant d'avoir un double mandat tel que c'est le cas pour la Réserve fédérale.

En revanche, certains pays émergents, comme la Chine, la Pologne et la Corée du Sud, affichent des corrélations positives, indiquant une persistance notable de l'inflation sur le long terme. C'est d'autant plus significatif que ces pays ont adopté leur régime de ciblage de l'inflation bien plus récemment que les pays développés. Cette tendance s'explique aussi par une croissance économique rapide, caractéristique des pays émergents, qui engendre une augmentation de la demande interne et des pressions inflationnistes. Leur transition d'une économie principalement agricole à une économie industrielle et technologique peut entraîner des déséquilibres entre l'offre et la demande, alimentant ainsi les pressions inflationnistes.

Au Brésil et au Chili, les coefficients négatifs sur les prévisions de 24 mois de l'inflation de base peuvent refléter l'impact des mesures strictes de contrôle de l'inflation et la nature de retour à la moyenne de l'inflation. Les taux d'inflation historiquement élevés dans ces pays ont provoqué des réponses politiques vigoureuses, impliquant souvent des taux d'intérêt élevés pour contrôler l'inflation, qui pourraient manifester leurs effets après un certain délai. Parallèlement, le phénomène de retour à la moyenne, ancré par les politiques de ciblage de l'inflation, fait que les

taux d'inflation ont tendance à revenir à une moyenne à long terme et suggère qu'une inflation de base élevée dans le passé pourrait conduire à une inflation future plus faible.

Le Royaume-Uni représente une exception parmi les pays développés, présentant une forte corrélation positive à l'horizon de 12 mois, ce qui indique une tendance à la persistance de l'inflation. Malgré le ciblage actif de l'inflation par la Banque d'Angleterre, certains facteurs tels que la dépréciation de la monnaie, les chocs d'approvisionnement ou la baisse de l'investissement peuvent provoquer une persistance de l'inflation, phénomène particulièrement présent depuis le vote du Brexit en 2016 et accentué par le choc pandémique.

4.4) Interprétation des résultats des tests

Tableau 4.4 : Résultat du test de Wald pour le modèle 2 pour l'ensemble des horizons

Horizons de prévisions en mois									
Pays	h = 1	h = 6	h = 12	h = 24		h = 1	h = 6	h = 12	h = 24
États-Unis	2,97*	7,47**	0,34	0,56	Brésil	2,15*	0,01	8,47***	23,59***
df	1	1	1	1	df	5	1	1	1
Canada	2,53*	14,1***	3,9***	0,008	Chili	3,49***	6,57***	6,52***	4,47***
df	3	1	6	1	df	5	5	6	4
Royaume-Uni	5,54***	9,2***	9,18***	0,66	Chine	7,33***	4,73*	28,09***	1,85
df	4	3	2	1	df	1	2	1	4
Japon	2,26	6,14*	2,14*	0,23	Inde	5,74**	3,27***	3,5***	17,64***
df	1	1	4	1	df	1	6	6	6
Allemagne	0,68	1,36	1,25	30,49***	Corée du sud	0,16	2,57**	0,43	19,68***
df	1	1	3	1	df	1	6	1	1
France	13,26***	4,88***	9,66***	0,9	Pologne	0,03	2,64*	7,25***	46,86***
df	1	5	1	1	df	1	6	1	1
Italie	4,22***	4,8***	7,35***	13,35***	Hongrie	4,92***	6,79***	3,38*	2,52
df	3	4	1	1	df	4	3	1	1

Remarques : Les chiffres en gras indiquent que * p < 10 %, ** p < 5 %, *** p < 1 %. Le test de Wald est construit en utilisant la norme HAC erreurs selon Newey et West (1987, 1994). La statistique de test évalue l'hypothèse que tous les coefficients "bêta" dans le modèle 2 sont nuls. L'acronyme « df » signifie degrés de liberté.

Le tableau 4.4 présente les statistiques du test de Wald pour l'ensemble des horizons $h = 1, 6, 12, \text{ et } 24$. Le test de Wald teste l'hypothèse suivante les coefficients de l'inflation de base, dans le but de valider la significativité statistique de chaque paramètre dans le modèle, en testant plusieurs paramètres à la fois. La statistique de Wald suit une distribution de chi-carré, et plus la statistique de Wald est élevée, plus le paramètre est statistiquement significatif.

$$H_0: \beta_0^{(h)} = \beta_1^{(h)} = \beta_2^{(h)} = \dots = \beta_{q_h}^{(h)} = 0$$

Pour des horizons plus rapprochés, tels qu'un ou six mois à l'avance, le modèle présente une puissance prédictive élevée pour plusieurs pays. Des économies développées comme les États-

Unis, le Canada, le Royaume-Uni et la France, ainsi que des économies émergentes telles que le Brésil, le Chili, la Chine et l'Inde, affichent des paramètres statistiquement significatifs. Ceci indique la capacité du modèle à fournir des prévisions à court terme fiables pour ces économies. Cependant, tous les pays ne suivent pas la même tendance. Par exemple, l'Allemagne et la Corée du Sud offrent des prédictions à court terme moins précises, comme le montrent les statistiques de test de Wald non significatives à ces horizons plus rapprochés.

D'autre part, pour des horizons de prévision plus étendus de 12 ou 24 mois, le modèle fait preuve d'une solide performance pour des pays tels que le Brésil et l'Inde ainsi que la France et l'Italie, qui présentent des paramètres statistiquement significatifs. Cela révèle une capacité prédictive à long terme robuste dans ces pays. En revanche, pour les États-Unis et la Chine, le modèle donne des résultats moins fiables à ces horizons plus étendus, avec des statistiques de test de Wald qui ne parviennent pas à atteindre la significativité statistique, suggérant une précision inférieure du modèle pour des prévisions à long terme dans ces économies.

En comparant la performance entre les différents horizons, il est clair que la performance du modèle varie considérablement en fonction des horizons de prévision et des pays. Bien que le modèle offre une forte puissance prédictive pour certains pays à court et à long terme, sa performance est moins homogène pour d'autres.

Tableau 4.5: Résultat du ratio du RMSPE du modèle 2 divisé par le RMSPE du modèle 1

Pays	Horizons de prévisions en mois			
	h = 1	h = 6	h = 12	h = 24
États-Unis	0,99	0,97	0,99	1,00
Canada	0,97	0,97	1,00	1,00
Royaume-Uni	0,96	0,94	0,96	1,00
Japon	0,99	0,94	1,00	1,00
Allemagne	0,98	0,99	0,97	0,95
France	0,96	0,95	1,00	1,00
Italie	1,00	0,96	1,00	0,97
Brésil	1,00	1,00	1,00	1,00
Chili	0,65	0,42	0,36	0,29
Chine	1,01	1,02	0,83	0,76
Inde	0,93	0,88	1,03	0,37
Corée du Sud	1,00	0,98	0,99	0,99
Pologne	0,99	0,97	0,99	0,90
Hongrie	0,97	0,97	0,99	1,00

Remarque : Les valeurs inférieures à 1 (en gras) favorisent les prévisions avec des mesures de l'inflation de base.

Le tableau 4.5 présente les résultats des erreurs moyennes quadratiques, RMSPE (*Root Mean Square Percentage Error*) pour deux modèles différents de prévision de l'inflation dans divers pays, résultat de l'équation suivante :

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right)^2}$$

Avec y_i qui représente l'écart de l'inflation pour un pays et un horizon temporel donné et $\hat{y}_i$ est la prévision respective de ceci. Le ratio du RMSPE des deux modèles compare le modèle 2 qui prend en compte l'inflation totale et l'inflation de base et leurs retards au modèle 1, qui ne considère que les retards de l'inflation totale. Des ratios RMSPE inférieurs à 1 indiquent une performance de prévision supérieure lorsque l'inflation de base est intégrée au modèle.

À court terme, sur un horizon d'un mois, la majorité des pays affichent des ratios RMSPE inférieurs ou égaux à 1, indiquant que l'intégration de l'inflation de base améliore la précision des prévisions à court terme de l'inflation en offrant un indicateur plus stable et lisse. Toutefois, pour certains pays comme le Japon, l'Allemagne et la Corée du Sud, le rapport RMSPE est précisément 1, signifiant qu'il n'y a pas de différence de performance entre les deux modèles. Ce phénomène pourrait s'expliquer par une moindre volatilité de l'inflation dans ces pays ou par l'efficacité de leur politique monétaire, rendant l'inflation de base tout aussi prédictive que l'inflation totale à court terme. Quant à la Chine, avec un rapport légèrement supérieur à 1, elle pourrait connaître une augmentation des erreurs de prévision dues à des changements économiques structurels ou à l'instabilité de son inflation de base. À l'horizon de six mois, les rapports RMSPE sont généralement inférieurs à 1, suggérant que l'inflation de base devient un meilleur indicateur sur un horizon de moyen terme, avec des améliorations particulièrement significatives pour le Royaume-Uni et le Chili. Cependant, le Brésil et la Chine, avec des rapports RMSPE égaux ou supérieurs à 1, pourraient présenter des circonstances économiques spécifiques où l'inflation de base n'est pas aussi prédictive.

À plus long terme, sur un horizon de 12 mois, les rapports RMSPE demeurent proches de 1, ce qui démontre que la relative stabilité de l'inflation de base continue d'être utile pour les prévisions à long terme dans la plupart des pays. L'amélioration notable de la Chine, avec un rapport RMSPE de 0,91, pourrait s'expliquer par la diminution de l'influence des chocs à court terme et par une meilleure représentation des tendances sous-jacentes de l'inflation dans l'inflation de base sur des horizons plus longs. Sur un horizon de 24 mois, les résultats sont plus hétérogènes. Des pays tels que l'Allemagne, l'Italie et le Brésil continuent d'afficher de meilleures performances avec l'inflation de base, ce qui suggère que l'insensibilité de l'inflation de base aux chocs de prix

temporaires est avantageuse pour ces pays sur des horizons de prévision plus longs. Cependant, pour des pays comme les États-Unis, le Canada, la France et la Corée du Sud, affichant un rapport RMSPE de 1, cela suggère que leur politique monétaire et leur structure économique peuvent rendre l'inflation totale sur une période de deux ans aussi fiable qu'une prévision basée sur l'inflation de base. De façon surprenante, la Chine et l'Inde montrent des améliorations considérables en intégrant l'inflation de base. Cela pourrait refléter l'influence d'une croissance économique et d'un développement très rapide dans ces pays, où la mesure de l'inflation de base peut offrir un indicateur plus stable des pressions inflationnistes sous-jacentes, permettant d'adoucir la volatilité à court terme et de saisir les tendances inflationnistes structurelles plus persistantes à plus long terme.

Bien que l'intégration de l'inflation de base dans le modèle améliore généralement ou maintient la puissance prédictive sur différents horizons de prévision et dans différents pays, le degré d'amélioration varie. Il semble que le modèle qui inclut l'inflation de base soit généralement plus performant sur les horizons de prévision de 6 mois et de 12 mois. De nombreux pays montrent une amélioration significative de la précision des prévisions sur ces horizons de moyen terme par rapport aux horizons plus courts de 1 mois ou plus longs de 24 mois. Cela pourrait être dû au fait que l'inflation de base, qui élimine les composants volatils tels que les prix des denrées alimentaires et de l'énergie, est particulièrement adaptée à la prévision à moyen terme.

Généralement, ces résultats indiquent que la performance du modèle dans la prévision de l'inflation, basée sur l'inflation totale et l'inflation de base en retard, varie considérablement d'un pays à l'autre et en fonction des horizons de prévision. Cette variabilité souligne l'importance d'adapter les modèles de prévision économique aux dynamiques et caractéristiques économiques propres à chaque pays en ajoutant d'autres variables économiques telles le taux de change et des indicateurs des de l'activité économique.

Chapitre 5 : Modèles de robustesse

5.1) Description du modèle de robustesse

Dans le premier modèle, nous examinons uniquement les capacités de prédiction de l'inflation de base sur l'inflation future. Nous renforçons la robustesse de cette approche en évaluant la capacité prédictive de l'inflation sous-jacente via une version multivariée du modèle précédent, auquel sont incorporés des indicateurs d'activité économique et des taux de change. Dans cette perspective, nous nous intéressons à la courbe de Phillips augmentée, une extension du modèle économique traditionnel qui établit une relation entre l'inflation et certains indicateurs d'activité économique. Historiquement, différentes versions de la courbe de Phillips ont été appliquées pour prédire l'inflation, bien que leurs performances aient été inégales, comme le démontrent les travaux de divers économistes comme Stock et Watson (1999, 2002) et Stock et Watson (2008), Atkeson et Ohanian (2001), Ciccarelli et Mojon (2010), Faust et Wright (2013, chap. 1). Néanmoins, nous explorons si l'inflation de base peut enrichir la prévision de l'inflation globale dans des modèles incorporant des indicateurs d'activité économique, des taux de change et des retards d'inflation. Comme dans Pincheira et al. (2019), ces modèles sont qualifiés de courbes de Phillips augmentées en raison de l'intégration des taux de change et l'inflation de référence, qui, bien qu'ils ne soient pas traditionnellement associés aux courbes de Phillips, jouent un rôle fréquent dans le processus d'inflation en offrant une vue plus complète et plus précise de la dynamique de l'inflation.

En effet, la théorie du "pass-through" du taux de change stipule que les fluctuations du taux de change influencent l'inflation nationale. Par exemple, si la monnaie se déprécie, les prix à l'importation tendent à augmenter, ce qui peut entraîner une hausse de l'inflation. Quant à l'activité économique, la courbe de Phillips postule une relation inverse entre l'activité économique (souvent mesurée par le chômage ou les écarts de production) et l'inflation. En

d'autres termes, lorsque l'économie est forte (faible chômage ou écart de production positif), l'inflation a tendance à augmenter en raison d'une demande accrue.

Tout comme le modèle 1 et 2, le paramètre $\{\varepsilon_t\}$ suit un processus de bruit blanc. La composante de croissance économique est représentée par : $y_{t-i}^h = [g_{(t-i)} - g_{t-h-i}]$, où g_t correspond à la croissance annuelle du PIB mensuel ou de la production industrielle, selon le pays. La partie $e_{t-i}^h = [x_{(t-i)} - x_{t-h-i}]$ où $x_{(t)}$ correspond à la variation annuelle des taux de change ; et $h \in \{1, 6, 12, 24\}$ représente l'horizon de prévision. De plus, p_h , q_h , r_h et s_h représentent les retards maximaux de $[\pi_{(t-i)} - \pi_{(t-h-i)}]$, $[\pi_{(t-i)}^{core} - \pi_{(t-h-i)}^{core}]$, $[g_{(t-i)} - g_{t-h-i}]$ et $[x_{(t-i)} - x_{t-h-i}]$, respectivement. Ces quatre paramètres, p_h , q_h , r_h et s_h sont sélectionnés automatiquement à l'aide du critère de sélection BIC.

Modèle 3 :

$$\pi_{(t+h)} - \pi_t = \alpha^h + \sum_{i=0}^{p_h} \gamma_i^h [\pi_{(t-i)} - \pi_{(t-h-i)}] + \sum_{i=0}^{r_h} \theta_{t-i}^h y_t^h + \sum_{i=0}^{s_h} \delta_i^h e_{t-i}^h + \varepsilon_{t+h}^h \quad (5.1)$$

Modèle 4 :

$$\pi_{(t+h)} - \pi_t = \alpha^h + \sum_{i=0}^{p_h} \gamma_i^h [\pi_{(t-i)} - \pi_{(t-h-i)}] + \sum_{i=0}^{r_h} \theta_{t-i}^h y_t^h + \sum_{i=0}^{s_h} \delta_i^h e_{t-i}^h + \sum_{i=0}^{q_h} \beta_i^h [\pi_{(t-i)}^{core} - \pi_{(t-h-i)}^{core}] + \varepsilon_{t+h}^h \quad (5.2)$$

Nous permettons aux retards de différer, mais toujours à l'intérieur d'une limite entre un et six. Nous commençons par sélectionner $p_h = p_{h0}$ dans le modèle 3, puis nous sélectionnons $r_h = r_{h0}$, et enfin nous sélectionnons $s_h = s_{h0}$. Une fois que les trois ordres de retard du modèle 3 ont été sélectionnés séquentiellement, nous les utilisons dans le modèle 4 et procédons à la sélection du dernier paramètre q_h . Encore une fois, cette stratégie garantit que le modèle 3 est imbriqué dans le modèle 4.

Pour le taux de change, il s'agit des moyennes mensuelles des taux de change mensuels, en parité par rapport au dollar américain, obtenues à partir de *Haver* pour tous les pays. Dans le cas des États-Unis, la donnée qui représente le taux de change est la valeur du dollar américain par rapport à panier de devises étrangères (*DXY Index*). L'activité économique est représentée par la production industrielle excluant la construction lorsque la mesure du PIB mensuel ou celle de

valeur ajoutée économique ne sont pas disponibles, qui sont privilégiées car elles tiennent compte de la croissance économique globale et pas seulement de celle du secteur industriel.¹²

5.2) Interprétation du modèle 4 à horizon 1 mois

Les valeurs de R^2 du modèle de robustesse au tableau 5.1 sont généralement plus élevées que celles du premier modèle pour la plupart des pays, où seules l'inflation et l'inflation de base sont considérées. Cela suggère que le modèle de robustesse explique mieux la variabilité de l'inflation que le premier modèle, qui ne prend en compte que l'inflation passée. De plus, il est intéressant de noter que les coefficients des retards de l'inflation de base ont légèrement changé du premier modèle au second. Dans de nombreux cas, leur valeur absolue a diminué, suggérant que l'impact de l'inflation passée sur l'inflation future pourrait être moins significatif une fois que nous prenons en compte les dynamiques du taux de change et de l'activité économique, bien que cela varie d'un pays à l'autre.

En effet, pour les économies développées, les tendances passées de l'inflation et les mesures de l'activité économique semblent jouer un rôle prépondérant dans la détermination de l'inflation future, tandis que les fluctuations du taux de change semblent avoir moins d'impact. Pour tous les pays développés, l'impact du taux de change sur la prévision de l'inflation à un horizon d'un mois semble très faible et non significatif. Ces économies sont généralement plus diversifiées et disposent d'institutions plus solides et de taux de change plus stables. Aux États-Unis, notamment, cela est dû à son statut de pays de réserve monétaire mondiale. En Allemagne, en Italie et en France, l'effet négligeable du taux de change pourrait être attribué à la politique monétaire commune de la zone euro et à la stabilité de l'euro face au dollar US.

¹² PIB mensuel: États-Unis et Canada ; production industrielle exc. la construction: Allemagne, France, Italie, Japon, Inde, Corée du Sud, Hongrie et la Pologne ; Indice de valeur ajoutée économique: Chili, Brésil, Royaume-Uni et la Chine.

Tableau 5.1 : Résultat du modèle 4 de prédiction de l'inflation à horizon 1 mois avec l'inflation, l'inflation de base, le taux de change, l'activité économique et leurs retards.

