
La Rationalité des Anticipations d'Inflation en Turquie et son Effet sur le Fonctionnement du Canal des Anticipations

Article de Recherche / Araştırma Makalesi

Z. Yeşim GÜRBÜZ

RESUME

Depuis la crise financière globale de 2008, la Banque Centrale de la République de Turquie mène la politique monétaire macro prudentielle dont les objectifs sont la stabilité des prix et la stabilité financière. La Banque Centrale peut affecter le secteur réel et atteindre ses objectifs via le mécanisme de transmission. Les anticipations en fonction desquelles les agents décident de leur comportement économique jouent un rôle important dans ce mécanisme. Si ces anticipations ne sont pas rationnelles, le canal des anticipations du mécanisme de transmission de la politique macro prudentielle ne peut pas fonctionner de façon efficace. En partant de cette idée, il s'agit dans ce travail d'analyser la rationalité des anticipations en Turquie et de voir si ces dernières permettent un bon fonctionnement du canal des anticipations. Différentes analyses empiriques ont été effectuées à partir des erreurs d'anticipation d'inflation. Le test de séquences, le test de Wald, le test de Portmanteau et les tests de racine unitaire ont montré que les anticipations d'inflation des prix à la consommation et à la production ne sont pas rationnelles car elles sont biaisées, auto-corrélées et systématiques d'où le fonctionnement efficace du canal des anticipations est mis en question.

Mots-clés : *Anticipations d'inflation ; politique monétaire macro prudentielle ; mécanisme de transmission*

1. INTRODUCTION

Depuis la crise économique de 2001, l'économie turque a subi des changements structurels dans ses politiques monétaires : le programme au passage à l'économie forte, les régimes de ciblage implicite et explicite et enfin, la politique monétaire macro prudentielle adoptée après la crise financière globale de 2008. Dans le cadre de cette politique dont l'objectif est de réagir contre les chocs par l'application des instruments non traditionnels, le ciblage d'inflation a été révisé de façon à ce que la politique monétaire vise aussi la stabilité financière. Ainsi la stabilité de prix et la stabilité financière sont devenues les deux objectifs différents de la politique monétaire macro prudentielle. Les décisions et les mesures prises dans le cadre de cette politique affectent le secteur réel via le mécanisme de transmission. L'un des canaux de transmission de ce mécanisme est le canal des anticipations en fonction desquelles les agents de l'économie décident de leur comportement économique. Les banques centrales surveillent et mesurent les anticipations d'inflation. Elles essayent de les ancrer à leurs cibles d'inflation par leurs actions et leurs politiques de communication. On peut alors noter que pour que la politique monétaire macro prudentielle soit réussie et atteigne ses objectifs, il faut que ce canal des anticipations fonctionne de manière efficace. Les anticipations constituent donc un facteur clé pour la stabilité des prix. Pour cela les agents doivent former leurs anticipations en utilisant toute information dont ils disposent, c'est-à-dire que leurs anticipations doivent être rationnelles.

Dans la littérature, les travaux empiriques s'intéressent souvent à la qualification des anticipations, surtout celles d'inflation, des agents économiques. Le point de départ de ce travail est l'idée que pour que le canal des anticipations fonctionne bien, il faut que les anticipations soient rationnelles. On va alors mettre en question la rationalité des anticipations des agents turcs dans la période de politique monétaire macro prudentielle afin de comprendre si les anticipations des agents permettent un bon fonctionnement du canal des anticipations et si cette politique peut réaliser ses objectifs

par ce canal de transmission. On va commencer par une description du mécanisme de transmission de la politique macro prudentielle en insistant sur les raisons pour lesquelles les anticipations sont importantes dans ce mécanisme. Ensuite on va faire une revue de littérature des travaux empiriques qui essaient de qualifier les anticipations formées par les agents turcs. Enfin on va faire une analyse empirique de la rationalité à partir des erreurs des anticipations d'inflation pour la période entre janvier 2010 et octobre 2022.

2. LE ROLE DES ANTICIPATIONS DANS LA POLITIQUE MONETAIRE

La réussite des politiques monétaires est liée au choix de bons instruments de politique monétaire et à l'utilisation efficace et au bon temps de ces derniers. Les décisions monétaires sont transmises au secteur réel par le mécanisme de transmission. De ce fait, la politique monétaire a des effets sur le secteur réel au moins à court terme. Cependant, quelle que soit la politique monétaire adoptée, on insiste sur l'importance de la gestion des anticipations pour pouvoir réduire l'inertie dans les dynamiques d'inflation et donc, baisser le taux d'inflation rapidement. Selon Bernanke (2007) les anticipations et leurs caractéristiques influencent d'une part le taux d'inflation actuel et d'autre part la capacité des banques centrales d'atteindre ses objectifs. Rudd (2022) considère les anticipations comme des déterminants-clés du taux d'inflation actuel mettant accent sur les rôles explicites des modèles théoriques développés par Phelps, Friedman, Lucas dans le cadre de la Courbe de Phillips new-keynésienne.

Les banques centrales résument par quels canaux et de combien les instruments de politique aident à atteindre leurs objectifs par l'analyse du mécanisme de transmission monétaire. Il s'agit de trois étapes dans les mécanismes de transmission monétaire afin de déterminer :

1. Quelles variables sont affectées par un changement dans la politique monétaire?
2. Comment ces variables affectent la demande des biens et services domestiques et étrangers;
3. Comment la demande globale et les prix domestiques sont déterminés et enfin, les prix domestiques et étrangers forment l'inflation (TCMB, 2013 : 2).

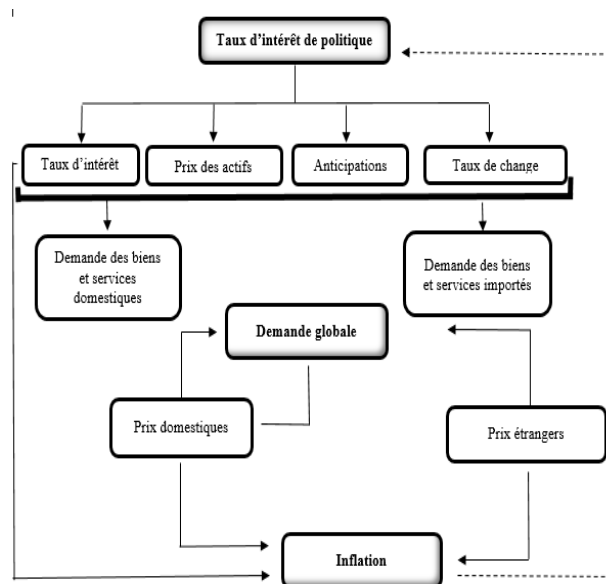


Figure 1. Mécanisme de transmission simplifié

Source : TCMB, 2013 : 2

Ces trois étapes sont réalisées à travers quatre canaux différents comme on peut le voir dans la figure ci-dessus : canal du taux d'intérêt, canal des prix des actifs, canal des anticipations et canal du taux de change.

Le canal du taux d'intérêt est le canal par lequel les autorités monétaires modifient le comportement d'endettement des agents économiques en influençant le coût marginal de la dette. Quand le taux d'intérêt de la politique varie, par exemple quand les taux d'intérêt baissent, les taux réels baissent aussi. A la suite de cette baisse du taux d'intérêt, on voit le coût de capital baisser. Les dépenses d'investissement augmentent alors en augmentant la demande globale et la production aussi.

Le canal des prix des actifs est le canal par lequel la variation du taux d'intérêt de la politique affecte les prix des actifs par les crédits et les prix des actions. **Le canal des crédits** est le canal dans lequel les offres des crédits bancaires augmentent à la suite de la hausse des réserves et des dépôts bancaires après la baisse des taux d'intérêt. Quand les crédits augmentent, les dépenses d'investissement, la demande globale et donc la production augmentent à leur tour. **Le canal des actions** est le canal par lequel les valeurs de marché des firmes sont affectées par les applications de politique monétaire. Quand il s'agit d'une baisse des taux d'intérêt, comme les rendements des titres va baisser, cela va baisser la demande des titres et augmenter la demande des actions ce qui va augmenter l'investissement et la production.

