

Université de Montréal

L'efficacité des marchés virtuels

*Par*

David-Alexandre Dagenais

Département des sciences économiques, Faculté des arts et des sciences

Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de Maîtrise  
en Sciences économiques

Juin 2023

© David-Alexandre Dagenais, 2023

Université de Montréal

Département des sciences économiques, Faculté des arts et des sciences

---

*Ce mémoire intitulé*

**L'efficacité des marchés virtuels**

*Présenté par*

**David-Alexandre Dagenais**

*A été évalué par un jury composé des personnes suivantes*

**Davide Alonzo**

Président-rapporteur

**Immo Schott**

Directeur de recherche

**Joao Alfredo Galindo da Fonseca**

Membre du jury

## Résumé

Les choses avancent de plus en plus rapidement autour de nous. Les systèmes évoluent et nous permettent même dans certains domaines de prédire l'avenir, ce que plusieurs scientifiques s'avèrent à tenter dans le monde économique. Différents modèles sont pensés de façon à prévoir les variations à venir dans l'économie et ainsi pouvoir s'y préparer, mais ces modèles prévus pour lire l'avenir sont-ils vraiment efficaces? Les points de vue varient selon l'auteur. Alors que certains pensent qu'il est impossible que les prédictions soient précises, d'autres demeurent plus optimistes et croient en la capacité des modèles de prédictions de s'adapter. Afin de tester le tout nous avons sélectionné un ensemble de 44 pays à travers le monde et tester l'efficacité des prédictions à travers les années sur 4 facteurs macroéconomiques. Les facteurs choisis furent les variations du taux d'intérêt, le taux de chômage, la balance économique et les taux d'intérêt à court terme. Nous avons basé nos tests sur deux hypothèses, soit une valeur de 1 pour le coefficient de notre variable dans notre régression linéaire ainsi qu'une valeur de zéro pour le coefficient de la constante. Une fois les tests effectués nous nous apercevons que pour aucun de nos facteurs l'ensemble d'observations présentées ne permettait de ne pas rejeter l'une ou l'autre de nos hypothèses démontrant une inefficacité du marché virtuel dans notre étude. En testant uniquement pour des données plus récentes pour le taux de chômage nous avons également pu remarquer que le tout améliorerait l'efficacité des prédictions sans pour autant permettre de répondre aux hypothèses.

**Mots-clés :** Efficacité, marché virtuel, taux d'inflation, taux de chômage, balance économique, taux d'intérêt à court terme

## Abstract

Things are moving faster and faster around us. Systems evolve and even allow us in some areas to predict the future, which many scientists are trying to do in the economic world. Different models are designed to predict future variations in the economy and thus be able to prepare for them, but are these models designed to read the future really efficient? Views vary by author. While some believe it is impossible for predictions to be accurate, others remain more optimistic and believe in the ability of prediction models to adapt. In order to test everything, we selected a set of 44 countries around the world and tested the effectiveness of the predictions over the years on 4 macroeconomic factors. The factors chosen were changes in the interest rate, the unemployment rate, the economic balance and short-term interest rates. We based our tests on two assumptions, namely a value of 1 for the coefficient of our variable in our linear regression as well as a value of zero for the coefficient of the constant. Once the tests have been carried out, we realize that for none of our factors the set of observations presented did not allow us to reject one or the other of our hypotheses demonstrating an inefficiency of the virtual market in our study. By testing only for more recent data for the unemployment rate, we also noticed that the whole change improved the effectiveness of the predictions without making it possible to meet the hypotheses.

**Keywords:** Efficiency, virtual market, interest rate, unemployment rate, economic balance, short-term interest rates

# Table des matières

Résumé .....	3
Abstract .....	4
Table des matières.....	5
Liste des tableaux .....	6
Liste des figures .....	7
Liste des sigles et abréviations .....	8
Introduction.....	9
Revue de la littérature .....	11
Méthodologie .....	15
Analyse des résultats.....	21
<b>Le taux d'inflation</b> .....	21
<b>Les observations mondiales</b> .....	22
<b>Les États-Unis et quelques pays divergeant</b> .....	25
<b>Analyse par continent</b> .....	30
<b>Le taux de chômage</b> .....	31
<b>Les observations mondiales</b> .....	31
<b>Les États-Unis et quelques pays divergeant</b> .....	33
<b>Analyse par continent</b> .....	37
<b>La balance économique</b> .....	39
<b>Les observations mondiales</b> .....	40
<b>Les États-Unis et quelques pays divergeant</b> .....	41
<b>Analyse par continent</b> .....	44
<b>Le taux d'intérêt à court terme</b> .....	45
<b>Les observations mondiales</b> .....	48
<b>Les États-Unis et quelques pays divergeant</b> .....	49
<b>Analyse par continent</b> .....	54
Observation des différences.....	55
Conclusion .....	57
Références bibliographiques .....	61
Annexe .....	65

## Liste des tableaux

Tableau 1. – Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation dans le monde .....	22
Tableau 2. - Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation aux États-Unis.....	25
Tableau 3. - Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation au Luxembourg.....	26
Tableau 4. - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage dans le monde.....	32
Tableau 5. - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage aux États-Unis.....	33
Tableau 6. - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage en Israël.....	34
Tableau 7. - Régression des valeurs réelles et prédites de la balance économique dans le monde .....	40
Tableau 8. - Régression des valeurs réelles et prédites de la balance économique aux États-Unis .....	42
Tableau 9. - Régression des valeurs réelles et prédites de la balance économique au Pays-Bas..	43
Tableau 10. - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme dans le monde .....	48
Tableau 11. - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme aux États-Unis.....	50
Tableau 12. - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme en Chine .....	51
Tableau 13. – Moyenne des différences pour les quatre facteurs dans le monde.....	56
Tableau 14. – Résultats de nos hypothèses pour le taux d'inflation .....	58
Tableau 15. – Résultats de nos hypothèses pour le taux de chômage .....	58
Tableau 16. – Résultats de nos hypothèses pour la balance économique .....	58
Tableau 17. – Résultats de nos hypothèses pour le taux d'intérêt à court terme.....	58

## Liste des figures

<b>Figure 1.</b> – Carte des pays sélectionnés .....	18
<b>Figure 2.</b> - Valeurs prédites de l'évolution du taux d'inflation dans les différents pays du monde en fonction des valeurs mesurées.....	24
<b>Figure 3.</b> – Comparaison des valeurs de la variation du taux d'inflation pour le Luxembourg .....	28
<b>Figure 4.</b> - Évolution des valeurs prédites et mesurées du chômage en Israël .....	35

## Liste des sigles et abréviations

OCDE : Organisation de coopération et de développement économiques

ALENA : Accord de libre-échange nord-américain

PIB : Produit intérieur brut

## Introduction

Plusieurs événements chamboulant l'économie de différents pays sont survenus à travers l'histoire. Des guerres, des catastrophes naturelles, des crashes financiers, etc. et chaque fois le monde a su se remettre sur pied. Bien entendu les ajustements ne se sont pas faits du jour au lendemain et il fallut parfois passer par des périodes plus creuses afin de stabiliser de nouveau la situation sur le long terme. Voici un peu la période que nous vivons en ce moment à la sortie de cette pandémie mondiale. Commençons donc ici par une petite mise à niveau. Depuis maintenant plus d'un an nous subissons une violente hausse du taux directeur émis par la Banque centrale du Canada. En un peu moins d'un an, soit entre le 1 mars 2022 et le 25 janvier 2023, le taux cible est passé de 0,25 à 4,50 ce qui représente le taux le plus haut jamais vu depuis septembre 2007. Rappelons également que nous vivons à ce moment une crise économique mondiale à la suite du dégonflement de la bulle immobilière. Bien entendu les événements ayant engendrés cette hausse diffèrent entièrement et en date d'aujourd'hui chaque pays tente du mieux qu'il peut de gérer la situation à la suite de la pandémie.

Cette hausse du taux cible ici au Canada s'explique par l'augmentation énorme du taux d'inflation au cours des deux dernières années. Ces nombreuses fluctuations survenues ont affecté la vie de bien des personnes sous bien des angles. Prenons l'exemple simple d'une personne ayant acheté une maison en 2019. À ce moment ce dernier rencontre son courtier immobilier qui réussit à le convaincre de prendre un taux variable, car cela est selon lui la meilleure des choses. Les taux sont en pleine diminution et aucune hausse n'est attendue par la suite. Pensant bien faire le client prend un taux variable pour 5 ans, alors à 2,35%, et paye donc des versements de 1 764,41\$ par mois pour son hypothèque de 400 000\$. À la suite des différentes augmentations, le taux variable grimpe par la suite en flèche à maintenant 6,5% pour des versements atteignant alors 2 700,83\$ par mois ce qui représente une hausse des dépenses de plus de 900\$ par mois, soit plus de 10 000\$ par

année. Souhaitons à ce nouvel acheteur qu'il ait non seulement conservé son emploi, mais en plus qu'il ait obtenu une belle augmentation au cours de ces années.

Reprenons notre exemple, mais cette fois imaginons que l'augmentation était attendue. La personne aurait peut-être alors choisi un taux fixe de façon à réduire ses paiements le plus longtemps possible ou aurait-elle même acheté une maison moins chère.

Les prévisions font non seulement parties de notre économie, mais elles en sont même un élément essentiel. La population mondiale ainsi que les grandes banques prendront leurs différentes décisions en fonction des estimations qui auront été fait sur l'avenir, mais est-ce vraiment fiable? Après tout, rappelons les propos du philosophe Karl Popper dans son ouvrage *La logique de la découverte scientifique*, où ce dernier mentionne « Je n'exige de la science aucune certitude définitive ». Ce même grand philosophe ayant d'ailleurs écrit « La télévision est une voleuse de temps », mais bon n'avons-nous tous pas des jours plus sombres. Revenons à notre point puisque ce que nous tenterons de déterminer ici quel est en effet l'efficacité de ces marchés virtuels. Nous observerons alors les différences entre les valeurs prédites et ayant été réellement observées dans différents pays autour du monde en considérant plusieurs facteurs économiques. Le but étant pour nous de voir si une différence significative peut être trouvée en moyenne et quels pourraient être des aspects affectant la précision des estimations faites.

## Revue de la littérature

Le sujet lui-même de tester l'efficacité des marchés ne date pas d'hier. Que ce soit dans le but de maximiser notre rendement ou encore dans le but de déceler une faille dans le système, le test de l'efficacité des marchés est toujours présent. Commençons donc par une simple explication de ce qu'est un marché efficace. La théorie de l'efficacité des marchés fut d'abord développée par Fama (1970) qui stipula que les prix des différentes actions représentaient pleinement et précisément les informations pour le public. Selon ses recherches les prix sur le marché étaient influencés par l'information du moment et non pas par leurs données historiques. Celui-ci supposa également que les informations sont parfaites et libres d'accès à tous, faisant en sorte qu'une personne seule ne pourrait être en mesure de battre le marché sans pour autant prendre un risque supplémentaire. De ce fait notre marché s'avèrerait alors efficace si la fréquence à laquelle les événements étaient attendus de se produire était bien représentative de la réalité. Les avis divergent forcément à ce sujet. Alors que certains croient impossible la moindre prédiction économique, d'autres croient plutôt en la capacité de toutes économies à s'adapter.

Avec un sujet comme celui-ci nous nous devons de mentionner la citation de l'ancien économiste et mathématicien français Gérard Debreu lauréat du prix Nobel d'économie en 1983 qui mentionnait que « Les économistes savent tout faire sauf prévoir ». En effet, pour l'économiste Debreu l'économie sur un plan général était parfaite pour analyser l'impact de différents facteurs dans l'économie sans pour autant pouvoir la prédire. Afin de pouvoir mettre en place un modèle permettant de déterminer les changements à venir il fallait pour cela qu'un nombre bien trop élevé de conditions qui ne pouvaient alors représenter la réalité. Cette même idée est d'ailleurs soutenue par l'éditeur et essayiste franco-américain Guy Sorman qui dans sa tribune présentée dans le journal Le Monde intitulée « L'économie ne ment pas, mais ne prédit pas l'avenir » stipule que l'économie permet de tirer des modèles et donc de passer d'une hypothèse à une autre, mais ne nous permet en aucun cas de prévoir les différentes crises. Pour lui « les crises restent

imprévisibles parce qu'elles résultent de la cristallisation de facteurs innombrables que l'on ne sait pas mesurer ». Bien que l'économie puisse observer et prévoir le passage des différents cycles, celle-ci serait alors incapable de prévoir les changements majeurs avant qu'ils ne surviennent.

Dans le même ordre d'idée nous trouvons également le texte de l'enseignant à l'Université de Rochester G. William Schwert. Son ouvrage intitulé « Anomalies and market efficiency » publié dans le Handbook of the Economics of Finance présente plutôt les différentes crises comme étant des anomalies dans le marché. Que ce soit dans le domaine financier ou encore dans l'économie sur un plan plus général les anomalies seraient comme dans tous domaines présentent et nécessaire afin d'améliorer le modèle. Bien que l'économie soit dans l'incapacité de prévoir la totalité des anomalies, celle-ci serait capable de s'adapter par la suite afin de prévenir que le tout survienne de nouveau. De la même façon que si vous lancez une pièce dans les airs vous êtes en droit de prévoir que le résultat se trouverait être pile ou face. Le fait de ne pas prévoir au premier abord la totalité des événements pouvant survenir empêchant l'un ou l'autre de vos résultats ne le rendrait pas pour autant inefficace. Votre modèle s'ajusterait simplement par la suite en voyant les différentes nouvelles options possibles de survenir. Ce même principe d'anormalité est également étudié par les auteurs Elroy Dimson et Massoud Mussavian dans leur ouvrage publié en 2000 et intitulé simplement «Market Efficiency». Pour ces deux auteurs se concentrant sur l'efficacité des marchés financiers, l'hypothèse de l'efficacité des marchés, bien que simple, demeure évasive. Ces derniers dans leur ouvrage tentent de déterminer s'il était possible à certains moments pour une personne de battre le marché et donc de prouver en quelque sorte son inefficacité. Ces derniers trouvent alors différents comportements qui semblent incohérents avec l'hypothèse de l'efficacité des marchés financiers, mais le nombre demeure infime. Au final ceux-ci déterminent qu'il est extrêmement difficile pour une personne seule de battre le marché et le simple fait de voir ces quelques moments comme étant des anomalies démontre de l'efficacité des marchés.

Bien entendu l'efficacité des marchés demeure un thème global. Dans notre cas nous nous concentrons toutefois sur l'efficacité des marchés virtuels et donc de la qualité des prédictions pouvant être faite par le marché. L'un des marchés virtuels connu de plusieurs demeurant celui des paris sportifs. À ce sujet l'une des recherches les plus importantes en ce qui concerne l'inefficacité des marchés des paris sportifs fut rédigée par Griffith (1949). Ce dernier, observant alors les résultats obtenus lors de courses de chevaux, analyse que le marché aurait supposé de la difficulté à réellement prévoir la fréquence des événements à plus haut et plus bas pourcentage. Selon ses recherches un cheval possédant une cote par exemple de 1.13 et devant donc gagner normalement 88% ( $1/1.13$  si on ne considère pas la commission du bookmaker) du temps l'emportera plutôt presque 95% du temps alors qu'à l'opposé un cheval possédant une cote de 50 et devant l'emporter 2% ( $1/50$ ) du temps se retrouvera à être le gagnant à une fréquence de plutôt 0,02% du temps. Bien entendu le tout fut ensuite observé par plusieurs personnes dans différents sports afin d'analyser le tout et les résultats se sont trouvés être bien souvent mitigés. Pour ne passer que rapidement nous avons dans le monde du soccer anglais Forrest, Goddard et Simmons (2005) qui testent pour presque 10 000 matchs entre 1998 et 2003, mais n'obtiennent aucune conclusion d'inefficacité tout comme Kuypers (2000). Dixon et Pope (2004) observent eux les données de 3 saisons entre 1993 et 1996 pour un total de 6629 matchs et trouvent un résultat inverse à celui supposé par Griffith donc qu'il serait plus bénéfique de miser sur les équipes possédant les côtes les plus faibles afin de faire du profit. Finalement nous avons également Cain, Law et Peel (2000) qui analysent les résultats de matchs ayant été disputés lors de la saison 1991/1992, soit 2855 matchs, et qui eux observent des résultats semblables à Griffith. De nombreuses recherches ont tenté d'expliquer à leur façon le pourquoi de ce qu'ils appellent le « favorite-longshot bias ». Shin (1993) explique que selon lui ce biais proviendrait du fait que les bookmakers feraient face à un certain volume de personne pouvant être parfaitement au courant du résultat. D'autres explications seraient que les personnes déposant les mises auraient généralement une préférence pour le risque ou auraient parfois une surdose de confiance

les amenant à miser sur une cote plus élevée. Afin d'éviter de vouloir subir des pertes trop importantes le bookmaker diminuera donc la cote d'événement avec une faible probabilité et par la même occasion augmentera celle d'événement avec une plus forte probabilité ce qui aura pour effet de directement fausser l'équilibre du marché.

On peut ainsi observer que les résultats obtenus varient grandement entre les études, nous avons ici 3 études se concentrant tous sur le soccer anglais lors de différentes années, mais se retrouvant avec 3 résultats différents. Une chose à noter ici pourrait être le niveau important d'études ayant été pris en compte par Forrest, Goddard et Simmons comparativement aux deux autres études. Ceux-ci ayant obtenus que le marché est à l'équilibre.

## Méthodologie

Commençons par analyser notre sujet d'un point de vue plus macroéconomique. Notre but étant ici d'observer la précision des prévisions économiques faites nous nous devons de comparer des pommes avec des pommes. La totalité des données prises nous proviennent donc du site Web de l'OCDE. Acronyme signifiant l'Organisation de coopération et de développement économiques. Cette organisation a pour mission de « promouvoir les politiques qui amélioreront le bien-être économique et social partout dans le monde. » Bien que bons nombres de données soient disponibles, nous nous sommes concentrés sur les données de différents facteurs économiques essentiels où des données réelles, mais également des prévisions étaient présentes afin de pouvoir effectuer la comparaison recherchée. La totalité des pays ainsi que les années accessibles ont été ressorties afin de pouvoir par la suite les filtrer. Pour chacun des facteurs économiques analysés tout pays où les valeurs prédites ou réelles n'étaient pas disponibles ont été alors retirés ainsi que les différentes périodes où une donnée était manquante pour le pays.

À la suite du triage nous nous retrouvons donc avec 4 facteurs économiques qui seront ici le centre de notre attention. Le premier étant l'inflation qui a été dans notre cas observé dans sa globalité dans chacun des pays incluant l'alimentation et l'énergie et non pas dans un secteur en particulier. À noter également que les valeurs sont données sous forme de taux de croissance annuel (%). L'inflation a été mesurée par l'indice de prix à la consommation et représente la variation du prix d'un panier de biens et de services. Le tout représentant du même coup la réduction du pouvoir d'achat de la population lors d'une hausse. Les données pour ce facteur n'étant disponibles qu'au dixième près contrairement aux trois autres facteurs où les données étaient disponibles au centième près.

Le deuxième facteur observé à travers les années dans les différents pays se trouve être le taux de chômage. Rappelons que le taux de chômage est calculé en fonction de la

population active soit  $\frac{\text{Nombre de chômeurs dans le pays}}{\text{Chômeurs} + \text{Population à l'emploi}}$ . Le tout ne considérera donc pas la population n'étant pas à l'emploi et n'ayant pas été activement à la recherche d'un autre dans les quatre dernières semaines ou n'étant pas disponible pour travailler. Cette population est dite la population inactive.