Variable dépendante: d(π) h=1	É-U	Canada	R.-U.	Japon	Allemagne	France	Italie	Brésil	Chili	Chine	Inde	Corée S.	Pologne	Hongrie
d(core(-1))	0,32** 0,17	-0,18 0,13	-0,57*** 0,14	-0,17* 0,12	-0,05 0,1	-0,5*** 0,11	0,17 0,13	-0,16 0,11	-0,30 0,21	0,38* 0,24	-0,4** 0,19	-0,02 0,11	0,09 0,13	0,06 0,10
d(core(-2))		0,23* 0,13	0,07 0,15		0,21*** 0,09				0,38* 0,20			0,16 0,11	0,23* 0,13	0,11 0,11
d(core(-3))		0,25** 0,11	0,28* 0,15		0,2*** 0,09				0,30 0,20					0,09 0,09
d(core(-4))			0,2** 0,1						-0,21 0,20					0,22*** 0,08
d(core(-5))									0,78*** 0,20					
d(core(-6))														
d(e(-1))	-0,01 -0,01	-0,01 -0,01	0,00 0,00	0,00 0,00	0,00 0,00	0,00 0,00	0,00 0,00	0,00 0,00	0,02* 0,02	0,12*** 0,12	-0,05* -0,05	0,00 0,00	0,01 0,01	0,005* 0,003
d(e(-2))								0,00 0,00	-0,043** -0,04	-0,177** -0,18	0,078* 0,08		-0,01 0,01	
d(e(-1))								0,02 0,02	0,02 0,02	0,08** 0,08	-0,045* -0,05		0,01 0,01	
d(e(-1))								-0,023*** -0,02					0,01 0,01	
d(e(-1))								0,012*** 0,01					-0,014* 0,01	
d(e(-1))														
d(y(-1))	-0,04* -0,05	-0,01 -0,01	0,02 0,02	0,00 0,00	0,00 0,00	0,01 0,01	0,01 0,01	0,02** 0,02	0,01 0,01	0,06*** 0,06	0,00 0,00	0,01 0,01	0,00 0,01	0,00 0,01
d(y(-2))	0,07*** 0,07		-0,03** -0,03		0,02** 0,02	-0,01* -0,01	-0,02*** -0,02		-0,02 -0,02	-0,03* -0,03			0,01 0,01	-0,02** 0,01
d(y(-3))	-0,08*** -0,08		0,04*** 0,04		0,00 0,00	0,00 0,00	0,02*** 0,02		0,02 0,02	0,01 0,01			0,011** 0,01	0,01*** 0,01
d(y(-4))	0,046*** 0,05		-0,03** -0,03		-0,01** -0,01	0,01** 0,02	0,01*** 0,01		-0,04 -0,04	-0,02 -0,02				
d(y(-5))			0,03** 0,03			-0,01** -0,01	0,00 0,00		0,08* 0,08					
d(y(-6))			-0,01* -0,01				-0,01** -0,01		-0,04*** -0,04					
R2	0,28	0,1	0,2	0,06	0,11	0,17	0,23	0,36	0,45	0,28	0,17	0,06	0,29	0,29
N	256	200	254	163	247	246	245	223	89	190	127	257	254	256
Durbin-Watson	1,96	1,99	2,00	2,00	2,00	1,98	2,00	1,85	2,00	1,96	2,02	2,03	1,97	1,97
F-statistic	12,12	4,30	4,37	2,78	3,27	5,50	6,55	15,05	2,87	7,82	3,70	2,51	6,27	10,17
p-value	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AIC	0,99	1,15	0,52	0,78	0,34	0,18	0,31	0,70	0,52	1,37	1,99	0,87	0,90	1,44

Remarques : * p < 10 %, ** p < 5 %, *** p < 1 %. Les écarts-types HAC selon Newey et West (1987, 1994) sont rapportés à ligne suivant le coefficient. Les opérateurs d(core), d(e), d(y) font référence à la première différence de l'inflation de base, le taux de change et l'indicateur de l'activité économique. Les estimations correspondent aux paramètres « bêta » du modèle 2 lorsque h = 1.

En revanche, les économies émergentes pourraient connaître des niveaux d'inflation plus élevés, des taux de change plus volatils, et leurs économies pourraient être moins diversifiées. Au Brésil et au Chili, les variables d'activité économique et de taux de change sont significatives, suggérant un impact fort de ces variables sur l'inflation future. Cela pourrait être dû au fait que ces pays sont d'importants exportateurs de matières premières, ce qui les rend plus sensibles aux fluctuations du taux de change. Pour la Chine et l'Inde, ces deux pays démontrent des relations significatives entre l'inflation future et l'inflation passée, les fluctuations du taux de change et les mesures de l'activité économique. Cela pourrait être attribué aux volumes importants d'importations et d'exportations de ces pays et à leur rapide développement économique, qui pourraient les rendre

plus sensibles aux pressions inflationnistes dues aux fluctuations du taux de change et aux variations de l'activité économique.

Alors que l'ajout du taux de change comme variable supplémentaire s'avère utile dans le cas des pays émergents, il est moins pertinent pour les pays développés. Cependant, l'intégration de la mesure de l'activité économique dans le deuxième modèle semble améliorer l'ajustement et offre une compréhension plus globale des facteurs influençant l'inflation à court terme dans ces pays.

5.3) Interprétation du modèle 4 à horizon 6 mois

Dans l'ensemble, le modèle de robustesse sur un horizon de 6 mois, surclasse le modèle de base. En effet, dans le tableau 8 en annexe, les valeurs de R^2 sont généralement supérieures pour la majorité des pays, indiquant que l'adjonction des variables de taux de change et d'activité économique a renforcé la puissance prédictive du modèle à moyen terme. De plus, pour une grande partie des pays, les valeurs de la F-statistique sont également supérieures et les valeurs d'AIC sont généralement plus basses, témoignant d'un meilleur ajustement global du modèle suite à l'incorporation de ces nouvelles variables économiques. La statistique de Durbin-Watson est généralement plus proche de 2 dans le modèle renforcé, ce qui indique une moindre autocorrélation.

À l'instar des résultats du tableau, le modèle renforcé donne des résultats assez contrastés selon les différentes économies. Pour les États-Unis et le Canada, le modèle renforcé sur un horizon de 6 mois offre un meilleur ajustement, comme le démontrent les valeurs de R^2 supérieures. Cela peut être attribué à l'incidence du taux de change et de l'activité économique sur l'inflation. Par exemple, les fluctuations du taux de change peuvent entraîner une inflation des prix à l'importation, ce qui peut influencer le taux d'inflation global. Dans le cas du Japon, de l'Allemagne, de la France et de l'Italie, le modèle renforcé offre également de meilleurs résultats, comme en témoignent les valeurs de R^2 supérieures. L'activité économique et les taux de change ont une incidence majeure sur le taux d'inflation dans ces pays. Par exemple, une activité économique vigoureuse peut entraîner une demande accrue et, par conséquent, une inflation plus élevée. Les fluctuations du taux de change contribuent également à influencer les prix à l'importation, générant ainsi des pressions inflationnistes supplémentaires.

Pour la majorité des pays émergents, à l'exception de la Chine, le modèle renforcé donne généralement de meilleurs résultats. Ces pays sont fortement exposés aux fluctuations des marchés mondiaux via le canal du taux de change, la balance commerciale ainsi que le service de

la dette étrangère, ce qui peut exercer une pression haussière sur l'inflation domestique. En revanche, le modèle renforcé ne convient pas aussi bien à la Chine. Cela pourrait être dû au fait que l'économie chinoise est très régulée et que des facteurs tels que le taux de change et l'activité économique n'ont peut-être pas le même niveau d'influence sur l'inflation que dans d'autres pays.

5.4) Interprétation du modèle 4 à horizon 12 mois

Le modèle de robustesse sur un horizon de 12 mois démontre généralement une performance statistique globale supérieure par rapport au modèle plus rudimentaire de prévision de l'inflation présenté dans le tableau 4.3. Les valeurs de R^2 sont plus élevées pour la majorité des pays dans le tableau 9 en annexe, illustrant une meilleure adaptation du modèle. Cela suggère que l'intégration de ces variables supplémentaires a abouti à un modèle plus complet qui explique une proportion plus importante de la variation du taux d'inflation à plus long terme.

Dans le groupe des pays développés, le R^2 pour les États-Unis a augmenté, passant de 0,12 dans le tableau 4.3 à 0,32 dans le tableau 9 en annexe, pour le Canada de 0,20 à 0,53 et pour l'Allemagne de 0,17 à 0,35. Du point de vue de la théorie économique, cette amélioration peut être justifiée par le fait que les économies développées ont souvent des dynamiques monétaires et fiscales plus complexes, y compris des marchés financiers bien intégrés et des taux de change flexibles qui interagissent avec les dynamiques de l'inflation. Par conséquent, des facteurs supplémentaires tels que les taux de change et la production industrielle capturent encore mieux les dynamiques de l'inflation totale sur un horizon plus long que 1 mois ou 6 mois.

Concernant le groupe des pays émergents, le modèle offre également de meilleurs résultats globalement, avec un R^2 pour le Chili passant de 0,44 dans le modèle de base à 0,6 dans le modèle de robustesse, et de 0,50 à 0,58 pour la Chine, à l'exception du Brésil qui demeure presque inchangé. Cependant, les améliorations de la performance statistique ne sont pas aussi cohérentes ou significatives que dans les pays développés, probablement en raison des différences dans les structures économiques sous-jacentes, les environnements politiques et les niveaux d'intégration avec les marchés financiers mondiaux.

En comparant les résultats de coefficients sur un horizon de prévision de 6 et 12 mois, nous remarquons que la même dynamique est maintenue pour les modèles de robustesse. Pour les pays développés, le modèle renforcé à 12 mois montre généralement une relation plus significative entre l'inflation de base et l'inflation future par rapport au modèle à 6 mois. Cela suggère un

impact à long terme plus marqué de l'inflation de base. L'activité économique, généralement marquée par des variables telles que la production industrielle ou le PIB, a également généralement un impact plus fort dans le modèle à 12 mois, reflétant le lien entre la croissance économique et l'inflation au fil du temps. Similairement, le modèle à 12 mois pour les économies émergentes montre également un effet plus prononcé de l'inflation de base sur l'inflation future, mettant en évidence l'impact plus durable des pressions inflationnistes. Les influences des taux de change sont également plus prononcées dans le modèle à 12 mois pour ces pays, indiquant l'effet des fluctuations monétaires sur l'inflation. Cependant, l'impact de l'activité économique sur l'inflation varie entre les modèles à 6 et 12 mois. Certains pays comme l'Inde, la Corée du Sud et la Pologne montrent une relation négative plus forte dans le modèle à 12 mois, suggérant que l'augmentation de l'activité économique peut avoir un effet déflationniste à long terme.

5.5) Interprétation du modèle 4 à horizon 24 mois

En analysant le modèle de robustesse du tableau 10 en annexe, l'intégration des facteurs de taux de change et d'activité économique semble améliorer de manière globale l'ajustement et la capacité explicative du modèle à long terme. Ceci se manifeste par des valeurs R^2 et des statistiques F généralement plus élevées. Toutefois, les statistiques de Durbin-Watson demeurent basses, indiquant que l'autocorrélation persiste.

En comparant avec le modèle de base pour les économies développées, nous constatons que les coefficients pour l'inflation de base sont généralement moins importants dans le modèle de robustesse. Cela suggère que l'intégration du taux de change et de l'activité économique a absorbé une partie de la capacité explicative de l'inflation de base, soulignant un rôle important de ces variables dans la prédiction de l'inflation. Par exemple, le taux de change a une influence particulièrement notable au Japon et en Allemagne, indiquant que les taux d'inflation de ces pays sont particulièrement sensibles aux fluctuations de la valeur de leur monnaie.

Pour les économies émergentes, l'intégration des taux de change et de l'activité économique dans le modèle renforcé a généralement amélioré l'ajustement du modèle, comme en témoignent les valeurs R^2 . Cependant, l'influence de l'inflation de base est variable, certains pays présentant des relations plus fortes (la Pologne) tandis que d'autres sont plus faibles ou moins significatives (le Brésil). Cela suggère des dynamiques d'inflation variées dans ces économies, reflétant peut-être des différences dans la politique monétaire, les régimes de change et la structure de ces économies à plus long terme.

5.6) Interprétation des résultats des tests des modèles de robustesse

Les résultats du test de Wald, présentés dans le tableau 11 en annexe, nous permettent de déterminer si l'inclusion du PIB mensuel et du taux de change améliore significativement l'ajustement du modèle. Les résultats suggèrent de manière probante que l'ajout de variables supplémentaires, comme l'inflation de base, le PIB et les taux de change, accroît la capacité prédictive du modèle principalement pour les économies développées, mais de manière moins systématique pour les économies émergentes.

Dans le modèle précédent, pour les pays développés, l'inflation de base joue un rôle significatif dans la prévision de l'inflation dans ces pays (comme l'indiquent les statistiques de Wald dans le tableau 4.1). En examinant le modèle de robustesse, nous remarquons que les statistiques de Wald sont généralement plus élevées et maintiennent, voire augmentent, leur niveau de significativité, surtout sur des horizons de prévision plus courts. Cela suggère que l'ajout des données du PIB et du taux de change améliorent les performances prédictives du modèle dans la plupart des économies développées. Historiquement, ces pays possèdent des économies bien établies, complexes et matures, qui ont tendance à être stables et prévisibles grâce à des politiques monétaires et fiscales efficaces, des marchés financiers solides et des systèmes politiques stables. Cela est en accord avec le modèle de Mundell-Fleming (1963), qui suggère qu'en économie ouverte avec une mobilité parfaite des capitaux, l'efficacité de la politique monétaire est accrue lorsque le taux de change fluctue.

Pour les pays émergents, le tableau 4.1 des tests de Wald nous présente un résultat similaire à celui des pays développés, avec une contribution significative de l'inflation de base à la capacité prédictive du modèle. Cependant, lorsque nous comparons ces résultats avec le modèle renforcé dans le tableau 11 en annexe, nous constatons que les statistiques de Wald pour plusieurs pays, tels que le Brésil, la Chine et la Pologne, perdent en significativité à certains horizons de prévision. Cela suggère que l'ajout du PIB mensuel et des taux de change n'améliore pas systématiquement les performances prédictives du modèle dans tous les marchés émergents. Les résultats contrastés du modèle renforcé pour ces pays peuvent s'expliquer par leurs différents stades de développement économique et les influences variables des facteurs économiques mondiaux. Par exemple, bien que le modèle de Mundell-Fleming puisse s'appliquer dans une certaine mesure, ses hypothèses de mobilité parfaite des capitaux et de taux de change stables ne sont souvent pas pertinentes pour ces économies. En conséquence, le PIB mensuel et le taux de

change peuvent ne pas améliorer systématiquement les prévisions d'inflation pour certains pays émergents.

Le tableau 12 en annexe examine le ratio RMSPE entre les modèles 3 et 4, dans le but d'évaluer la pertinence de l'ajout de variables économiques supplémentaires. Le ratio du RMSPE des modèles de robustesse (RMSPE du modèle 4 divisé par le RMSPE du modèle 3) confronte le modèle 4, qui prend en compte l'inflation totale, l'inflation de base, le taux de change et l'indicateur de l'activité économique, au modèle 3, qui considère uniquement l'inflation totale, le taux de change et l'indicateur de l'activité économique. Des ratios RMSPE inférieurs à 1 indiquent une performance de prévision supérieure lorsque l'inflation de base est incorporée au modèle. En observant le tableau 12 de l'annexe, les résultats sont globalement cohérents et assez similaires aux résultats précédents, avec des ratios RMSPE également proches de 1 ou inférieurs. Cela indique que l'ajout du PIB mensuel et du taux de change aux modèles n'affecte pas considérablement la capacité prédictive de ces modèles pour les pays développés. Pour ce qui est des marchés émergents, le tableau montre des ratios RMSPE variables, où certains pays comme la Chine et l'Inde diminuent, indiquant une meilleure capacité prédictive lorsque ces variables supplémentaires sont intégrées. Cela suggère que le PIB mensuel et les taux de change sont des facteurs importants pour prédire l'inflation dans ces économies émergentes, probablement en raison de leur plus grande volatilité économique et de leur sensibilité aux fluctuations du marché mondial.

En somme, les modèles robustes offrent généralement de meilleurs résultats, particulièrement pour les économies émergentes, en intégrant des variables économiques supplémentaires telles que le PIB mensuel et les taux de change. Ces variables supplémentaires permettent de mieux saisir les dynamiques complexes affectant l'inflation dans ces économies. Pour les économies développées, les résultats sont plus cohérents entre les modèles de base et robustes, soulignant que l'inflation de base est un prédicteur clé de l'inflation globale dans ces pays.

Conclusion

Dans le cadre de ce mémoire, nous avons entrepris l'étude de l'efficacité prédictive d'une version augmentée de la courbe de Phillips dans la prévision de l'inflation, mettant un accent particulier sur l'importance de l'inflation de base. Nous avons constaté que l'intégration de cette mesure dans les modèles a généralement optimisé, ou du moins maintenu, leur performance prédictive sur différents horizons de prévision et dans divers contextes nationaux, bien que l'ampleur de cette amélioration soit variable. En effet, à horizon de très court terme, le modèle génère de meilleurs résultats pour les pays émergents dans l'ensemble, alors qu'à l'horizon de six et douze mois, les modèles présentent généralement un meilleur ajustement pour les pays développés comme les États-Unis, le Canada et le Royaume-Uni montrant une relation significative et positive entre l'inflation de base et l'inflation future. À l'horizon de 24 mois, la performance du modèle varie considérablement d'un pays à l'autre, mais certains pays développés comme l'Allemagne et la France, ainsi que pour certains pays émergents comme le Brésil. Globalement, le modèle semble particulièrement bien performer pour des horizons de moyen terme, en particulier entre 6 et 12 mois. Cela peut être attribué à la stabilité relative de l'inflation de base sur cette période, ainsi qu'à sa capacité à identifier les tendances sous-jacentes qui ne sont pas immédiatement perceptibles dans l'inflation totale.

Dans le but de consolider la robustesse des résultats, des indicateurs d'activité économique et des taux de change ont été inclus aux modèles. Ces variables additionnelles ont amélioré la compréhension de la variabilité de l'inflation, confirmant ainsi la pertinence de cette approche. Cependant, ces modèles ne sont pas exempts de limitations. Malgré leur capacité à apporter des résultats pertinents sur les dynamiques de l'inflation à travers les pays, ils ne parviennent pas à saisir tous les facteurs influençant ce phénomène complexe, suggérant que d'autres facteurs non inclus dans ces modèles jouent un rôle déterminant dans la prévision de l'inflation.