Le canal du taux de change est le canal qui affecte à la fois la demande globale et l'offre globale. Par exemple, les variations du taux de change ont des effets sur les prix des biens étrangers et donc, sur l'inflation et l'offre globale. Cependant, les exportations nettes et la demande globale sont affectées par ces variations du taux de change.

Le canal des anticipations est le canal qui marche par les variations anticipées des conditions économiques comme par exemple les anticipations d'inflation des agents privés (TCMB, 2013 : 6). Le canal des anticipations a un rôle clé pour que la politique monétaire soit réussie car les anticipations des agents privés peuvent affecter l'inflation actuelle à travers leur impact sur les décisions de consommation et d'épargne, l'investissement et la détermination des prix et des salaires pendant les négociations salariales (voir la figure 2).

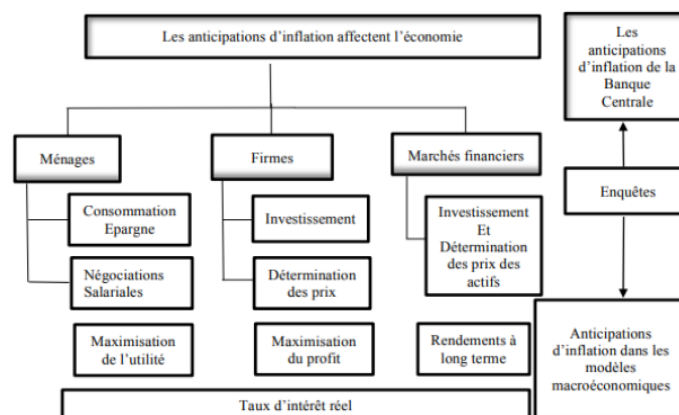


Figure 2. L'effet des anticipations sur les décisions économiques

Source : Alcidi et al., 2022 : 7

Dans la figure 2, on constate que non seulement les anticipations d'inflation mais les anticipations des taux d'intérêt aussi ont un effet sur les décisions économiques des agents et donc sur l'inflation. Par exemple, lorsque les ménages et les firmes anticipent une baisse des taux d'intérêt, ils baissent leurs dépenses pour profiter d'un coût d'endettement inférieur. Comme la consommation et l'investissement baissent, la demande globale baisse, ce qui fait baisser l'offre globale. A la suite au ralentissement de la production, les prix et donc l'inflation augmentent.

On vient de voir que les anticipations des agents économiques ont un rôle clé pour les politiques monétaires. Ce rôle devient de plus en plus important quand une politique monétaire est basée sur le ciblage du taux d'inflation. Quand une banque centrale annonce une cible explicite numéraire pour l'année suivante, elle crée un engagement et cette annonce peut l'aider à ancrer les anticipations, à les stabiliser et donc à baisser le taux d'inflation si les agents croient à l'annonce. Dans ce cas, on peut parler d'une banque centrale "crédible". Les objectifs des politiques monétaires ne peuvent donc être atteints si les agents forment leurs anticipations en croyant à la banque centrale et cela n'est possible que quand ces anticipations sont rationnelles parce que c'est seulement dans le cas où les anticipations sont rationnelles que les agents seront capables de prendre leurs décisions économiques utilisant toute information dont ils disposent.

3. LA RATIONALITE DES ANTICIPATIONS

On vient de voir le rôle important des anticipations dans la politique monétaire. La prise des décisions des agents économiques dépend fortement de la manière dont ces agents déterminent leurs anticipations. On peut dire que ce processus a des implications sur le comportement de l'agent économique et le fonctionnement du mécanisme de transmission de la politique monétaire. C'est pour cela, dans la littérature les différents travaux essaient d'expliquer comment les anticipations sont déterminées et de les modéliser. On s'attend à ce que les anticipations soient rationnelles pour un fonctionnement efficace du mécanisme de transmission.

3.1. La notion des "anticipations rationnelles"

Dans la littérature, il y a deux approches essentielles quand on parle des anticipations : anticipations "extrapolatives" parmi lesquelles on peut citer les anticipations statiques et adaptatives comme exemple et les anticipations "rationnelles" (Pesaran et al., 2005). Les anticipations extrapolatives incluent toutes formes d'anticipations définies à partir des valeurs passées de la variable concernée. Par exemple, les anticipations statiques de Keynes considèrent que la valeur anticipée d'une variable n'est égale qu'à la valeur réalisée à la période précédente i.e. si on anticipe le prix pour la période suivante, le prix anticipé (P_t^e) est égal tout simplement à la valeur réalisée du prix de la période précédente (P_{t-1}) : $P_t^e = P_{t-1}$, d'où l'erreur d'anticipation sera égale à la différence entre les valeurs réalisées du prix dans des périodes successives [$\varepsilon_t = P_t - P_t^e = P_t - P_{t-1}$] suivant une marche aléatoire.

On peut donner l'exemple des anticipations adaptatives de Cagan (1956) comme un deuxième exemple des anticipations extrapolatives. Dans le cadre de ces anticipations, les agents économiques déterminent leurs anticipations en les révisant quand il y a une nouvelle information qui arrive. Ainsi chaque fois une partie des erreurs est corrigée. Il est par exemple possible d'exprimer le prix anticipé pour une période t comme suit : $P_t^e = \gamma P_{t-1} + (1 - \gamma)P_{t-1}^e$, γ représentant le poids accordé à la correction d'erreurs par les agents économiques avec une valeur comprise entre 0 et 1. L'erreur d'anticipation peut alors être exprimée en fonction du taux d'inflation et d'une partie de l'erreur passée : $\varepsilon_t = P_t - P_t^e = \pi_t + (1 - \gamma)\varepsilon_{t-1}$, où π_t est le taux d'inflation. On peut alors dire que l'erreur d'anticipations adaptatives suit un processus auto régressif de moyenne mobile (ARMA) stationnaire parce que l'erreur qui apparait dépend d'une part de l'erreur de la période passée [partie AR] et d'autre part, des moyennes pondérées des erreurs passées [partie MA].

Même si les anticipations adaptatives sont considérées comme les modèles les plus utilisés pour les anticipations d'inflation (Figlewski et al., 1981), l'hypothèse des anticipations rationnelles commence à dominer après l'introduction de l'idée des anticipations rationnelles de Muth (1961) dans la littérature. Muth (1961) propose que les agents économiques déterminent leurs anticipations utilisant toute information disponible de façon optimale au moins en moyenne et fait une définition technique des anticipations rationnelles comme suit : "Expectations, since they are informed predictions of future events, are essentially the same as the predictions of the relevant

economic theory. At the risk of confusing this purely descriptive hypothesis with a pronouncement as to what firms ought to do, we call such expectations 'rational'." (Muth, 1961: 316). Selon cette définition pour pouvoir parler des anticipations rationnelles il faut qu'il n'y ait pas d'asymétrie d'information pour que les agents puissent avoir toute information disponible, les prévisions intégrant donc la totalité de l'information disponible mais pas l'information parfaite (Chamouton et al., 1984) : Les anticipations sont rationnelles quand elles sont égales à l'espérance mathématiques conditionnelle. Dans un tel cas, le prix anticipé peut s'écrire de la façon suivante : $P_t^e = E[P_t | I_{t-1}]$, avec I_{t-1} l'ensemble de toute information disponible dans la période précédente.