En troisième temps nous observerons la balance des opérations courantes, c'est-à-dire la somme des transactions internationales d'un pays avec le reste du monde. Le tout incluant les transactions portant sur des valeurs économiques et non pas des actifs financiers. Les États-Unis envoyant donc pour une valeur de 20 millions de dollars d'orange au Portugal en retour de 23 millions de dollars en poisson verront donc leur balance des opérations courantes augmenter de 3 millions alors que celle du Portugal diminuera de cette même somme. La transaction sera tout de même considérée si jamais les États-Unis envoient le même colis sans rien recevoir en retour. Celle-ci aura simplement pour effet de diminuer leur balance des opérations courantes de 20 millions de dollars. En raison des différentes monnaies courantes dans les différents pays ce facteur est exprimé pour les données prédites et réelles en pourcentage du PIB du pays.

En dernier lieu nous nous sommes concentrés sur les taux d'intérêt à court terme qui sont les taux qui sont mis en place entre les institutions financières ou les taux des titres d'État à court terme sur les marchés primaires ou secondaires. La différence entre les deux étant que le marché primaire se trouve être celui où les titres sont émis alors que le marché secondaire se trouvera être l'endroit où les titres seront par la suite échangés entre les investisseurs sans la participation de la société ayant émise le titre. Les taux d'intérêt à court terme sont vus comme les taux du marché monétaire à trois mois lorsque ceux-ci sont disponibles. Les données sont pour cet élément présentées en pourcentage par an.

Bien entendu dans chacun des cas il nous a fallu également cumuler les valeurs prévues par l'organisation. Pour tous les facteurs, les prévisions proviennent d'une étude du stade du cycle économique auquel se trouve le pays ainsi que l'ensemble du monde. Ces études sont fondées sur une combinaison d'analyse provenant d'un bon nombre de modèle, mais prend également en compte l'avis d'experts.

Afin de pouvoir également déceler les différents cycles économiques et pour faciliter les comparaisons, les données pour chaque facteur et pays ont été prise de façon trimestrielle, soit 4 fois par an. En observant le tout de façon trimestrielle nous nous retrouvons de la sorte avec 7 données prédites de plus que de données réelles. C'est-à-dire que les prévisions sont généralement sorties près de 2 ans en avance, donc par exemple si la dernière donnée mesurée se trouvait être au premier trimestre de 2011, les valeurs prédites iraient jusqu'au quatrième trimestre de 2012. Malheureusement les données sous forme trimestrielle n'étant pas disponible pour la balance économique au moment d'écrire ces lignes, nous les avons tout de même conservés de façon annuelle. Le but de notre côté étant de mesurer en quelque sorte la précision de ces « avis d'experts » nous nous concentrons uniquement sur les périodes et pays où les données réelles et prédites sont accessibles tel que mentionné. Une fois les données disponibles filtrées nous obtenons alors des données pour 38 pays pour la mesure du taux d'inflation, 34 pour le taux de chômage, 43 au niveau de la balance économique et 39 pour la mesure du taux d'intérêt à court terme pour un grand total de 44 pays (Il est à noter que la majorité des pays sont présents pour plus d'un facteur). De ces 44 pays, 5 proviennent de l'Amérique du Sud et Central, 3 de l'Amérique du Nord, 1 de l'Afrique, 2 de l'Océanie et 7 de l'Asie alors que l'Europe est logiquement le plus représenté avec 26 pays. Les pays impliqués étant présentés sur le graphique ci-bas



**Figure 1.** – Carte des pays sélectionnés

Le Costa Rica étant l'unique pays de l'Amérique Centrale et ne voulant pas conserver l'Amérique en un seul bloc, le pays a été ajouté aux données pour l'Amérique du Sud. Il est également à noter que les données étaient disponibles pour le Royaume-Uni dans sa globalité et non pas pour chacun des pays le composant.

Il est alors temps de calculer les écarts entre nos nombreuses données. Cet écart fut calculé de 2 façons, soit la simple différence *Valeur prédite* – *Valeur mesurée*, mais aussi le pourcentage de différence  $\frac{\text{Valeur prédite} - \text{valeur mesurée}}{\text{Valeur mesurée}}$ . Le problème ici étant que pour calculer le pourcentage de différence il est nécessaire de se retrouver avec une valeur mesurée différente de zéro, ce qui n'est pas forcément toujours le cas lorsqu'on observe par exemple le taux de croissance annuel de l'inflation de façon trimestrielle. Pour cette raison les trimestres où nous retrouvons des valeurs mesurées de zéro ont dû être éliminés de notre analyse, mais celles-ci sont tout de même présentes dans les calculs de la différence simple. Ces différents résultats ont par la suite été mis sous forme absolue de façon à éviter qu'ils ne s'annulent. Nous avons également calculé l'écart-type des

données mesurées pour chacun des pays dans chacun des facteurs. Le tout nous permettant d'observer avec une plus grande précision l'efficacité de ce marché virtuel. En effet, avec un écart-type plus faible entre les données nous nous retrouvons avec des résultats peu mobiles et il peut alors être attendu que les prévisions présentent une plus grande précision.

Bien entendu notre analyse principale portera sur les régressions linéaires faites entre les valeurs ayant été réellement mesurées et celles ayant été prédites. Le but étant ici de voir à quel point les valeurs prédites sont liées aux valeurs réelles. Contrairement à d'autres situations où plusieurs variables doivent être pris en compte, nous nous attendons ici à ce que la valeur réelle soit parfaitement expliquée par la valeur prédite et que nous nous retrouvions avec une valeur de 1 pour la régression. C'est-à-dire qu'en effectuant un nuage de point avec les données mesurées sur un axe x ou y et les données prédites sur l'axe restant il est attendu que la droite passant par l'ensemble des points est une pente égale à 1 et une valeur de 0 à l'ordonnée lorsque l'abscisse présente une valeur de zéro. Nous pouvons alors dire que nous testons ici deux hypothèses dans notre modèle. Rappelons la formule de la régression linéaire simple où  $y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon$  où y sera ici représenté par nos variables ayant été réellement mesurées et x par nos variables ayant été prédites. Les deux hypothèses que nous chercherons alors à tester sont les suivantes,  $H_1 : \beta_1 = 1$  et  $H_2 : \beta_0 = 0$ . Le terme d'erreur  $\epsilon$  servant quant à lui à capter toutes composantes n'étant pas captées par le modèle. Visuellement parlant il peut être vu comme étant l'écart entre les différents points et la courbe de tendance. Il est donc attendu que ce dernier possède une moyenne de 0 pour un écart-type de  $\sigma^2$ .

Pour chacun des quatre facteurs économiques notre analyse se divisera en trois parties. D'abord une analyse globale des résultats obtenus avec la totalité des données, suivi de l'observation des résultats à travers le temps pour les États-Unis ainsi que quelques pays dont les résultats divergent de la moyenne et pour finir nous séparerons les résultats

obtenus pour chaque pays en résultats par continent afin de voir si le tout affecte nos résultats d'une façon quelconque.

Comme notre analyse porte sur 4 grands points de la macroéconomie prenons le temps d'observer le tout une chose à la fois.

# Analyse des résultats

## Le taux d'inflation

L'inflation est probablement le terme que nous entendons le plus au niveau de l'économie et ce peu importe la période. On présente souvent la hausse de la qualité de vie moyenne, mais celle-ci vient toujours avec une augmentation des coûts. L'inflation est ce qui fait en sorte que votre argent perd de sa valeur sans que vous ne puissiez y faire quoi que ce soit. Il est alors nécessaire d'augmenter ses revenus afin de simplement conserver sa même qualité de vie. À cet effet des tableaux bien intéressants ont été publiés sur le site de l'autorité des marchés financiers au Québec permettant d'observer l'impact d'un taux d'inflation de par exemple 5% sur un revenu non indexé de 50 000\$ à travers les années.

NOMBRE D'ANNÉES	TAUX ANNUEL D'INFLATION DE 2 %	TAUX ANNUEL D'INFLATION DE 3 %	TAUX ANNUEL D'INFLATION DE 4 %	TAUX ANNUEL D'INFLATION DE 5 %	TAUX ANNUEL D'INFLATION DE 6 %
1 an	49 020 \$	48 544 \$	48 077 \$	47 619 \$	47 170 \$
10 ans	41 017 \$	37 205 \$	33 778 \$	30 696 \$	27 920 \$
20 ans	33 649 \$	27 684 \$	22 819 \$	<b>18 844 \$</b>	15 590 \$
30 ans	27 604 \$	20 599 \$	15 416 \$	11 569 \$	8 706 \$

<https://lautorite.qc.ca/grand-public/finances-personnelles/l'inflation-et-ses-consequences-sur-vos-finances#:~:text=De%201990%20C3%A0%202020%20inclusivement,de%20bas%20de%20page%201.>

Ceux-ci mentionnent que « Si un taux annuel de 5% devait se maintenir, il ne suffirait que de 14 ans pour que vous perdiez la moitié de votre pouvoir d'achat si vos revenus demeuraient identiques. Cela prendrait 35 ans si le taux annuel d'inflation était de 2% ». L'inflation a donc un effet monstre dans la vie de la population et la possibilité d'en prédire les fluctuations ne peut amener que du positif pour la population. Prenons un exemple

simple d'une personne cherchant à mettre de côté pour sa retraite. Si cette dernière détermine qu'elle aura besoin d'avoir accumulé un montant X dans 20 ans alors elle commencera à mettre un montant de côté à chaque mois pour se faire. Toutefois s'il s'avère que l'inflation annuelle est bien supérieure à ce qui était attendue cette personne se verra alors sûrement obligée de changer ses plans, voir même repousser sa retraite. D'où l'importance des prévisions à ce sujet.

## Les observations mondiales

Débutons donc par l'analyse de la totalité des données que nous possédons au niveau de l'inflation. Pour ce faire nous possédons les données pour 38 pays allant pour un maximum de 1961 à 2020 selon les pays. Les résultats pour la régression étant présentés ici-bas.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	<b>5,797</b>
Model	<b>7528933.36</b>	<b>1</b>	<b>7528933.36</b>	F(1, 5795)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>41859.72</b>	<b>5,795</b>	<b>7.22342018</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9945</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9945</b>
Total	<b>7570793.08</b>	<b>5,796</b>	<b>1306.20999</b>	Root MSE	=	<b>2.6876</b>

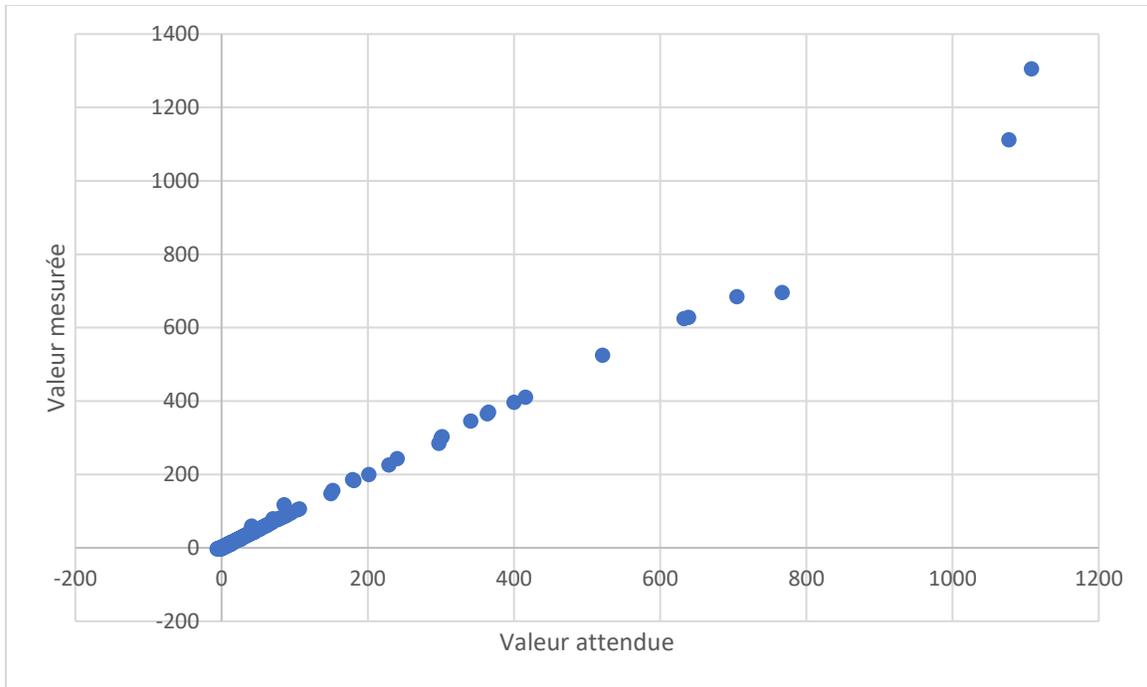
réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.9718583</b>	<b>.0009519</b>	<b>1020.93</b>	<b>0.000</b>	<b>.9699922</b>	<b>.9737245</b>
_cons	<b>.2103657</b>	<b>.0362561</b>	<b>5.80</b>	<b>0.000</b>	<b>.1392902</b>	<b>.2814412</b>

**Tableau 1.** – Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation dans le monde

Nous voyons alors ici que pour se faire un total de 5797 données ont été considérées, soit 5797 fois où une donnée prédite et mesurée étaient disponibles. Pour ceci nous nous retrouvons alors avec un coefficient de 0,9718583 pour la variable prédite, représentant

la pente de notre courbe de tendance. C'est-à-dire qu'en moyenne il est attendu que si la variable prédite représentée par la donnée ayant été prévue par les experts augmente de 1 alors la valeur réelle pour cette même année augmentera d'environ 0,972. En moyenne nous nous retrouvons alors dans une situation où si par exemple la valeur prédite au temps 1 au Canada en 1980 est de 2%, la valeur survenant réellement sera alors d'environ 1,94%. Il est par la suite nécessaire de regarder également au niveau de notre constante où nous voyons cette fois un coefficient de 0,210365. Rappelons la formule de notre régression linéaire simplifiée se trouvant être  $y = \beta_0 + \beta_1 x$  où  $\beta_0$  représente notre constante et du même coup la valeur de l'ordonnée à l'origine. Si nous reprenons notre exemple précédant du temps 1 au Canada en 1980, cela voudrait alors dire qu'en moyenne pour une valeur prédite de 2% nous nous retrouverions plutôt avec une valeur d'environ 2,15% ( $0,2103657 + 0,9718583*(2\%)$ ). D'où l'importance de toujours considérer la constante. Un coefficient pour notre variable prédit de 1 et une valeur pour notre coefficient pour la constante différent de zéro voudrait dire que les valeurs prédites et mesurées évoluent de la même façon sans pour autant présenter la même valeur.

Afin d'analyser plus en détail les autres informations présentées dans notre modèle, prenons le temps de regarder nos différentes observations présentées sous forme de nuage de point.



**Figure 2.** - Valeurs prédites de l'évolution du taux d'inflation dans les différents pays du monde en fonction des valeurs mesurées

Le tout permet ainsi de nous donner un visuel de ce qui est présenté dans notre modèle plus haut. Ce que nous cherchons alors à voir se trouve être la pente ainsi que le point de départ de notre courbe de tendance passant le plus près de notre ensemble de point. Notre résultat obtenu au niveau de notre coefficient pour la variable prédit signifierait alors que la droite moyenne passant par les points aura ici une pente inférieure à 1. Rappelons que notre première hypothèse de base était que notre régression obtiendrait une valeur de 1. Notre modèle nous permet également de voir une valeur de 0,9945 pour le  $R^2$  ainsi que le  $R$  ajusté voulant dire que notre variable réel peut être expliquée à 99,45% par notre variable prédit et donc bien que la valeur soit inférieure à 100% la différence serait difficilement explicable à l'absence d'une variable quelconque. Nous voyons également un écart-type estimé de 0,0009519 nous permettant de mesurer la dispersion des valeurs dans notre échantillon et donc leur écart entre elles. Rappelons que l'écart-

type est mesuré ainsi  $\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$  où  $n$  = nombre de données,  $x_i$  les données allant de 1 à  $n$  et  $\bar{x}$  la moyenne des données. Ce que nous pouvons observer par la suite est le

nombre bien élevé se trouvant sous t dans notre tableau. Cette valeur de 1020,93 nous permet alors de dire grâce à la statistique de Student que notre coefficient obtenu pour notre variable prédit est significativement différent de zéro. De notre côté nous nous concentrerons d'avantage l'intervalle de confiance à 95% présenté par la suite. Cet intervalle de confiance nous permettra alors de déterminer avec une confiance de 95% si nos deux hypothèses de base doivent être rejetées ou non. Dans le cas présent notre intervalle de confiance pour notre variable prédit n'inclut pas la valeur 1 alors que l'intervalle de confiance pour notre constante ne contient pas la valeur zéro faisant en sorte que nous nous devons de rejeter nos deux hypothèses de départ avec une confiance de 95%.

## Les États-Unis et quelques pays divergeant

Regardons maintenant rapidement pour un pays faisant parti de l'OCDE depuis sa création et où un grand nombre de données sont disponibles depuis 1961 dans le cas de l'inflation soit les États-Unis.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	249
				F(1, 247)	>	99999.00
Model	2003.52583	1	2003.52583	Prob > F	=	0.0000
Residual	1.56115718	247	.006320474	R-squared	=	0.9992
				Adj R-squared	=	0.9992
Total	2005.08699	248	8.08502818	Root MSE	=	.0795

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	1.0021	.0017799	563.02	0.000	.9985948	1.005606
_cons	-.0083995	.0084447	-0.99	0.321	-.0250322	.0082332

**Tableau 2.** - Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation aux États-Unis

Nous nous retrouvons cette fois avec un total de 249 observations soit des données pour (249/4) 62,25 ans. L'observation pouvant être faite rapidement ici est que cette fois notre valeur de 1 est incluse dans notre intervalle de confiance pour la variable prédit et notre variable de zéro est incluse dans notre intervalle de confiance pour notre constante. Il nous est alors impossible de rejeter les hypothèses  $H_1$  et  $H_2$  pour les États-Unis avec une confiance de 95%. L'écart-type plus élevé au niveau de notre variable prédit que celui observé dans notre modèle pour les données à travers le monde pouvant en partie s'expliquer par une plus faible présence d'observation. On se doute bien cependant que si chaque pays présentait des résultats semblables au niveau de leur intervalle de confiance nous ne nous retrouverions pas dans le cas présent avec des données globales ne répondant pas à nos hypothèses.