Ainsi, il est impératif de continuer à optimiser la performance de ces modèles en fonction des spécificités économiques et dynamiques de chaque pays. La complexité de la prévision de l'inflation et sa variabilité selon les pays nécessitent une approche sur mesure qui prend en compte les particularités de chaque contexte économique. De plus, l'incorporation d'autres variables macroéconomiques pertinentes, au-delà du PIB mensuel ou la production industrielle et

des taux de change, pourrait enrichir la capacité prédictive des modèles. Ces variables pourraient inclure, par exemple, le niveau d'endettement public, le taux de chômage, le niveau des salaires réels, ou encore les prix des matières premières. De plus, l'intégration des facteurs non économiques, tels que les événements politiques majeurs, les conflits, les catastrophes naturelles, ou les crises sanitaires, qui peuvent tous avoir un impact significatif sur l'inflation, pourrait également bénéficier aux modèles. De surcroît, l'amélioration des techniques de modélisation pourrait contribuer à optimiser la performance prédictive. L'utilisation de techniques plus sophistiquées, comme les réseaux de neurones artificiels, les méthodes bayésiennes, ou l'apprentissage automatique, pourrait offrir des gains de performance substantiels.

En conclusion, notre étude illustre que l'inflation de base peut jouer un rôle crucial dans la prévision de l'inflation, tout en soulignant l'importance d'une approche personnalisée et multicritère pour renforcer la précision des modèles de prévision. En somme, notre travail réaffirme le rôle de l'inflation de base dans la prévision de l'inflation et la nécessité de modèles flexibles, adaptés au contexte économique spécifique de chaque pays. Nos conclusions, tout en offrant des perspectives prometteuses pour l'amélioration des prévisions d'inflation, invitent également à une exploration plus approfondie dans ce domaine afin d'identifier d'autres variables potentiellement pertinentes et affiner davantage nos modèles.

Bibliographie

Ascari, G., Marrocu, E. (2003). Forecasting inflation: a comparison of linear Phillips curve models and nonlinear time series models. *CRENOS, Centre for North South Economic Research*, University of Cagliari and Sassari, Sardinia.

Atkeson, A., Ohanian, L. E. (2001). Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation? *Quarterly Review*, 25(1).

Bailliu, J., Lafrance, R., & Perrault, J.-F. (2003). Does Exchange Rate Policy Matter for Growth? *International Finance*, 6(3), 381–414.

Ball, L., Mazumder, A. (2015). A Phillips Curve with Anchored Expectations and Short-Term Unemployment. *IMF Staff*. Working paper 2015/039.

Bermingham, C. (2007). “How Useful is Core Inflation for Forecasting Headline Inflation?”. *The Economic and Social Review*, 38(3), 355-377.

Blinder, A. S., & Reis, R. (2005). Understanding the Greenspan standard. Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Aug, 11–96.

Bryan, M. F., Cecchetti, S. G., Wiggins R. L. (1997). Efficient Inflation Estimation. *National Bureau of Economic Research*, Working paper 6183

Bryan, M. F., & Cecchetti, S. G. (1994). Measuring Core Inflation. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. w4303

Cogley, T. (2002). A Simple Adaptive Measure of Core Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(1), 94–113.

Coulombe, P.G., Leroux, M., Stevanovic, D., & Surprenant, S. (2022). How is machine learning useful for macroeconomic forecasting? *Journal of Applied Econometrics*. 37(5), 920-964.

Crone, T. M., Khettry, N. N. K., Mester, L. J., Novak, J. A. (2013). Core Measures of Inflation as Predictors of Total Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(2-3), 505–519.

Faust, J., Wright, J.H. (2013). Chapter 1 - Forecasting Inflation. *Handbook of Economic Forecasting*. Elsevier, pp. 2–56

Fleming, J. Marcus (1962). Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates. *IMF Staff*. Papers. 9: 369–379.

Gordon, R. J. (1990). The Phillips Curve Now and then. *National Bureau of Economic Research*. Working Paper No. 3393.

- Gordon, R. J. (2013). The Phillips Curve is Alive and Well: Inflation and the NAIRU During the Slow Recovery. *National Bureau of Economic Research*. Working Paper No. 19390.
- Hamilton, J. D., (2018). Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 100(5), 831-843.
- Krueger, A., J. Cramer, and D. Cho (2014). Are the Long-Term Unemployed on the Margins of the Labor Market? *Brookings Papers on Economic Activity*, 229–280.
- Le Bihan, H., Sédillot, F., (2000). Do Core Inflation Measures Help Forecast Inflation? Out of-Sample Evidence from French Data. *Economics Letters*, Vol 69, 261—266.
- Macklem, Tiff (2001). A New Measure of Core Inflation. *Bank Of Canada: Research Department*.
- Mandalinci, Z. (2017). Forecasting inflation in emerging markets: An evaluation of alternative models. *International Journal of Forecasting*, 33(4), 1082–1104.
- Marcellino, M., Stock, J. H., & Watson, M. W. (2006). A comparison of direct and iterated multistep AR methods for forecasting macroeconomic time series. *Journal of Econometrics*, 135(1-2), 499–526.
- Marques R., Neves, C., Sarmento, L. (2003). Evaluating core inflation indicators. *Economic Modelling*, Elsevier, vol. 20(4), 765-775.
- Matheson, T., & Stavrev, E. (2013). The Great Recession and the Inflation Puzzle. *IMF Staff*. Working Paper No. 13/124.
- Meyler, A. (1999). A Statistical measure of Core Inflation. *Central Bank of Ireland working paper*. Irish Economic Association, 13th Annual Conference.
- Moshiri, S., Cameron, N. E. (2000). Neural Network versus Econometric Models in Forecasting Inflation. *Social Science Research Network*. Vol. 19.
- Mundell, Robert A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*. 29 (4): 475–485.
- Nelson, C. R., & Schwert, G. W. (1977). Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant. *The American Economic Review*, 67(3), 478–486.
- Phillips, A. W. (1958). The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*. 25 (100): 283–299.
- Pincheira-Brown, P., Selaive, J., & Nolzco, J. L. (2019). Forecasting inflation in Latin America with core measures. *International Journal of Forecasting*, 35(3), 1060–1071.
- Smith, J. K. (2004). Weighted Median Inflation: Is This Core Inflation? *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(2), 253–263.
- Stock, James H. and Watson, Mark W., (2003). Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. *Journal of Economic Literature*. Vol. 41, No. 3, 788-829.

Stock, James H. and Watson, Mark W., (2008). Phillips Curve Inflation Forecasts. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper. No. w14322.

Stockton, D. J., & Glassman, J. E. (1987). An Evaluation of the Forecast Performance of Alternative Models of Inflation. *The Review of Economics and Statistics*, 69(1), 108–117.

Tauber, K., Van Zandweghe (2020). A Growth-Augmented Phillips Curve. *Economic Commentary*. No 2020-16.

Webb, R. H., and T. S. Rowe. (1994). An index of leading indicators for inflation. *Research Department, Federal Reserve Bank of Richmond*.

Annexe

2.2.1 L'inflation avant les années 2000

Les années 80 ont connu une période de forte inflation non seulement pour les marchés émergents, mais aussi dans les pays développés. Dans ces derniers, tel que les États-Unis, l'inflation s'est élevée à des niveaux à deux chiffres au début de la décennie, atteignant un pic d'environ 14 % en 1980 avant de décliner progressivement tout au long de la décennie. Au Royaume-Uni l'inflation a atteint un sommet de 22 % en 1980 avant de se normaliser dans la dernière partie de la décennie. Dans de nombreux marchés émergents, l'inflation était encore plus sévère, certains pays ont connu des périodes d'hyperinflation. En Amérique latine, par exemple, l'inflation au Brésil et au Pérou a largement dépassée 100% en moyenne mensuelle durant les années 80.

Plusieurs facteurs ont contribué à la résurgence d'une forte inflation, principalement, des politiques monétaires trop accommodantes pour stimuler la croissance économique à travers des faibles taux d'intérêt pour encourager les investissements et les dépenses de consommation. Les chocs de la flambée du prix du pétrole ainsi que la hausse des salaires dans de nombreux secteurs ont causé une forte hausse de l'inflation, ce qui a poussé les banques centrales à être davantage proactives pour stabiliser les prix.

Toutefois, dans les années 90, l'inflation a commencé à être maîtrisée dans de nombreux marchés développés, en partie grâce à des politiques monétaires très strictes. En effet, la Banque du Canada et la Banque d'Angleterre ont été parmi les premières banques centrales à se fixer des objectifs de ciblage de l'inflation autour de 2% par année (voir tableau 1 de l'annexe). Ces politiques se sont avérés très efficaces, car plusieurs dans pays développés l'inflation est restée relativement sous contrôle avec une moyenne d'environ 2,5% par an comme aux États-Unis et au Canada, alors qu'en Europe, l'inflation était généralement plus élevée, avec une moyenne d'environ 4-5% par an, puisque le ciblage de l'inflation n'a eu lieu qu'en 1999.

Cependant, pour la majorité des marchés émergents, les politiques de contrôle de l'inflation ont vu le jour qu'à partir des années 2000, ce qui leur a coûté une décennie supplémentaire de forte inflation. Certains pays, tels que la Pologne, Hongrie et Brésil ont connu une forte inflation tout au

long des années 1990, accentuée par les chocs sur les prix de l'énergie, une mauvaise gestion économique et une instabilité politique.

Tableau 1: Régime de ciblage d'inflation par pays et proportion de l'inflation de base

Pays	Part de l'IPC de base (%)	Cible de l'inflation	Objectifs de la politique monétaire
Pays développés			
États-Unis	83,5	2% +/-1% (PCE)	Avant 2012, sans objectif explicite, mais il était souhaitable de maintenir l'inflation entre 1,7 à 2%. À partir de 2012, La Fed a adopté une politique à double mandat, soit une cible d'inflation à 2% et le plein emploi. En 2020, l'objectif a été révisé en harmonie avec une vision de long terme en ayant comme objectif "une moyenne de 2%", afin de préserver l'ancrage des anticipations de l'inflation de long terme. <u>Différences entre IPC et PCE</u> : L'IPC utilise des données d'enquêtes auprès des ménages et le PCE utilise les données du rapport sur le produit intérieur brut et celles des fournisseurs. De plus, le PCE mesure les biens et services achetés par tous les ménages américains et les organisations à but non lucratif, or L'IPC ne tient compte que de tous les ménages urbains.
Canada	81	2% +/-1% (IPC)	Adoptée en 1991, l'objectif est de maintenir un point médian entre 1% et 3%. La BoC surveille également une série de mesures de l'inflation fondamentale qui lui permettent de faire abstraction des fluctuations transitoires de l'inflation mesurée par l'IPC global et de se concentrer sur la tendance sous-jacente de l'inflation.
Royaume-Uni	84	2.00% (IPC)	La BoE suit une politique de ciblage d'inflation flexible, adoptée en 1992. Dans le cadre de cette politique, la Banque fixe un objectif pour le taux d'inflation annuel, qui est actuellement de 2%, et ajuste ses outils de politique monétaire, tels que les taux d'intérêt, pour atteindre cet objectif à moyen terme.
Japon	72	2.00% (IPC)	La Banque du Japon (BoJ) poursuit une politique de "Quantitative and Qualitative Monetary Easing (QQE)" depuis avril 2013, qui est une forme d'assouplissement monétaire agressif visant à atteindre son objectif d'inflation de 2% "dans les meilleurs délais" tout en maintenant la croissance économique et la stabilité. Cette politique implique que la BoJ effectue des achats d'actifs à grande échelle, augmente la base monétaire et maintient les taux d'intérêt à court terme à des niveaux extrêmement bas.
Allemagne	81	2.00% (HIPC)	Depuis la création de l'euro en 1999, la BCE ne se considère pas comme une banque centrale axée sur le ciblage de l'inflation, son objectif est de maintenir la stabilité des prix dans la zone euro à un niveau inférieur à 2% à moyen terme.
France	77		
Italie	73		
Pays émergents			
Brésil	67	3.75% +/- 1.5% (IPCA)	La BCB a adopté sa politique en 1999. En plus de l'objectif d'inflation à 3,75 %, avec une marge de tolérance de +/- 1,5 , la BCB prend également en compte d'autres variables macroéconomiques, telles que l'écart de production et le taux de change, lors de la prise de décisions en matière de politique monétaire.
Chili	73	3.00% +/- 1.0%	En 1990, la Banque centrale du Chili définissait l'objectif d'inflation en septembre de chaque année pour l'année suivante, jusqu'en 1998. En septembre 1999, la Banque a annoncé un autre objectif annuel pour 2000 avec une fourchette de 2 à 4 % à partir de 2001.
Chine	-	estimé autour de 3%	La banque centrale de la Chine n'a pas adopté officiellement de politique de ciblage de l'inflation. Toutefois, elle utilise une variété d'outils de politique monétaire pour maintenir la stabilité des prix et atteindre ses objectifs économiques. Ces outils comprennent l'ajustement des taux d'intérêt, le contrôle de l'offre de monnaie et la fixation des réserves obligatoires pour les banques.
Inde	60	4.00% +/- 2.0%	Adopté en 2016
Corée du Sud	77,6	2.00%	Adopté en 1998, la Banque de Corée tient également compte d'autres facteurs macroéconomiques tels que la croissance économique, l'emploi et la stabilité financière lors de la prise de ses décisions de politique monétaire.

Pologne	56	2.50% +/- 1.0%	Adopté en 1998
Hongrie	65	3.00% +/- 1.0%	Adopté en 2001

Tableau 2 : Test de racine unitaire *Augmented Dickey-Fuller Test* pour l'inflation de référence

Pays	Niveau		Premières différences	
	Without drift	With drift	Without drift	With drift
États-Unis	0,956	-0,037	-6,589***	-6,661***
Canada	0,311	-1,382	-5,605***	-5,652***
Royaume-Uni	0,721	-0,877	-4,854***	-4,987***
Japon	-2,224	-2,237	-5,911***	-5,896***
Allemagne	0,76	-0,488	21,081***	-21,119***
France	0,525	-1,252	-5,335***	-5,43***
Italie	-0,148	-1,976	-1,483*	-1,506
Brésil	-0,736	-2,525	-4,710***	-4,69***
Chili	0,342	-1,738	-5,873***	-5,998***
Chine	-1,224	-2,327	-8,982***	-8,96***
Inde	-1,734	-2,98**	-12,570***	-12,617***
Corée du sud	-0,442	-2,242	-6,012***	-5,995***
Pologne	-1,985	-2,64*	-4,169***	-4,165***
Hongrie	0,633	-0,3711	-1,385*	-1,377

Tableau 3 : Test de racine unitaire *Augmented Dickey-Fuller Test* pour l'inflation totale

Pays	Niveau		Première différence	
	Without drift	With drift	Without drift	With drift
États-Unis	-0,473	-2,362	-4,672***	-6,467***
Canada	-0,207	-1,255	-7,231***	-7,255***
Royaume-Uni	0,409	-1,162	-4,928***	-5,01***
Japon	-1,908*	-2,056	-6,611***	-6,646***
Allemagne	-0,281	-2,32	-2,997***	-3,105***
France	0,024	-1,521	-6,634***	-6,674***
Italie	0,602	-0,182	-3,619***	-3,712***
Brésil	-0,891	-2,846*	-5,291***	-5,266***
Chili	-0,056	-1,703	-6,981***	-7,007***
Chine	-1,555	-3,308	-6,573***	-6,568***
Inde	-0,34	-1,41	-7,547***	-7,532***
Corée du Sud	-0,501	-2,333	-5,211***	-5,23***
Pologne	0,004	-2,145	-10,462***	-10,456***
Hongrie	0,92	0,491	-6,801***	-6,836***

Figure 1 : L'inflation en glissement annuel en première différence pour les pays émergents

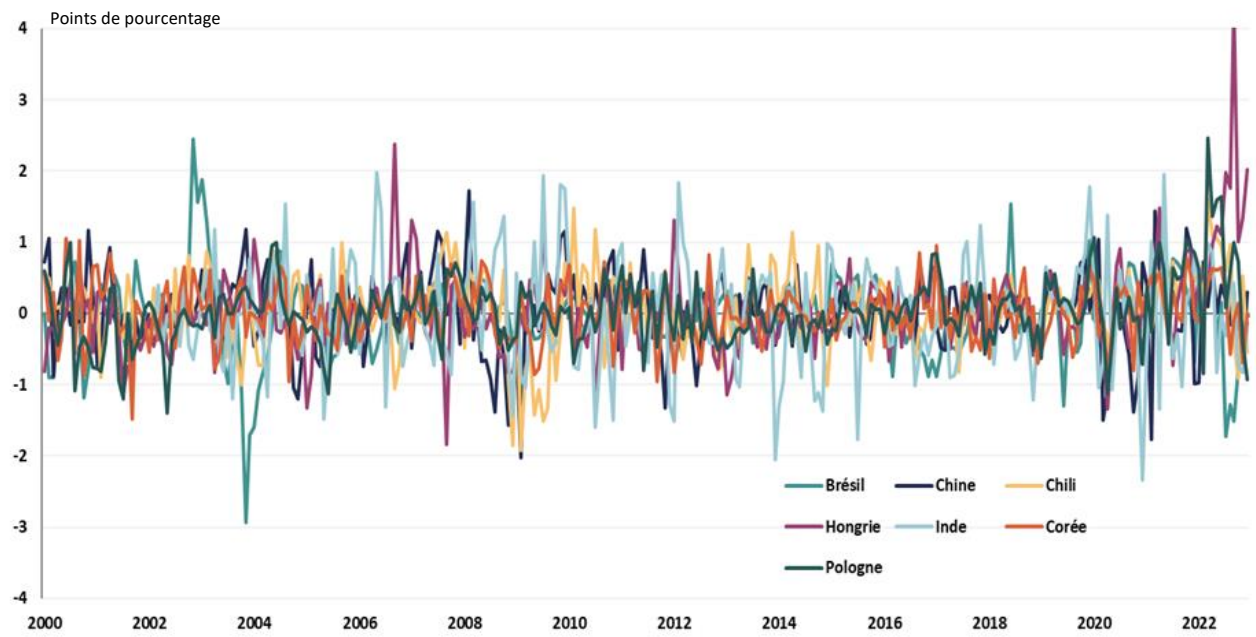


Figure 2 : L'inflation en glissement annuel en première différence pour les pays développés

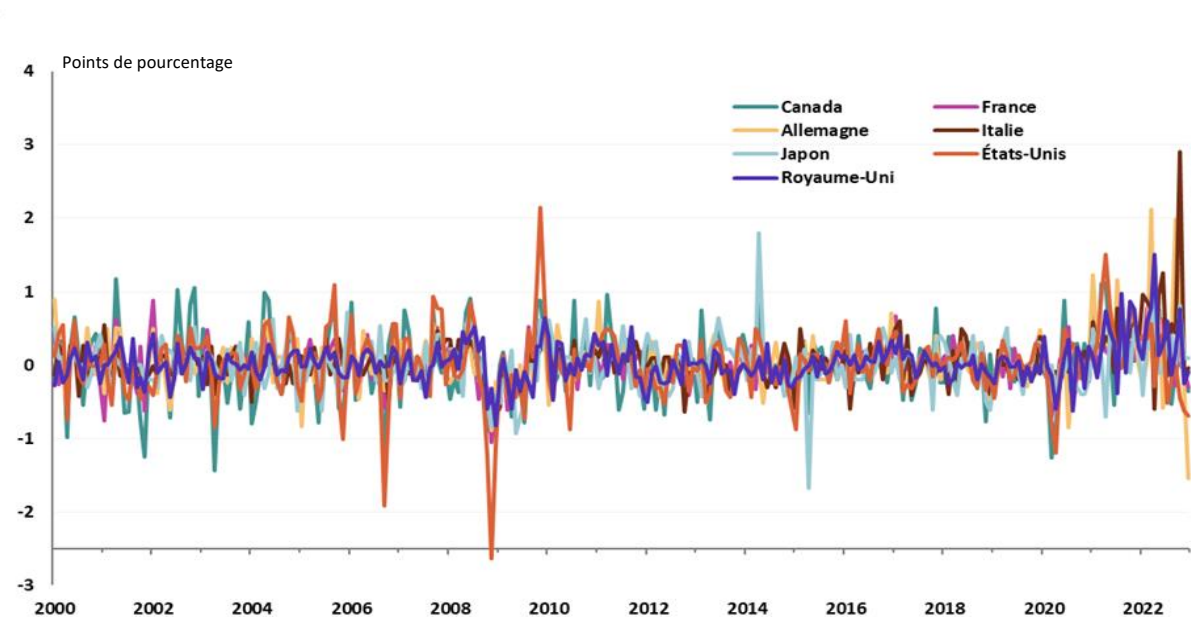


Tableau 3: Résultats du modèle simple autorégressif de l'inflation totale à horizon 1 mois