Cependant "avoir des anticipations rationnelles" ne veut pas dire que les anticipations sont parfaites. Les agents peuvent continuer à se tromper dans leurs anticipations mais ces erreurs ne seront plus systématiques, c'est-à-dire qu'ils ne vont pas sous-estimer ou surestimer systématiquement la valeur de la variable concernée. Les erreurs vont s'annuler en moyenne. La différence entre les valeurs réalisées et anticipées de la variable va alors apparaître aléatoirement, donc les erreurs ne vont pas être auto-corrélées. L'absence de corrélation entre les aléas signifie que l'agent ne répète jamais la même erreur (Guesnerie, 2011 : 11). Toutes ces propriétés statistiques font appel à la notion de bruit blanc, c'est-à-dire qu'il faut que l'erreur d'anticipation soit d'espérance mathématiques nulle et que ses valeurs soient linéairement indépendantes pour avoir des anticipations rationnelles.

3.2. La rationalité des anticipations en Turquie

Les travaux empiriques concernant les anticipations en Turquie dans la littérature s'intéressent plutôt à la façon dont ces anticipations sont formées et à la qualité de celles-ci. L'objectif de la plupart de ces travaux est de voir s'il s'agit des anticipations rationnelles.

Andolfatto et al., (2008) considèrent que les anticipations rationnelles correspondent à des anticipations sans biais ou à des anticipations avec des erreurs qui ne sont pas auto-corrélées. Il s'agit en fait de tester les propriétés statistiques de la rationalité des anticipations. La plupart des travaux testent la rationalité des anticipations des agents turcs à partir de cette approche et concluent qu'en général, les anticipations ne sont pas rationnelles. Yıldırım, (2002) teste la rationalité des anticipations du taux de croissance pour la période 1992-2002 et rejette l'hypothèse que les anticipations ne sont pas sans biais. Il montre que pour les anticipations du taux de croissance, il s'agit plutôt des anticipations adaptatives car les agents apprennent et corrigent une partie de leurs erreurs dans le temps. De même, pour Karadaş et Öğünç (2005) tester l'hypothèse de la rationalité, c'est de vérifier les hypothèses de la nullité de l'espérance mathématiques des erreurs et de l'absence d'autocorrélation des erreurs. Ils concluent que la rationalité des anticipations d'inflation du secteur manufacturier varie selon la période en question et c'est seulement dans la période 1989-1999 qu'on peut parler d'une certaine rationalité. Kara et Küçük Tuğer (2005) analysent la rationalité des anticipations d'inflation dans la période août 2001-avril 2006. Les anticipations ne sont pas rationnelles à l'exception des anticipations d'inflation mensuelle qui sont rationnelles en absence de biais des erreurs. Kara et Küçük Tuğer (2010) effectuent des tests de rationalité dits "traditionnels" et font l'estimation des paramètres variant dans le temps pour différentes anticipations d'inflation dans la période août 2001-octobre 2007. Les auteurs constatent que les anticipations du taux d'inflation à court terme sont plus cohérentes avec les taux réalisés mais il existe un écart plus important entre les taux d'inflations anticipés pour les 12 mois suivants et les taux réalisés. Seulement les anticipations d'inflation à court terme sont sans biais et donc, rationnelles. Barlas Özer et Mutluer (2012) remarquent que les séries d'inflation réalisée et anticipée dans l'enquête de la tendance économique ont tendance à se bouger ensemble mais qu'il y a quand-même un écart caractéristique entre les deux séries d'où ils concluent que les anticipations non rationnelles. Abdioğlu et Yılmaz (2013) analysent la rationalité des anticipations d'inflation du mois courant entre les années 2005 et 2012 et montrent qu'elles ne sont pas rationnelles car les erreurs d'anticipations sont biaisées. Oral (2013) trouve que même si les taux d'inflation actuels et anticipés sont cointégrés, les anticipations ne sont pas rationnelles car les erreurs sont

biaisées dans le modèle à correction d'erreur. Dans le travail le plus récent, Soybilgen et Yazgan (2017) essaient de voir si les anticipations sont biaisées d'une part, et d'autre part, analysent le point et le signe de la performance de prévision de ces anticipations pour la période janvier 2006-novembre 2016. Ils concluent que les anticipations d'inflation montrent des erreurs de prévision systématiques car les erreurs sont biaisées pour la période d'analyse et que les anticipations ne sont pas rationnelles.

Il y a aussi d'autres travaux empiriques testant la rationalité des anticipations utilisant d'autres méthodes. Par exemple, pour tester la rationalité des anticipations, Us et Özcan (2005) partent de la façon dont les anticipations sont déterminées. Ils montrent que quand les agents économiques forment leurs anticipations d'inflation, ils utilisent toute information disponible sur le passé de l'inflation mais ils ignorent l'information disponible pour les autres variables macroéconomiques. De ce point de vue, selon Us et Özcan (2005) les anticipations d'inflation sont presque rationnelles car l'utilisation de l'information sur les valeurs passées de l'information permet de capter l'effet de l'information sur le taux d'inflation actuel. Başkaya et al., (2008) construisent des données de panel pour la période janvier 2003-décembre 2007 à partir d'un groupe d'individus dont le taux de participation aux enquêtes est relativement stationnaire dans le temps et essaient de montrer comment ces participants utilisent l'information dont ils disposent pour former leurs anticipations en partant des taux d'inflation anticipés pour les 12 mois suivants. Ils concluent que les agents donnent de l'importance aux taux cibles et aux réalisations du taux d'inflation, que le secteur financier et le secteur réel représentent des hétérogénéités significatives dans leur formation d'anticipation et que les anticipations ne sont pas rationnelles dans les deux secteurs. Oral et al., (2011) mettent en question la rationalité des taux d'inflation anticipés pour les secteurs réel et financier par la méthode de cointégration panel multivariée pour la période août 2001-novembre 2007. Même s'il s'agit d'une période dans laquelle l'inflation a tendance à baisser, ils trouvent que ces anticipations ne sont pas rationnelles et qu'il existe une certaine asymétrie dans les anticipations.

4. L'ETUDE EMPIRIQUE

On va maintenant essayer d'analyser la rationalité des anticipations d'inflation afin de voir si le canal des anticipations fonctionne de façon efficace en Turquie. Pour ce faire, on va tester les propriétés statistiques des anticipations rationnelles pour les erreurs de différentes anticipations d'inflation dans la période de la politique monétaire macro prudentielle.

4.1. La méthodologie et les données

En ce qui concerne l'analyse des propriétés statistiques des anticipations, on va tout d'abord calculer les erreurs d'anticipation à partir de la différence entre les valeurs d'inflation anticipées et réalisées. Ensuite on va s'intéresser à l'évolution de ces erreurs dans le temps, ce qui va permettre de voir si les valeurs réalisées coïncident avec les valeurs anticipées et dans un second lieu, on va faire une analyse de corrélogramme qui va permettre à son tour, de déterminer le processus suivi par la série de l'erreur d'anticipation à partir des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle.

Quant à l'analyse économétrique, on va faire différents tests économétriques pour les propriétés statistiques des erreurs d'anticipation. On vient de voir que les agents peuvent sous-estimer ou surestimer la vraie valeur de la variable concernée. Si l'ordre de ces déviations sont aléatoires, on va dire que les erreurs d'anticipations vont être indépendants des uns aux autres et donc, pas systématiques. Dans le cas où elles s'équilibrent à long terme, la valeur anticipée sera correcte en moyenne, d'où une absence de biais. On va effectuer le test de séquences pour tester cette condition. Aussi, il est possible de la tester par le test de Wald. Il s'agit de régresser la valeur réalisée de la variable concernée en fonction de sa valeur anticipée : $P_t = \alpha + \beta P_t^e + \varepsilon_t$ et de tester l'hypothèse jointe, c'est-à-dire si le coefficient associé à la variable d'anticipation (β) est égal à 1 et le terme constant (α) est nul. Ensuite, on va effectuer des tests de racine unitaire comme le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et le test de Phillips-Perron

(PP) afin d'analyser la structure univariée de l'erreur d'anticipation parce qu'on vient de voir que chacune des modes d'anticipation a son propre processus : il s'agit d'un processus de bruit blanc dans le cas des anticipations rationnelles.