Tournons-nous donc vers quelques pays ne présentant pas forcément des résultats pouvant être jugés comme étant aussi parfait et commençons par analyser les résultats obtenus pour le Luxembourg.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	<b>100</b>
				F(1, 98)	=	<b>923.38</b>
Model	<b>88.1236809</b>	<b>1</b>	<b>88.1236809</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
Residual	<b>9.35271911</b>	<b>98</b>	<b>.095435909</b>	R-squared	=	<b>0.9041</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9031</b>
Total	<b>97.4764</b>	<b>99</b>	<b>.984610101</b>	Root MSE	=	<b>.30893</b>

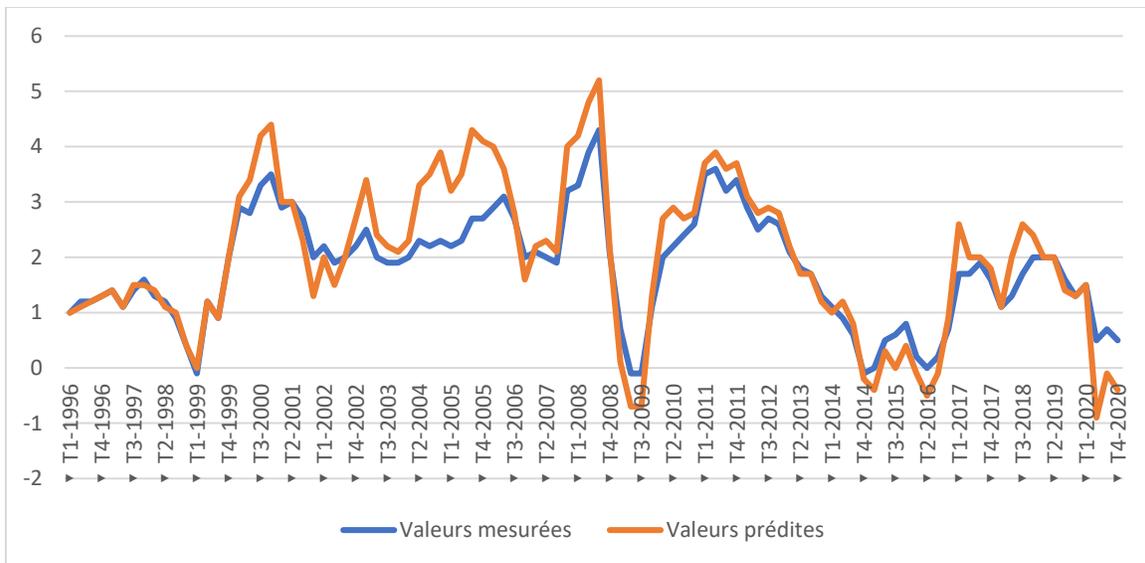
  

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.6846961</b>	<b>.0225324</b>	<b>30.39</b>	<b>0.000</b>	<b>.6399813</b>	<b>.729411</b>
_cons	<b>.4420853</b>	<b>.0544884</b>	<b>8.11</b>	<b>0.000</b>	<b>.3339549</b>	<b>.5502156</b>

**Tableau 3.** - Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation au Luxembourg

Le nombre d'observation disponible étant malheureusement plus faible pour ce pays nous devons nous contenter des valeurs sur 25 ans pour un total de 100 observations. La

différence demeure ici marquante. Un coefficient de 0,6846961 et un intervalle de confiance à 95%, bien que plus large que généralement en raison du faible nombre de données, n'atteignant même pas le 0,73. Au niveau du coefficient pour notre constante nous nous retrouvons alors avec une valeur moyenne de 0,4420853 pour un intervalle de confiance allant de 0,3339549 à 0,5502156. Je crois qu'il n'est donc pas nécessaire de préciser que nous nous trouvons bien loin de nos hypothèses de base. Nos coefficients obtenus suggérant plutôt que les prédictions ont tendance à surestimer les valeurs réelles lorsque ces dernières sont supérieures à 0,815% et à les sous-estimer lorsque le résultat obtenu pour la valeur réelle est inférieur à 0,815%. Prenons également un petit moment pour expliquer la différence entre le  $R^2$  et le  $R^2$  ajusté comme les deux valeurs sont ici différentes. Alors que la valeur du  $R^2$  tend à surévaluer la qualité de notre régression linéaire comme sa valeur augmente constamment en raison du fait que le nombre d'effet est inclus dans le modèle, le  $R^2$  ajusté peut lui de son côté diminuer si un effet spécifique n'a pas pour but d'améliorer le modèle. Nous pouvons par la suite observer que nos valeurs pour la statistique de Student nous permettent encore une fois de démontrer que nos coefficients sont statistiquement différents de zéro. Comment pouvons-nous donc expliquer cet écart en ce qui concerne nos coefficients? Prenons le temps d'observer l'évolution de nos valeurs prédites et mesurées dans le temps pour le Luxembourg.



**Figure 3. – Comparaison des valeurs de la variation du taux d’inflation pour le Luxembourg**

Nous voyons alors sur ce graphique les variations à travers le temps des valeurs ayant été mesurées et prédites pour le Luxembourg entre 1996 et 2020. Nous pouvons alors voir que tel qu’estimé par le modèle, la courbe des valeurs prédites a tendance à surestimer lorsque la valeur mesurée est élevée et à sous-estimer dans le cas contraire. Il est toutefois également possible de constater que malgré des fluctuations beaucoup plus présentes au niveau de notre courbe de valeurs prédites, celle-ci semble plutôt bien suivre les différentes hausses et baisses pouvant être observées auprès de la courbe des valeurs mesurées. Notons cependant quelques variations qui fut prédites sans pour autant qu’elles ne surviennent réellement. Observons par exemple la hausse du taux d’inflation attendue en 2004 où la valeur prédite passe de 2,3 à 3,9 en un an seulement alors que les valeurs réellement mesurées nous montrent plutôt une passation de 2 à 2,3%. Il faut comprendre qu’à cette période la devise de l’Euro d’abord lancé le premier janvier 1999, mais réellement apparut dans les marchés européens le premier janvier 2002, viens de faire son apparition. Les différents pays membres de l’Union Européenne s’affairent alors lentement à introduire cette devise dans leur marché. Une question demeurerait toutefois. Est-ce que l’introduction d’une monnaie unique allait réveiller l’inflation? Les craintes d’un

certain dérapage peuvent alors être à l'origine des prédictions si on veut « exagérées » ayant alors été faites.

Dans un deuxième temps nous observerons les résultats obtenus pour une autre région européenne se trouvant être le Royaume-Uni. Les résultats de notre régression linéaire ainsi que le graphique de l'évolution dans le temps des données prédites et mesurées se trouvent à l'annexe 1.1. Nous nous retrouvons alors cette fois avec un total de 120 observations alors réparties sur une période de 30 ans. Malgré un coefficient plus élevé pour notre variable prédit que celui pour le Luxembourg nous obtenons tout de même que  $\beta_1 \neq 1$  et que notre première hypothèse doit être rejetée avec une confiance de 95% comme notre intervalle de confiance allant de 0,8441665 à 0,9279477 n'inclut pas notre valeur recherchée de 1. Il en va de même pour notre deuxième hypothèse puisque qu'avec un coefficient de 0,3002009 pour la constante et l'intervalle de confiance à 95% n'incluant pas la valeur de zéro nous nous devons de déterminer qu'ici  $\beta_0 \neq 0$ . De la même manière que pour le pays précédant nous prenons ensuite la peine d'observer l'avancement de nos variables réel et prédit dans le temps afin de déterminer d'où proviendrait l'inefficacité. Ce que nous observons au niveau du Royaume-Uni peut alors nous paraître semblable à nos résultats obtenus pour le Luxembourg alors que les valeurs prédites semblent de façon générale surestimées les valeurs mesurées lorsque ces dernières sont à la hausse tout en les sous-estimant lorsqu'elles diminuent. Une certaine disparité entre nos deux courbes peut cependant être observée au tout début de notre graphique en 1991 où contrairement à la hausse prédite le taux d'inflation au Royaume-Uni ralentit. Il faut alors se rappeler qu'en 1991 débute une récession dans cette grande région européenne. Alors que l'inflation est imposante, le ralentissement de l'économie et l'augmentation du taux de chômage fait en sorte de diminuer le pouvoir d'achat de la population. L'inflation se voit alors diminuer pour passer d'une valeur de 8,4 à 2,4 en 2 ans uniquement. Il est alors probable que cette même récession ait d'abord été mal prévue avant que le tout ne soit ajusté à la période suivante.

## Analyse par continent

Complétons le tout, en séparant nos pays en fonction des continents auxquels ils appartiennent. Nous analysons alors le tout selon cinq continents, devant retirer l'Afrique par absence de données. Les résultats pour les régressions sont présentés à l'annexe 1.2.

En observant le tout nous voyons que notre fameuse valeur de 1 que nous recherchons pour notre régression n'est présente dans l'intervalle de confiance à 95% que pour un continent, soit l'Océanie. Ce même continent présente également un intervalle de confiance à 95% contenant notre valeur recherchée de 0 pour ce qui concerne le coefficient. Il nous est alors impossible de rejeter l'une ou l'autre de nos deux hypothèses de base pour l'Océanie. Par la suite nous retrouvons 3 continents, l'Amérique du Nord, l'Amérique du Sud et l'Asie, à moins de 0,01 de pouvoir être considéré efficace du point de vue de notre première hypothèse pour finalement terminer avec l'Europe où nous trouvons un intervalle de confiance à 95% allant de 0,929240 à 0,9353116 ce qui représente de loin la valeur la plus faible à travers les différents continents. Ce même continent présentant du même coup le coefficient le plus élevé pour la constante avec un intervalle de confiance à 95% allant de 0,1901742 à 0,3908198. Les valeurs obtenues pour les données analysées à travers le monde seraient donc dû à l'imprécision des données prédites dans les pays européens à travers le temps. Il faut toutefois prendre en compte que 3452 des 5797 observations mondiales proviennent du continent européen soit un peu moins de 60% d'entre elles. C'est également dans ce même continent que nous retrouvons l'écart-type le plus élevé que ce soit au niveau de la variable prédit ou encore de la constante avec des valeurs de 0,0015481 et 0,0511681 non loin devant l'Amérique du Sud en ce qui attrait à l'écart-type pour la constante. Nous pouvons d'ailleurs noter que les écart-types obtenus pour l'Europe surpassent les écart-types obtenus pour la totalité des données dans le monde. Le manque d'efficacité dans les prédictions pour le continent européens pourrait alors s'expliquer par l'absence d'efficacité pour certains pays précisément et non par une inefficacité générale.

## **Le taux de chômage**

Bien utile afin de déterminer si un pays est en situation de plein emploi et si une économie roule à sa pleine capacité le taux de chômage est un élément essentiel pour tout gouvernement. Ce taux permet de déterminer si le système en place permet de créer suffisamment d'emploi pour toutes personnes en cherchant. Rappelons que contrairement au pourcentage de la population active où pour le calcul on considère la totalité de la population le taux de chômage est lui calculé en fonction de la population active. C'est-à-dire qu'une personne ne travaillant pas et qui décide soudainement d'arrêter de se chercher un emploi pour une raison quelconque fera en sorte de diminuer le taux de chômage même si dans les faits aucune personne n'est entrée dans le milieu du travail. Prenons un groupe de 5 personnes faisant parties de la population active dont 2 sont au chômage. Nous avons ici une situation où le taux de chômage est de 40%, mais si une personne sur le chômage décide de ne plus chercher d'emploi et quitte ainsi la population active alors le taux de chômage dans le groupe passe à 25%, puisqu'il n'y a maintenant qu'une personne sur quatre qui se retrouve sur le chômage. Le chômage en lui-même peut être divisé sous deux formes, le chômage conjoncturel et structurel. Alors que le chômage conjoncturel est dû à un ralentissement dans l'économie, le chômage structurel survient lorsqu'une personne est incapable de se trouver un emploi car elle ne possède pas les compétences nécessaires. Ce dernier a donc des effets à beaucoup plus long terme contrairement au chômage conjoncturel.

## **Les observations mondiales**

Procédons maintenant comme nous l'avons fait précédemment pour les variations du taux d'inflation et analysons l'efficacité des prédictions du taux de chômage en pourcentage de la population active pour les données obtenues dans le monde à travers les années. Nous nous retrouvons cette fois avec des données pour 34 pays.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	4,768
Model	62508.3352	1	62508.3352	F(1, 4766)	>	99999.00
Residual	2048.01384	4,766	.429713352	Prob > F	=	0.0000
Total	64556.3491	4,767	13.542343	R-squared	=	0.9683
				Adj R-squared	=	0.9683
				Root MSE	=	.65553

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	.9876671	.0025896	381.40	0.000	.9825903	.9927439
_cons	.0287354	.0209249	1.37	0.170	-.0122871	.069758

**Tableau 4.** - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage dans le monde

Il est déjà intéressant d'observer ici qu'en raison de l'absence de 4 pays en plus nous nous retrouvons avec un total de 1029 observations en moins comparativement aux résultats pour la variation du taux d'inflation. Le coefficient pour la variable prédit que nous obtenons est cette fois de 0,9876671 avec un écart-type de 0,0025896. Lorsque nous regardons du côté l'intervalle de confiance à 95% nous voyons que ce dernier inclut les valeurs allant de 0,9825903 à 0,9927439 et malgré une plus grande proximité avec le coefficient de 1 qui est recherché nous devons de nouveau rejeter l'hypothèse de  $\beta_1=1$ . Cependant, au niveau de notre deuxième hypothèse nous voyons ici que l'intervalle de confiance pour la constante inclus la valeur zéro et donc il nous est impossible de rejeter notre hypothèse que  $\beta_0=0$  avec une confiance de 95%. Encore ici le test de Student nous permet logiquement de rejeter l'hypothèse d'un coefficient égal à zéro. Une petite différence qui est ici intéressante par rapport aux résultats obtenus au préalable est celui du  $R^2$  où malgré un coefficient plus élevé comparativement à celui trouvé pour la variation du taux d'inflation nous nous retrouvons avec un  $R^2$  plus faible (0,9683 comparativement à 0,9945). Ce qui voudrait dire que le modèle est cette fois légèrement moins expliqué par la variable prédit que précédemment. Il est toutefois important dans le cas présent de prendre en compte l'écart-type dans les deux cas, car le modèle obtenu pour le chômage présente un écart-type supérieur à deux fois celui obtenu dans notre modèle pour la

variation du taux d'inflation dans le monde. Malgré un coefficient supérieur nous nous retrouvons alors ici avec des valeurs s'éloignant généralement plus de la moyenne.

## Les États-Unis et quelques pays divergeant

Passons dorénavant à l'analyse de quelques pays et débutons encore ici par l'observation des résultats pour les États-Unis afin de permettre une autre comparaison entre nos différentes observations pour les différents facteurs économiques.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	253
Model	710.582661	1	710.582661	F(1, 251)	>	99999.00
Residual	.228983241	251	.000912284	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9997
				Adj R-squared	=	0.9997
Total	710.811644	252	2.82068113	Root MSE	=	.0302

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	1.001474	.0011347	882.56	0.000	.9992394	1.003709
_cons	-.0102424	.0070079	-1.46	0.145	-.0240441	.0035594

**Tableau 5.** - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage aux États-Unis

Nous avons ici les données pour le taux de chômage aux États-Unis à travers le temps. Avec un total de 253 observations nous nous retrouvons donc avec des données pour 1 an de plus que pour la variation du taux d'inflation, l'année 1960 étant ici disponible. Tout comme pour le facteur économique précédent nous voyons que pour les États-Unis l'intervalle de confiance à 95% inclut la valeur 1 (Intervalle allant de 0,9992394 à 1,003709) et notre hypothèse de  $\beta_1 = 1$  peut ici être vérifiée avec une confiance de 95%. Il en va de même pour notre seconde hypothèse. Il nous est donc impossible de dire ici que notre modèle n'est pas efficace.

Maintenant concentrons nous sur quelques pays qui font en sorte que l'on s'éloigne du résultat recherché et débutons par l'Israël.

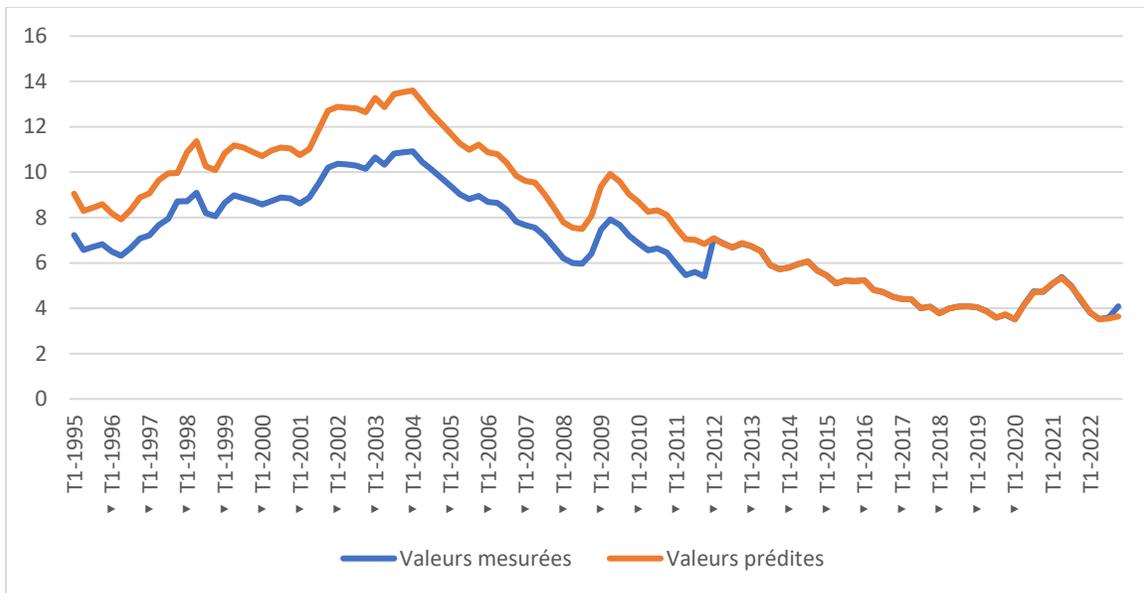
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	<b>112</b>
Model	<b>468.971514</b>	<b>1</b>	<b>468.971514</b>	F(1, 110)	=	<b>3951.01</b>
Residual	<b>13.0566394</b>	<b>110</b>	<b>.118696722</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
Total	<b>482.028154</b>	<b>111</b>	<b>4.34259598</b>	R-squared	=	<b>0.9729</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9727</b>
				Root MSE	=	<b>.34452</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.6759576</b>	<b>.0107539</b>	<b>62.86</b>	<b>0.000</b>	<b>.654646</b>	<b>.6972693</b>
_cons	<b>1.396194</b>	<b>.0931089</b>	<b>15.00</b>	<b>0.000</b>	<b>1.211674</b>	<b>1.580714</b>

**Tableau 6.** - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage en Israël

Il est ici intéressant d'analyser les résultats obtenus pour un pays tel que l'Israël à travers les années, puisque les résultats peuvent être vu sous différents angles en fonction de ce qu'on souhaite présenter. D'abord si on observe uniquement notre modèle de régression obtenu par Stata on remarque qu'à travers nos 112 observations nous n'obtenons qu'un coefficient de 0,6759576 et que notre intervalle de confiance à 95% ne nous permet même pas d'atteindre le 0,7. De plus on peut observer un coefficient supérieur à 1 au niveau de la constance (1,396194) et donc pour un taux de chômage prédit de 3% nous nous retrouvons avec un taux de chômage mesuré d'environ 3,424 comparativement à un taux mesuré d'environ 8,156% pour un taux prédit de 10%. En observant le tout de la sorte nous pourrions croire que notre modèle a tendance à sous-estimer les valeurs lorsque le taux de chômage mesuré est plus faible et à le surestimé lorsque le taux de chômage est plus élevé. Cependant l'analyse change soudainement lorsque nous prenons le temps de comparer l'évolution de nos valeurs à travers le temps.