États-Unis				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_US_Z_H1	0.529891	0.080477	6.584353	0.0000
LAG_US_Z_H1(-1)	-0.209074	0.052921	-3.950659	0.0001
C	0.013882	0.025262	0.549505	0.5831
R-squared	0.228587	Mean dependent var		0.019395
Adjusted R-squared	0.222536	S.D. dependent var		0.452562
S.E. of regression	0.399041	Akaike info criterion		1.012057
Sum squared resid	40.60470	Schwarz criterion		1.053371
Log likelihood	-127.5554	Hannan-Quinn criter.		1.028669
F-statistic	37.78103	Durbin-Watson stat		1.972624
Prob(F-statistic)	0.000000			

Canada				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_CA_Z_H1	0.212353	0.061384	3.459411	0.0006
LAG_CA_Z_H1(-1)	-0.179695	0.050747	-3.540986	0.0005
C	0.016327	0.027931	0.584541	0.5594
R-squared	0.063584	Mean dependent var		0.016637
Adjusted R-squared	0.056239	S.D. dependent var		0.448900
S.E. of regression	0.436095	Akaike info criterion		1.189644
Sum squared resid	48.49551	Schwarz criterion		1.230958
Log likelihood	-150.4641	Hannan-Quinn criter.		1.206257
F-statistic	8.657398	Durbin-Watson stat		1.942802
Prob(F-statistic)	0.000230			

Royaume-Uni				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_UK_Z_H1	0.156661	0.075592	2.072467	0.0392
LAG_UK_Z_H1(-1)	0.129669	0.066232	1.957802	0.0514
LAG_UK_Z_H1(-2)	0.099372	0.068314	1.454645	0.1470
C	0.020605	0.018829	1.094360	0.2748
R-squared	0.070075	Mean dependent var		0.033325
Adjusted R-squared	0.059048	S.D. dependent var		0.332623
S.E. of regression	0.322653	Akaike info criterion		0.590963
Sum squared resid	26.33854	Schwarz criterion		0.646201
Log likelihood	-71.93869	Hannan-Quinn criter.		0.613177
F-statistic	6.354997	Durbin-Watson stat		2.007909
Prob(F-statistic)	0.000361			

Japon				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_JP_Z_H1	0.181353	0.051487	3.522348	0.0005
C	0.010304	0.020280	0.508101	0.6118
R-squared	0.032889	Mean dependent var		0.012596
Adjusted R-squared	0.029126	S.D. dependent var		0.335322
S.E. of regression	0.330402	Akaike info criterion		0.630680
Sum squared resid	28.05557	Schwarz criterion		0.658146
Log likelihood	-79.67309	Hannan-Quinn criter.		0.641723
F-statistic	8.739815	Durbin-Watson stat		1.996072
Prob(F-statistic)	0.003403			

Allemagne				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_GE_Z_H1	0.102595	0.057368	1.788376	0.0749
LAG_GE_Z_H1(-1)	0.033352	0.059809	0.557641	0.5776
LAG_GE_Z_H1(-2)	-0.067370	0.069491	-0.969481	0.3333
LAG_GE_Z_H1(-3)	0.171641	0.067758	2.533130	0.0119
LAG_GE_Z_H1(-4)	-0.034971	0.051173	-0.683387	0.4950
LAG_GE_Z_H1(-5)	0.238844	0.119064	2.006015	0.0459
C	0.018427	0.019260	0.956766	0.3396
R-squared	0.095471	Mean dependent var		0.028535
Adjusted R-squared	0.073499	S.D. dependent var		0.339737
S.E. of regression	0.327014	Akaike info criterion		0.629544
Sum squared resid	26.41370	Schwarz criterion		0.727029
Log likelihood	-72.95203	Hannan-Quinn criter.		0.668761
F-statistic	4.345045	Durbin-Watson stat		1.991949
Prob(F-statistic)	0.000344			

France				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_FR_Z_H1	0.179881	0.072699	2.474330	0.0140
LAG_FR_Z_H1(-1)	0.091077	0.063097	1.443446	0.1501
C	0.015767	0.018507	0.851948	0.3950
R-squared	0.046174	Mean dependent var		0.020628
Adjusted R-squared	0.038722	S.D. dependent var		0.296683
S.E. of regression	0.290882	Akaike info criterion		0.379721
Sum squared resid	21.66083	Schwarz criterion		0.420919
Log likelihood	-46.17381	Hannan-Quinn criter.		0.396285
F-statistic	6.196346	Durbin-Watson stat		1.962796
Prob(F-statistic)	0.002355			

Italie		Brésil																																																																																																																																						
<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_IN_Z_H1</td><td>0.181787</td><td>0.066377</td><td>2.738693</td><td>0.0066</td></tr><tr><td>LAG_IN_Z_H1(-1)</td><td>-0.205378</td><td>0.047195</td><td>-4.351743</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>C</td><td>0.005559</td><td>0.042342</td><td>0.131297</td><td>0.8956</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.064044</td><td>Mean dependent var</td><td></td><td>0.005882</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.056341</td><td>S.D. dependent var</td><td></td><td>0.701245</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>0.681204</td><td>Akaike info criterion</td><td></td><td>2.082211</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>112.7616</td><td>Schwarz criterion</td><td></td><td>2.124959</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-253.1120</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td></td><td>2.099424</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>8.313813</td><td>Durbin-Watson stat</td><td></td><td>1.998056</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000322</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_IN_Z_H1	0.181787	0.066377	2.738693	0.0066	LAG_IN_Z_H1(-1)	-0.205378	0.047195	-4.351743	0.0000	C	0.005559	0.042342	0.131297	0.8956	R-squared	0.064044	Mean dependent var		0.005882	Adjusted R-squared	0.056341	S.D. dependent var		0.701245	S.E. of regression	0.681204	Akaike info criterion		2.082211	Sum squared resid	112.7616	Schwarz criterion		2.124959	Log likelihood	-253.1120	Hannan-Quinn criter.		2.099424	F-statistic	8.313813	Durbin-Watson stat		1.998056	Prob(F-statistic)	0.000322				<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_BR_Z_H1</td><td>0.654298</td><td>0.057485</td><td>11.38209</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>C</td><td>-0.003492</td><td>0.024201</td><td>-0.144295</td><td>0.8854</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.414598</td><td>Mean dependent var</td><td></td><td>0.003537</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.412320</td><td>S.D. dependent var</td><td></td><td>0.506232</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>0.388079</td><td>Akaike info criterion</td><td></td><td>0.952478</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>38.70561</td><td>Schwarz criterion</td><td></td><td>0.979943</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-121.3458</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td></td><td>0.963520</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>182.0144</td><td>Durbin-Watson stat</td><td></td><td>1.965195</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_BR_Z_H1	0.654298	0.057485	11.38209	0.0000	C	-0.003492	0.024201	-0.144295	0.8854	R-squared	0.414598	Mean dependent var		0.003537	Adjusted R-squared	0.412320	S.D. dependent var		0.506232	S.E. of regression	0.388079	Akaike info criterion		0.952478	Sum squared resid	38.70561	Schwarz criterion		0.979943	Log likelihood	-121.3458	Hannan-Quinn criter.		0.963520	F-statistic	182.0144	Durbin-Watson stat		1.965195	Prob(F-statistic)	0.000000																																	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																				
LAG_IN_Z_H1	0.181787	0.066377	2.738693	0.0066																																																																																																																																				
LAG_IN_Z_H1(-1)	-0.205378	0.047195	-4.351743	0.0000																																																																																																																																				
C	0.005559	0.042342	0.131297	0.8956																																																																																																																																				
R-squared	0.064044	Mean dependent var		0.005882																																																																																																																																				
Adjusted R-squared	0.056341	S.D. dependent var		0.701245																																																																																																																																				
S.E. of regression	0.681204	Akaike info criterion		2.082211																																																																																																																																				
Sum squared resid	112.7616	Schwarz criterion		2.124959																																																																																																																																				
Log likelihood	-253.1120	Hannan-Quinn criter.		2.099424																																																																																																																																				
F-statistic	8.313813	Durbin-Watson stat		1.998056																																																																																																																																				
Prob(F-statistic)	0.000322																																																																																																																																							
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																				
LAG_BR_Z_H1	0.654298	0.057485	11.38209	0.0000																																																																																																																																				
C	-0.003492	0.024201	-0.144295	0.8854																																																																																																																																				
R-squared	0.414598	Mean dependent var		0.003537																																																																																																																																				
Adjusted R-squared	0.412320	S.D. dependent var		0.506232																																																																																																																																				
S.E. of regression	0.388079	Akaike info criterion		0.952478																																																																																																																																				
Sum squared resid	38.70561	Schwarz criterion		0.979943																																																																																																																																				
Log likelihood	-121.3458	Hannan-Quinn criter.		0.963520																																																																																																																																				
F-statistic	182.0144	Durbin-Watson stat		1.965195																																																																																																																																				
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																																																																																							
Chili		Chine																																																																																																																																						
<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1</td><td>0.504490</td><td>0.071952</td><td>7.011461</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1(-1)</td><td>-0.180247</td><td>0.076158</td><td>-2.366739</td><td>0.0188</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1(-2)</td><td>0.305790</td><td>0.070656</td><td>4.327864</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1(-3)</td><td>-0.191826</td><td>0.075322</td><td>-2.546753</td><td>0.0115</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1(-4)</td><td>0.330314</td><td>0.075206</td><td>4.392103</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1(-5)</td><td>-0.187879</td><td>0.096929</td><td>-1.938305</td><td>0.0538</td></tr><tr><td>C</td><td>0.008318</td><td>0.027266</td><td>0.305072</td><td>0.7606</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.295617</td><td>Mean dependent var</td><td></td><td>0.013589</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.277784</td><td>S.D. dependent var</td><td></td><td>0.498279</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>0.423454</td><td>Akaike info criterion</td><td></td><td>1.147526</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>42.49729</td><td>Schwarz criterion</td><td></td><td>1.247855</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-132.9982</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td></td><td>1.187933</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>16.57742</td><td>Durbin-Watson stat</td><td></td><td>2.017523</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_CL_Z_H1	0.504490	0.071952	7.011461	0.0000	LAG_CL_Z_H1(-1)	-0.180247	0.076158	-2.366739	0.0188	LAG_CL_Z_H1(-2)	0.305790	0.070656	4.327864	0.0000	LAG_CL_Z_H1(-3)	-0.191826	0.075322	-2.546753	0.0115	LAG_CL_Z_H1(-4)	0.330314	0.075206	4.392103	0.0000	LAG_CL_Z_H1(-5)	-0.187879	0.096929	-1.938305	0.0538	C	0.008318	0.027266	0.305072	0.7606	R-squared	0.295617	Mean dependent var		0.013589	Adjusted R-squared	0.277784	S.D. dependent var		0.498279	S.E. of regression	0.423454	Akaike info criterion		1.147526	Sum squared resid	42.49729	Schwarz criterion		1.247855	Log likelihood	-132.9982	Hannan-Quinn criter.		1.187933	F-statistic	16.57742	Durbin-Watson stat		2.017523	Prob(F-statistic)	0.000000				<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H1</td><td>0.305509</td><td>0.077691</td><td>3.932346</td><td>0.0001</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H1(-1)</td><td>-0.056583</td><td>0.076981</td><td>-0.735028</td><td>0.4630</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H1(-2)</td><td>0.133012</td><td>0.074968</td><td>1.774258</td><td>0.0772</td></tr><tr><td>C</td><td>0.001623</td><td>0.030801</td><td>0.052680</td><td>0.9580</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.105977</td><td>Mean dependent var</td><td></td><td>0.003822</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.095376</td><td>S.D. dependent var</td><td></td><td>0.517223</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>0.491939</td><td>Akaike info criterion</td><td></td><td>1.434519</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>61.22709</td><td>Schwarz criterion</td><td></td><td>1.489758</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-180.3357</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td></td><td>1.456733</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>9.996863</td><td>Durbin-Watson stat</td><td></td><td>1.999698</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000003</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_CH_Z_H1	0.305509	0.077691	3.932346	0.0001	LAG_CH_Z_H1(-1)	-0.056583	0.076981	-0.735028	0.4630	LAG_CH_Z_H1(-2)	0.133012	0.074968	1.774258	0.0772	C	0.001623	0.030801	0.052680	0.9580	R-squared	0.105977	Mean dependent var		0.003822	Adjusted R-squared	0.095376	S.D. dependent var		0.517223	S.E. of regression	0.491939	Akaike info criterion		1.434519	Sum squared resid	61.22709	Schwarz criterion		1.489758	Log likelihood	-180.3357	Hannan-Quinn criter.		1.456733	F-statistic	9.996863	Durbin-Watson stat		1.999698	Prob(F-statistic)	0.000003			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1	0.504490	0.071952	7.011461	0.0000																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1(-1)	-0.180247	0.076158	-2.366739	0.0188																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1(-2)	0.305790	0.070656	4.327864	0.0000																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1(-3)	-0.191826	0.075322	-2.546753	0.0115																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1(-4)	0.330314	0.075206	4.392103	0.0000																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1(-5)	-0.187879	0.096929	-1.938305	0.0538																																																																																																																																				
C	0.008318	0.027266	0.305072	0.7606																																																																																																																																				
R-squared	0.295617	Mean dependent var		0.013589																																																																																																																																				
Adjusted R-squared	0.277784	S.D. dependent var		0.498279																																																																																																																																				
S.E. of regression	0.423454	Akaike info criterion		1.147526																																																																																																																																				
Sum squared resid	42.49729	Schwarz criterion		1.247855																																																																																																																																				
Log likelihood	-132.9982	Hannan-Quinn criter.		1.187933																																																																																																																																				
F-statistic	16.57742	Durbin-Watson stat		2.017523																																																																																																																																				
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																																																																																							
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																				
LAG_CH_Z_H1	0.305509	0.077691	3.932346	0.0001																																																																																																																																				
LAG_CH_Z_H1(-1)	-0.056583	0.076981	-0.735028	0.4630																																																																																																																																				
LAG_CH_Z_H1(-2)	0.133012	0.074968	1.774258	0.0772																																																																																																																																				
C	0.001623	0.030801	0.052680	0.9580																																																																																																																																				
R-squared	0.105977	Mean dependent var		0.003822																																																																																																																																				
Adjusted R-squared	0.095376	S.D. dependent var		0.517223																																																																																																																																				
S.E. of regression	0.491939	Akaike info criterion		1.434519																																																																																																																																				
Sum squared resid	61.22709	Schwarz criterion		1.489758																																																																																																																																				
Log likelihood	-180.3357	Hannan-Quinn criter.		1.456733																																																																																																																																				
F-statistic	9.996863	Durbin-Watson stat		1.999698																																																																																																																																				
Prob(F-statistic)	0.000003																																																																																																																																							
Inde		Corée du Sud																																																																																																																																						
<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1</td><td>0.504490</td><td>0.071952</td><td>7.011461</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1(-1)</td><td>-0.180247</td><td>0.076158</td><td>-2.366739</td><td>0.0188</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1(-2)</td><td>0.305790</td><td>0.070656</td><td>4.327864</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1(-3)</td><td>-0.191826</td><td>0.075322</td><td>-2.546753</td><td>0.0115</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1(-4)</td><td>0.330314</td><td>0.075206</td><td>4.392103</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H1(-5)</td><td>-0.187879</td><td>0.096929</td><td>-1.938305</td><td>0.0538</td></tr><tr><td>C</td><td>0.008318</td><td>0.027266</td><td>0.305072</td><td>0.7606</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.295617</td><td>Mean dependent var</td><td></td><td>0.013589</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.277784</td><td>S.D. dependent var</td><td></td><td>0.498279</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>0.423454</td><td>Akaike info criterion</td><td></td><td>1.147526</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>42.49729</td><td>Schwarz criterion</td><td></td><td>1.247855</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-132.9982</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td></td><td>1.187933</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>16.57742</td><td>Durbin-Watson stat</td><td></td><td>2.017523</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_CL_Z_H1	0.504490	0.071952	7.011461	0.0000	LAG_CL_Z_H1(-1)	-0.180247	0.076158	-2.366739	0.0188	LAG_CL_Z_H1(-2)	0.305790	0.070656	4.327864	0.0000	LAG_CL_Z_H1(-3)	-0.191826	0.075322	-2.546753	0.0115	LAG_CL_Z_H1(-4)	0.330314	0.075206	4.392103	0.0000	LAG_CL_Z_H1(-5)	-0.187879	0.096929	-1.938305	0.0538	C	0.008318	0.027266	0.305072	0.7606	R-squared	0.295617	Mean dependent var		0.013589	Adjusted R-squared	0.277784	S.D. dependent var		0.498279	S.E. of regression	0.423454	Akaike info criterion		1.147526	Sum squared resid	42.49729	Schwarz criterion		1.247855	Log likelihood	-132.9982	Hannan-Quinn criter.		1.187933	F-statistic	16.57742	Durbin-Watson stat		2.017523	Prob(F-statistic)	0.000000				<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_KO_Z_H1</td><td>0.149703</td><td>0.056276</td><td>2.660144</td><td>0.0083</td></tr><tr><td>C</td><td>0.005694</td><td>0.021600</td><td>0.263626</td><td>0.7923</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.022429</td><td>Mean dependent var</td><td></td><td>0.006926</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.018625</td><td>S.D. dependent var</td><td></td><td>0.378061</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>0.374523</td><td>Akaike info criterion</td><td></td><td>0.881367</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>36.04883</td><td>Schwarz criterion</td><td></td><td>0.908833</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-112.1371</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td></td><td>0.892410</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>5.896530</td><td>Durbin-Watson stat</td><td></td><td>1.979124</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.015858</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_KO_Z_H1	0.149703	0.056276	2.660144	0.0083	C	0.005694	0.021600	0.263626	0.7923	R-squared	0.022429	Mean dependent var		0.006926	Adjusted R-squared	0.018625	S.D. dependent var		0.378061	S.E. of regression	0.374523	Akaike info criterion		0.881367	Sum squared resid	36.04883	Schwarz criterion		0.908833	Log likelihood	-112.1371	Hannan-Quinn criter.		0.892410	F-statistic	5.896530	Durbin-Watson stat		1.979124	Prob(F-statistic)	0.015858													
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1	0.504490	0.071952	7.011461	0.0000																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1(-1)	-0.180247	0.076158	-2.366739	0.0188																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1(-2)	0.305790	0.070656	4.327864	0.0000																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1(-3)	-0.191826	0.075322	-2.546753	0.0115																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1(-4)	0.330314	0.075206	4.392103	0.0000																																																																																																																																				
LAG_CL_Z_H1(-5)	-0.187879	0.096929	-1.938305	0.0538																																																																																																																																				
C	0.008318	0.027266	0.305072	0.7606																																																																																																																																				
R-squared	0.295617	Mean dependent var		0.013589																																																																																																																																				
Adjusted R-squared	0.277784	S.D. dependent var		0.498279																																																																																																																																				
S.E. of regression	0.423454	Akaike info criterion		1.147526																																																																																																																																				
Sum squared resid	42.49729	Schwarz criterion		1.247855																																																																																																																																				
Log likelihood	-132.9982	Hannan-Quinn criter.		1.187933																																																																																																																																				
F-statistic	16.57742	Durbin-Watson stat		2.017523																																																																																																																																				
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																																																																																							
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																				
LAG_KO_Z_H1	0.149703	0.056276	2.660144	0.0083																																																																																																																																				
C	0.005694	0.021600	0.263626	0.7923																																																																																																																																				
R-squared	0.022429	Mean dependent var		0.006926																																																																																																																																				
Adjusted R-squared	0.018625	S.D. dependent var		0.378061																																																																																																																																				
S.E. of regression	0.374523	Akaike info criterion		0.881367																																																																																																																																				
Sum squared resid	36.04883	Schwarz criterion		0.908833																																																																																																																																				
Log likelihood	-112.1371	Hannan-Quinn criter.		0.892410																																																																																																																																				
F-statistic	5.896530	Durbin-Watson stat		1.979124																																																																																																																																				
Prob(F-statistic)	0.015858																																																																																																																																							