On a utilisé l'*Enquête Des Participants Au Marché de la Banque Centrale de République de Turquie et les Statistiques de la Tendance Economique* pour obtenir séries de différentes anticipations d'inflation. La période d'analyse de ce travail concerne toute la période de la politique monétaire macro prudentielle, c'est-à-dire la période entre janvier 2010 et octobre 2022.

4.2. Les résultats

On commence par définir les erreurs d'anticipation comme la différence entre les valeurs réalisées et anticipées. On a calculé les erreurs d'anticipations des prix à la consommation du mois courant, des prix à la consommation et des prix producteurs annuels et enfin, des prix à la consommation pour les 24 mois suivants.

Les anticipations d'inflation du mois courant: Dans la Figure 3, on peut examiner l'évolution des taux d'inflation anticipés et réalisés des prix à la consommation du mois courant et dire à une première vue, que les deux taux sont proches, qu'ils coïncident et qu'ils ont la même tendance.

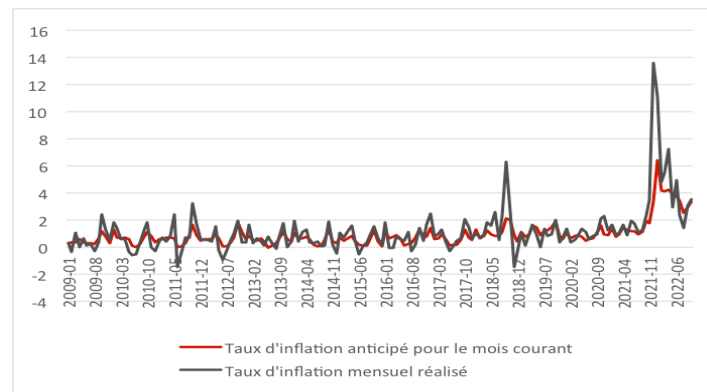


Figure 3. Les taux d'inflation réalisé et anticipé mensuel
Source : La Banque Centrale de Turquie

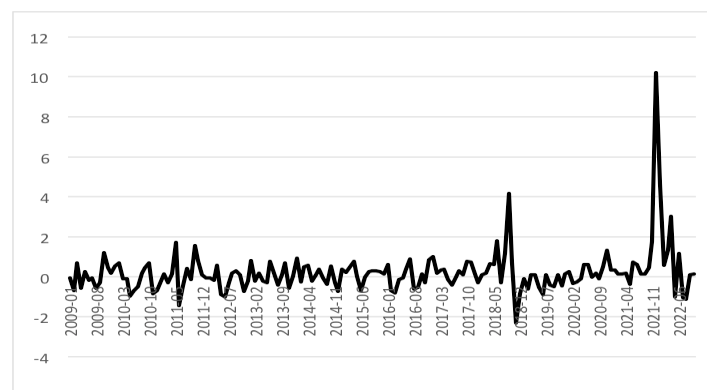


Figure 4. L'erreur d'anticipation mensuelle
Source : La Banque Centrale de Turquie

Cependant il y a des sous-périodes dans lesquelles l'inflation réalisée dépasse l'inflation anticipée faisant des piques. Par exemple la 1^{ère} sous-période correspond au mois de septembre 2018, juste après la période de crise de taux de change de 2018; à la suite de la hausse du taux de change au mois d'août 2018, il s'agit d'une hausse du taux d'inflation réalisé aussi. La 2^{ème} sous-période dans laquelle il s'agit d'une hausse soudaine de l'inflation réalisée en décembre 2021 correspond encore une fois à une

période de la hausse du taux change. On peut donc dire que les deux taux sont souvent proches, d'où une erreur d'anticipation petite, le plus souvent (voir l'erreur d'anticipation mensuelle calculé par la différence entre les taux d'inflation anticipé et réalisé sur la Figure 4). Cela montre que les agents privés turcs font des erreurs d'anticipations petites à court terme.

Les anticipations d'inflation annuelles : En ce qui concerne les anticipations d'inflation annuelles on va s'intéresser à deux séries : les anticipations d'inflation de l'indice de prix à la consommation et de l'indice de prix à la production. Figure 5 nous donne l'évolution dans le temps des taux d'inflation annuels anticipés et réalisés des prix à la consommation.

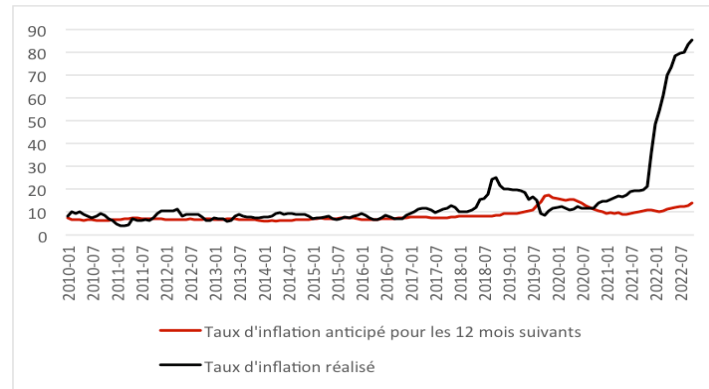


Figure 5. Les taux d'inflation annuels (prix à la consommation) (12 mois)

Source : La Banque Centrale de Turquie

On peut noter que les taux d'inflation anticipés pour les 12 mois suivants sont proches des taux d'inflation réalisés dans la première moitié de la période concernée mais dans les périodes avant et pendant la crise de change de 2018 et pendant la pandémie de Covid-19 et la crise de change de 2021, l'écart devient remarquable. Dans la période avant la crise de change de 2018, il s'agit d'un écart persistant entre les anticipations d'inflation et l'inflation réalisée, d'où on peut conclure que les anticipations d'inflation ne sont pas bien ancrées par la politique macro prudentielle. Pendant la période des crises de change, les erreurs deviennent de plus en plus importantes. En fait ce sont des moments de surprise inflationniste. On a l'évolution de l'erreur d'anticipation des prix à la consommation au niveau annuel dans la Figure 6. Les chiffres sont obtenues par la différence entre les taux d'inflation anticipé et réalisé. On voit que l'erreur commise par les agents est petite jusqu'en 2016 mais à partir de novembre 2016, il y a une surestimation du taux d'inflation qui continue pendant 3 ans. Pendant la période août 2019-octobre 2020, les anticipations dépassent le taux réalisé mais au-delà cette erreur devient de plus en plus importante avec l'augmentation du taux d'inflation réalisé.

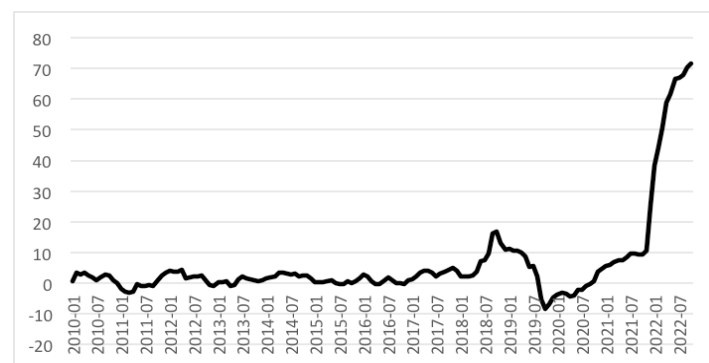


Figure 6. L'erreur d'anticipation (prix à la consommation) (12 mois)

Source : La Banque Centrale de Turquie

Quant aux anticipations d'inflation et au taux d'inflation des prix des producteurs obtenus de l'enquête de la Tendence Economique et dont l'évolution est donnée par la Figure 7, on constate une évolution semblable avec celle des taux d'inflation des prix à la consommation anticipé et réalisé annuels. Les deux taux se rapprochent des uns aux autres au début de la période de la politique macro prudentielle mais il y a toujours une erreur d'anticipation non nulle. Les anticipations restent au-dessus du taux d'inflation des prix des producteurs dans les années 2015 et 2016 mais à partir de 2017, l'inflation réalisée dépasse les anticipations. Dans la deuxième moitié de 2019, les anticipations sont encore supérieures aux taux réalisés mais à partir du mois de septembre 2020, le taux d'inflation commence à avoir une tendance à la hausse et l'erreur devient de plus en plus important.