**Figure 4.** - Évolution des valeurs prédites et mesurées du chômage en Israël

En effet, le graphique ci-haut nous permet de constater rapidement que l'efficacité des prédictions faites quant au niveau de chômage est en fait en deux temps. Tout d'abord du début de l'année 1995 jusqu'au tout début de 2012, soit pour les 17 premières années avec des données disponibles, les valeurs prédites sont environ de 2% supérieures aux valeurs mesurées et ce pour chaque quadrimestre. Les valeurs mesurées semblent ici suivre presque parfaitement les variations obtenues réellement dans l'économie israélienne, mais en demeurant toujours à la même distance. Le tout change toutefois à partir de 2012 où à partir de ce moment les deux droites semblent même se juxtaposer. Le tout est encore plus visible dans le nuage de points présent à l'annexe 2.1 où deux droites sont bien visibles. Malgré des pentes presque semblables nous pouvons facilement distinguer la droite présentant les points entre 1995 et 2012 de celle possédant les points de 2012 à 2022. Le plus intrigant demeure de déterminer qu'est-ce qui aurait entraîné ce soudain changement. Rappelons que les valeurs prédites le sont généralement 7 quadrimestres à l'avance et un point intéressant à considérer ici est l'intégration de l'Israël à l'OCDE qui fut faite le 7 septembre 2010. Cette date concorderait alors avec la sortie de la prédiction de l'OCDE pour le 2<sup>e</sup> ou 3<sup>e</sup> quadrimestre de l'année 2012.

L'intégration de l'Israël pourrait alors expliquer l'ajustement apporté permettant une plus grande efficacité des prévisions.

Le fait est que l'amélioration de l'efficacité à travers le temps pour le taux de chômage ne semble pas être un phénomène isolé pour l'Israël. Lorsque nous observons nos résultats pour deux autres pays présentant au départ ce qui nous semble être une efficacité plus faible, soit le Mexique avec un coefficient de 0,6332526 pour la variable prédit et un coefficient supérieur à 1 pour la constante (voir annexe 2.2) et les Pays-Bas avec un coefficient inférieur à 0,5 pour la variable prédit et un coefficient supérieur à 2,5 pour la constante (voir annexe 2.3), nous voyons un alignement des droites pour les valeurs mesurées et prédites semblables à travers le temps. En effet, alors que les droites semblent se juxtaposer à partir de l'année 2005 au Mexique, le tout se produit également au niveau de nos résultats pour le Pays-Bas, mais cette fois aux alentours de l'année 2003. Notre explication précédente de l'intégration de l'Israël à l'OCDE ne pouvant pas ici s'appliquer comme le Mexique est un pays membre de l'organisme depuis le 18 mai 1994 et les Pays-Bas depuis le 13 novembre 1961, ce qui représentent deux dates bien ultérieures. Un point qui est ici intéressant est que contrairement à nos résultats pour l'Israël où la courbe des valeurs prédites était d'abord toujours supérieure à celle des valeurs mesurées, nous voyons cette fois deux cas distincts. Premièrement pour le Mexique nous voyons d'abord un écart énorme au premier temps présenté en 1991 avec plus de 5% supplémentaire au niveau du taux de chômage prédit avant que le tout s'inverse en moins d'un an avec plus de 1% supplémentaire, mais cette fois au niveau du taux de chômage mesuré. Le tout se reproduit également par la suite au quatrième temps de 1992 où le taux de chômage prédit se trouve être bien supérieur à celui mesuré avant de se retrouver inférieur à ce dernier au premier quadrimestre de 1994. Alors que le taux de chômage mesuré au Mexique fluctue graduellement à l'exception de son explosion en fin 1994 pour ensuite redescendre jusqu'en 2000, le taux de chômage prédit comporte de nombreux changements beaucoup plus drastiques, pouvant suggérer une incapacité prévoir les changements réels jusqu'en 2005. Cet accroissement soudain du taux de

chômage en fin 1994 au Mexique peut d'ailleurs s'expliquer par la crise économique que le pays a vécu durant cette période. À la suite de l'entrée en vigueur de l'ALENA le 1<sup>er</sup> janvier 1994 une stabilité du taux de change peso-dollar (américain) est exigé et explicable en raison d'un peso fort à la suite d'une croissance soutenue du pays. Le problème étant qu'à la suite d'un nombre croissant d'emprunts de la part de la population mexicaine et en raison de l'inflation en place l'économie mexicaine se retrouve fragilisée avec une balance courante déficitaire de 28 milliards de dollar. Ajoutons à cela l'augmentation des taux directeurs par la Réserve fédérale des États-Unis au début de l'année 1994 engendrant de nombreux retraits de capitaux mexicain. Ce ne sont ici que quelques événements causant une tendance à la baisse du taux de change du peso qui perd en valeur. Les réserves de change de la Banque centrale mexicaine sont épuisées dès 1994 et d'évaluer le peso devient alors une nécessité. La valeur du peso passe alors de 3,4 à 7,2 le dollar américain en une semaine, amenant une diminution du PIB mexicain de 7% en 1995 et par la même occasion une augmentation du taux de chômage. Au niveau du Pays-Bas il est plutôt possible d'observer que la courbe des résultats prédits se trouve jusqu'en 2003 constamment supérieure à celle des résultats mesurés réellement à ces mêmes dates, mais contrairement aux données pour l'Israël où l'écart demeure constant tout du long avant de disparaître, l'écart entre les courbes est ici graduellement réduit. D'abord de 5,75% au premier temps de 1983, puis de 3,19% au premier temps de 1989 pour ensuite être inférieur à 1% au premier temps de 2000 avant de disparaître en 2003, l'écart entre nos courbes et par la même occasion inefficacité des prédictions ne fait que diminuer.

### **Analyse par continent**

Poursuivons notre analyse pour le taux de chômage en comparant de nouveau les différents résultats obtenus en fonction des différents continents. Encore ici nous nous devons de retirer l'Afrique en raison de l'absence de résultat pour le continent. Les

résultats sont présentés à l'annexe 2.4. Le continent européen représente encore ici forcément le continent le plus représenté dans le monde avec un peu moins de 65% des données suivi de très loin par l'Amérique du Nord représentant moins de 15% des données. Nos résultats divergent ensuite de ce qui avait pu être observé au niveau de la variation du taux d'inflation puisque le continent européen se retrouve cette fois être l'un des deux seuls continents avec l'Océanie où nos hypothèses  $H_1$  et  $H_2$  ne peuvent être rejetées avec 95% de confiance. En effet, avec des intervalles de confiance allant de 0,9867708 à 1,000444 pour la variable prédit et de -0,0317221 à 0,0883028 pour la constante, les 3001 observations pour le continent de l'Europe ne peuvent expliquer la légère inefficacité obtenue pour les prédictions mondiales. Avec dans ses rangs le pays de l'Israël notamment le continent asiatique se retrouve de loin bon dernier avec un coefficient inférieur à 0,8 pour notre variable prédit et un coefficient supérieur à 0,6 au niveau de la constante, le tout incluant notre intervalle de confiance à 95%. L'Amérique du Nord, continent contenant le Mexique dont nous avons également parlé, présentant également des résultats amenant à devoir rejeter nos deux hypothèses de départ avec cette fois un coefficient pour la variable prédit supérieur à 1 et un coefficient pour notre constante inférieur à zéro.

Une dernière étude à laquelle nous avons procédé en ce qui concerne le taux de chômage est de tester afin de voir si le fait de prendre des données plus rapprochées nous permettait d'améliorer nos résultats. Rappelons que d'après la littérature, bien que l'économie soit parfois incapable de prévoir certains incidents, celle-ci devrait toutefois être en mesure de s'adapter de façon à corriger ses erreurs. Étant donné que pour les trois pays observés en détail nous voyons que l'efficacité semble s'améliorer avec le temps nous avons alors décidé de tester le tout pour l'ensemble des pays. Pour se faire nous avons alors pris uniquement les données disponibles pour les dix dernières années pour chacun des pays dans le monde afin de refaire notre régression linéaire. Les résultats sont présentés à l'annexe 2.5. Nous voyons que nous nous retrouvons alors avec un grand total de 1360 données et un intervalle de confiance pour notre variable prédit qui est oui

beaucoup plus près de la cible, mais ne nous permettant malheureusement pas de rejeter notre hypothèse avec une confiance de 95%. Il est bien entendu tout de même important de noter que nous nous trouvons dorénavant à moins de 0,003 unité de notre cible contrairement à avant où nous nous trouvions à un peu moins de 0,0075 de la cible. Il est également important de noter ici l'amélioration auprès de notre  $R^2$  et  $R^2$  ajusté, ces deux valeurs ayant augmenté de 2,82%.

## **La balance économique**

Passons dorénavant au troisième aspect macroéconomique de notre analyse qui se trouve être la balance économique. Nous avons déjà abordé rapidement le tout en présentant la situation de la crise économique au Mexique en 1994 et avons pu voir à quel point celle-ci était intimement reliée aux autres facteurs économiques. En effet, tel que mentionné la balance économique permet de visualiser tout entrée ou sortie de valeur économique et considérant les différents taux de change elle peut permettre en quelque sorte de déterminer les pertes ou gains réels encaissés grâce à l'importation et l'exportation. Une bonne prévision de cet élément peut alors permettre à un pays de prendre les mesures nécessaires afin de redresser le tout dans la mesure du possible ou encore de continuer sur sa bonne lancée. Différents facteurs peuvent faire en sorte d'affecter la balance économique d'un pays autre que le taux de change. Nous avons d'abord tous les droits de douane servant à rendre plus cher tous produits provenant de l'étranger afin de favoriser l'industrie locale. À l'opposé nous avons les traités de libre-échange qui cherchent à favoriser le développement du commerce international et qui du même coup retireront toutes barrières à l'importation de produits. Il faudra également considérer la compétitivité entre les entreprises car si une entreprise locale sous-performe face à une entreprise internationale alors le nombre d'importations se verra augmenter. À l'inverse si l'industrie locale performe mieux alors cela aura un impact positif sur l'exportation. Finalement il sera important de considérer toutes délocalisations ou relocalisations d'entreprises qui chercheront bien souvent à diminuer les coûts de leur côté, mais bien

entendu les raisons peuvent être autres telle que l'amélioration de la technologie de production ou encore pour acquérir un personnel plus qualifié. Prenons encore ici un exemple simple et concret. L'entreprise de boisson locale produisant du soda pour le pays, mais également à travers le monde exporte pour 3 milliards par an. Si celle-ci décide de délocaliser son usine afin de l'amener dans un pays autre alors le pays local se verra dorénavant obligé d'importer la boisson nécessaire à la population locale tout en ne produisant plus la moindre exportation. Il est alors très facile pour la balance de ne rapidement plus être en équilibre.

## Les observations mondiales

Observons comme nous l'avons fait depuis le début en plusieurs étapes et commençons par une analyse globale des prévisions de la balance économique dans le monde. Rappelons ici que dans le cas de la balance économique les données n'étaient malheureusement disponibles qu'annuellement réduisant par la même occasion le nombre de données ayant été prédites et mesurées. Les données ont été prises et prédites en millions de dollar en fonction du % du PIB du pays.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	<b>1,230</b>
				F(1, 1228)	=	<b>8540.29</b>
Model	<b>25466.1025</b>	<b>1</b>	<b>25466.1025</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
Residual	<b>3661.74555</b>	<b>1,228</b>	<b>2.98187748</b>	R-squared	=	<b>0.8743</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.8742</b>
Total	<b>29127.8481</b>	<b>1,229</b>	<b>23.7004459</b>	Root MSE	=	<b>1.7268</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.8745823</b>	<b>.0094638</b>	<b>92.41</b>	<b>0.000</b>	<b>.8560153</b>	<b>.8931492</b>
_cons	<b>-.1123642</b>	<b>.0492957</b>	<b>-2.28</b>	<b>0.023</b>	<b>-.2090772</b>	<b>-.0156511</b>

**Tableau 7.** - Régression des valeurs réelles et prédites de la balance économique dans le monde

Considérant la prise de donnée moins fréquente il n'est alors pas surprenant de voir que le nombre d'observation se trouve être environ le quart de nos autres données avec un total de 1230. Toutefois nous voyons directement que nous nous retrouvons avec un coefficient pour notre variable prédit qui se trouve être beaucoup plus faible que nos deux autres facteurs vus précédemment avec également un intervalle de confiance n'atteignant même pas 0,9 (intervalle allant de 0,8560153 à 0,8931492). Nous constatons également que malgré un écart-type relativement haut pour notre coefficient de notre constante comparativement à celui pour notre variable prédit, l'intervalle de confiance à 95% pour la constante n'inclut pas la valeur zéro. Nous voyons donc que comme pour la variation du taux d'inflation dans le monde nos hypothèses  $\beta_1=1$  et  $\beta_0=0$  ne peuvent être vérifiées. Une différence toutefois est le niveau de notre  $R^2$  dans le modèle présenté ici qui se trouve être bien plus faible. Nous observons alors à l'annexe 3.1 le nuage de point de nos différentes observations. Contrairement aux nuages de points présentés jusqu'ici nous voyons que nos observations au niveau de la balance économique dans le monde se séparent presque de façon égale entre les valeurs négatives et positives. Le tout est facilement explicable puisque lorsqu'un pays engrange un gain au niveau de sa balance économique à la suite d'un échange, il est attendu que l'autre pays participant à la transaction vienne de subir une perte. Nous pouvons alors voir à l'intérieur de notre graphique que les différents points semblent majoritairement s'aligner, mais que le tout demeure une droite plutôt large que ce soit du côté des valeurs positives ou encore négatives.

### **Les États-Unis et quelques pays divergeant**

Passons dorénavant à notre analyse de quelques pays en particulier et débutons comme à notre habitude par les États-Unis. Malheureusement en raison du nombre de données

disponibles plus faible au niveau de la balance économique il est tout-à-fait normal de se retrouver avec des écart-types pouvant être grandement plus élevés que précédemment.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	62
Model	204.795569	1	204.795569	F(1, 60)	=	.
Residual	0	60	0	Prob > F	=	.
Total	204.795569	61	3.35730442	R-squared	=	1.0000
				Adj R-squared	=	1.0000
				Root MSE	=	0

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
prédit	1	.	.	.	.
_cons	4.44e-16	.	.	.	.

**Tableau 8.** - Régression des valeurs réelles et prédites de la balance économique aux États-Unis

Bien entendu la précision des prédictions ne représente pas le moindre problème dans le cas de notre analyse pour les États-Unis puisque comme il est possible de le constater dans notre modèle ci-haut nous nous retrouvons avec une efficacité tout simplement parfaite. Un total de 62 observations et donc 62 mesures prédites parfaitement (considérant nos unités) égales aux résultats ayant été mesurés. Un  $R^2$  d'une valeur de 1, un coefficient pour notre variable prédit égal à 1 et un coefficient pour notre constante que l'on peut dire égal à 0. Une absence d'écart-type et d'intervalle de confiance que demander de mieux? Forcément si nous nous retrouvons avec un coefficient aussi faible pour notre balance économique dans le monde, le tout ne provient pas de nos résultats pour les États-Unis.

Jetons maintenant un œil sur un pays présentant un coefficient pour le moins inférieur à celui que nous venons de présenter avec les États-Unis et nous parlons ici des Pays-Bas.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	18
Model	<b>35.0369827</b>	<b>1</b>	<b>35.0369827</b>	F(1, 16)	=	<b>444.83</b>
Residual	<b>1.26024505</b>	<b>16</b>	<b>.078765315</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9653</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9631</b>
Total	<b>36.2972278</b>	<b>17</b>	<b>2.13513105</b>	Root MSE	=	<b>.28065</b>

r�el	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
pr�dit	<b>.885022</b>	<b>.0419622</b>	<b>21.09</b>	<b>0.000</b>	<b>.7960661</b>	<b>.9739779</b>
_cons	<b>.9081832</b>	<b>.3201106</b>	<b>2.84</b>	<b>0.012</b>	<b>.2295789</b>	<b>1.586787</b>

**Tableau 9.** - R gression des valeurs r elles et pr dites de la balance  conomique au Pays-Bas

Pour ce pays nous ne pr sentons alors que 18 observations, soit une pour chaque ann e entre 2004 et 2021. Le tout se fait alors ressentir principalement dans nos intervalles de confiance   95% o  pour le coefficient de notre constante par exemple l'intervalle couvre une valeur de plus de 1,35 unit s ce qui repr sente un intervalle plus grand que notre coefficient lui-m me (0,9081832). Malgr  tout nous nous retrouvons encore ici dans la situation o  nos deux hypoth ses de base ne peuvent  tre d fendues. L'annexe 3.2 pr sente alors l' volution des valeurs ayant  t  pr dites et mesur es   travers les ann es pour la balance  conomique au Pays-Bas. Nous voyons   ce moment que le pays ici observ  n'a pr sent  une balance  conomique que positive   travers ces 18 ann es et que malgr  quelques divergences entre les valeurs par exemple en 2004 avec une valeur pr dite de 7,56 pour une valeur mesur e de 8,33 ou encore en 2008 avec une valeur pr dite de 4,97 pour une valeur mesur e de 5,57, nous retrouvons deux droites progressant constamment dans la m me direction, mais avec des pentes parfois l g rement diff rentes.

## Analyse par continent

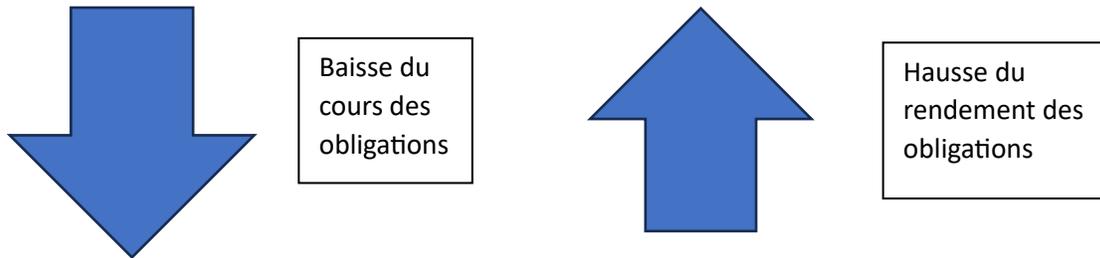
Vient alors le temps d'observer nos différentes données en divisant le tout selon le continent de provenance des différents pays. Ici bien que nous ayons obtenu des données pour l'Afrique du Sud qui ont été intégrées dans notre régression pour les pays du monde le continent de l'Afrique ne sera malheureusement ici pas inclut par manque de données. Les régressions pour les différents continents sont présentées à l'annexe 3.3. Comme nous pouvons de nouveau nous y attendre l'Europe représentant plus de 50% de nos observations dans le monde ( $666/1230=0,54$ ) suivi de l'Asie où nous pouvons retrouver un peu plus de 15% de nos observations dans le monde. Ce dernier continent se trouvant d'ailleurs être l'un des deux seuls continents où nos deux hypothèses  $\beta_1=1$  et  $\beta_0=0$  ne peuvent être rejetées avec une confiance de 95%. Le deuxième continent se trouvant être l'Amérique du Sud. Par la suite nous nous retrouvons également avec deux continents où notre hypothèse  $H_1$  est rejeté avec une confiance de 95% soit l'Europe et l'Océanie, mais également deux continents où notre hypothèse  $H_2$  doit être rejetée avec une confiance de 95%. Ces deux continents étant de nouveau l'Océanie et l'Amérique du Nord. Il est toutefois à noter que bien que l'hypothèse  $H_2$  ne puisse être rejetée pour l'Europe, le continent se retrouve de loin avec le coefficient le plus faible pour notre variable prédit ( $0,8746766$  au plus haut de notre intervalle de confiance à 95%), mais également avec le  $R^2$  ajusté le plus faible avec un résultat de  $0,8458$  secondé par l'Amérique du Sud et un  $R^2$  ajusté de  $0,9758$ . Lorsque nous regardons nos résultats dans son ensemble nous pouvons alors déterminer encore une fois que l'écart entre notre coefficient pour notre variable prédit dans le monde et la valeur recherchée de 1 est dû à un manque d'efficacité entourant les prédictions dans les pays européens.