Pologne					Hongrie				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_PO_Z_H1	0.326242	0.070175	4.648971	0.0000	LAG_HO_Z_H1	0.402711	0.093119	4.324693	0.0000
LAG_PO_Z_H1(-1)	0.113777	0.065630	1.733602	0.0842	LAG_HO_Z_H1(-1)	0.116327	0.089330	1.302218	0.1940
LAG_PO_Z_H1(-2)	0.033829	0.070958	0.476751	0.6340	C	0.021651	0.029777	0.727088	0.4678
LAG_PO_Z_H1(-3)	-0.022796	0.067325	-0.338591	0.7352					
LAG_PO_Z_H1(-4)	0.024406	0.095223	0.256305	0.7979	R-squared	0.201432	Mean dependent var	0.034723	
LAG_PO_Z_H1(-5)	0.165908	0.052265	3.174359	0.0017	Adjusted R-squared	0.195169	S.D. dependent var	0.566714	
C	0.025474	0.022583	1.128012	0.2604	S.E. of regression	0.508412	Akaike info criterion	1.496512	
R-squared	0.209232	Mean dependent var	0.043517		Sum squared resid	65.91320	Schwarz criterion	1.537826	
Adjusted R-squared	0.190023	S.D. dependent var	0.424665		Log likelihood	-190.0501	Hannan-Quinn criter.	1.513124	
S.E. of regression	0.382193	Akaike info criterion	0.941391		F-statistic	32.16087	Durbin-Watson stat	2.006124	
Sum squared resid	36.07968	Schwarz criterion	1.038876		Prob(F-statistic)	0.000000			
Log likelihood	-112.5566	Hannan-Quinn criter.	0.980608						
F-statistic	10.89246	Durbin-Watson stat	2.001639						
Prob(F-statistic)	0.000000								

Tableau 4 : Résultats du modèle simple autorégressif de l'inflation totale à horizon 6 mois

États-Unis					Canada				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_US_Z_H6	0.156834	0.225646	0.695044	0.4877	LAG_CA_Z_H6	0.035265	0.153897	0.229147	0.8190
LAG_US_Z_H6(-1)	-0.200143	0.245354	-0.815734	0.4155	LAG_CA_Z_H6(-1)	0.042614	0.104552	0.407584	0.6839
LAG_US_Z_H6(-2)	0.131915	0.153973	0.856742	0.3925	LAG_CA_Z_H6(-2)	-0.055445	0.089188	-0.621669	0.5348
LAG_US_Z_H6(-3)	-0.175859	0.153938	-1.142399	0.2544	LAG_CA_Z_H6(-3)	-0.048684	0.094378	-0.515837	0.6064
LAG_US_Z_H6(-4)	0.313303	0.221403	1.415081	0.1584	LAG_CA_Z_H6(-4)	0.188912	0.103056	1.833097	0.0680
LAG_US_Z_H6(-5)	-0.526821	0.247377	-2.129630	0.0342	LAG_CA_Z_H6(-5)	-0.374430	0.161799	-2.314167	0.0215
C	0.176792	0.164591	1.074131	0.2839	C	0.140989	0.131399	1.072984	0.2844
R-squared	0.124591	Mean dependent var	0.167094		R-squared	0.071780	Mean dependent var	0.139758	
Adjusted R-squared	0.102429	S.D. dependent var	1.451049		Adjusted R-squared	0.048280	S.D. dependent var	1.144759	
S.E. of regression	1.374727	Akaike info criterion	3.502657		S.E. of regression	1.116782	Akaike info criterion	3.087049	
Sum squared resid	447.9005	Schwarz criterion	3.602986		Sum squared resid	295.5870	Schwarz criterion	3.187378	
Log likelihood	-420.3241	Hannan-Quinn criter.	3.543064		Log likelihood	-369.6200	Hannan-Quinn criter.	3.127456	
F-statistic	5.621783	Durbin-Watson stat	0.276673		F-statistic	3.054550	Durbin-Watson stat	0.364218	
Prob(F-statistic)	0.000018				Prob(F-statistic)	0.006750			

Royaume-Uni					Japon				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_UK_Z_H6	0.708464	0.196344	3.608275	0.0004	LAG_JP_Z_H6	0.166538	0.135177	1.232004	0.2192
LAG_UK_Z_H6(-1)	-0.357999	0.203728	-1.757240	0.0801	LAG_JP_Z_H6(-1)	-0.033497	0.112771	-0.297038	0.7667
C	0.150125	0.118488	1.267013	0.2064	LAG_JP_Z_H6(-2)	0.078644	0.103584	0.759231	0.4485
R-squared	0.133387	Mean dependent var	0.189954		LAG_JP_Z_H6(-3)	0.093779	0.113147	0.828831	0.4080
Adjusted R-squared	0.126313	S.D. dependent var	1.121265		LAG_JP_Z_H6(-4)	0.115456	0.121772	0.948131	0.3440
S.E. of regression	1.048060	Akaike info criterion	2.943782		LAG_JP_Z_H6(-5)	-0.538114	0.158509	-3.394851	0.0008
Sum squared resid	269.1153	Schwarz criterion	2.986283		C	0.086727	0.106034	0.817920	0.4142
Log likelihood	-362.0289	Hannan-Quinn criter.	2.960891		R-squared	0.150118	Mean dependent var	0.093119	
F-statistic	18.85496	Durbin-Watson stat	0.313653		Adjusted R-squared	0.128602	S.D. dependent var	0.960079	
Prob(F-statistic)	0.000000				S.E. of regression	0.896222	Akaike info criterion	2.647011	
					Sum squared resid	190.3615	Schwarz criterion	2.747339	
					Log likelihood	-315.9353	Hannan-Quinn criter.	2.687418	
					F-statistic	6.977053	Durbin-Watson stat	0.401325	
					Prob(F-statistic)	0.000001			

Allemagne					France				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_GE_Z_H6	0.421799	0.148741	2.835802	0.0049	LAG_FR_Z_H6	0.541492	0.174731	3.099012	0.0022
C	0.105917	0.101679	1.041678	0.2986	LAG_FR_Z_H6(-1)	-0.023109	0.115466	-0.200137	0.8415
R-squared	0.151707	Mean dependent var	0.139452		LAG_FR_Z_H6(-2)	-0.129397	0.134816	-0.959802	0.3381
Adjusted R-squared	0.148272	S.D. dependent var	0.911061		LAG_FR_Z_H6(-3)	-0.112362	0.123371	-0.910770	0.3633
S.E. of regression	0.840810	Akaike info criterion	2.499097		LAG_FR_Z_H6(-4)	-0.022594	0.143004	-0.157998	0.8746
Sum squared resid	174.6194	Schwarz criterion	2.527350		LAG_FR_Z_H6(-5)	-0.259504	0.199282	-1.302195	0.1941
Log likelihood	-309.1376	Hannan-Quinn criter.	2.510469		C	0.089917	0.102517	0.877096	0.3813
F-statistic	44.17293	Durbin-Watson stat	0.317887		R-squared	0.189191	Mean dependent var	0.106872	
Prob(F-statistic)	0.000000				Adjusted R-squared	0.168750	S.D. dependent var	0.950117	
					S.E. of regression	0.866249	Akaike info criterion	2.578867	
					Sum squared resid	178.5923	Schwarz criterion	2.678903	
					Log likelihood	-308.9112	Hannan-Quinn criter.	2.619152	
					F-statistic	9.255665	Durbin-Watson stat	0.315731	
					Prob(F-statistic)	0.000000			

Italie					Brésil				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_IT_Z_H6	0.608181	0.176683	3.442223	0.0007	LAG_BR_Z_H6	1.021032	0.294092	3.471812	0.0006
LAG_IT_Z_H6(-1)	0.244415	0.167001	1.463549	0.1446	LAG_BR_Z_H6(-1)	-0.943353	0.326660	-2.887875	0.0042
LAG_IT_Z_H6(-2)	-0.131941	0.133557	-0.987905	0.3242	LAG_BR_Z_H6(-2)	0.172428	0.224679	0.767444	0.4436
LAG_IT_Z_H6(-3)	0.061508	0.203263	0.302605	0.7625	LAG_BR_Z_H6(-3)	-0.111811	0.217206	-0.514772	0.6072
LAG_IT_Z_H6(-4)	-0.359300	0.181789	-1.976468	0.0492	LAG_BR_Z_H6(-4)	0.307496	0.300127	1.024554	0.3066
C	0.110170	0.108061	1.019513	0.3090	LAG_BR_Z_H6(-5)	-0.525631	0.270762	-1.941302	0.0534
R-squared	0.280657	Mean dependent var	0.158309		C	0.059681	0.226638	0.263330	0.7925
Adjusted R-squared	0.265671	S.D. dependent var	1.104143		R-squared	0.243741	Mean dependent var	0.060008	
S.E. of regression	0.946173	Akaike info criterion	2.751306		Adjusted R-squared	0.224595	S.D. dependent var	2.120976	
Sum squared resid	214.8586	Schwarz criterion	2.836802		S.E. of regression	1.867670	Akaike info criterion	4.115529	
Log likelihood	-332.4107	Hannan-Quinn criter.	2.785731		Sum squared resid	826.7010	Schwarz criterion	4.215858	
F-statistic	18.72760	Durbin-Watson stat	0.390096		Log likelihood	-495.0945	Hannan-Quinn criter.	4.155936	
Prob(F-statistic)	0.000000				F-statistic	12.73077	Durbin-Watson stat	0.261038	
					Prob(F-statistic)	0.000000			

Chili					Chine				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_CL_Z_H6	0.849729	0.269080	3.157910	0.0018	LAG_CH_Z_H6	0.452666	0.188157	2.405792	0.0169
LAG_CL_Z_H6(-1)	-0.664072	0.217806	-3.048918	0.0026	LAG_CH_Z_H6(-1)	0.021742	0.134727	0.161380	0.8719
LAG_CL_Z_H6(-2)	0.348529	0.202255	1.723213	0.0862	LAG_CH_Z_H6(-2)	0.183686	0.125757	1.460638	0.1454
LAG_CL_Z_H6(-3)	-0.494196	0.217267	-2.274599	0.0239	LAG_CH_Z_H6(-3)	-0.277401	0.120671	-2.298826	0.0224
LAG_CL_Z_H6(-4)	0.511580	0.182532	2.802684	0.0055	LAG_CH_Z_H6(-4)	0.092580	0.136150	0.679990	0.4972
LAG_CL_Z_H6(-5)	-0.639189	0.179939	-3.552245	0.0005	LAG_CH_Z_H6(-5)	-0.510957	0.147075	-3.474127	0.0006
C	0.056358	0.200560	0.281001	0.7790	C	0.066068	0.175585	0.376275	0.7070
R-squared	0.289580	Mean dependent var	0.068144		R-squared	0.311429	Mean dependent var	0.076048	
Adjusted R-squared	0.270803	S.D. dependent var	1.896695		Adjusted R-squared	0.293997	S.D. dependent var	1.741077	
S.E. of regression	1.619646	Akaike info criterion	3.831750		S.E. of regression	1.462922	Akaike info criterion	3.627017	
Sum squared resid	595.4784	Schwarz criterion	3.935114		Sum squared resid	507.2133	Schwarz criterion	3.727346	
Log likelihood	-441.3148	Hannan-Quinn criter.	3.873427		Log likelihood	-435.4961	Hannan-Quinn criter.	3.667424	
F-statistic	15.42158	Durbin-Watson stat	0.311608		F-statistic	17.86521	Durbin-Watson stat	0.381980	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			

Inde					Corée du Sud				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_IN_Z_H6	-0.002997	0.100153	-0.029920	0.9762	LAG_KO_Z_H6	0.242576	0.135454	1.790846	0.0746
LAG_IN_Z_H6(-1)	-0.095307	0.100957	-0.944037	0.3462	LAG_KO_Z_H6(-1)	-0.095715	0.095918	-0.997882	0.3194
LAG_IN_Z_H6(-2)	0.142566	0.106453	1.339242	0.1818	LAG_KO_Z_H6(-2)	-0.030796	0.096874	-0.317899	0.7508
LAG_IN_Z_H6(-3)	-0.087243	0.085334	-1.022364	0.3077	LAG_KO_Z_H6(-3)	0.195892	0.088484	2.213854	0.0278
LAG_IN_Z_H6(-4)	0.291658	0.093688	3.113062	0.0021	LAG_KO_Z_H6(-4)	-0.005042	0.110694	-0.045548	0.9637
LAG_IN_Z_H6(-5)	-0.585348	0.119876	-4.882946	0.0000	LAG_KO_Z_H6(-5)	-0.304252	0.156480	-1.944348	0.0530
C	0.053436	0.187576	0.284873	0.7760	C	0.062611	0.110706	0.565559	0.5722
R-squared	0.153065	Mean dependent var		0.053871	R-squared	0.085380	Mean dependent var		0.068648
Adjusted R-squared	0.130480	S.D. dependent var		1.670450	Adjusted R-squared	0.062225	S.D. dependent var		0.919744
S.E. of regression	1.557662	Akaike info criterion		3.753957	S.E. of regression	0.890669	Akaike info criterion		2.634581
Sum squared resid	545.9200	Schwarz criterion		3.857953	Sum squared resid	188.0100	Schwarz criterion		2.734910
Log likelihood	-428.4590	Hannan-Quinn criter.		3.795898	Log likelihood	-314.4189	Hannan-Quinn criter.		2.674988
F-statistic	6.777282	Durbin-Watson stat		0.474761	F-statistic	3.687353	Durbin-Watson stat		0.359229
Prob(F-statistic)	0.000001				Prob(F-statistic)	0.001601			

Pologne					Hongrie				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_PO_Z_H6	0.545623	0.171858	3.174846	0.0017	LAG_HO_Z_H6	0.590808	0.184086	3.209414	0.0015
C	0.216978	0.165909	1.307815	0.1922	LAG_HO_Z_H6(-1)	-0.327695	0.204113	-1.605464	0.1097
					C	0.165394	0.215129	0.768817	0.4427
R-squared	0.224447	Mean dependent var		0.240756	R-squared	0.077433	Mean dependent var		0.154601
Adjusted R-squared	0.221307	S.D. dependent var		1.555227	Adjusted R-squared	0.069902	S.D. dependent var		1.845501
S.E. of regression	1.372388	Akaike info criterion		3.478981	S.E. of regression	1.779830	Akaike info criterion		4.002936
Sum squared resid	465.2119	Schwarz criterion		3.507234	Sum squared resid	776.1099	Schwarz criterion		4.045437
Log likelihood	-431.1332	Hannan-Quinn criter.		3.490354	Log likelihood	-493.3641	Hannan-Quinn criter.		4.020045
F-statistic	71.48230	Durbin-Watson stat		0.218413	F-statistic	10.28169	Durbin-Watson stat		0.251446
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000052			

Tableau 5 : Résultats du modèle simple autorégressif de l'inflation totale à horizon 12 mois

États-Unis				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_US_Z_H12	-0.393651	0.154488	-2.548100	0.0115
C	0.314802	0.261337	1.204580	0.2296
R-squared	0.125906	Mean dependent var		0.305426
Adjusted R-squared	0.122186	S.D. dependent var		2.081236
S.E. of regression	1.949946	Akaike info criterion		4.181883
Sum squared resid	893.5379	Schwarz criterion		4.211150
Log likelihood	-493.5532	Hannan-Quinn criter.		4.193679
F-statistic	33.84967	Durbin-Watson stat		0.104927
Prob(F-statistic)	0.000000			

Canada				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_CA_Z_H12	-0.198392	0.200959	-0.987226	0.3246
LAG_CA_Z_H12(-1)	-0.212067	0.158386	-1.338929	0.1819
C	0.177475	0.198426	0.894416	0.3720
R-squared	0.125676	Mean dependent var		0.182193
Adjusted R-squared	0.118171	S.D. dependent var		1.604258
S.E. of regression	1.506491	Akaike info criterion		3.670073
Sum squared resid	528.7969	Schwarz criterion		3.714105
Log likelihood	-430.0687	Hannan-Quinn criter.		3.687823
F-statistic	16.74580	Durbin-Watson stat		0.188042
Prob(F-statistic)	0.000000			

Royaume-Uni				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_UK_Z_H12	0.117775	0.375255	0.313852	0.7539
LAG_UK_Z_H12(-1)	0.113903	0.304289	0.374326	0.7085
LAG_UK_Z_H12(-2)	-0.404038	0.324267	-1.246007	0.2140
C	0.303749	0.233598	1.300309	0.1948
R-squared	0.022765	Mean dependent var		0.308685
Adjusted R-squared	0.010073	S.D. dependent var		1.755784
S.E. of regression	1.746918	Akaike info criterion		3.970458
Sum squared resid	704.9480	Schwarz criterion		4.029345
Log likelihood	-462.5288	Hannan-Quinn criter.		3.994198
F-statistic	1.793712	Durbin-Watson stat		0.102291
Prob(F-statistic)	0.149111			