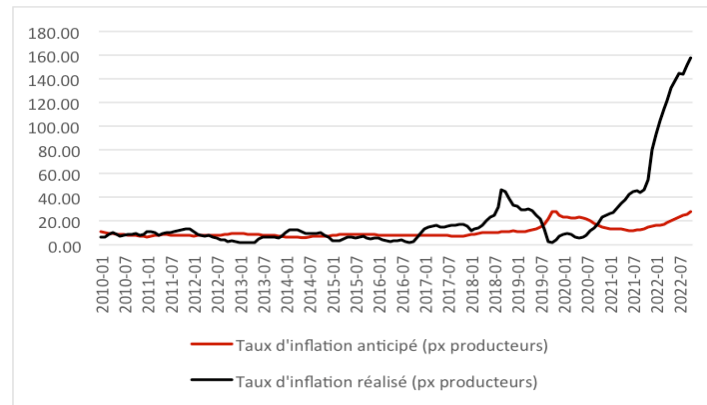


Figure 7. Les taux d'inflation annuels (prix producteurs) (12 mois)

Source : La Banque Centrale de Turquie

Comme on peut le constater dans la Figure 8, l'erreur d'anticipation calculé comme la différence entre les taux d'inflation anticipé et réalisé étant très petite entre les années 2010 et 2016, les agents commencent à faire des erreurs d'anticipations de plus en plus importantes à partir de 2017, car ils ne peuvent pas anticiper l'inflation surprise qui apparaît suite aux crises de change en 2018 et en 2021.

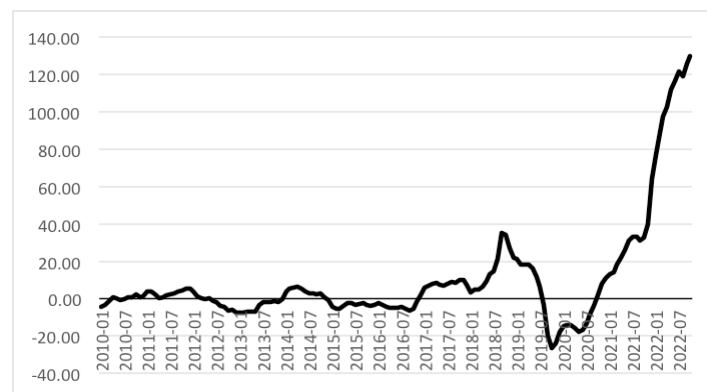


Figure 8. L'erreur d'anticipation (prix producteurs) (12 mois)

Source : La Banque Centrale de Turquie

Les anticipations pour les 24 mois prochains : Dernièrement, on va jeter un coup d'œil à l'évolution des anticipations d'inflation des prix à la consommation pour les 24 mois prochains (Figure 9). On peut dire que les taux d'inflation anticipés et réalisés sont proches comme d'habitude, du début de la période jusqu'au mois de janvier 2017, le taux réalisé étant toujours supérieur aux anticipations et qu'il s'agit plutôt d'une sous-estimation du taux d'inflation des prix à la consommation à long terme.

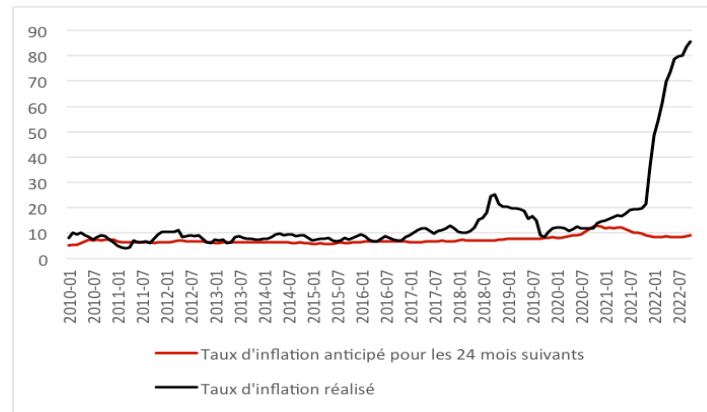


Figure 9. Les taux d'inflation annuels (prix à la consommation) (24 mois)
Source : La Banque Centrale de Turquie

Figure 10 donne l'évolution de l'erreur d'anticipation calculé comme la différence entre les taux d'inflation anticipé et réalisé et comme nous avons constaté pour les analyses précédentes, cette erreur devient de plus en plus importante à partir de la deuxième moitié de la période d'analyse suite aux crises de change de 2018 et de 2021 et à la pandémie de Covid-19.

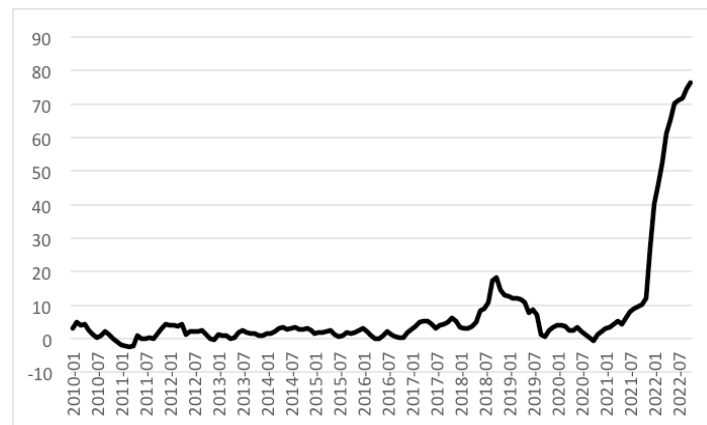


Figure 10. L'erreur d'anticipation (prix à la consommation) (24 mois)
Source : La Banque Centrale de Turquie

L'analyse de corrélogramme : Quant à l'analyse des corrélogrammes des séries des erreurs d'anticipations d'inflation, on constate que chacune des erreurs d'anticipation suit un processus ARMA (1,1) (voir Annexe 1 pour les graphiques d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle). On dit que les séries suivent un processus autorégressif d'ordre 1 [AR(1)] car les coefficients d'autocorrélation partielle estimés sortent en dehors de l'intervalle de confiance au premier retard pour la première fois et que les séries suivent un processus un processus de moyenne mobile d'ordre 1 [MA(1)] car les coefficients d'autocorrélation estimés sortent de l'intervalle de confiance au premier retard pour la première fois.

Les tests économétriques : Quant à l'analyse économétrique, dans le Tableau 1, on a les résultats des tests de séquences et de Wald effectués afin de voir si les anticipations sont sans biais et les résultats du test de Portmanteau qui permet de voir si l'erreur d'anticipation suit un processus de bruit blanc. On rejette l'hypothèse nulle de la nullité de l'espérance mathématiques de l'erreur d'anticipation traduisant le fait d'avoir des anticipations sans biais, pour les erreurs d'anticipations pour les 12 mois et 24 mois prochains pour le test de séquences et le test de Wald car le niveau de significativité de ces tests est toujours supérieur au seuil d'erreur de 5%, d'où des anticipations non rationnelles. Cependant pour le test de séquences de l'erreur d'anticipation pour le mois courant l'hypothèse nulle n'est pas rejetée alors qu'on a rejeté

l'hypothèse nulle dans le cas du test de Wald. Selon les résultats du test de Portmanteau, on a rejeté l'hypothèse nulle de "bruit blanc" pour chacune des erreurs analysées ci-dessus donc les erreurs ne sont pas de bruit blanc.