## Le taux d'intérêt à court terme

Terminons notre analyse macroéconomique en observant dorénavant l'efficacité des prédictions faites au niveau du taux d'intérêt à court terme. De la même façon que pour nos trois analyses économiques précédentes les taux d'intérêts à court terme sont un facteur important permettant non seulement d'analyser comment se porte l'économie locale, mais pouvant également aider à la contrôler. Pourquoi dit-on que les taux d'intérêts à court terme peuvent aider à stabiliser une économie? Et bien parce que l'augmentation des taux d'intérêts peut avoir pour but d'encourager la population locale à investir d'avantage. En effet, en situation où la population est majoritairement emprunteuse et à besoin de crédit créant alors une rareté de l'argent à prêter, le coût des emprunts augmentera entraînant du même coup une hausse des taux d'intérêts. Lorsque la situation s'inverse et qu'un plus grand nombre de personnes cherchent à investir alors les taux redescendent. Voici rapidement comment l'offre et la demande de monnaie dans l'économie peuvent impacter les taux d'intérêts, mais il y a plus. Bon nombre de facteurs peuvent avoir un impact sur les taux d'intérêt tels que l'inflation ou encore la politique monétaire. Ces deux facteurs font en sorte que les taux d'intérêt varient constamment afin de conserver la confiance dans la valeur de la monnaie locale et donc le pouvoir d'achat de la population. La grande majorité des personnes investissant le moins de son argent (comme c'est généralement le cas afin d'éviter d'encaisser une dépréciation de la valeur de son portefeuille en raison de l'inflation) sera affecté par les fluctuations des taux d'intérêts. Le tout dépendra de comment est investi votre argent ou du moins si vous le savez réellement. Bon nombre de portefeuilles se trouvant sur le marché sont oui composés d'actions de différentes firmes dans le but de tenter de maximiser son profit, mais le tout amène en contrepartie un risque beaucoup plus élevé de subir des pertes. Afin de contrôler le tout nous trouverons bien souvent une partie de revenu fixe pouvant être composé de bons du trésor, mais également d'obligations. Ces derniers permettent de recevoir une rémunération annuelle, communément appelé des coupons, au taux d'intérêt prévu lors de la souscription à l'obligation. Le problème ici étant que le cours de

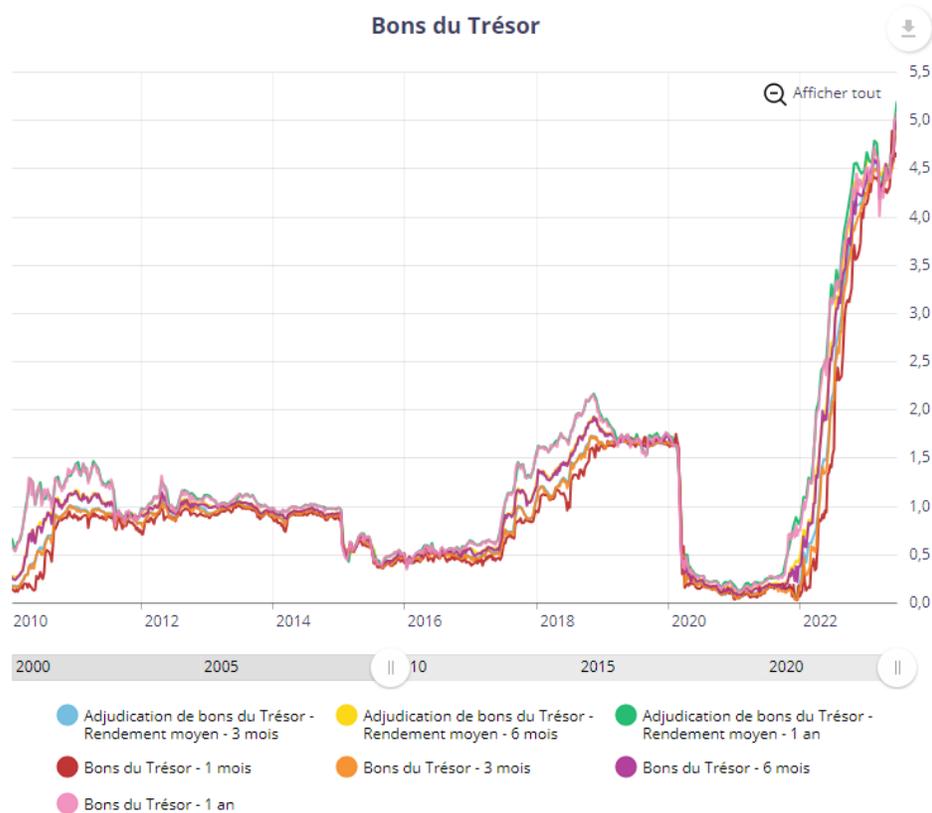
ces obligations, représentant le prix auquel s'échange les obligations est directement lié aux variations du taux d'intérêt.

Une augmentation des taux d'intérêt aura donc pour impact



Une obligation déjà en place verra son rendement augmenter, mais comme il est dorénavant possible d'acheter sur le marché des obligations avec un taux plus intéressant le cours de l'obligation déjà en place se verra diminuer.

Ces différents composants permettent de mieux comprendre la situation vécue au Canada depuis 2022 où bon nombre de portefeuilles même les plus sécuritaires se sont vu subir des pertes. La valeur de plusieurs actions étant à la baisse suite à la covid ayant engendré un ralentissement mondial de la production, il aurait pu être attendu que les obligations permettent de limiter les dégâts. Le problème ici étant qu'une énorme hausse du taux directeur de la Banque du Canada a suivi afin de contrer l'inflation et augmentant du même coup les taux d'intérêt à court terme.



<https://www.banqueducanada.ca/taux/taux-dinteret/bons-du-tresor/>

Il nous suffit d’observer ce graphique présenté sur le site de la Banque du Canada afin de constater que les taux des bons du trésor au Canada n’ont fait qu’augmenter en flèche depuis 2022. Des variations que nous n’avions pas vu depuis le crash économique de 2007-2008.

Séries	2023-05-24	2023-05-31	2023-06-07	2023-06-14	2023-06-21
1 mois	4,89	4,57	4,66	4,63	4,67
3 mois	4,50	4,59	4,80	4,83	4,81
6 mois	4,58	4,65	4,90	4,93	5,00
1 an	4,63	4,71	5,02	5,01	5,09

<https://www.banqueducanada.ca/taux/taux-dinteret/bons-du-tresor/>

Le tableau présenté ici se trouvant également sur le site de la Banque du Canada nous permet ensuite de constater les variations des différents bons du trésor lors des dernières semaines. Bien que ceux-ci varient à chaque semaine il est à noter que la hausse la plus importante est survenue entre la semaine du 31 mai et du 7 juin, soit la date à laquelle une autre hausse de 0,25% du taux directeur fut mise en place par la Banque du Canada.

## Les observations mondiales

Bien que la pandémie de la covid que nous venons de subir soit un événement qui restera dans les livres d'histoire, voyons maintenant l'efficacité du marché à prévoir ces différentes variations moyennes des bons du trésor à trois mois par année et commençons par l'analyse des données mondiales.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	<b>5,301</b>
				F(1, 5299)	>	<b>99999.00</b>
Model	<b>201257.768</b>	<b>1</b>	<b>201257.768</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
Residual	<b>801.723567</b>	<b>5,299</b>	<b>.151297144</b>	R-squared	=	<b>0.9960</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9960</b>
Total	<b>202059.492</b>	<b>5,300</b>	<b>38.1244325</b>	Root MSE	=	<b>.38897</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>1.001245</b>	<b>.0008681</b>	<b>1153.35</b>	<b>0.000</b>	<b>.9995431</b>	<b>1.002947</b>
_cons	<b>-.0358066</b>	<b>.0074183</b>	<b>-4.83</b>	<b>0.000</b>	<b>-.0503495</b>	<b>-.0212637</b>

**Tableau 10.** - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme dans le monde

Nous nous retrouvons alors avec ce qui représente le plus grand nombre de d'observations pour l'un de nos facteurs économiques observés avec un total de 5301. Je crois qu'une explication de chaque composante n'est maintenant plus de mise, mais le facteur principal que l'on constate immédiatement est le fait que pour la première fois pour une analyse

des données mondiales nous nous retrouvons avec une valeur pour le coefficient de la variable prédit qui est oui très près de 1 avec une valeur de 1,001245, mais principalement où cette valeur recherchée de 1 est finalement incluse dans notre intervalle de confiance à 95%. Nous pouvons alors dire que pour la moyenne des taux d'intérêt sur un an dans le monde nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse de  $\beta_1=1$  avec une confiance de 95%. Il est aussi à noter l'écart-type qui se trouve être incroyablement faible considérant le nombre d'observations pris en compte. Bien entendu comme tout peut rarement être parfait, nous nous devons de souligner la valeur du coefficient pour la constante qui se trouve être inférieure à zéro. Pour cette raison nous nous devons alors de rejeter l'hypothèse de  $\beta_0=0$  avec une confiance de 95%.

### **Les États-Unis et quelques pays divergeant**

Forcément si nous nous retrouvons dans la situation où nos observations pour les données mondiales sont presque parfaitement efficaces il est alors normal de s'imaginer que l'efficacité des prédictions ne peuvent alors être que parfaites pour certains pays et cela inclus le pays que nous avons observé à de multiples reprises pour chaque facteur soit les États-Unis.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	227
Model	3063.11092	1	3063.11092	F(1, 225)	>	99999.00
Residual	.128832685	225	.00057259	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	1.0000
				Adj R-squared	=	1.0000
Total	3063.23975	226	13.5541582	Root MSE	=	.02393

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	1.000534	.0004326	2312.91	0.000	.9996819	1.001387
_cons	-.004456	.0027441	-1.62	0.106	-.0098634	.0009515

**Tableau 11.** - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme aux États-Unis

Bien que nous ne nous retrouvons pas avec une efficacité aussi parfaite que lors de l'analyse pour la balance économique nous voyons qu'avec un  $R^2$  de 1, un coefficient pour la variable prédit de 1,000534 dans un intervalle de confiance à 95% couvrant de 0,9996819 à 1,001387 et un coefficient pour la constante de -0,004456 dans un intervalle de confiance à 95% allant de -0,0098634 à 0,0009515 que les prédictions à travers le temps et nos 227 observations sont très efficaces. Forcément le tout ne s'arrête pas là puisqu' à travers nos 39 pays analysés, pas moins de 27 se retrouvent avec une efficacité parfaite. Le tout expliquant par la même occasion la précision obtenue pour nos résultats mondiaux.

Forcément avec 27 de nos 39 pays se trouvant avoir une efficacité parfaite nous nous retrouvons avec un nombre plus faible de données s'éloignant de la moyenne, mais prenons tout de même le temps d'observer 2 pays asiatiques pour lesquels les prédictions semblent être moins précises et commençons par la Chine. Fait intéressant sur ce pays d'Asie, à l'opposé de ce que nous venons de discuter sur les hausses du taux directeur par la Banque du Canada dont la plus récente le 7 juin dernier, la Banque populaire de Chine vient d'annoncer en date du 6 juin qu'elle avait réduit les taux d'intérêt dans certains secteurs de prêts dans le but d'injecter des liquidités sur les marchés et d'augmenter les

emprunts bancaires. Le problème pour le pays étant qu'il vient de dévoiler ses pires performances économiques depuis deux ans et qu'une relance de l'économie est nécessaire. Comme quoi malgré une situation survenue au niveau mondial ce n'est pas tous les pays qui ont connu des changements économiques similaires.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	95
Model	32.1426341	1	32.1426341	F(1, 93)	=	22.04
Residual	135.611246	93	1.45818544	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.1916
				Adj R-squared	=	0.1829
Total	167.75388	94	1.78461574	Root MSE	=	1.2076

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	.6319379	.1345984	4.69	0.000	.364652	.8992237
_cons	-.0305899	.7570855	-0.04	0.968	-1.534012	1.472832

**Tableau 12.** - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme en Chine

Nous voyons alors ici les résultats obtenus pour nos 95 observations quant à l'efficacité des prédictions du taux d'intérêt à court terme dans le pays. Nos observations couvrent alors du temps un de l'année 1998 au temps trois de l'année 2021. Prenons le temps d'observer les différents points qui nous intéressent. D'abord nous voyons que le coefficient de notre variable prédit est bien faible avec une valeur de 0,6319379 et malgré un écart-type tout de même élevé avec une valeur de 0,1345984 l'intervalle de confiance à 95% n'inclut pas la valeur de 1 et nous devons rejeter l'hypothèse de  $H_1=0$ . Par la suite il nous est possible de remarquer le niveau de l'écart-type pour notre constante qui se trouve être incroyablement élevé amenant un intervalle de confiance à 95% large de plus de 3 unités. Il nous est alors impossible de tirer quoi que ce soit de cette donnée. La dernière chose que nous pouvons remarquer est la valeur pour notre  $R^2$  ainsi que notre  $R^2$  ajusté avec tous deux des valeurs inférieures à ne serait-ce que 0,2. Cela voudrait alors dire que notre régression linéaire se trouverait être de piètre qualité puisque notre variable

dépendante soit dans notre cas nos données prédites expliquerait moins de 20% des valeurs de nos données mesurées. Vous trouverez d'ailleurs à l'annexe 4.1.1 le nuage de points des différentes observations pour cette même régression incluant la courbe de tendance obtenue pour notre modèle en pointillée ainsi que la courbe de tendance recherchée en orange. Non seulement la courbe de tendance pour notre modèle est-elle difficile à déterminer au premier regard, nous nous retrouvons en plus avec moins d'une dizaine de points se trouvant à la droite de notre courbe alors que le reste se retrouve à la gauche montrant la tendance des prédictions à surestimer grandement les taux d'intérêts à court terme au pays. Maintenant il nous reste à déterminer si le tout peut s'expliquer par une inefficacité plus élevée en raison de prédictions plus anciennes avant que le tir ne soit ajusté. Voilà ce que nous cherchons à voir dans le graphique de l'annexe 4.1.2 où nous observons l'évolution de l'écart entre nos données prédites et mesurées à travers le temps.

En observant le graphique nous voyons alors que le faible coefficient obtenu lors de notre régression n'est pas dû à une période de temps précise, mais bien à une inefficacité générale des données prédites. À travers la totalité de la période considérée nos deux droites ne se croisent qu'à quatre reprises et il est possible d'observer plusieurs variations au niveau du taux d'intérêt à court terme mesuré sans qu'il n'y ait la moindre réaction au niveau des mesures prédites. Nous voyons le tout se produire par exemple au courant de l'année 2013 où les taux d'intérêt à court terme se voient augmenter graduellement sans que le tout n'est été le moins prédit. Cette augmentation en Chine durant cette période peut s'expliquer par la libéralisation des taux des prêts bancaires au courant de cette année. La Chine décide alors de supprimer en juillet le taux plancher sous lequel il était impossible d'accorder un prêt afin de s'éloigner du contrôle des taux et se rapprocher d'un taux déterminé par le marché. Ces derniers conservent alors tout de même le taux plafond sur les taux de dépôt.

Il faut également noter que comme mentionner précédemment presque la totalité des données mesurées se trouvent être inférieures aux données prédites et ce directement après la première donnée prise en 1998 ou la diminution du taux d'intérêt à court terme

fut apparemment grandement sous-estimé. Au cours de cette période en Chine il est possible de voir le premier ministre du moment nommé Zhu Rongji diminuer à trois reprises entre octobre 1997 et décembre 1998 les taux sur les prêts dans le but de pousser une croissance économique et cherchant à frôler les 8% de croissance. Il est donc possible qu'une si grande diminution aussi rapidement n'ait pas été considéré par les experts comme celle-ci n'était pas dû à un changement de cycle économique.

Le deuxième pays asiatique que nous prendrons le temps d'observer est le Japon. Les résultats de notre régression ainsi que le graphique de l'évolution de nos observations à travers le temps sont présentés à l'annexe 4.2. Une première observation rapide est que bien que ce dernier pays soit voisin de la Chine nous y voyons deux mentalités opposées. Contrairement à la Chine où les taux d'intérêt connaissent de nombreuses fluctuations nous voyons plutôt au Japon une variation en deux temps. D'abord stable entre 2003 et 2006 avec une valeur avoisinant les 0,1% les taux d'intérêt grimpent ensuite à un peu plus de 0,8% en 2007-2008 avant de redescendre constamment jusqu'en 2021. Il est à noter que nous nous trouvons ici dans une échelle entièrement différente que lorsque nous analysons les taux d'intérêt à court terme en Chine. Alors que le sommet atteint pour les taux d'intérêt à court terme japonais sur 18 ans se trouve être de 0,86%, le taux le plus faible observé au niveau de la Chine en 23 ans est de 1,15% avec un sommet dépassant les 8,5% soit plus de 10 fois celui du Japon. Cela a également pour effet que bien que nous nous retrouvions avec un coefficient de 0,8755485 et un intervalle de confiance n'incluant pas notre valeur de 1 recherchée tout en obtenant un coefficient supérieur à zéro dans notre intervalle de confiance à 95% pour notre constante nous obtenons tout de même des écarts-types plutôt faibles avec deux valeurs inférieures à 0,025 ainsi qu'un  $R^2$  supérieur à 0,95. Un deuxième point intéressant ici se trouve être la présence de résultats négatifs pour les taux d'intérêt à court terme prédits et mesurés, mais quel pourrait bien être le but de cette manœuvre? La raison étant en fait qu'en procédant de la sorte le Japon tente de rendre les placements dans son pays moins intéressant de façon à éviter une

appréciation de sa monnaie. Une manière pour le moins intrigante de procéder, mais qui fait effet.

## **Analyse par continent**

Terminons notre analyse du taux d'intérêt à court terme comme nous aimons le faire depuis le début, soit avec une analyse de nos résultats en séparant le tout selon leur provenance dans les cinq continents. Nous devons encore ici retirer l'Afrique, les données pour ce continent se limitant à ceux pour l'Afrique du Sud. Les données pour les différents continents sont présentes à l'annexe 4.3. Différents constats peuvent alors être fait. D'abord, alors que nous aurions pu nous attendre à des résultats désastreux pour l'Asie suite à notre analyse pour le Japon et la Chine, le continent d'asiatique se retrouve être parmi les continents où notre hypothèse de départ  $\beta_1=1$  ne peut être rejetée avec une confiance de 95%. Les résultats pour nos deux pays asiatiques mentionnés plus haut se faisant cependant grandement sentir au niveau de notre deuxième hypothèse  $\beta_0=0$  où le continent asiatique se retrouve de loin bon dernier avec un coefficient de  $-0,3504115$  et un maximum de  $-0,2330838$  à l'intérieur de notre intervalle de confiance à 95%. Nous obtenons cette fois deux continents pour lesquels nos hypothèses  $\beta_1 = 1$  et  $\beta_0 = 0$  ne peuvent être contredites avec une confiance de 95%, soit l'Océanie et l'Amérique du Sud. Ce dernier continent se retrouvant avec un total d'observation plutôt faible avec un total de 143 en raison de l'absence de donnée pour l'Argentine, le Brésil, le Chili et également le Costa Rica.