Japon				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_JP_Z_H12	-0.212996	0.168686	-1.262674	0.2080
LAG_JP_Z_H12(-1)	-0.101620	0.134349	-0.756383	0.4502
LAG_JP_Z_H12(-2)	-0.051642	0.116582	-0.442965	0.6582
LAG_JP_Z_H12(-3)	0.067053	0.102683	0.653008	0.5144
LAG_JP_Z_H12(-4)	-0.080796	0.116772	-0.691914	0.4897
LAG_JP_Z_H12(-5)	-0.226123	0.145940	-1.549422	0.1227
C	0.119861	0.172352	0.695441	0.4875
R-squared	0.239688	Mean dependent var		0.109833
Adjusted R-squared	0.219413	S.D. dependent var		1.454320
S.E. of regression	1.284904	Akaike info criterion		3.368953
Sum squared resid	371.4702	Schwarz criterion		3.472950
Log likelihood	-383.7986	Hannan-Quinn criter.		3.410894
F-statistic	11.82183	Durbin-Watson stat		0.169364
Prob(F-statistic)	0.000000			

Allemagne				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_GE_Z_H12	0.223483	0.283552	0.788154	0.4314
LAG_GE_Z_H12(-1)	-0.095146	0.168877	-0.563403	0.5737
LAG_GE_Z_H12(-2)	0.250601	0.181666	1.379459	0.1691
LAG_GE_Z_H12(-3)	-0.285277	0.229078	-1.245326	0.2143
LAG_GE_Z_H12(-4)	0.037109	0.196339	0.189003	0.8503
LAG_GE_Z_H12(-5)	-0.541134	0.201918	-2.679972	0.0079
C	0.235888	0.179625	1.313221	0.1904
R-squared	0.129508	Mean dependent var		0.280848
Adjusted R-squared	0.106294	S.D. dependent var		1.487856
S.E. of regression	1.406559	Akaike info criterion		3.549878
Sum squared resid	445.1420	Schwarz criterion		3.653874
Log likelihood	-404.7858	Hannan-Quinn criter.		3.591818
F-statistic	5.579062	Durbin-Watson stat		0.205398
Prob(F-statistic)	0.000021			

France				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_FR_Z_H12	-0.013161	0.256950	-0.051222	0.9592
LAG_FR_Z_H12(-1)	-0.098582	0.167515	-0.588493	0.5568
LAG_FR_Z_H12(-2)	-0.297212	0.199067	-1.493024	0.1368
C	0.151556	0.190347	0.796211	0.4267
R-squared	0.106795	Mean dependent var		0.166782
Adjusted R-squared	0.095245	S.D. dependent var		1.465472
S.E. of regression	1.393937	Akaike info criterion		3.518945
Sum squared resid	450.7897	Schwarz criterion		3.577654
Log likelihood	-411.2355	Hannan-Quinn criter.		3.542611
F-statistic	9.246267	Durbin-Watson stat		0.118543
Prob(F-statistic)	0.000008			

Italie	<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_IT_Z_H12</td><td>0.289058</td><td>0.355580</td><td>0.812919</td><td>0.4171</td></tr><tr><td>LAG_IT_Z_H12(-1)</td><td>0.138033</td><td>0.247363</td><td>0.558018</td><td>0.5774</td></tr><tr><td>LAG_IT_Z_H12(-2)</td><td>-0.008751</td><td>0.218667</td><td>-0.040020</td><td>0.9681</td></tr><tr><td>LAG_IT_Z_H12(-3)</td><td>-0.529295</td><td>0.267624</td><td>-1.977755</td><td>0.0492</td></tr><tr><td>C</td><td>0.195028</td><td>0.242550</td><td>0.804073</td><td>0.4222</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.048631</td><td>Mean dependent var</td><td>0.221820</td><td></td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.032085</td><td>S.D. dependent var</td><td>1.808599</td><td></td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>1.779347</td><td>Akaike info criterion</td><td>4.011417</td><td></td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>728.1978</td><td>Schwarz criterion</td><td>4.085026</td><td></td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-466.3416</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>4.041093</td><td></td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>2.939211</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.148086</td><td></td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.021340</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_IT_Z_H12	0.289058	0.355580	0.812919	0.4171	LAG_IT_Z_H12(-1)	0.138033	0.247363	0.558018	0.5774	LAG_IT_Z_H12(-2)	-0.008751	0.218667	-0.040020	0.9681	LAG_IT_Z_H12(-3)	-0.529295	0.267624	-1.977755	0.0492	C	0.195028	0.242550	0.804073	0.4222	R-squared	0.048631	Mean dependent var	0.221820		Adjusted R-squared	0.032085	S.D. dependent var	1.808599		S.E. of regression	1.779347	Akaike info criterion	4.011417		Sum squared resid	728.1978	Schwarz criterion	4.085026		Log likelihood	-466.3416	Hannan-Quinn criter.	4.041093		F-statistic	2.939211	Durbin-Watson stat	0.148086		Prob(F-statistic)	0.021340				Brésil	<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_BR_Z_H12</td><td>0.452129</td><td>0.349187</td><td>1.294804</td><td>0.1967</td></tr><tr><td>LAG_BR_Z_H12(-1)</td><td>-0.802641</td><td>0.356457</td><td>-2.251721</td><td>0.0253</td></tr><tr><td>C</td><td>0.045055</td><td>0.413648</td><td>0.108921</td><td>0.9134</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.133924</td><td>Mean dependent var</td><td>0.067041</td><td></td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.126490</td><td>S.D. dependent var</td><td>3.241001</td><td></td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>3.029097</td><td>Akaike info criterion</td><td>5.067036</td><td></td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>2137.874</td><td>Schwarz criterion</td><td>5.111068</td><td></td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-594.9103</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>5.084786</td><td></td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>18.01472</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.095400</td><td></td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_BR_Z_H12	0.452129	0.349187	1.294804	0.1967	LAG_BR_Z_H12(-1)	-0.802641	0.356457	-2.251721	0.0253	C	0.045055	0.413648	0.108921	0.9134	R-squared	0.133924	Mean dependent var	0.067041		Adjusted R-squared	0.126490	S.D. dependent var	3.241001		S.E. of regression	3.029097	Akaike info criterion	5.067036		Sum squared resid	2137.874	Schwarz criterion	5.111068		Log likelihood	-594.9103	Hannan-Quinn criter.	5.084786		F-statistic	18.01472	Durbin-Watson stat	0.095400		Prob(F-statistic)	0.000000																																	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																																					
LAG_IT_Z_H12	0.289058	0.355580	0.812919	0.4171																																																																																																																																																					
LAG_IT_Z_H12(-1)	0.138033	0.247363	0.558018	0.5774																																																																																																																																																					
LAG_IT_Z_H12(-2)	-0.008751	0.218667	-0.040020	0.9681																																																																																																																																																					
LAG_IT_Z_H12(-3)	-0.529295	0.267624	-1.977755	0.0492																																																																																																																																																					
C	0.195028	0.242550	0.804073	0.4222																																																																																																																																																					
R-squared	0.048631	Mean dependent var	0.221820																																																																																																																																																						
Adjusted R-squared	0.032085	S.D. dependent var	1.808599																																																																																																																																																						
S.E. of regression	1.779347	Akaike info criterion	4.011417																																																																																																																																																						
Sum squared resid	728.1978	Schwarz criterion	4.085026																																																																																																																																																						
Log likelihood	-466.3416	Hannan-Quinn criter.	4.041093																																																																																																																																																						
F-statistic	2.939211	Durbin-Watson stat	0.148086																																																																																																																																																						
Prob(F-statistic)	0.021340																																																																																																																																																								
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																																					
LAG_BR_Z_H12	0.452129	0.349187	1.294804	0.1967																																																																																																																																																					
LAG_BR_Z_H12(-1)	-0.802641	0.356457	-2.251721	0.0253																																																																																																																																																					
C	0.045055	0.413648	0.108921	0.9134																																																																																																																																																					
R-squared	0.133924	Mean dependent var	0.067041																																																																																																																																																						
Adjusted R-squared	0.126490	S.D. dependent var	3.241001																																																																																																																																																						
S.E. of regression	3.029097	Akaike info criterion	5.067036																																																																																																																																																						
Sum squared resid	2137.874	Schwarz criterion	5.111068																																																																																																																																																						
Log likelihood	-594.9103	Hannan-Quinn criter.	5.084786																																																																																																																																																						
F-statistic	18.01472	Durbin-Watson stat	0.095400																																																																																																																																																						
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																																																																																																								
Chili	<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H12</td><td>0.123128</td><td>0.201118</td><td>0.612219</td><td>0.5410</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H12(-1)</td><td>-0.383877</td><td>0.176611</td><td>-2.173570</td><td>0.0308</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H12(-2)</td><td>0.100396</td><td>0.162891</td><td>0.616339</td><td>0.5383</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H12(-3)</td><td>-0.228490</td><td>0.174307</td><td>-1.310853</td><td>0.1913</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H12(-4)</td><td>0.285560</td><td>0.160729</td><td>1.776655</td><td>0.0770</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H12(-5)</td><td>-0.515357</td><td>0.191040</td><td>-2.697644</td><td>0.0075</td></tr><tr><td>C</td><td>0.043031</td><td>0.349377</td><td>0.123166</td><td>0.9021</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.334527</td><td>Mean dependent var</td><td>0.057318</td><td></td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.315956</td><td>S.D. dependent var</td><td>2.994071</td><td></td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>2.476305</td><td>Akaike info criterion</td><td>4.682436</td><td></td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>1318.399</td><td>Schwarz criterion</td><td>4.789728</td><td></td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-512.7504</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>4.725754</td><td></td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>18.01310</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.118499</td><td></td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_CL_Z_H12	0.123128	0.201118	0.612219	0.5410	LAG_CL_Z_H12(-1)	-0.383877	0.176611	-2.173570	0.0308	LAG_CL_Z_H12(-2)	0.100396	0.162891	0.616339	0.5383	LAG_CL_Z_H12(-3)	-0.228490	0.174307	-1.310853	0.1913	LAG_CL_Z_H12(-4)	0.285560	0.160729	1.776655	0.0770	LAG_CL_Z_H12(-5)	-0.515357	0.191040	-2.697644	0.0075	C	0.043031	0.349377	0.123166	0.9021	R-squared	0.334527	Mean dependent var	0.057318		Adjusted R-squared	0.315956	S.D. dependent var	2.994071		S.E. of regression	2.476305	Akaike info criterion	4.682436		Sum squared resid	1318.399	Schwarz criterion	4.789728		Log likelihood	-512.7504	Hannan-Quinn criter.	4.725754		F-statistic	18.01310	Durbin-Watson stat	0.118499		Prob(F-statistic)	0.000000				Chine	<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H12</td><td>0.015986</td><td>0.197860</td><td>0.080794</td><td>0.9357</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H12(-1)</td><td>-0.285374</td><td>0.173998</td><td>-1.640095</td><td>0.1024</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H12(-2)</td><td>0.191173</td><td>0.148567</td><td>1.286782</td><td>0.1995</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H12(-3)</td><td>-0.038536</td><td>0.144758</td><td>-0.266208</td><td>0.7903</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H12(-4)</td><td>0.113334</td><td>0.152748</td><td>0.741964</td><td>0.4589</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H12(-5)</td><td>-0.626998</td><td>0.153822</td><td>-4.076125</td><td>0.0001</td></tr><tr><td>C</td><td>0.114102</td><td>0.307015</td><td>0.371649</td><td>0.7105</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.354871</td><td>Mean dependent var</td><td>0.103027</td><td></td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.337668</td><td>S.D. dependent var</td><td>2.832389</td><td></td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>2.305106</td><td>Akaike info criterion</td><td>4.537838</td><td></td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>1195.541</td><td>Schwarz criterion</td><td>4.641835</td><td></td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-519.3893</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>4.579779</td><td></td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>20.62791</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.191385</td><td></td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_CH_Z_H12	0.015986	0.197860	0.080794	0.9357	LAG_CH_Z_H12(-1)	-0.285374	0.173998	-1.640095	0.1024	LAG_CH_Z_H12(-2)	0.191173	0.148567	1.286782	0.1995	LAG_CH_Z_H12(-3)	-0.038536	0.144758	-0.266208	0.7903	LAG_CH_Z_H12(-4)	0.113334	0.152748	0.741964	0.4589	LAG_CH_Z_H12(-5)	-0.626998	0.153822	-4.076125	0.0001	C	0.114102	0.307015	0.371649	0.7105	R-squared	0.354871	Mean dependent var	0.103027		Adjusted R-squared	0.337668	S.D. dependent var	2.832389		S.E. of regression	2.305106	Akaike info criterion	4.537838		Sum squared resid	1195.541	Schwarz criterion	4.641835		Log likelihood	-519.3893	Hannan-Quinn criter.	4.579779		F-statistic	20.62791	Durbin-Watson stat	0.191385		Prob(F-statistic)	0.000000			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																																					
LAG_CL_Z_H12	0.123128	0.201118	0.612219	0.5410																																																																																																																																																					
LAG_CL_Z_H12(-1)	-0.383877	0.176611	-2.173570	0.0308																																																																																																																																																					
LAG_CL_Z_H12(-2)	0.100396	0.162891	0.616339	0.5383																																																																																																																																																					
LAG_CL_Z_H12(-3)	-0.228490	0.174307	-1.310853	0.1913																																																																																																																																																					
LAG_CL_Z_H12(-4)	0.285560	0.160729	1.776655	0.0770																																																																																																																																																					
LAG_CL_Z_H12(-5)	-0.515357	0.191040	-2.697644	0.0075																																																																																																																																																					
C	0.043031	0.349377	0.123166	0.9021																																																																																																																																																					
R-squared	0.334527	Mean dependent var	0.057318																																																																																																																																																						
Adjusted R-squared	0.315956	S.D. dependent var	2.994071																																																																																																																																																						
S.E. of regression	2.476305	Akaike info criterion	4.682436																																																																																																																																																						
Sum squared resid	1318.399	Schwarz criterion	4.789728																																																																																																																																																						
Log likelihood	-512.7504	Hannan-Quinn criter.	4.725754																																																																																																																																																						
F-statistic	18.01310	Durbin-Watson stat	0.118499																																																																																																																																																						
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																																																																																																								
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																																					
LAG_CH_Z_H12	0.015986	0.197860	0.080794	0.9357																																																																																																																																																					
LAG_CH_Z_H12(-1)	-0.285374	0.173998	-1.640095	0.1024																																																																																																																																																					
LAG_CH_Z_H12(-2)	0.191173	0.148567	1.286782	0.1995																																																																																																																																																					
LAG_CH_Z_H12(-3)	-0.038536	0.144758	-0.266208	0.7903																																																																																																																																																					
LAG_CH_Z_H12(-4)	0.113334	0.152748	0.741964	0.4589																																																																																																																																																					
LAG_CH_Z_H12(-5)	-0.626998	0.153822	-4.076125	0.0001																																																																																																																																																					
C	0.114102	0.307015	0.371649	0.7105																																																																																																																																																					
R-squared	0.354871	Mean dependent var	0.103027																																																																																																																																																						
Adjusted R-squared	0.337668	S.D. dependent var	2.832389																																																																																																																																																						
S.E. of regression	2.305106	Akaike info criterion	4.537838																																																																																																																																																						
Sum squared resid	1195.541	Schwarz criterion	4.641835																																																																																																																																																						
Log likelihood	-519.3893	Hannan-Quinn criter.	4.579779																																																																																																																																																						
F-statistic	20.62791	Durbin-Watson stat	0.191385																																																																																																																																																						
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																																																																																																								
Inde	<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_IN_Z_H12</td><td>-0.427673</td><td>0.101180</td><td>-4.226871</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>C</td><td>0.110581</td><td>0.288761</td><td>0.382949</td><td>0.7021</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.179040</td><td>Mean dependent var</td><td>0.105959</td><td></td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.175359</td><td>S.D. dependent var</td><td>2.345269</td><td></td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>2.129733</td><td>Akaike info criterion</td><td>4.358720</td><td></td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>1011.475</td><td>Schwarz criterion</td><td>4.389085</td><td></td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-488.3560</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>4.370975</td><td></td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>48.63330</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.198627</td><td></td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_IN_Z_H12	-0.427673	0.101180	-4.226871	0.0000	C	0.110581	0.288761	0.382949	0.7021	R-squared	0.179040	Mean dependent var	0.105959		Adjusted R-squared	0.175359	S.D. dependent var	2.345269		S.E. of regression	2.129733	Akaike info criterion	4.358720		Sum squared resid	1011.475	Schwarz criterion	4.389085		Log likelihood	-488.3560	Hannan-Quinn criter.	4.370975		F-statistic	48.63330	Durbin-Watson stat	0.198627		Prob(F-statistic)	0.000000				Corée du Sud	<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_KO_Z_H12</td><td>-0.219225</td><td>0.159370</td><td>-1.375574</td><td>0.1703</td></tr><tr><td>C</td><td>0.066814</td><td>0.191306</td><td>0.349252</td><td>0.7272</td></tr><tr><td>R-squared</td><td>0.040746</td><td>Mean dependent var</td><td>0.092192</td><td></td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.036664</td><td>S.D. dependent var</td><td>1.379877</td><td></td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>1.354345</td><td>Akaike info criterion</td><td>3.452915</td><td></td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>431.0486</td><td>Schwarz criterion</td><td>3.482182</td><td></td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-407.1705</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>3.464712</td><td></td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>9.981983</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.163896</td><td></td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.001788</td><td></td><td></td><td></td></tr></table>	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_KO_Z_H12	-0.219225	0.159370	-1.375574	0.1703	C	0.066814	0.191306	0.349252	0.7272	R-squared	0.040746	Mean dependent var	0.092192		Adjusted R-squared	0.036664	S.D. dependent var	1.379877		S.E. of regression	1.354345	Akaike info criterion	3.452915		Sum squared resid	431.0486	Schwarz criterion	3.482182		Log likelihood	-407.1705	Hannan-Quinn criter.	3.464712		F-statistic	9.981983	Durbin-Watson stat	0.163896		Prob(F-statistic)	0.001788																																																					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																																					
LAG_IN_Z_H12	-0.427673	0.101180	-4.226871	0.0000																																																																																																																																																					
C	0.110581	0.288761	0.382949	0.7021																																																																																																																																																					
R-squared	0.179040	Mean dependent var	0.105959																																																																																																																																																						
Adjusted R-squared	0.175359	S.D. dependent var	2.345269																																																																																																																																																						
S.E. of regression	2.129733	Akaike info criterion	4.358720																																																																																																																																																						
Sum squared resid	1011.475	Schwarz criterion	4.389085																																																																																																																																																						
Log likelihood	-488.3560	Hannan-Quinn criter.	4.370975																																																																																																																																																						
F-statistic	48.63330	Durbin-Watson stat	0.198627																																																																																																																																																						
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																																																																																																								
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																																																																																																					
LAG_KO_Z_H12	-0.219225	0.159370	-1.375574	0.1703																																																																																																																																																					
C	0.066814	0.191306	0.349252	0.7272																																																																																																																																																					
R-squared	0.040746	Mean dependent var	0.092192																																																																																																																																																						
Adjusted R-squared	0.036664	S.D. dependent var	1.379877																																																																																																																																																						
S.E. of regression	1.354345	Akaike info criterion	3.452915																																																																																																																																																						
Sum squared resid	431.0486	Schwarz criterion	3.482182																																																																																																																																																						
Log likelihood	-407.1705	Hannan-Quinn criter.	3.464712																																																																																																																																																						
F-statistic	9.981983	Durbin-Watson stat	0.163896																																																																																																																																																						
Prob(F-statistic)	0.001788																																																																																																																																																								