Tableau 1. Les résultats des tests économétriques

	Test de séquences	Test de Wald		Test de Portmanteau
	$H_0: E(u) = 0$ Prob> z	$H_0: \alpha = 0$	$H_0: \beta = 1$ Prob>F	$H_0: \hat{\rho}_1 = \hat{\rho}_h = 0$ Prob>chi2
Le mois courant	0.18**	0.0042	0.0000	0.0231
Les 12 mois prochains (prix à la consommation)	0	0.0406	0.0002	0.0000
Les 12 mois prochains (prix producteurs)	0	0.0036	0.0000	0.0000
Les 24 mois prochains (prix à la consommation)	0	0.1153**	0.0036	0.0000

*Prob>|z|, Prob>F et Prob>chi2 représentent respectivement les niveaux de la significativité du test de séquences, du test de Wald et du test de Portmanteau.

**On ne rejette pas H_0 à 5% du seuil d'erreur.

En dernier lieu, on a fait les tests de racine unitaires Dickey-Fuller Augmenté et de Phillips-Perron dont les résultats sont donnés en Annexe 2. On a rejeté l'hypothèse nulle de la présence de la racine unitaire pour l'erreur d'anticipation pour le mois courant, d'où l'erreur d'anticipation suit un processus ARMA stationnaire car les statistiques empiriques des deux tests sont inférieures aux valeurs critiques de 1, de 5 et de 10%. En revanche, on n'a pas rejeté l'hypothèse nulle de la présence de la racine unitaire pour les erreurs d'anticipation des prix à la consommation et pour les erreurs d'anticipation des prix des producteurs car les statistiques empiriques des tests étaient supérieures aux valeurs critiques de 1, de 5 et de 10%, cette fois-ci. Ces erreurs d'anticipations sont donc non stationnaires à cause de la présence d'une racine unitaire.

Selon les analyses des évolutions des erreurs dans le temps, on a vu que les erreurs d'anticipation devenaient de plus importantes après les crises de change de 2018 et 2021 et pendant la période de la pandémie de Covid 19. On peut alors se demander si ce sont ces crises de change et la pandémie de Covid 19 qui ont affecté négativement la rationalité des anticipations d'inflation. Pour voir cela, on va maintenant faire les tests économétriques pour la période janvier 2009 et juillet 2018.

Quand on regarde les résultats des tests économétriques donnés dans le tableau 2, on remarque que seule l'erreur d'anticipation mensuelle est sans biais selon le test de séquences et qu'il s'agit d'un bruit blanc. Mais les erreurs d'anticipations des prix à la consommation et des producteurs annuelles sont biaisées et ne sont pas des bruits blancs car on rejette l'hypothèse nulle pour les tests de séquences et le test de Portmanteau. Cependant les erreurs d'anticipations pour les 24 mois suivants sont sans biais selon le test de Wald alors qu'elles sont biaisées et ne sont pas des bruits blancs selon le test de séquences et le test de Portmanteau.

Pour finir, on fait les tests de racine unitaire selon les résultats desquels seule l'erreur mensuelle est stationnaire avant la période de la crise de change de 2018. Comme dans l'analyse pour toute la période, les autres erreurs d'anticipation sont non stationnaires, ce qui permet de dire que ce ne sont pas les crises de change qui rendent "non-rationnelles" les anticipations d'inflation en Turquie.

Tableau 2. Les résultats des tests économétriques pour la période avant la crise de change de 2018

	Test de séquences	Test de Wald		Test de Portmanteau
	$H_0: E(u) = 0$ Prob> z	$H_0: \alpha = 0$ Prob>F	$H_0: \beta = 1$ Prob>F	$H_0: \hat{\rho}_1 = \hat{\rho}_n = 0$ Prob>chi2
Le mois courant	0.19**	0.0021	0.0000	0.3807**
Les 12 mois prochains (prix à la consommation)	0	0.3534**	0.1125	0.0000
Les 12 mois prochains (prix producteurs)	0	0.0143	0.0204	0.0000
Les 24 mois prochains (prix à la consommation)	0	0.6710**	0.7652**	0.0000

*Prob>|z|, Prob>F et Prob>chi2 représentent respectivement les niveaux de la significativité du test de séquences, du test de Wald et du test de Portmanteau.

**On ne rejette pas H_0 à 5% du seuil d'erreur.

5. CONCLUSION

Depuis du mois de mai 2010, la Banque Centrale de République de Turquie mène une politique monétaire macro prudentielle dont les objectifs sont la stabilité des prix et la stabilité financière. Le canal de anticipations est l'un des canaux du mécanisme de transmission de la politique macro prudentielle par lequel les décisions économiques et les mesures sont transmises au secteur réel. De ce fait, les anticipations des agents économiques ont un rôle clé au sein de la politique monétaire. Quand les agents déterminent des anticipations sur le développement futur des variables concernées, s'ils utilisent toute information disponible de façon optimale au moins en moyenne, il s'agit des anticipations rationnelles. Dans un tel cas, les agents économiques peuvent continuer toujours à se tromper dans leurs anticipations mais leurs erreurs ne seront plus systématiques. La différence entre les valeurs réalisée et anticipée de la variable apparait aléatoirement. Les erreurs d'anticipations elles s'annulent donc, en moyenne et elles ne sont pas corrélées, ce qui signifie que les agents ne répètent pas la même erreur. Toutes ces propriétés statistiques impliquent que l'erreur d'anticipation suit un processus de bruit blanc quand les anticipations sont rationnelles. Cependant, si ces anticipations ne sont pas rationnelles, le canal des anticipations du mécanisme de transmission ne peut pas fonctionner de façon efficace.

L'objectif de ce travail était d'analyser la rationalité des anticipations d'inflation des agents économiques en Turquie et de voir si ces anticipations permettaient un bon fonctionnement du canal des anticipations du mécanisme de transmission de la politique macro prudentielle. Pour ce faire, on a tout d'abord défini les erreurs d'anticipation comme la différence entre les taux d'inflation anticipé et réalisé pendant la période de la politique macro prudentielle. On a pris les anticipations d'inflation des prix à la consommation du mois courant, les anticipations pour les 12 et 24 mois prochains dans l'enquête de "Participants au marché" et les anticipations d'inflation des prix à la production dans l'enquête de "Tendance économique". Les 2 enquêtes sont menées par la Banque centrale turque. On a tout d'abord analysé l'évolution de ces erreurs dans le temps et on a remarqué que les erreurs étaient devenus de plus en plus importants à cause de l'inflation surprise apparue suite aux crises de change en 2018 et en 2021. Ensuite, on a déterminé le processus suivi par chacune des erreurs d'anticipation à partir de l'analyse de corrélogramme et on a constaté que chaque erreur suivait un processus autorégressif d'ordre (1) et de moyenne mobile d'ordre (1) : il s'agit donc de processus ARMA (1,1) pour les erreurs. Parmi les tests économétriques, on a effectué le test de séquences et le test de Wald afin de voir si les erreurs étaient sans biais. Les résultats de ces tests ont montré que chacune des erreurs d'anticipation était biaisée, donc les erreurs étaient systématiques. Quant au résultat du test de Portmanteau, les erreurs ne sont pas des bruits blancs. Dernièrement on a effectué les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron. On a conclu que la série de l'erreur d'anticipation pour le mois courant était stationnaire alors que les séries des erreurs

d'anticipation d'inflation des prix à la consommation et la série de l'erreur d'anticipation des prix des producteurs étaient non stationnaires en présence d'une racine unitaire. Par conséquent, aucune de ces anticipations n'est rationnelle dans le cadre de la politique monétaire macro prudentielle. Cependant le fait que l'erreur d'anticipation d'inflation mensuel suit un processus ARMA (1,1) stationnaire autour d'une tendance déterministe signifie que les anticipations à court terme sont adaptatives ce qui signifie qu'à court terme, les agents révisent l'erreur de la période passée, ils corrigent une partie de l'erreur chaque fois. De plus, on a mis accent sur le fait que ce ne sont pas les chocs exogènes comme les crises de change qui rendent les anticipations d'inflation non-rationnelles en Turquie.