## Observation des différences

Tournons-nous maintenant, tel que mentionné dans la méthodologie, vers une analyse un peu plus directe des différences entre les valeurs prédites et mesurées pour les quatre facteurs à travers les pays du monde. Les résultats obtenus sont présentés à l'annexe 5 en deux parties de façon à permettre une lecture plus claire. Les tableaux présentent les résultats pour les différences moyenne, mais également pour les différences en pourcentage. Cette deuxième différence étant présentée de façon à prendre en compte l'ampleur des valeurs et permettant ainsi de relativiser les simples différences numériques. Pour chacun des pays deux barres sont apparentes, la première affichant le pourcentage de différence moyenne et la deuxième la moyenne des différences pour chacun des pays. Des données n'étant pas disponible pour chacun de nos facteurs dans chacun des pays nous nous concentrerons d'avantage sur les différences apparentes pour chaque facteur plutôt que le cumulatif de la totalité d'entre eux. Le couteau étant bien entendu à double tranchant puisque pour des valeurs plus élevées le pourcentage de différence se verra moins impacté oui, mais pour des valeurs plus faible ce dernier se verra être beaucoup plus important. Une chose est certaine, dès le premier coup d'œil ce qui nous saute aux yeux est l'imposante taille des différentes barres faisant presque toutes parties de la différence calculée par la valeur et non par le pourcentage. Le pourcentage de différence le plus élevé se trouvant être celui des taux d'inflations au Japon, pays que nous avons analysé à ce sujet et souvenons-nous que les valeurs présentes étaient alors toutes faibles, même négatives à un certain moment. La note est toutefois beaucoup plus salée, tel que mentionné, lorsque nous nous concentrons sur la différence moyenne pour les différents facteurs à travers les pays. Un fait intéressant ici demeure cependant la diversité de volume pour chacun des facteurs. Ce que nous voulons dire est qu'il n'y a pas uniquement un facteur où la différence moyenne est énorme pour chaque pays. Le niveau des différences semblant dépendre plus des pays en eux-mêmes que des facteurs. Nous voyons par exemple une différence moyenne imposante au niveau de la balance économique pour l'Espagne (3,7559 unités de différence) alors que l'inflation sera la

différence moyenne la plus imposante pour la Pologne (3,306 unités de différence). Au niveau des taux d'intérêt à court terme, la différence moyenne la plus élevée se trouvera être la Chine (2,13 unités de différence) tandis que la différence moyenne la plus imposante au niveau du taux de chômage se trouvera au Pays-Bas (1,267 unités de différence). Nous présentons par la suite un tableau récapitulatif afin de résumer l'ensemble des données présentée dans les deux tableaux.

Moyenne des pourcentages de différence et différences moyennes des facteurs dans les différents pays considérés

	Inflation	Chômage	Balance	Intérêt Court
Pourcentage de différence	0,122	0,044	0,110	0,058
Différence moyenne	0,256	0,291	0,245	0,127

**Tableau 13.** – Moyenne des différences pour les quatre facteurs dans le monde

Le tout nous permet alors de consulter de manière plus sommaire nos différentes données obtenues. Première chose que nous voyons est que la différence moyenne est plus élevée que le pourcentage de différence pour chacun de nos facteurs. La différence moyenne la plus élevée étant auprès du taux de chômage suivi du taux d'inflation et non loin de la balance économique. Les taux d'intérêt à court terme étant de loin la différence moyenne la plus faible avec près de la moitié de la valeur des autres facteurs. Au niveau du pourcentage de différence l'ordre change alors que cette fois le taux de chômage obtient le résultat le plus faible alors que les taux d'intérêt à court terme arrivent deuxième devant la balance économique et le taux d'inflation. Le grand passage du taux de chômage de la première à la dernière place étant dû à sa valeur moyenne étant plus élevée dans les différents pays analysés.

## Conclusion

Revenons maintenant sur l'ensemble de ce que nous avons regardé au cours de notre rédaction. Le but de notre recherche était de tester l'efficacité des marchés virtuelles et donc ici de voir à quel point les prédictions faites dans l'économie d'un point de vue macroéconomique peuvent prévoir les différentes fluctuations à venir. Pour se faire nous avons donc tiré nos données du site de l'OCDE où nous avons sélectionné quatre facteurs macroéconomiques, soit le taux d'inflation, le taux de chômage, la balance économique et les taux d'intérêts à court terme. Les différentes données ont été sélectionnées à l'intérieur d'un total de 44 pays provenant de partout à travers le monde et pour les différentes périodes disponibles. Pour chacune des périodes la valeur ayant été prédite, mais également celle ayant été réellement mesurée ont été captées. Ces différentes données prédites et mesurées étaient par la suite regroupées afin d'en observer la différence à l'aide d'une régression linéaire. Le but de notre analyse portant ainsi sur deux hypothèses. La première  $H_1$  étant que la pente de notre droite de régression allait être égale à 1 et donc que les différentes fluctuations subites par les valeurs mesurées allaient être représentées dans les valeurs prédites. Nous testions donc à savoir si :  $\beta_1 = 1$ . Notre deuxième hypothèse  $H_2$  portait quant à elle sur la valeur de l'ordonnée à l'origine de notre droite de régression. Le but étant ici que  $\beta_0 = 0$  de façon que notre droite de régression passe par le centre de façon à nous confirmer que même si les droites des valeurs prédites et mesurées avancent dans la même direction, celles-ci soient juxtaposées et non pas uniquement que parallèle à des niveaux différents. L'impossibilité de rejeter l'une de ces deux hypothèses voulant alors dire que les prédictions ne pourraient pas être déclarées comme étant inefficaces. Afin de répondre à nos deux hypothèses nous nous sommes concentrés sur l'intervalle de confiance à 95% et avons divisé les pays en fonction de leur continent de provenance. Les résultats sont résumés dans les tableaux plus bas.

	H1	H2
Monde		
Europe		
Océanie	X	X
Amérique du Nord		X
Amérique du Sud		
Asie		

**Tableau 14.** – Résultats de nos hypothèses pour le taux d’inflation

	H1	H2
Monde		X
Europe		X
Océanie	X	X
Amérique du Nord		
Amérique du Sud		X
Asie		

**Tableau 15.** – Résultats de nos hypothèses pour le taux de chômage

	H1	H2
Monde		
Europe		X
Océanie		
Amérique du Nord	X	
Amérique du Sud	X	X
Asie	X	X

**Tableau 16.** – Résultats de nos hypothèses pour la balance économique

	H1	H2
Monde	X	
Europe		X
Océanie	X	X
Amérique du Nord		
Amérique du Sud	X	X
Asie	X	

**Tableau 17.** – Résultats de nos hypothèses pour le taux d’intérêt à court terme

Les différentes croix dans les tableaux représentant l'impossibilité de rejeter l'hypothèse en question. Nous nous retrouvons alors avec 2 continents où nous ne pouvons rejeter l'une ou l'autre de nos hypothèses avec une confiance de 95% et ce dans le cas de nos observations sur la balance économique, mais également pour les taux d'intérêt à court terme. Les résultats pour le taux d'inflation et le taux de chômage ne présentant quant à eux qu'un continent où il nous est impossible de rejeter l'une de nos hypothèses. Dans les deux cas ce continent se trouve être celui de l'Océanie, continent où il nous a été à trois reprises impossible de rejeter l'une de nos hypothèses. Au niveau des données dans le monde nous nous retrouvons avec uniquement les taux d'intérêt à court terme où il nous est impossible de rejeter notre première hypothèse avec une confiance de 95%. Le tout demeurant tout de même une fois de plus que le continent européen. Ce dernier répond toutefois à trois reprises à notre deuxième hypothèse contrairement aux données dans le monde qui n'y répondent qu'à une seule reprise.

Pour finir, il nous est alors malheureusement impossible de dire que le moindre des facteurs analysés présentent des prédictions réellement efficaces. Les 27 pays obtenant toutefois une efficacité parfaite au niveau du taux d'intérêt à court terme nous invitent toutefois à penser que ce dernier facteur présenterait la plus haute efficacité au niveau des prédictions. Le tout pouvant peut-être s'expliquer par le fait que parmi les facteurs observés le taux d'intérêt à court terme se trouve être le seul pouvant être réellement décidé par les différentes banques centrales des pays. Nous avons également pu tester avec le taux de chômage la capacité de l'économie à s'adapter et malgré un coefficient ne pouvant malheureusement toujours pas répondre à nos hypothèses nous avons pu constater une amélioration au niveau des prédictions des dix dernières années comparativement à l'ensemble de la période. Il pourrait être intéressant pour la suite de diminuer l'intervalle de confiance de nos différents tests afin de pouvoir nous donner une meilleure idée de l'efficacité des prédictions pour les différents facteurs ou encore de tester l'efficacité de marché dont les données sont disponibles et progressent en continue

tel que le marché financier. Nous laisserons toutefois la chance à un camarade de pousser le tout.

En vous remerciant pour votre lecture.

## Références bibliographiques

Angelini, G., et L. De Angelis. (2018). Efficiency of Online Football Betting Markets. *International Journal of Forecasting*, 35 (2), 712–721.

Baril, Hélène. (2023). L'inflation s'éloigne, la récession se rapproche. *La presse*.

Beaver, William H. (1981). Market Efficiency. *American Accounting Association*, 56 (1), 23-37

Bendelac, Jacques. (2005). L'économie israélienne en liberté. *Confluences Méditerranée*, 54, 17-30

Bizberg, Ilan. (2003). La transformation politique du Mexique : fin de l'ancien régime et apparition du nouveau. *Critique Internationale*, 2 (19), 117-135

Bons du trésor. (sans date), sur le site *Banque du Canada*. Consulté le 14 février 2023.

<https://www.banqueducanada.ca/taux/taux-dinteret/bons-du-tresor/>

Cain, M., Law, D., & Peel, D. (2000). The favourite-longshot bias and market efficiency in UK football betting. *Scottish Journal of Political Economy*, 47(1), 25–36.

Calza, Alizée. (2022). Inflation et récession : quel sera l'impact sur les régimes de retraite? *Finance et Investissement*.

Cebrian, Inmaculada. (2008). La croissance de l'emploi en Espagne de 1995 à 2005. *Open Editions Journal*, Travail et emploi, 29-44

Comprendre les taux d'intérêt (2021), sur le site *Association des banques canadiennes*. Consulté le 10 décembre 2022.

<https://cba.ca/understanding-interest-rates?l=fr>

Déclaration sur la situation économique, sociale et financière du pays (2002), sur le site *Le gouvernement luxembourgeois*. Consulté le 07 juin 2023.

[https://gouvernement.lu/fr/actualites/toutes\\_actualites/articles/2002/05/07etatnation.html](https://gouvernement.lu/fr/actualites/toutes_actualites/articles/2002/05/07etatnation.html)

Deschamps, B., et Gergaud, O. (2007). Efficiency in betting markets: Evidence from English football. *The Journal of Prediction Markets*, 1(1), 61–73.

Dimson, Elroy and Mussavian. Massoud. (2000). Market Efficiency. *The current state of business disciplines*, 3, 959-970

Dimson, Elroy et Mussavian Massoud. (2002). A brief history of market efficiency. *European Financial Management*, 4, 91-103

- Dixon et P Pope. (2004) The value of statistical forecasts in the UK association football betting market. *International Journal of Forecasting*, 20, 697–711
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25 (2), 383–417.
- Forrest, J Goddard et R Simmons. (2005). Odds-setters as forecasters: the case of English football. *International Journal of Forecasting*, 21, 551–564.
- Griffith, R. M. (1949). Odds adjustments by American horse-race bettors. *The American Journal of Psychology*, 62(2), 290–294.
- Hegarty, Tadgh (2021). Information and price efficiency in the absence of home crowd advantage. *Applied economics letter*, 28
- Inflation, prix à la consommation (% annuel) - South Africa. (sans date), sur le site *La Banque Mondiale*. Consulté le 21 janvier 2023.  
<https://donnees.banquemondiale.org/indicateur/FP.CPI.TOTL.ZG?locations=ZA>
- Kay, John et King, Mervyn. (2021). «Les modèles économiques ne produisent pas de prédictions fiables». *Books*, 114, 12-14
- Kihara, Leika. (2019). La Banque du Japon promet des taux très bas jusqu'en 2020 au moins. *L'Usine Nouvelle*. Édition Reuters
- Koning, R.H., Zijm, R. (2022). Betting market efficiency and prediction in binary choice models. *Ann Oper Res*.
- Kuypers, T. (2000). Information and efficiency: An empirical study of a fixed odds betting market. *Applied Economics*, 32, 1353–1363
- L'inflation et ses conséquences sur vos finances. (sans date), sur le site *Autorité des marchés financiers*. Consulté le 29 mars 2023.  
<https://lautorite.gc.ca/grand-public/finances-personnelles/linflation-et-ses- consequences-sur-vos- finances#:~:text=De%201990%20%C3%A0%202020%20inclusivement,de%20bas%20de %20page%201.>
- Latif, Madiha et al. (2011). Market Efficiency, Market Anomalies, Causes, Evidences, and some Behavioral Aspects of Market Anomalies. *Research Journal of finance and accounting*, IISTE, 2 (9)
- Lauer, Stéphane et Prudhomme, Cécile. (2004). Le passage à l'Euro va-t-il réveiller l'inflation. *Le monde*
- Lemaître, Frédéric et al. (2009). Leçons d'une crise et chantiers ouverts. *Esprit*, 161, 187-189

Mahmoud Abdullah, Mohammad Farid. (2023). La Chine baisse ses taux d'intérêts pour relancer son économie. *Agence Anadolu*

Noussair, Charles et Ruffieux, Bernard. (2002). Un enseignement majeur de l'économie expérimentale des marchés : Marchés non financiers et marchés financiers s'opposent en matière d'efficacité. *Sciences PO University press*. 53 (5), 1051-1074

Nyberg, Henri. (2014). A Multinomial Logit-based Statistical Test of Association Football Betting Market Efficiency. *Helsinki Center Of Economic Research*. Discussion paper N.380, 37 pages

OECD Data (sans date) [site web]. Consulté le 20 juin 2023

<https://data.oecd.org/>

Pappé, Ilan. (2004). La décennie post-sioniste en Israël : 1990-2000. *Outre-Terre*, 4 (9), 61-76

Pituch, K. A., & Stevens, J. P. (2016). Applied multivariate statistics for the social sciences: Analyses with SAS and IBM's SPSS, Sixth Edition. New York: Routledge.

Pope, P. F., et D. A. Peel. (1989). Information, Prices and Efficiency in a Fixed-odds Betting Market. *Economica*, 56 (223), 323–341.

Popper, Karl (1973). La logique de la découverte scientifique. Édition Payot

Pourquoi le prix des obligations baisse lorsque les taux montent. (2017), sur le site *AMF-France*. Consulté le 06 avril 2023.

<https://www.amf-france.org/fr/espace-epargnants/comprendre-les-produits-financiers/actions-obligations/obligations/pourquoi-le-prix-des-obligations-baisse-lorsque-les-taux-montent#:~:text=Quand%20une%20obligation%20est%20%C3%A0,sup%C3%A9rieurs%20%C3%A0%20ceux%20des%20anciennes.>

Rösch, Dominik M. et al. (2016). The Dynamics of Market Efficiency. *The Review of Financial Studies*, 30 (4), 1151-1187

Riffart, Christine. (1992). Royaume-Uni : d'une récession à l'autre. *Revue de l'OFCE*, 39, 151-193

Schwert, G. Williams. (2003). Chapter 15 Anomalies and market efficiency. *Handbook of the economics of finance*, 1 (B), 939-974

Robin, Stéphane. (2010). L'efficacité des marchés : quelques enseignements des expériences en laboratoire. *Idées économiques et sociales*, 3 (161), 40-47

Shindi, H. S. (1993). Measuring the incidence of insider trading in a market for state-contingent claims. *The Economic Journal*, 103(420), 1141–1153.

Sorman, Guy. (2008). L'économie ne ment pas, mais ne prédit pas l'avenir. *Le Monde*.  
Édition Fayard

Train, Kenneth. (2002). Discrete choice methods with simulation. *Natural Economic Research Associate*, 40-44

## Annexe

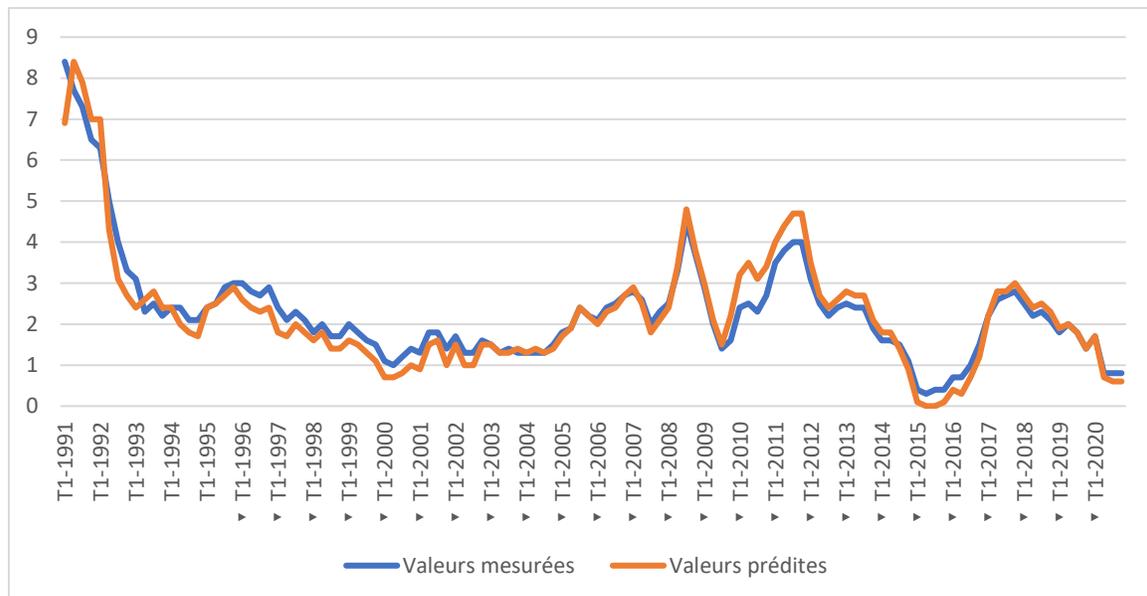
### 1.1.1 - Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation au Royaume-Uni

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	120
Model	<b>201.364592</b>	<b>1</b>	<b>201.364592</b>	F(1, 118)	=	<b>1754.45</b>
Residual	<b>13.5433249</b>	<b>118</b>	<b>.11477394</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
Total	<b>214.907917</b>	<b>119</b>	<b>1.80594888</b>	R-squared	=	<b>0.9370</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9364</b>
				Root MSE	=	<b>.33878</b>

réal	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.8860571</b>	<b>.021154</b>	<b>41.89</b>	<b>0.000</b>	<b>.8441665</b>	<b>.9279477</b>
_cons	<b>.3002009</b>	<b>.0569686</b>	<b>5.27</b>	<b>0.000</b>	<b>.1873876</b>	<b>.4130143</b>

### 1.1.2 - Évolution des valeurs prédites et mesurées de la variation du taux d'inflation au Royaume-Uni



### 1.2.1 - Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation en Europe

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	3,452
Model	<b>3191883.77</b>	<b>1</b>	<b>3191883.77</b>	F(1, 3450)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>30366.6894</b>	<b>3,450</b>	<b>8.80193895</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9906</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9906</b>
Total	<b>3222250.46</b>	<b>3,451</b>	<b>933.714998</b>	Root MSE	=	<b>2.9668</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.9322763</b>	<b>.0015481</b>	<b>602.19</b>	<b>0.000</b>	<b>.9292409</b>	<b>.9353116</b>
_cons	<b>.290497</b>	<b>.0511681</b>	<b>5.68</b>	<b>0.000</b>	<b>.1901742</b>	<b>.3908198</b>