Pologne					Hongrie				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_PO_Z_H12	0.559754	0.368506	1.518981	0.1301	LAG_HO_Z_H12	-0.005633	0.210535	-0.026755	0.9787
LAG_PO_Z_H12(-1)	-0.594177	0.335899	-1.768916	0.0782	LAG_HO_Z_H12(-1)	-0.186355	0.215327	-0.865451	0.3877
C	0.472909	0.318445	1.485058	0.1389	LAG_HO_Z_H12(-2)	-0.048435	0.186310	-0.259970	0.7951
R-squared	0.021464	Mean dependent var		0.491027	LAG_HO_Z_H12(-3)	0.241613	0.236472	1.021740	0.3080
Adjusted R-squared	0.013064	S.D. dependent var		2.392790	LAG_HO_Z_H12(-4)	0.334491	0.219828	1.521603	0.1295
S.E. of regression	2.377109	Akaike info criterion		4.582277	LAG_HO_Z_H12(-5)	-0.663602	0.275949	-2.404798	0.0170
Sum squared resid	1316.601	Schwarz criterion		4.626309	C	0.219448	0.337386	0.650434	0.5161
Log likelihood	-537.7087	Hannan-Quinn criter.		4.600027	R-squared	0.086425	Mean dependent var		0.311450
F-statistic	2.555372	Durbin-Watson stat		0.120655	Adjusted R-squared	0.062063	S.D. dependent var		2.656930
Prob(F-statistic)	0.079838				S.E. of regression	2.573160	Akaike info criterion		4.757854
					Sum squared resid	1489.759	Schwarz criterion		4.861851
					Log likelihood	-544.9111	Hannan-Quinn criter.		4.799795
					F-statistic	3.547543	Durbin-Watson stat		0.160661
					Prob(F-statistic)	0.002240			

Tableau 6 : Résultats du modèle 1 à horizon 24 mois

États-Unis					Canada				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_US_Z_H24	-0.584598	0.143318	-4.079036	0.0001	LAG_CA_Z_H24	-0.777153	0.182225	-4.264805	0.0000
C	0.300557	0.299540	1.003397	0.3168	C	0.143414	0.201006	0.713483	0.4763
R-squared	0.196372	Mean dependent var	0.336904		R-squared	0.313627	Mean dependent var	0.219115	
Adjusted R-squared	0.192563	S.D. dependent var	2.355769		Adjusted R-squared	0.310374	S.D. dependent var	1.813660	
S.E. of regression	2.116835	Akaike info criterion	4.347066		S.E. of regression	1.506131	Akaike info criterion	3.666311	
Sum squared resid	945.4887	Schwarz criterion	4.378628		Sum squared resid	478.6390	Schwarz criterion	3.697872	
Log likelihood	-460.9625	Hannan-Quinn criter.	4.359821		Log likelihood	-388.4621	Hannan-Quinn criter.	3.679066	
F-statistic	51.55929	Durbin-Watson stat	0.077577		F-statistic	96.41291	Durbin-Watson stat	0.125835	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			
Royaume-Uni					Japon				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_UK_Z_H24	-0.061146	0.348262	-0.175575	0.8608	LAG_JP_Z_H24	-0.552699	0.120661	-4.580607	0.0000
LAG_UK_Z_H24(-1)	-0.545408	0.302524	-1.802858	0.0729	C	0.151705	0.186009	0.815579	0.4157
C	0.366678	0.290983	1.260136	0.2090					
R-squared	0.171433	Mean dependent var	0.341517		R-squared	0.277132	Mean dependent var	0.074134	
Adjusted R-squared	0.163504	S.D. dependent var	2.154807		Adjusted R-squared	0.273706	S.D. dependent var	1.565835	
S.E. of regression	1.970790	Akaike info criterion	4.208796		S.E. of regression	1.334450	Akaike info criterion	3.424260	
Sum squared resid	811.7586	Schwarz criterion	4.256295		Sum squared resid	375.7395	Schwarz criterion	3.455822	
Log likelihood	-443.1323	Hannan-Quinn criter.	4.227994		Log likelihood	-362.6837	Hannan-Quinn criter.	3.437015	
F-statistic	21.62132	Durbin-Watson stat	0.062211		F-statistic	80.89293	Durbin-Watson stat	0.112340	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			

Allemagne					France																																																																
<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_GE_Z_H24</td><td>-0.847846</td><td>0.173515</td><td>-4.886314</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>C</td><td>0.272903</td><td>0.220136</td><td>1.239702</td><td>0.2165</td></tr></table>					Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_GE_Z_H24	-0.847846	0.173515	-4.886314	0.0000	C	0.272903	0.220136	1.239702	0.2165	<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_FR_Z_H24</td><td>-0.780044</td><td>0.176438</td><td>-4.421064</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>C</td><td>0.055153</td><td>0.192190</td><td>0.286970</td><td>0.7744</td></tr></table>					Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_FR_Z_H24	-0.780044	0.176438	-4.421064	0.0000	C	0.055153	0.192190	0.286970	0.7744																														
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																	
LAG_GE_Z_H24	-0.847846	0.173515	-4.886314	0.0000																																																																	
C	0.272903	0.220136	1.239702	0.2165																																																																	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																	
LAG_FR_Z_H24	-0.780044	0.176438	-4.421064	0.0000																																																																	
C	0.055153	0.192190	0.286970	0.7744																																																																	
<table><tr><td>R-squared</td><td>0.303722</td><td>Mean dependent var</td><td>0.314154</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.300422</td><td>S.D. dependent var</td><td>1.865864</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>1.560623</td><td>Akaike info criterion</td><td>3.737393</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>513.8998</td><td>Schwarz criterion</td><td>3.768954</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-396.0323</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>3.750148</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>92.03981</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.068756</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td></tr></table>					R-squared	0.303722	Mean dependent var	0.314154	Adjusted R-squared	0.300422	S.D. dependent var	1.865864	S.E. of regression	1.560623	Akaike info criterion	3.737393	Sum squared resid	513.8998	Schwarz criterion	3.768954	Log likelihood	-396.0323	Hannan-Quinn criter.	3.750148	F-statistic	92.03981	Durbin-Watson stat	0.068756	Prob(F-statistic)	0.000000			<table><tr><td>R-squared</td><td>0.327336</td><td>Mean dependent var</td><td>0.123362</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.324163</td><td>S.D. dependent var</td><td>1.689212</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>1.388690</td><td>Akaike info criterion</td><td>3.503900</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>408.8334</td><td>Schwarz criterion</td><td>3.535358</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-372.9173</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>3.516612</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>103.1647</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.061890</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td></tr></table>					R-squared	0.327336	Mean dependent var	0.123362	Adjusted R-squared	0.324163	S.D. dependent var	1.689212	S.E. of regression	1.388690	Akaike info criterion	3.503900	Sum squared resid	408.8334	Schwarz criterion	3.535358	Log likelihood	-372.9173	Hannan-Quinn criter.	3.516612	F-statistic	103.1647	Durbin-Watson stat	0.061890	Prob(F-statistic)	0.000000						
R-squared	0.303722	Mean dependent var	0.314154																																																																		
Adjusted R-squared	0.300422	S.D. dependent var	1.865864																																																																		
S.E. of regression	1.560623	Akaike info criterion	3.737393																																																																		
Sum squared resid	513.8998	Schwarz criterion	3.768954																																																																		
Log likelihood	-396.0323	Hannan-Quinn criter.	3.750148																																																																		
F-statistic	92.03981	Durbin-Watson stat	0.068756																																																																		
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																				
R-squared	0.327336	Mean dependent var	0.123362																																																																		
Adjusted R-squared	0.324163	S.D. dependent var	1.689212																																																																		
S.E. of regression	1.388690	Akaike info criterion	3.503900																																																																		
Sum squared resid	408.8334	Schwarz criterion	3.535358																																																																		
Log likelihood	-372.9173	Hannan-Quinn criter.	3.516612																																																																		
F-statistic	103.1647	Durbin-Watson stat	0.061890																																																																		
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																				
Italie					Brésil																																																																
<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_IT_Z_H24</td><td>-0.844380</td><td>0.227525</td><td>-3.711147</td><td>0.0003</td></tr><tr><td>C</td><td>-0.014742</td><td>0.248515</td><td>-0.059320</td><td>0.9528</td></tr></table>					Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_IT_Z_H24	-0.844380	0.227525	-3.711147	0.0003	C	-0.014742	0.248515	-0.059320	0.9528	<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_BR_Z_H24</td><td>-0.332284</td><td>0.172950</td><td>-1.921274</td><td>0.0560</td></tr><tr><td>C</td><td>-0.357795</td><td>0.511323</td><td>-0.699745</td><td>0.4849</td></tr></table>					Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_BR_Z_H24	-0.332284	0.172950	-1.921274	0.0560	C	-0.357795	0.511323	-0.699745	0.4849																														
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																	
LAG_IT_Z_H24	-0.844380	0.227525	-3.711147	0.0003																																																																	
C	-0.014742	0.248515	-0.059320	0.9528																																																																	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																	
LAG_BR_Z_H24	-0.332284	0.172950	-1.921274	0.0560																																																																	
C	-0.357795	0.511323	-0.699745	0.4849																																																																	
<table><tr><td>R-squared</td><td>0.275595</td><td>Mean dependent var</td><td>0.179055</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.272178</td><td>S.D. dependent var</td><td>2.318376</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>1.977864</td><td>Akaike info criterion</td><td>4.211214</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>829.3327</td><td>Schwarz criterion</td><td>4.242672</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-448.5999</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>4.223926</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>80.65402</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.054336</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td></tr></table>					R-squared	0.275595	Mean dependent var	0.179055	Adjusted R-squared	0.272178	S.D. dependent var	2.318376	S.E. of regression	1.977864	Akaike info criterion	4.211214	Sum squared resid	829.3327	Schwarz criterion	4.242672	Log likelihood	-448.5999	Hannan-Quinn criter.	4.223926	F-statistic	80.65402	Durbin-Watson stat	0.054336	Prob(F-statistic)	0.000000			<table><tr><td>R-squared</td><td>0.107514</td><td>Mean dependent var</td><td>-0.209926</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.103284</td><td>S.D. dependent var</td><td>3.533553</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>3.346101</td><td>Akaike info criterion</td><td>5.262814</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>2362.439</td><td>Schwarz criterion</td><td>5.294376</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-558.4897</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>5.275569</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>25.41816</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.028050</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000001</td><td></td><td></td></tr></table>					R-squared	0.107514	Mean dependent var	-0.209926	Adjusted R-squared	0.103284	S.D. dependent var	3.533553	S.E. of regression	3.346101	Akaike info criterion	5.262814	Sum squared resid	2362.439	Schwarz criterion	5.294376	Log likelihood	-558.4897	Hannan-Quinn criter.	5.275569	F-statistic	25.41816	Durbin-Watson stat	0.028050	Prob(F-statistic)	0.000001						
R-squared	0.275595	Mean dependent var	0.179055																																																																		
Adjusted R-squared	0.272178	S.D. dependent var	2.318376																																																																		
S.E. of regression	1.977864	Akaike info criterion	4.211214																																																																		
Sum squared resid	829.3327	Schwarz criterion	4.242672																																																																		
Log likelihood	-448.5999	Hannan-Quinn criter.	4.223926																																																																		
F-statistic	80.65402	Durbin-Watson stat	0.054336																																																																		
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																				
R-squared	0.107514	Mean dependent var	-0.209926																																																																		
Adjusted R-squared	0.103284	S.D. dependent var	3.533553																																																																		
S.E. of regression	3.346101	Akaike info criterion	5.262814																																																																		
Sum squared resid	2362.439	Schwarz criterion	5.294376																																																																		
Log likelihood	-558.4897	Hannan-Quinn criter.	5.275569																																																																		
F-statistic	25.41816	Durbin-Watson stat	0.028050																																																																		
Prob(F-statistic)	0.000001																																																																				
Chili					Chine																																																																
<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H24</td><td>-1.225974</td><td>0.329182</td><td>-3.724301</td><td>0.0003</td></tr><tr><td>LAG_CL_Z_H24(-1)</td><td>0.714655</td><td>0.314047</td><td>2.275633</td><td>0.0239</td></tr><tr><td>C</td><td>0.176335</td><td>0.420206</td><td>0.419638</td><td>0.6752</td></tr></table>					Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_CL_Z_H24	-1.225974	0.329182	-3.724301	0.0003	LAG_CL_Z_H24(-1)	0.714655	0.314047	2.275633	0.0239	C	0.176335	0.420206	0.419638	0.6752	<table><tr><th>Variable</th><th>Coefficient</th><th>Std. Error</th><th>t-Statistic</th><th>Prob.*</th></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H24</td><td>-1.080250</td><td>0.214153</td><td>-5.044304</td><td>0.0000</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H24(-1)</td><td>0.302067</td><td>0.190996</td><td>1.581541</td><td>0.1153</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H24(-2)</td><td>-0.250379</td><td>0.176088</td><td>-1.421894</td><td>0.1566</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H24(-3)</td><td>0.099039</td><td>0.167888</td><td>0.589909</td><td>0.5559</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H24(-4)</td><td>-0.040593</td><td>0.198041</td><td>-0.204973</td><td>0.8378</td></tr><tr><td>LAG_CH_Z_H24(-5)</td><td>0.410962</td><td>0.205819</td><td>1.996712</td><td>0.0472</td></tr><tr><td>C</td><td>0.010272</td><td>0.291269</td><td>0.035265</td><td>0.9719</td></tr></table>					Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	LAG_CH_Z_H24	-1.080250	0.214153	-5.044304	0.0000	LAG_CH_Z_H24(-1)	0.302067	0.190996	1.581541	0.1153	LAG_CH_Z_H24(-2)	-0.250379	0.176088	-1.421894	0.1566	LAG_CH_Z_H24(-3)	0.099039	0.167888	0.589909	0.5559	LAG_CH_Z_H24(-4)	-0.040593	0.198041	-0.204973	0.8378	LAG_CH_Z_H24(-5)	0.410962	0.205819	1.996712	0.0472	C	0.010272	0.291269	0.035265	0.9719
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																	
LAG_CL_Z_H24	-1.225974	0.329182	-3.724301	0.0003																																																																	
LAG_CL_Z_H24(-1)	0.714655	0.314047	2.275633	0.0239																																																																	
C	0.176335	0.420206	0.419638	0.6752																																																																	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*																																																																	
LAG_CH_Z_H24	-1.080250	0.214153	-5.044304	0.0000																																																																	
LAG_CH_Z_H24(-1)	0.302067	0.190996	1.581541	0.1153																																																																	
LAG_CH_Z_H24(-2)	-0.250379	0.176088	-1.421894	0.1566																																																																	
LAG_CH_Z_H24(-3)	0.099039	0.167888	0.589909	0.5559																																																																	
LAG_CH_Z_H24(-4)	-0.040593	0.198041	-0.204973	0.8378																																																																	
LAG_CH_Z_H24(-5)	0.410962	0.205819	1.996712	0.0472																																																																	
C	0.010272	0.291269	0.035265	0.9719																																																																	
<table><tr><td>R-squared</td><td>0.309884</td><td>Mean dependent var</td><td>0.196913</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.302948</td><td>S.D. dependent var</td><td>3.314025</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>2.766868</td><td>Akaike info criterion</td><td>4.888049</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>1523.456</td><td>Schwarz criterion</td><td>4.937182</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-490.6930</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>4.907928</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>44.67860</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.081579</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td></tr></table>					R-squared	0.309884	Mean dependent var	0.196913	Adjusted R-squared	0.302948	S.D. dependent var	3.314025	S.E. of regression	2.766868	Akaike info criterion	4.888049	Sum squared resid	1523.456	Schwarz criterion	4.937182	Log likelihood	-490.6930	Hannan-Quinn criter.	4.907928	F-statistic	44.67860	Durbin-Watson stat	0.081579	Prob(F-statistic)	0.000000			<table><tr><td>R-squared</td><td>0.599284</td><td>Mean dependent var</td><td>-0.193267</td></tr><tr><td>Adjusted R-squared</td><td>0.587323</td><td>S.D. dependent var</td><td>3.059739</td></tr><tr><td>S.E. of regression</td><td>1.965576</td><td>Akaike info criterion</td><td>4.222522</td></tr><tr><td>Sum squared resid</td><td>776.5610</td><td>Schwarz criterion</td><td>4.334843</td></tr><tr><td>Log likelihood</td><td>-432.1423</td><td>Hannan-Quinn criter.</td><td>4.267939</td></tr><tr><td>F-statistic</td><td>50.10042</td><td>Durbin-Watson stat</td><td>0.142748</td></tr><tr><td>Prob(F-statistic)</td><td>0.000000</td><td></td><td></td></tr></table>					R-squared	0.599284	Mean dependent var	-0.193267	Adjusted R-squared	0.587323	S.D. dependent var	3.059739	S.E. of regression	1.965576	Akaike info criterion	4.222522	Sum squared resid	776.5610	Schwarz criterion	4.334843	Log likelihood	-432.1423	Hannan-Quinn criter.	4.267939	F-statistic	50.10042	Durbin-Watson stat	0.142748	Prob(F-statistic)	0.000000						
R-squared	0.309884	Mean dependent var	0.196913																																																																		
Adjusted R-squared	0.302948	S.D. dependent var	3.314025																																																																		
S.E. of regression	2.766868	Akaike info criterion	4.888049																																																																		
Sum squared resid	1523.456	Schwarz criterion	4.937182																																																																		
Log likelihood	-490.6930	Hannan-Quinn criter.	4.907928																																																																		
F-statistic	44.67860	Durbin-Watson stat	0.081579																																																																		
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																				
R-squared	0.599284	Mean dependent var	-0.193267																																																																		
Adjusted R-squared	0.587323	S.D. dependent var	3.059739																																																																		
S.E. of regression	1.965576	Akaike info criterion	4.222522																																																																		
Sum squared resid	776.5610	Schwarz criterion	4.334843																																																																		
Log likelihood	-432.1423	Hannan-Quinn criter.	4.267939																																																																		
F-statistic	50.10042	Durbin-Watson stat	0.142748																																																																		
Prob(F-statistic)	0.000000																																																																				