Comme il ne s'agit pas des anticipations rationnelles, on ne peut désormais parler d'un fonctionnement efficace du canal des anticipations dans le mécanisme de transmission. Pour un meilleur fonctionnement du canal des anticipations, la Banque centrale turque doit augmenter sa crédibilité et sa transparence et ancrer ainsi, les anticipations d'inflation à sa cible d'inflation car plus la banque est crédible, plus les agents économiques croient aux décisions de politique monétaire, plus les anticipations coïncident avec les valeurs réalisées, plus les décisions économiques sont transmises au secteur réel et donc plus la politique monétaire est réussie. Cependant, dans un tel cas, la Banque centrale turque doit prendre en considération la non-rationalité des anticipations des agents lors de la prise des décisions économiques car si elle ne le fait pas, elle va risquer de se tromper dans les taux qu'elle met comme objectif et elle ne va pas atteindre son objectif. C'est pour cela il n'est pas suffisant de mesurer les anticipations pour la Banque centrale. Il est important de connaître les caractéristiques des anticipations d'inflation des agents économiques, de comprendre comment les anticipations affectent le taux d'inflation actuel et les facteurs qui déterminent les anticipations d'inflation afin de décider du poids que la Banque va accorder aux anticipations dans ses règles de politique monétaire lors de la prise des décisions.

Information sur le Plagiat

Cet article a été scanné avec un logiciel de détection de plagiat. Aucun plagiat n'a été détecté.

Information d'Approbation du Comité d'Éthique

L'approbation du comité d'éthique n'était pas requise.

Déclaration de Contribution de l'Auteur

La recherche a été menée par une seule auteure.

Déclaration de Financement et Autres Remerciements

Cette étude n'a reçu aucun type de financement ou de soutien.

Déclaration d'Intérêts Concurrents

Il n'y a aucun conflit d'intérêts à déclarer avec une institution ou une personne dans le cadre de l'étude.

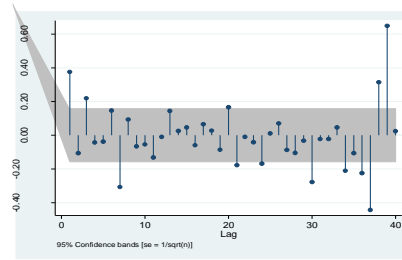
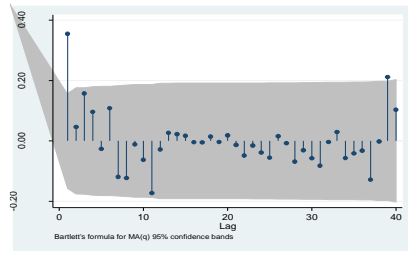
REFERENCES

- Abdioğlu, Z., & Yılmaz, S. (2013). Rasyonel Beklentiler Hipotezinin Testi: Enflasyon, Faiz ve Kur. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 17(1), 21-36.
- Alcidi, C., Gros, D., & Shamsfakhr, F. (2022). Inflation expectations: models and measures. *Politica economica*, 1-18. <https://doi.org/10.1429/103706>
- Andolfatto, D., Hendry, S., & Moran, K. (2008). Are inflation expectations rational?. *Journal of Monetary Economics*, 55(2), 406-422. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2007.07.004>
- Barlas Özer, Y., & Mutluer, D. (2012). Inflation expectations in Turkey: Statistical evidence from the business tendency survey. *Central Bank Review*, 5(2), 73-97.

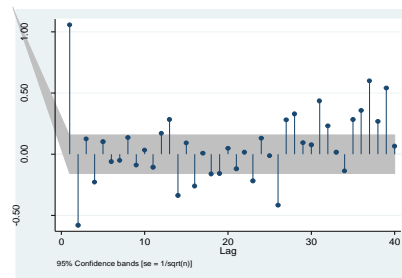
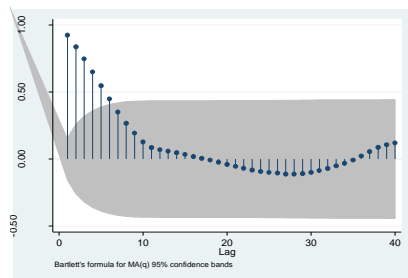
- Başkaya, S., Kara, H., & Mutluer, D. (2008). Expectations, communication and monetary policy in Turkey. *TCMB Çalışma Tebliği*, 8(1).
- Bernanke, B. S. (2007, July). Inflation expectations and inflation forecasting. In *Speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, Cambridge, Massachusetts* (Vol. 10).
- Blanchard, O. & Cohen, D. (2004). *Macroéconomie*, Bruxelles: Pearson Education, ISBN 2-7440-7019-X. 593p.
- Chamouton, T., & Piatecki, C. (1984). Anticipations rationnelles et théorie économique. *Revue d'économie politique*, 754-772. <http://www.jstor.org/stable/24698862>.
- Christiano, L., & Gust, C. (2000). The expectations trap hypothesis. *National Bureau of Economic Research Working Papers*, 7809. <https://doi.org/10.3386/w7809>
- Englander, A. S., & Stone, G. (1989). Inflation expectations surveys as predictors of inflation and behavior in financial and labor markets. *Quarterly Review*, 14(Aut), 20-32.
- Figlewski, S., & Wachtel, P. (1981). The formation of inflationary expectations. *The Review of Economics and Statistics*, 1-10. <https://doi.org/10.2307/1924211>
- Forsells, M., & Kenny, G. (2002). The rationality of consumers' inflation expectations: survey-based evidence for the euro area. *European Central Bank Working Paper Series*, 163. Available at SSRN 358021. <https://doi.org/10.2139/ssrn.358021>
- Guesnerie, R. (2011). Rationalité économique et anticipations rationnelles. *Idées économiques et sociales*, 165(3), 7-14. <https://doi.org/10.3917/idee.165.0007>
- Kara, H., & Tuğer, H. K. (2005). Some evidence on the (ir) rationality of inflation expectations in Turkey. *The Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper*, 05(12).
- Kara, H., & Küçük-Tuğer, H. (2010). Inflation expectations in Turkey: learning to be rational. *Applied Economics*, 42(21), 2725-2742. <https://doi.org/10.1080/00036840801964559>
- Karadaş, E., & Ögünç, F. (2003). An Analysis of Inflation Expectations of the Turkish Private Manufacturing Industry. *Central Bank Review*, 3(2), 57-83.
- Lucas Jr, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of economic theory*, 4(2), 103-124. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90142-1](https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90142-1)
- Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 315-335. <https://doi.org/10.2307/1909635>
- Oral, E. (2013). *Consumer inflation expectations in Turkey* (No. 10). Bank for International Settlements.
- Oral, E., Saygili, H., Saygili, M., & Tuncel, S.Ö. (2011). Inflation expectations in Turkey: evidence from panel data. *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2011(1), 5-28. <https://doi.org/10.1787/jbcm-a-2011-5kqg5k53np7c>
- Pesaran, M. H., & Weale, M. (2006). Survey expectations. *Handbook of economic forecasting*, 1, 715-776. [https://doi.org/10.1016/S1574-0706\(05\)01014-1](https://doi.org/10.1016/S1574-0706(05)01014-1)
- Rudd, J. B. (2022). Why do we think that inflation expectations matter for inflation? (And should we?). *Review of Keynesian Economics*, 10(1), 25-45. <https://doi.org/10.17016/FEDS.2021.062>
- Sargent, T. J. (1973). "Rational Expectations" : A Correction. *Brookings Papers on Economic Activity*, 4(3), 799-800. <https://www.jstor.org/stable/23356949>
- Soybilgen, B., & Yazgan, E. (2017). An evaluation of inflation expectations in Turkey. *Central Bank Review*, 17(1), 31-38. <https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2017.01.001>
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, 2013, Parasal Aktarım Mekanizması, Ankara, 17p. Available at ISBN 978-605-5758-89-9.
- Us, V., & Ozcan, K. M. (2005). Optimal univariate expectations under high and persistent inflation: new evidence from Turkey. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 346(3-4), 499-517. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2004.08.001>
- Yıldırım, N. (2002). Yönelim anketlerini büyüme tahminlerinde ne ölçüde kullanabiliriz?. *METU Studies in Development*, 29(1), 175.