### 1.2.2 - Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation en Océanie

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	468
Model	<b>10075.6297</b>	<b>1</b>	<b>10075.6297</b>	F(1, 466)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>2.39860304</b>	<b>466</b>	<b>.005147217</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9998</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9998</b>
Total	<b>10078.0283</b>	<b>467</b>	<b>21.5803603</b>	Root MSE	=	<b>.07174</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.9990657</b>	<b>.0007141</b>	<b>1399.10</b>	<b>0.000</b>	<b>.9976625</b>	<b>1.000469</b>
_cons	<b>.0071928</b>	<b>.0049695</b>	<b>1.45</b>	<b>0.148</b>	<b>-.0025726</b>	<b>.0169581</b>

1.2.3 - Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation en Amérique du Nord

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	565
Model	<b>245663.381</b>	<b>1</b>	<b>245663.381</b>	F(1, 563)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>8.47858391</b>	<b>563</b>	<b>.015059652</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>1.0000</b>
				Adj R-squared	=	<b>1.0000</b>
Total	<b>245671.859</b>	<b>564</b>	<b>435.588403</b>	Root MSE	=	<b>.12272</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.9993008</b>	<b>.0002474</b>	<b>4038.90</b>	<b>0.000</b>	<b>.9988148</b>	<b>.9997867</b>
_cons	<b>.0056734</b>	<b>.0057399</b>	<b>0.99</b>	<b>0.323</b>	<b>-.0056009</b>	<b>.0169477</b>

1.2.4 - Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation en Amérique du Sud

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	576
Model	<b>2598333.66</b>	<b>1</b>	<b>2598333.66</b>	F(1, 574)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>674.165228</b>	<b>574</b>	<b>1.17450388</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9997</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9997</b>
Total	<b>2599007.83</b>	<b>575</b>	<b>4520.01361</b>	Root MSE	=	<b>1.0837</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>1.008617</b>	<b>.0006781</b>	<b>1487.37</b>	<b>0.000</b>	<b>1.007285</b>	<b>1.009948</b>
_cons	<b>-.1622578</b>	<b>.0480995</b>	<b>-3.37</b>	<b>0.001</b>	<b>-.2567303</b>	<b>-.0677852</b>

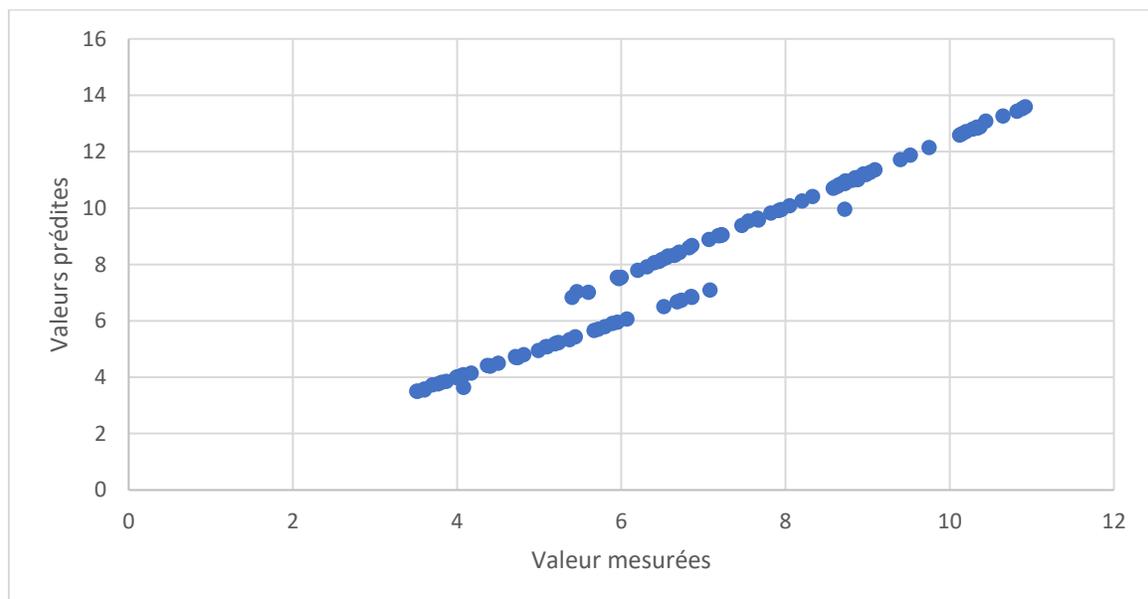
### 1.2.5 - Régression des valeurs réelles et prédites de l'évolution du taux d'inflation en Asie

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	736
Model	<b>1287621.74</b>	<b>1</b>	<b>1287621.74</b>	F(1, 734)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>73.5940053</b>	<b>734</b>	<b>.100264312</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9999</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9999</b>
Total	<b>1287695.33</b>	<b>735</b>	<b>1751.96643</b>	Root MSE	=	<b>.31665</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>1.000948</b>	<b>.0002793</b>	<b>3583.61</b>	<b>0.000</b>	<b>1.0004</b>	<b>1.001496</b>
_cons	<b>.0138448</b>	<b>.0122404</b>	<b>1.13</b>	<b>0.258</b>	<b>-.0101856</b>	<b>.0378751</b>

### 2.1 - Valeurs prédites du taux de chômage en Israël en fonction des valeurs mesurées



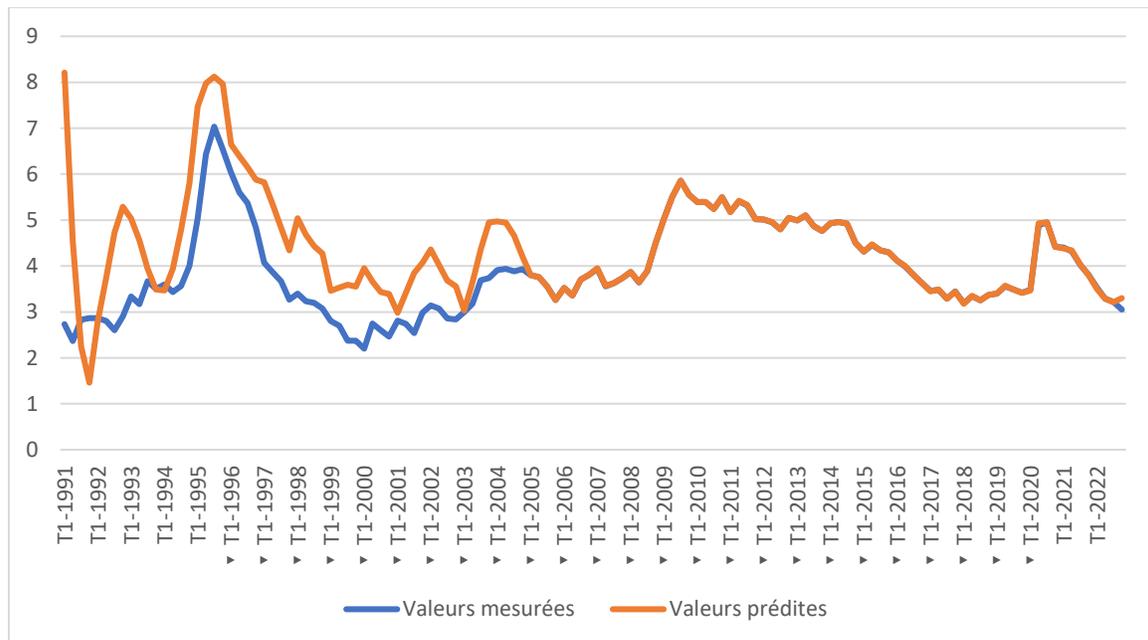
### 2.2.1 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage au Mexique

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	128
Model	<b>64.472076</b>	<b>1</b>	<b>64.472076</b>	F(1, 126)	=	<b>135.75</b>
Residual	<b>59.8422605</b>	<b>126</b>	<b>.474938575</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.5186</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.5148</b>
Total	<b>124.314336</b>	<b>127</b>	<b>.978853043</b>	Root MSE	=	<b>.68916</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.6332526</b>	<b>.0543513</b>	<b>11.65</b>	<b>0.000</b>	<b>.525693</b>	<b>.7408122</b>
_cons	<b>1.141333</b>	<b>.2457489</b>	<b>4.64</b>	<b>0.000</b>	<b>.6550029</b>	<b>1.627662</b>

### 2.2.2 - Évolution des valeurs prédites et mesurées du chômage au Mexique



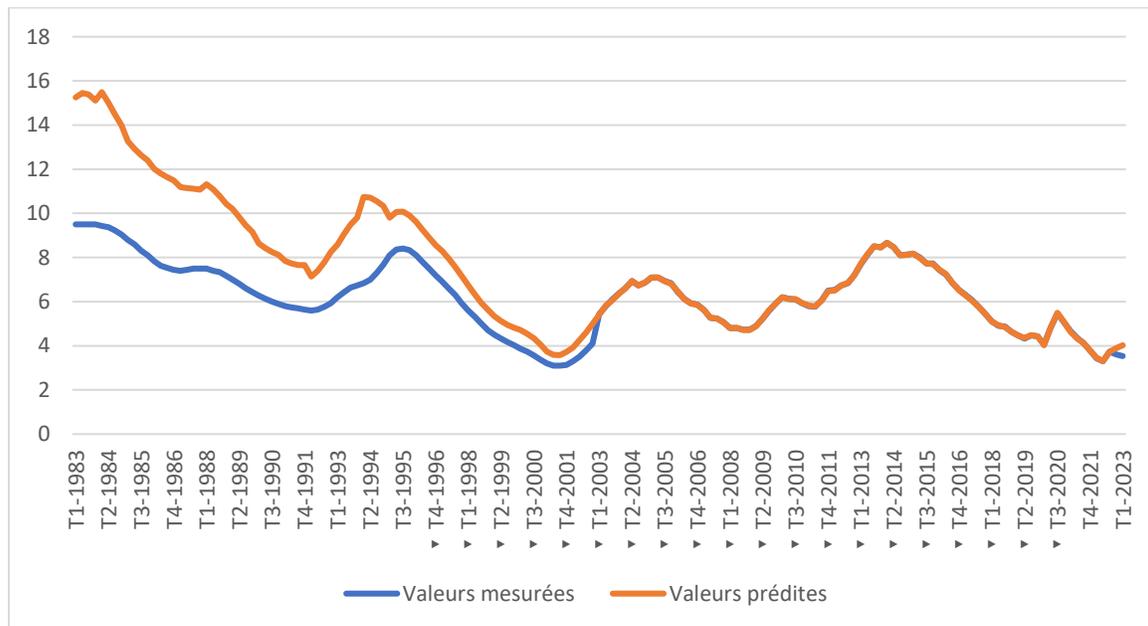
### 2.3.1- Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage au Pays-Bas

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	161
Model	<b>322.861442</b>	<b>1</b>	<b>322.861442</b>	F(1, 159)	=	<b>531.20</b>
Residual	<b>96.6398321</b>	<b>159</b>	<b>.607797686</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.7696</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.7682</b>
Total	<b>419.501274</b>	<b>160</b>	<b>2.62188297</b>	Root MSE	=	<b>.77961</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.4883295</b>	<b>.0211877</b>	<b>23.05</b>	<b>0.000</b>	<b>.4464838</b>	<b>.5301752</b>
_cons	<b>2.565314</b>	<b>.1698623</b>	<b>15.10</b>	<b>0.000</b>	<b>2.229837</b>	<b>2.900791</b>

### 2.3.2 - Évolution des valeurs prédites et mesurées du chômage au Pays-Bas



#### 2.4.1 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage en Europe

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	3,001
Model	44732.1037	1	44732.1037	F(1, 2999)	=	81202.67
Residual	1652.05864	2,999	.550869837	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9644
				Adj R-squared	=	0.9644
Total	46384.1624	3,000	15.4613875	Root MSE	=	.74221

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	.9936076	.0034868	284.96	0.000	.9867708	1.000444
_cons	.0282903	.0306068	0.92	0.355	-.0317221	.0883028

#### 2.4.2 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage en Océanie

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	374
Model	1690.91928	1	1690.91928	F(1, 372)	>	99999.00
Residual	1.63716976	372	.004400994	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9990
				Adj R-squared	=	0.9990
Total	1692.55645	373	4.53768486	Root MSE	=	.06634

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	.998578	.001611	619.85	0.000	.9954102	1.001746
_cons	.0158155	.0100801	1.57	0.118	-.0040057	.0356367

#### 2.4.3 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage en Amérique du Nord

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	634
Model	<b>2812.91529</b>	<b>1</b>	<b>2812.91529</b>	F(1, 632)	=	<b>16949.38</b>
Residual	<b>104.886579</b>	<b>632</b>	<b>.165959777</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9641</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9640</b>
Total	<b>2917.80187</b>	<b>633</b>	<b>4.60948162</b>	Root MSE	=	<b>.40738</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>1.021424</b>	<b>.0078457</b>	<b>130.19</b>	<b>0.000</b>	<b>1.006017</b>	<b>1.036831</b>
_cons	<b>-.2245278</b>	<b>.0514013</b>	<b>-4.37</b>	<b>0.000</b>	<b>-.3254658</b>	<b>-.1235898</b>

#### 2.4.4 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage en Amérique du Sud

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	261
Model	<b>1802.50447</b>	<b>1</b>	<b>1802.50447</b>	F(1, 259)	=	<b>41268.50</b>
Residual	<b>11.3124708</b>	<b>259</b>	<b>.043677494</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9938</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9937</b>
Total	<b>1813.81694</b>	<b>260</b>	<b>6.97621902</b>	Root MSE	=	<b>.20899</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.9806864</b>	<b>.0048275</b>	<b>203.15</b>	<b>0.000</b>	<b>.9711803</b>	<b>.9901925</b>
_cons	<b>.0774377</b>	<b>.0479302</b>	<b>1.62</b>	<b>0.107</b>	<b>-.0169449</b>	<b>.1718202</b>

#### 2.4.5 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage en Asie

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	498
Model	<b>2299.55441</b>	<b>1</b>	<b>2299.55441</b>	F(1, 496)	=	<b>21391.14</b>
Residual	<b>53.3201608</b>	<b>496</b>	<b>.107500324</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9773</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9773</b>
Total	<b>2352.87457</b>	<b>497</b>	<b>4.73415406</b>	Root MSE	=	<b>.32787</b>

réal	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.7720901</b>	<b>.005279</b>	<b>146.26</b>	<b>0.000</b>	<b>.7617181</b>	<b>.782462</b>
_cons	<b>.6740097</b>	<b>.0264514</b>	<b>25.48</b>	<b>0.000</b>	<b>.6220392</b>	<b>.7259803</b>

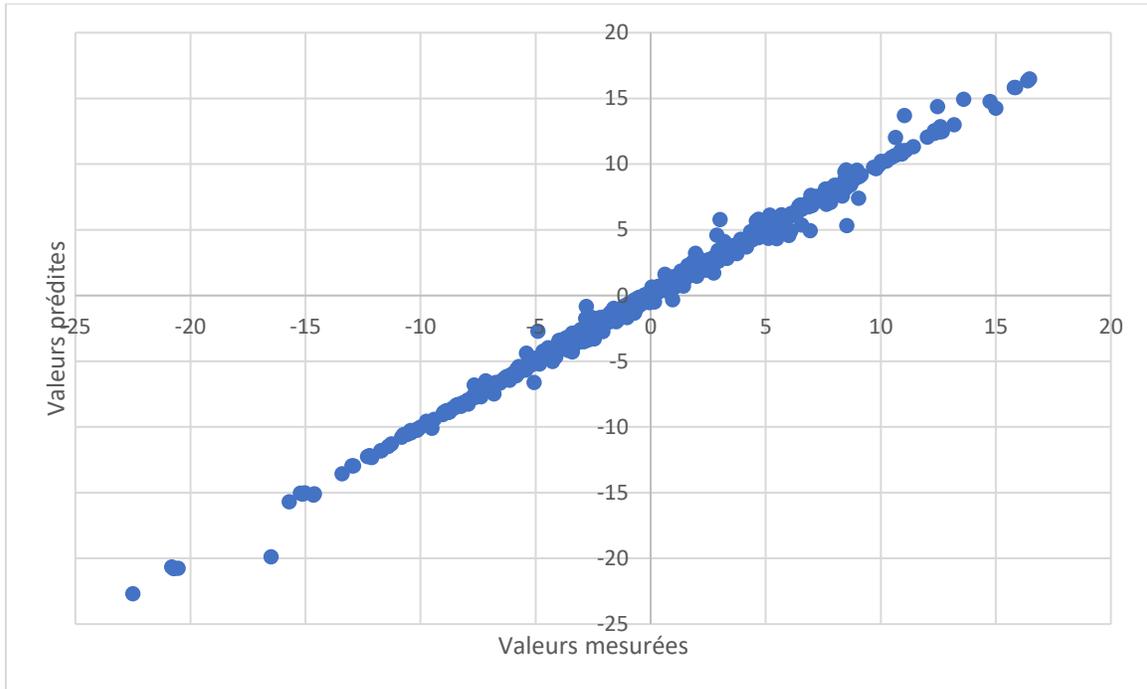
#### 2.5 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux de chômage des dix dernières années dans le monde

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,360
Model	<b>16095.3505</b>	<b>1</b>	<b>16095.3505</b>	F(1, 1358)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>56.1352505</b>	<b>1,358</b>	<b>.041336709</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9965</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9965</b>
Total	<b>16151.4857</b>	<b>1,359</b>	<b>11.8848313</b>	Root MSE	=	<b>.20331</b>

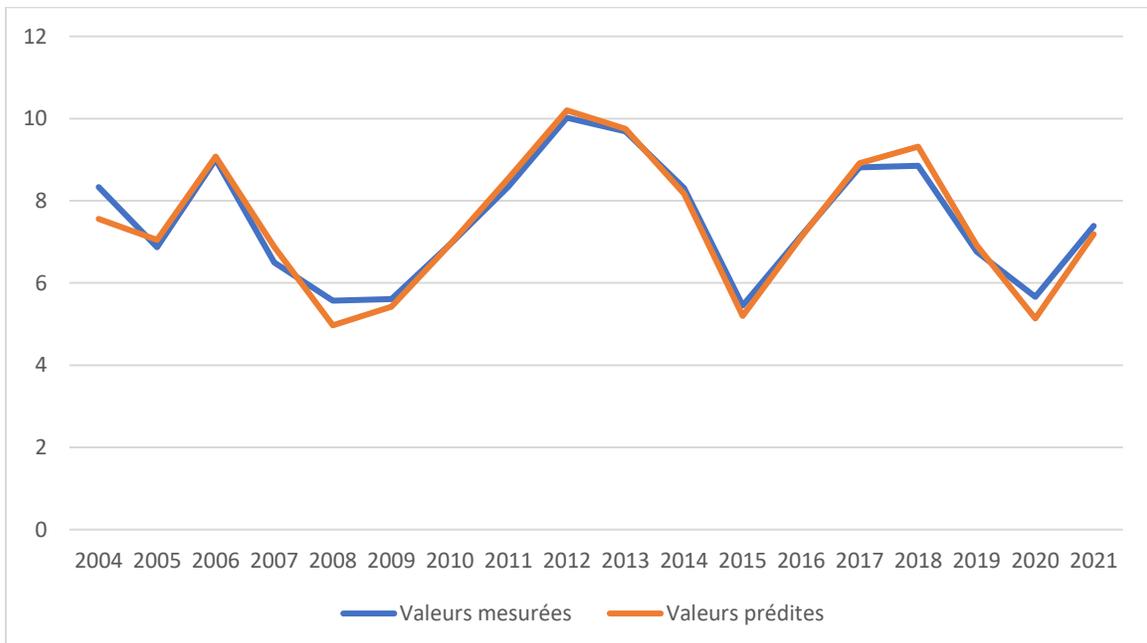
  

réal	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.9942043</b>	<b>.0015933</b>	<b>624.00</b>	<b>0.000</b>	<b>.9910788</b>	<b>.9973299</b>
_cons	<b>.0219379</b>	<b>.0119707</b>	<b>1.83</b>	<b>0.067</b>	<b>-.0015452</b>	<b>.045421</b>