Inde				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_IN_Z_H24	-0.108016	0.142789	-0.756471	0.4503
C	0.240112	0.387974	0.618889	0.5367
R-squared	0.011331	Mean dependent var		0.241296
Adjusted R-squared	0.006363	S.D. dependent var		2.602311
S.E. of regression	2.594018	Akaike info criterion		4.754194
Sum squared resid	1339.057	Schwarz criterion		4.787062
Log likelihood	-475.7965	Hannan-Quinn criter.		4.767494
F-statistic	2.280790	Durbin-Watson stat		0.115614
Prob(F-statistic)	0.132571			
Pologne				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_PO_Z_H24	-0.193914	0.126503	-1.532879	0.1268
C	0.583391	0.419857	1.389498	0.1661
R-squared	0.027380	Mean dependent var		0.606186
Adjusted R-squared	0.022771	S.D. dependent var		2.907560
S.E. of regression	2.874266	Akaike info criterion		4.958817
Sum squared resid	1743.156	Schwarz criterion		4.990378
Log likelihood	-526.1140	Hannan-Quinn criter.		4.971572
F-statistic	5.939895	Durbin-Watson stat		0.035587
Prob(F-statistic)	0.015630			

Corée du Sud				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_KO_Z_H24	-0.622573	0.148413	-4.194875	0.0000
C	-0.232901	0.196336	-1.186235	0.2369
R-squared	0.240817	Mean dependent var		-0.040960
Adjusted R-squared	0.237219	S.D. dependent var		1.727730
S.E. of regression	1.508953	Akaike info criterion		3.670055
Sum squared resid	480.4344	Schwarz criterion		3.701616
Log likelihood	-388.8608	Hannan-Quinn criter.		3.682810
F-statistic	66.93042	Durbin-Watson stat		0.082531
Prob(F-statistic)	0.000000			
Hongrie				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LAG_HO_Z_H24	-0.381996	0.285455	-1.338199	0.1823
LAG_HO_Z_H24(-1)	0.067676	0.277650	0.243744	0.8077
LAG_HO_Z_H24(-2)	-0.122257	0.206133	-0.593099	0.5538
LAG_HO_Z_H24(-3)	-0.169131	0.261386	-0.647054	0.5183
LAG_HO_Z_H24(-4)	-0.333549	0.310802	-1.073186	0.2845
LAG_HO_Z_H24(-5)	0.751350	0.386697	1.942992	0.0534
C	0.203095	0.465017	0.436748	0.6628
R-squared	0.132429	Mean dependent var		0.211700
Adjusted R-squared	0.106531	S.D. dependent var		3.277928
S.E. of regression	3.098411	Akaike info criterion		5.132730
Sum squared resid	1929.630	Schwarz criterion		5.245051
Log likelihood	-526.8040	Hannan-Quinn criter.		5.178147
F-statistic	5.113557	Durbin-Watson stat		0.076771
Prob(F-statistic)	0.000065			

Tableau 7 : Résultat du modèle 2 de prédiction de l'inflation à horizon 12 mois et 24 mois

Variable dépendante: d(π) h=12	É-U	Canada	R-U	Japon	Allemagne	France	Italie	Brésil	Chili	Chine	Inde	Corée S.	Pologne	Hongrie
d(core(-12))	-0,12 0,20	0,15 0,30	1,31*** 0,35	0,20 0,30	0,30 0,31	-0,55*** 0,17	-0,9*** 0,32	0,7*** 0,24	0,80 0,55	1,26*** 0,23	-0,22 0,40	-0,10 0,14	-0,53*** 0,20	-0,3* 0,15
d(core(-13))		0,30 0,35		0,06 0,30	0,07 0,42				0,34 0,72		0,04 0,50			
d(core(-14))		0,06 0,32		-0,12 0,40	0,13 0,42				-0,46 0,70		0,13 0,50			
d(core(-15))		-0,20 0,33		-0,48* 0,30					-0,84 0,70		-0,43 0,50			
d(core(-16))		-0,23 0,33							-0,02 0,80		-0,06 0,50			
d(core(-17))		-0,43* 0,25							-0,70 0,52		1,08*** 0,40			
R2	0,12	0,20	0,07	0,30	0,17	0,14	0,07	0,16	0,44	0,50	0,40	0,04	0,05	0,10
N	237	232	235	232	232	232	235	236	66	177	100	237	236	232
Durbin-Watson	0,10	0,20	0,14	0,17	0,21	0,11	0,20	0,13	0,44	0,20	0,30	0,20	0,10	0,20
F -statistic	17,05	7,02	4,77	8,10	4,60	9,61	3,90	15,21	3,58	23,30	8,50	5,20	4,16	3,55
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AIC	4,18	3,62	3,92	3,40	3,53	3,50	4,00	5,03	3,07	0,00	4,30	3,45	4,50	4,80

Variable dépendante: d(π) h=24	É-U	Canada	R-U	Japon	Allemagne	France	Italie	Brésil	Chili	Chine	Inde	Corée S.	Pologne	Hongrie
d(core(-24))	-0,17 0,22	-0,01 0,15	0,60 0,76	0,07 0,15	-0,91*** 0,16	-0,16 0,16	1,28*** 0,35	-1,23*** 0,25	-0,96*** 0,26	0,68 0,71	-0,29 0,28	0,6*** 0,13	1,12*** 0,16	-0,30 0,18
d(core(-25))			0,01 0,78							0,03 1,15	0,19 0,38			
d(core(-26))			0,30 0,67							0,66 1,16	0,43 0,39			
d(core(-27))			-0,28 0,65							-1,37* 0,73	-0,03 0,39			
d(core(-28))			-0,98* 0,53								0,05 0,38			
d(core(-29))											0,54** 0,27			
R2	0,19	0,31	0,2	0,27	0,39	0,33	0,31	0,19	0,26	0,62	0,65	0,3	0,2	0,14
N	213	213	209	213	213	214	214	213	47	150	76	213	213	208
Durbin-Watson	0,07	0,12	0,06	0,11	0,12	0,06	0,08	0,04	0,18	0,19	0,55	0,09	0,03	0,08
F -statistic	26,01	47,9	7,51	40,4	67,69	52	49,35	25,86	5,05	23,09	18,66	46,26	25,04	4,77
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Akaike info critère	4,35	3,67	4,22	3,43	3,61	3,5	4,15	5,16	3,37	3,83	2,99	3,6	4,76	5,12

Tableau 8 : Résultat du modèle 4 de prédiction de l'inflation à horizon 6 mois avec l'inflation, l'inflation de base, le taux de change, l'activité économique et leurs retards.

Variable dépendante:	É-U	Canada	R-U	Japon	Allemagne	France	Italie	Brésil	Chili	Chine	Inde	Corée S.	Pologne	Hongrie
d(π) h=6														
d(core(-6))	0,7*** 0,18	0,62*** 0,15	-0,07 34	-0,21 0,25	0,24** 0,12	0,3 0,27	0,04 0,32	-0,03 0,19	0,89*** 0,18	0,25 0,26	-0,88*** 0,23	0,4* 0,23	0,23 0,37	0,82*** 0,31
d(core(-7))			0,98*** 0,36	-0,23 0,33		0,44 0,35	-0,26 0,38					0,01 0,29	0,25 0,44	-0,2 0,43
d(core(-8))			0,39* 0,24	0,13 0,33		-0,03 0,36	-0,03 0,37					-0,2 0,29	0,06 0,44	-0,39* 0,24
d(core(-9))			0 0,33			-0,13 0,37	-0,84*** 0,31					-0,37* 0,23	-0,12 0,44	
d(core(-10))				-0,53** 0,27		-0,84** 0,28							-0,09 0,45	
d(core(-11))													-0,44	
CL_E(-6)	0,031* 0,017	-0,010 0,009	0,005 0,021	0,016 0,026	0,004** 0,006	0,007 0,006	0,010 0,006	0,037** 0,016	-0,032 0,026	0,134 0,127	-0,005 0,058	-0,016 0,017	-0,018 0,008	-0,014 0,011
CL_E(-7)			-0,029 0,033	0,008 0,038				-0,036** 0,016	-0,007 0,025	0,116 0,211	-0,042 0,093			
CL_E(-8)			-0,006 0,034	0,018 0,038				0,000 0,034	-0,092*** 0,023	-0,199* 0,125	0,020 0,097			
CL_E(-9)			0,027 0,033	-0,005 0,037							0,012 0,101			
CL_E(-10)			-0,009 0,033	0,018 0,038							0,051 0,099			
CL_E(-11)			0,034* 0,021	-0,055** 0,025							-0,115** 0,059			
CL_Y(-6)	0,102* 0,062	-0,023 0,056	0,028 0,025	-0,027*** 0,010	0,006** 0,018	-0,002*** 0,011	0,010 0,008			-0,049** 0,039	0,011 0,011	0,015 0,017	0,018** 0,018	-0,023 0,021
CL_Y(-7)	-0,071 0,085	0,009 0,088	-0,035 0,039		-0,039** 0,018					0,092 0,039	0,010 0,011	-0,010 0,012	0,021 0,019	-0,001 0,028
CL_Y(-8)	0,049 0,089	0,017 0,097	-0,016 0,040										-0,001 0,019	0,015 0,027
CL_Y(-9)	-0,109 0,089	-0,031 0,096	0,016 0,040										-0,004 0,019	-0,006 0,028
CL_Y(-10)	-0,031 0,088	0,028 0,087	-0,014 0,039										-0,006 0,019	0,035* 0,022
CL_Y(-11)	-0,093 0,066	-0,175*** 0,056	-0,106*** 0,028										-0,037** 0,018	
R2	0,24	0,26	0,42	0,33	0,21	0,27	0,34	0,26	0,45	0,39	0,39	0,13	0,31	0,17
N	244	244	244	153	248	245	246	213	83	189	117	244	244	245
Durbin-Watson	0,28	0,45	0,42	0,36	0,36	0,35	0,41	0,29	0,61	0,37	0,50	0,37	0,24	0,27
F -statistic	5,26	6,04	9,65	3,78	12,94	6,59	11,16	7,22	6,08	9,75	4,31	2,71	7,42	4,54
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AIC	3,42	2,91	2,67	2,57	2,46	2,52	2,70	3,39	2,28	3,68	3,61	2,63	3,46	3,96

Tableau 9 : Résultat du modèle 4 de prédiction de l'inflation à horizon 12 mois avec l'inflation, l'inflation de base, le taux de change, l'activité économique et leurs retards.

Variable dépendante: d(π) h=12	É-U	Canada	R-U	Japon	Allemagne	France	Italie	Brésil	Chili	Chine	Inde	Corée S.	Pologne	Hongrie
d(core(-12))	0,37* 0,19	-0,01 0,11	0,61* 0,34 0,3	-0,04 0,23	0,48** 0,25	0,03 0,17	-0,41* 0,3	0,21 0,25	-0,55 0,18	0,13 0,73	-0,35* 0,21	0,26** 0,14	0,29* 0,19	-0,26* 0,1
d(core(-13))			0,63**		0,07 0,32					0,63 1,13				
d(core(-14))					0,22 0,32					-0,5 1,11				
d(core(-15))					-0,64**					1,17* 0,73				
d(core(-16))														
d(core(-17))														
CL_E(-12)	-0,099 0,071	-0,002 0,009	0,025 0,010	-0,051*** 0,012	0,027*** 0,009	0,012 0,026	0,033*** 0,011	-0,01** 0,014	-0,101*** 0,046	-0,185 0,055	-0,050 0,080	0,026 0,028	-0,052* 0,033	0,035** 0,016
CL_E(-13)	0,095 0,120					-0,010 0,043			-0,001 0,066		-0,049 0,125	-0,049 0,050	0,058* 0,032	
CL_E(-14)	-0,043 0,120					0,004 0,044			0,005 0,066		0,043 0,129	-0,009 0,054		
CL_E(-15)	0,158** 0,069					0,001 0,045			-0,004 0,045		-0,059 0,128	0,006 0,054		
CL_E(-16)						-0,01* 0,043					0,087 0,123	0,003 0,050		
CL_E(-17)						0,048 0,026					-0,203*** 0,075	0,051* 0,028		
CL_Y(-12)	-0,241*** 0,061	-0,335*** 0,077	-0,316** 0,057	-0,005 0,032	-0,051 0,037	-0,048 0,029	-0,015 0,031	-0,024 0,064	-0,353*** 0,110	-0,005*** 0,086	-0,014 0,026	-0,065*** 0,017	-0,013 0,034	0,058 0,041
CL_Y(-13)		0,072 0,114	0,091*** 0,085	0,041 0,046	-0,022 0,049	-0,007 0,038	-0,008 0,043		-0,151 0,177	-0,109 0,122			-0,037 0,034	0,028 0,051
CL_Y(-14)		-0,221*** 0,074	-0,115** 0,058	0,005 0,045	-0,010 0,049	-0,034 0,039	0,007 0,044		-0,033 0,193	0,110 0,132			-0,063** 0,034	-0,001 0,051
CL_Y(-15)				-0,048* 0,030	0,033 0,049	-0,024 0,039	-0,043 0,044		0,097 0,194	-0,125 0,131			-0,048 0,034	-0,018 0,051
CL_Y(-16)					-0,030 0,051	-0,021 0,038	-0,007 0,044		-0,030 0,191	0,039 0,126				-0,097*** 0,041
CL_Y(-17)					-0,065* 0,039	-0,046* 0,029	-0,063** 0,032		0,054 0,145	-0,119 0,088				
R2	0,32	0,53	0,44	0,38	0,35	0,41	0,26	0,15	0,6	0,58	0,47	0,2	0,17	0,18
N	234	235	235	138	232	233	233	201	71	174	105	232	234	232
Durbin-Watson	0,15	0,3	0,19	0,25	0,19	0,14	0,18	0,16	0,7	0,23	0,27	0,16	0,1	0,19
F -statistic	13,57	36,90	26,02	6,56	10,01	10,97	8,84	4,45	4,83	12,82	9,48	5,82	5,97	3,70
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AIC	3,99	3,07	3,43	3,32	3,30	3,20	3,80	4,55	2,77	4,24	4,16	3,34	4,45	4,70

Tableau 10 : Résultat du modèle 4 de prédiction de l'inflation à horizon 24 mois avec l'inflation, l'inflation de base, le taux de change, l'activité économique et leurs retards.

Variable dépendante:	É-U	Canada	R-U	Japon	Allemagne	France	Italie	Brésil	Chili	Chine	Inde	Corée S.	Pologne	Hongrie
d(π) h=24														
d(core(-24))	-0,03 0,28	-0,05 0,15	0,32 0,39	-0,05 0,18	-0,86*** 0,18	-0,15 0,2	1,41 0,37	0,01 0,31	1,04 0,75	0,06 0,67	-0,24 0,29	0,25* 0,14	1,16*** 0,17	-0,17 0,19
d(core(-25))									0,42 0,85	0,75 1,08	0,16 0,39			
d(core(-26))									-0,41 0,75	0,12 1,08	0,44 0,39			
d(core(-27))									-0,02 0,76	-1,18* 0,68	-0,09 0,4			
d(core(-28))									-0,71* 0,52		0,04 0,4			
d(core(-29))											0,65** 0,28			
CL_E(-24)	0,061** 0,028	0,017* 0,013	0,002 0,043	-0,045*** 0,012	-0,025** 0,011	-0,007 0,011	-0,037*** 0,014	0,008 0,045	-0,030 0,044	0,065 0,161	0,040 0,052	-0,030 0,031	-0,009 0,043	0,027 0,050
CL_E(-25)			0,071* 0,044					0,008 0,079		0,216 0,283	-0,001 0,051	-0,008 0,055	0,035 0,070	0,000 0,081
CL_E(-26)								0,012 0,084		-0,066 0,303		0,012 0,056	-0,079** 0,042	-0,025 0,084
CL_E(-27)								-0,033 0,083		0,356 0,296		-0,054* 0,032		0,024 0,080
CL_E(-28)								0,060 0,076		-0,543*** 0,177				-0,087 0,049
CL_E(-29)								-0,111*** 0,044						
CL_Y(-24)	0,084 0,105	0,098 0,078	0,054 0,077	0,039*** 0,014	-0,014 0,020	0,001 0,029	-0,034 0,025	0,33* 0,207	0,479** 0,241	-0,027 0,043	-0,009 0,055	-0,028 0,032	-0,068** 0,033	-0,035 0,035
CL_Y(-25)								-0,289 0,208	0,121 0,311			-0,016 0,041		
CL_Y(-26)								0,225 0,297				-0,055* 0,032		
CL_Y(-27)								-0,227 0,252						
CL_Y(-28)								-0,074 0,243						
CL_Y(-29)								-0,312 0,235						
R2	0,21	0,32	0,28	0,37	0,40	0,33	0,34	0,26	0,56	0,70	0,67	0,42	0,27	0,20
N	213	213	210	117	213	214	214	176	43	150	76	210	211	208
Durbin-Watson	0,07	0,12	0,09	0,15	0,12	0,06	0,08	0,09	0,47	0,24	0,61	0,12	0,07	0,10
F-statistic	14,41	24,69	10,04	16,65	35,86	25,92	27,25	5,91	2,59	19,60	13,48	16,60	13,05	3,80
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AIC	4,34	3,68	4,12	3,56	3,60	3,52	4,14	4,94	2,99	3,68	3,02	3,47	7,40	5,11

Tableau 11 : Résultat du test de Wald pour le modèle 2 pour l'ensemble des horizons

	Horizons de prévisions en mois								
Pays	h = 1	h = 6	h = 12	h = 24		h = 1	h = 6	h = 12	h = 24
États-Unis	3,62**	15,19***	3,56*	0,01	Brésil	2,1*	0,03	0,73	0,02
df	1	1	1	1	df	1	1	1	1
Canada	2,96**	16,05***	0,01	0,1	Chili	3,73***	22,89***	8,78***	1,78*
df	3	1	1	1	df	5	1	1	5
Royaume-Uni	6,16***	113***	13,39**	1,81	Chine	2,45*	0,98	7,73***	1,85
df	4	3	2	5	df	1	1	4	4
Japon	1,99*	3,4**	0,02	0,1	Inde	4,22**	13,97***	2,68*	18,16***
df	1	5	2	1	df	1	1	1	1
Allemagne	3,29**	4,08**	3,47***	22,76***	Corée du sud	1,07	2,49**	3,16*	2,97*
df	3	1	4	1	df	2	4	1	1
France	18,66***	4,7***	0,03	0,53	Pologne	1,73	2,28**	2,4	45,73***
df	1	5	1	1	df	2	6	1	1
Italie	1,63	5,06***	1,85	14,26***	Hongrie	4,24***	4,46***	2,22	0,81
df	1	4	1	1	df	4	3	1	1

Tableau 12 : Résultat du ratio du RMSPE du modèle 2 divisé par le RMSPE du modèle 1 pour l'ensemble des horizons

Pays	Horizons de prévisions en mois			
	h = 1	h = 6	h = 12	h = 24
États-Unis	0,99	0,97	0,99	1,00
Canada	0,97	0,97	1,00	1,00
Royaume-Uni	0,96	0,94	0,96	1,00
Japon	0,99	0,94	1,00	1,00
Allemagne	0,98	0,99	0,97	0,95
France	0,96	0,95	1,00	1,00
Italie	1,00	0,96	1,00	0,97
Brésil	1,00	1,00	1,00	1,00
Chili	0,65	0,42	0,36	0,29
Chine	1,01	1,02	0,83	0,76
Inde	0,93	0,88	1,03	0,37
Corée du sud	1,00	0,98	0,99	0,99
Pologne	0,99	0,97	0,99	0,90
Hongrie	0,97	0,97	0,99	1,00