### 3.1 - Valeurs mesurées de la balance économique dans le monde en fonction des valeurs prédites



### 3.2 - Évolution des valeurs prédites et mesurées de la balance économique au Pays-Bas



### 3.3.1 - Régression des valeurs réelles et prédites de la balance économique en Europe

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	666
Model	<b>19374.3006</b>	<b>1</b>	<b>19374.3006</b>	F(1, 664)	=	<b>3649.82</b>
Residual	<b>3524.70109</b>	<b>664</b>	<b>5.30828477</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.8461</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.8458</b>
Total	<b>22899.0017</b>	<b>665</b>	<b>34.4345891</b>	Root MSE	=	<b>2.304</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.8471431</b>	<b>.0140224</b>	<b>60.41</b>	<b>0.000</b>	<b>.8196096</b>	<b>.8746766</b>
_cons	<b>-.052242</b>	<b>.0896054</b>	<b>-0.58</b>	<b>0.560</b>	<b>-.228186</b>	<b>.1237021</b>

### 3.3.2 - Régression des valeurs réelles et prédites de la balance économique en Océanie

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	96
Model	<b>366.450539</b>	<b>1</b>	<b>366.450539</b>	F(1, 94)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>.200101748</b>	<b>94</b>	<b>.002128742</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9995</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9994</b>
Total	<b>366.650641</b>	<b>95</b>	<b>3.85948043</b>	Root MSE	=	<b>.04614</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.9916052</b>	<b>.00239</b>	<b>414.90</b>	<b>0.000</b>	<b>.9868599</b>	<b>.9963505</b>
_cons	<b>-.0236043</b>	<b>.0090246</b>	<b>-2.62</b>	<b>0.010</b>	<b>-.0415229</b>	<b>-.0056856</b>

### 3.3.3 - Régression des valeurs réelles et prédites de la balance économique en Amérique du Nord

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	119
Model	<b>399.442052</b>	<b>1</b>	<b>399.442052</b>	F(1, 117)	=	<b>71711.36</b>
Residual	<b>.651705989</b>	<b>117</b>	<b>.005570137</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9984</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9984</b>
Total	<b>400.093758</b>	<b>118</b>	<b>3.39062507</b>	Root MSE	=	<b>.07463</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.9966946</b>	<b>.0037219</b>	<b>267.79</b>	<b>0.000</b>	<b>.9893235</b>	<b>1.004066</b>
_cons	<b>-.024878</b>	<b>.0088332</b>	<b>-2.82</b>	<b>0.006</b>	<b>-.0423717</b>	<b>-.0073843</b>

### 3.3.4 - Régression des valeurs réelles et prédites de la balance économique en Amérique du Sud

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	101
Model	<b>634.81978</b>	<b>1</b>	<b>634.81978</b>	F(1, 99)	=	<b>4034.06</b>
Residual	<b>15.5791522</b>	<b>99</b>	<b>.157365174</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9760</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9758</b>
Total	<b>650.398933</b>	<b>100</b>	<b>6.50398933</b>	Root MSE	=	<b>.39669</b>

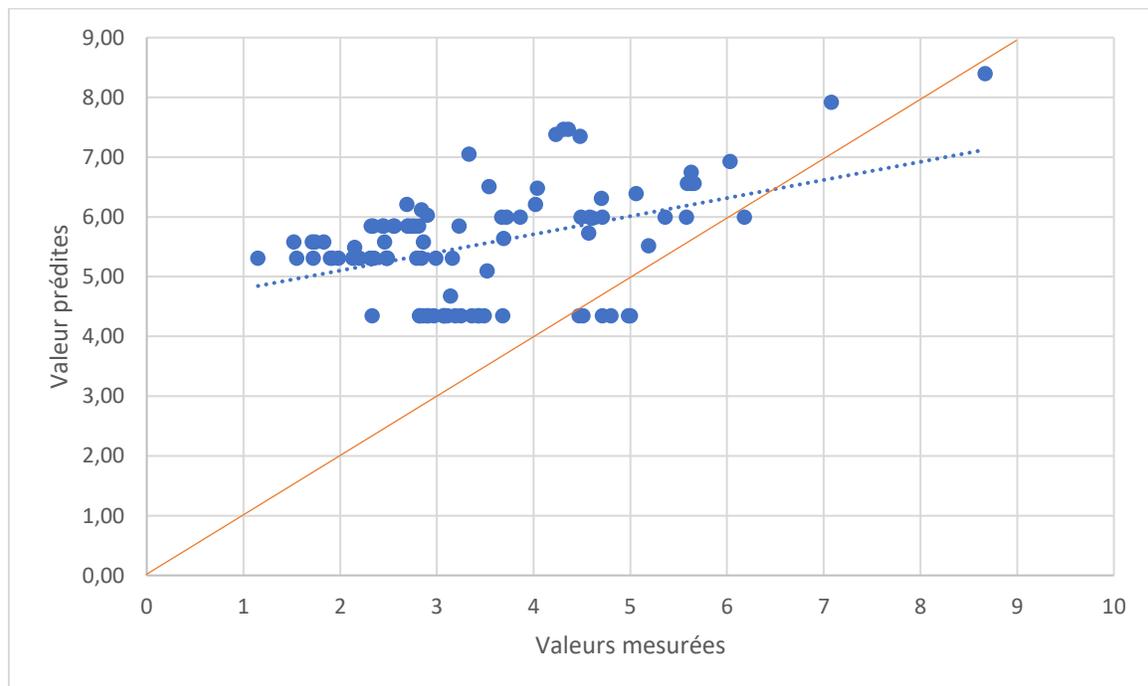
réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>1.024393</b>	<b>.0161286</b>	<b>63.51</b>	<b>0.000</b>	<b>.9923906</b>	<b>1.056396</b>
_cons	<b>-.0259261</b>	<b>.0556923</b>	<b>-0.47</b>	<b>0.643</b>	<b>-.1364318</b>	<b>.0845796</b>

### 3.3.5 - Régression des valeurs réelles et prédites de la balance économique en Asie

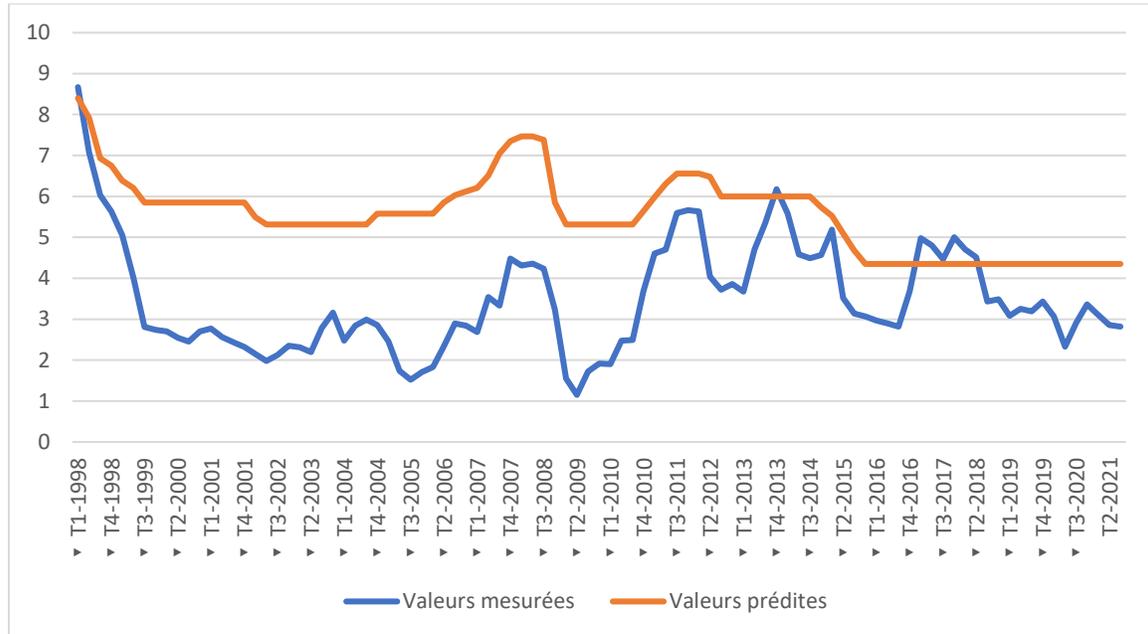
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	186
Model	2221.21993	1	2221.21993	F(1, 184)	=	52082.41
Residual	7.84726429	184	.042648175	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9965
				Adj R-squared	=	0.9965
Total	2229.0672	185	12.0490119	Root MSE	=	.20651

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	.9976357	.0043715	228.22	0.000	.9890111	1.00626
_cons	.0127323	.015411	0.83	0.410	-.0176727	.0431373

### 4.1.1 - Valeurs mesurées du taux d'intérêt à court terme en Chine en fonction des valeurs prédites



#### 4.1.2 - Évolution des valeurs prédites et mesurées du taux d'intérêt à court terme en Chine

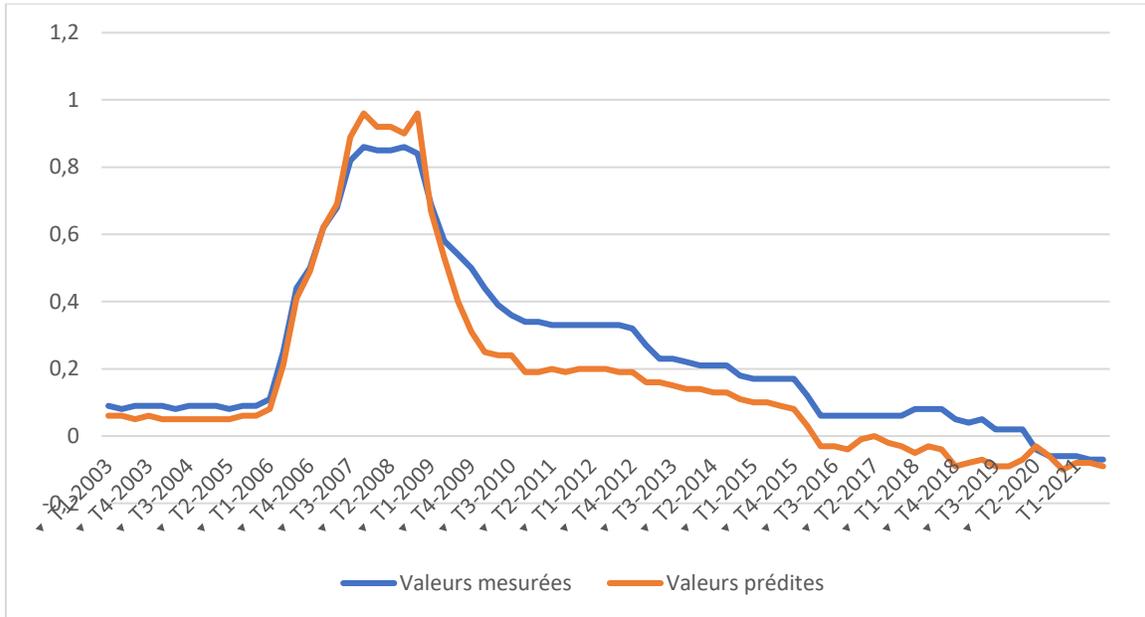


#### 4.2.1 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme au Japon

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	75
Model	<b>4.5095651</b>	<b>1</b>	<b>4.5095651</b>	F(1, 73)	=	<b>1554.56</b>
Residual	<b>.211762897</b>	<b>73</b>	<b>.002900862</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
Total	<b>4.721328</b>	<b>74</b>	<b>.06380173</b>	R-squared	=	<b>0.9551</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9545</b>
				Root MSE	=	<b>.05386</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.8755485</b>	<b>.0222063</b>	<b>39.43</b>	<b>0.000</b>	<b>.8312914</b>	<b>.9198056</b>
_cons	<b>.0871687</b>	<b>.007377</b>	<b>11.82</b>	<b>0.000</b>	<b>.0724664</b>	<b>.1018709</b>

#### 4.2.2 - Évolution des valeurs prédites et mesurées du taux d'intérêt à court terme au Japon



#### 4.3.1 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme en Europe

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	3,470
Model	<b>113893.388</b>	<b>1</b>	<b>113893.388</b>	F(1, 3468)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>176.871124</b>	<b>3,468</b>	<b>.051000901</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
Total	<b>114070.26</b>	<b>3,469</b>	<b>32.8827499</b>	R-squared	=	<b>0.9984</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9984</b>
				Root MSE	=	<b>.22583</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>.9983641</b>	<b>.0006681</b>	<b>1494.38</b>	<b>0.000</b>	<b>.9970542</b>	<b>.9996739</b>
_cons	<b>.0015143</b>	<b>.0051097</b>	<b>0.30</b>	<b>0.767</b>	<b>-.008504</b>	<b>.0115326</b>

#### 4.3.2 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme en Océanie

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	406
Model	<b>10511.2946</b>	<b>1</b>	<b>10511.2946</b>	F(1, 404)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>.001200986</b>	<b>404</b>	<b>2.9727e-06</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>1.0000</b>
				Adj R-squared	=	<b>1.0000</b>
Total	<b>10511.2958</b>	<b>405</b>	<b>25.9538169</b>	Root MSE	=	<b>.00172</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>1.000008</b>	<b>.0000168</b>	<b>5.9e+04</b>	<b>0.000</b>	<b>.9999749</b>	<b>1.000041</b>
_cons	<b>.0000403</b>	<b>.0001582</b>	<b>0.25</b>	<b>0.799</b>	<b>-.0002707</b>	<b>.0003513</b>

#### 4.3.3 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme en Amérique du Nord

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	573
Model	<b>12662.2707</b>	<b>1</b>	<b>12662.2707</b>	F(1, 571)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>40.0222148</b>	<b>571</b>	<b>.070091445</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9968</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9968</b>
Total	<b>12702.2929</b>	<b>572</b>	<b>22.2068057</b>	Root MSE	=	<b>.26475</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>1.030785</b>	<b>.0024252</b>	<b>425.03</b>	<b>0.000</b>	<b>1.026021</b>	<b>1.035548</b>
_cons	<b>-.0863253</b>	<b>.0183796</b>	<b>-4.70</b>	<b>0.000</b>	<b>-.1224252</b>	<b>-.0502255</b>

4.3.4 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme en Amérique du Sud

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	143
Model	<b>21748.7831</b>	<b>1</b>	<b>21748.7831</b>	F(1, 141)	>	<b>99999.00</b>
Residual	<b>.000269194</b>	<b>141</b>	<b>1.9092e-06</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>1.0000</b>
				Adj R-squared	=	<b>1.0000</b>
Total	<b>21748.7834</b>	<b>142</b>	<b>153.160446</b>	Root MSE	=	<b>.00138</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>1.000005</b>	<b>9.37e-06</b>	<b>1.1e+05</b>	<b>0.000</b>	<b>.9999865</b>	<b>1.000024</b>
_cons	<b>-.0000379</b>	<b>.000188</b>	<b>-0.20</b>	<b>0.840</b>	<b>-.0004095</b>	<b>.0003337</b>

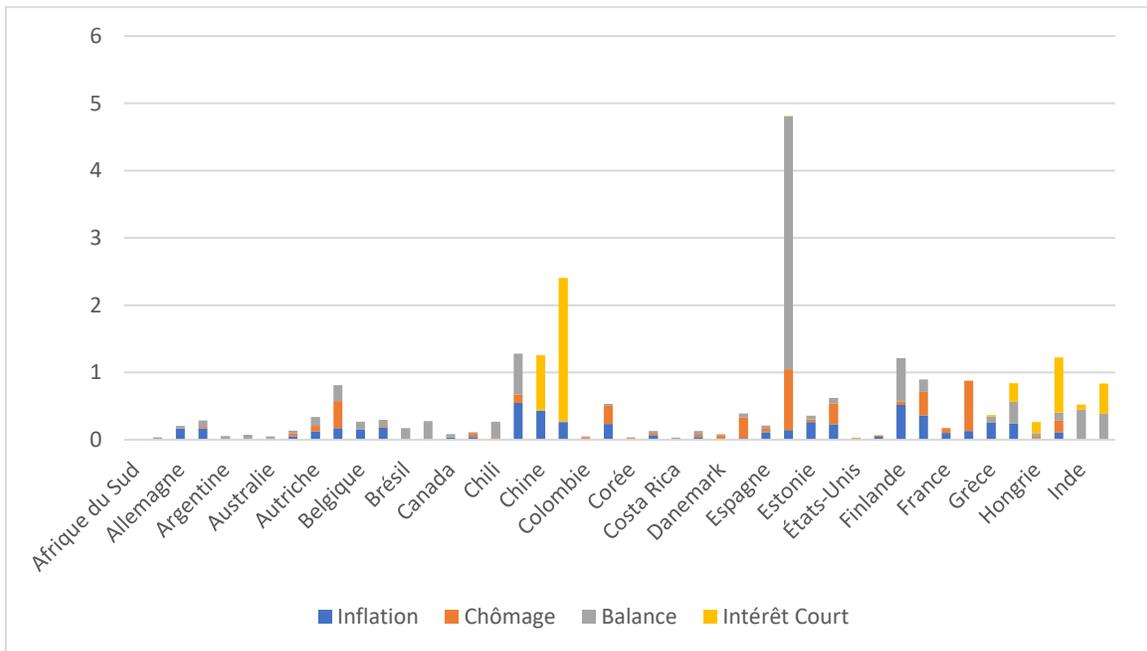
4.3.5 - Régression des valeurs réelles et prédites du taux d'intérêt à court terme en Asie

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	546
Model	<b>17665.1586</b>	<b>1</b>	<b>17665.1586</b>	F(1, 544)	=	<b>18863.49</b>
Residual	<b>509.441541</b>	<b>544</b>	<b>.936473422</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.9720</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9719</b>
Total	<b>18174.6001</b>	<b>545</b>	<b>33.3478901</b>	Root MSE	=	<b>.96772</b>

réel	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
prédit	<b>1.00209</b>	<b>.0072962</b>	<b>137.34</b>	<b>0.000</b>	<b>.9877582</b>	<b>1.016423</b>
_cons	<b>-.3504115</b>	<b>.059729</b>	<b>-5.87</b>	<b>0.000</b>	<b>-.4677392</b>	<b>-.2330838</b>

5.1 - Analyse des différences entre nos valeurs prédites et mesurés pour les différents pays du monde partie 1



5.2 - Analyse des différences entre nos valeurs prédites et mesurés pour les différents pays du monde partie 2