ANNEXE 1 : Graphiques d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle

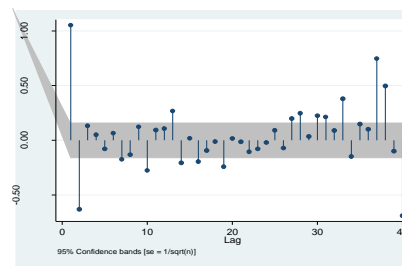
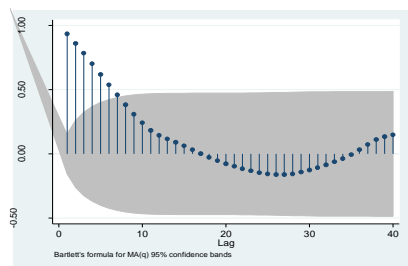
Erreur d'anticipation pour le mois courant



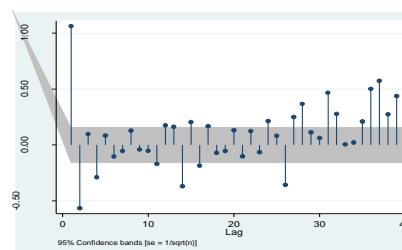
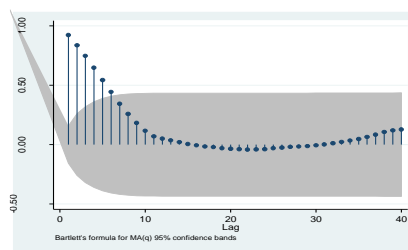
Erreur d'anticipation (prix à la consommation) pour les 12 mois prochains



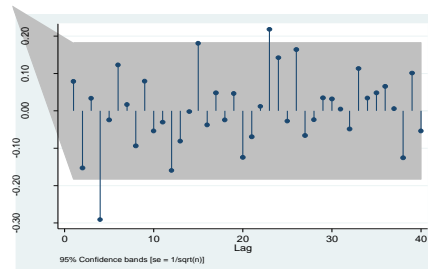
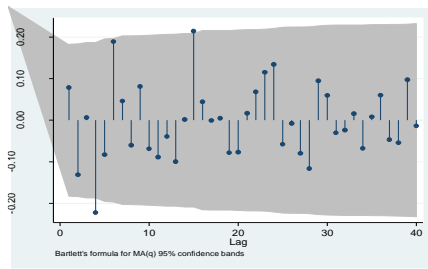
Erreur d'anticipation (prix producteurs) pour les 12 mois prochains



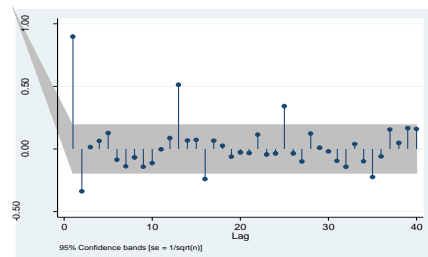
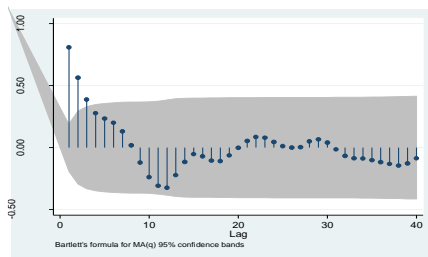
Erreur d'anticipation (prix à la consommation) pour les 24 mois suivants



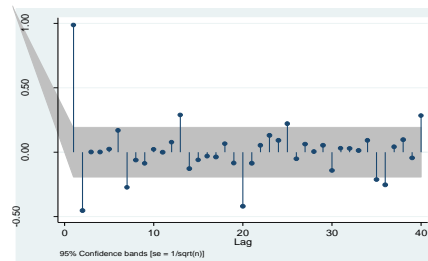
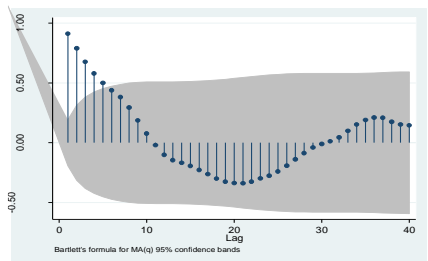
Erreur d'anticipation pour le mois courant



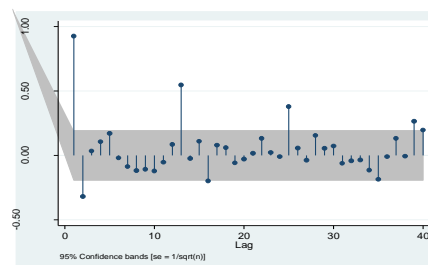
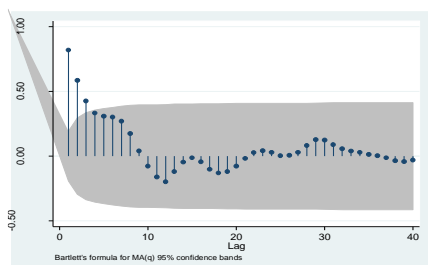
Erreur d'anticipation (prix à la consommation) pour les 12 mois prochains avant la crise de change de 2018



Erreur d'anticipation (prix producteurs) pour les 12 mois prochains



Erreur d'anticipation (prix à la consommation) pour les 24 mois prochains avant la crise de change de 2018



ANNEXE 2 : Les résultats des tests de racine unitaire

Erreur d'anticipation pour le mois courant

Test de Dickey-Fuller Augmenté

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^3 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,063 (-0,37)	0.002 (1,12)	-0,611 (-5,02)	-5,017	-4.01	-3.44	-3.14
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^3 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,105 (1,21)		-0,565 (-4,92)	-4,922	-3,48	-2,88	-2,57
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^3 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			-0,526 (-4,77)	-4,767	-2,59	-1,95	-1,61

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Test de Phillips-Perron

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^3 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,098 (-0,55)	0.002 (1,37)	0,35 (4,44)	-96,772	-27,76	-20,91	-17,68
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^3 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,11 (1,26)		0,37 (4,83)	-93,981	-19,98	-13,80	-11,07
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^3 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			0,39 (5,15)	-91,342	-13,40	-7,93	-5,63

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Erreur d'anticipation (prix à la consommation) pour les 12 mois prochains
Test de Dickey-Fuller Augmenté

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,331 (-1,04)	0.006 (1,73)	-0,003 (-0,18)	-0,179	-4.02	-3.44	-3.14
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,148 (0,91)		0,006 (0,41)	0,414	-3,49	-2,88	-2,57
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			0,012 (0,76)	0,762	-2,59	-1,95	-1,61

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Test de Phillips-Perron

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,466 (-1,29)	0.008 (1,94)	1,043 (73,51)	4,042	-27,75	-20,91	-17,67
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,132 (0,69)		1,056 (84,02)	6,561	-19,77	-13,80	-11,07
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			1,06 (91,34)	7,387	-13,40	-7,93	-5,63

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Erreur d'anticipation (prix producteurs) pour les 12 mois prochains
Test de Dickey-Fuller Augmenté

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,516 (-0,97)	0.011 (1,68)	0,005 (0,43)	0,426	-4,02	-3,44	-3,14
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,265 (1,00)		0,013 (1,23)	1,232	-3,49	-2,88	-2,57
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			0,016 (1,54)	1,542	-2,59	-1,95	-1,61

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Test de Phillips-Perron

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,76 (-1,20)	0.016 (2,05)	1,038 (81,53)	4,083	-27,75	-20,91	-17,67
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,36 (1,12)		1,05 (94,64)	6,488	-19,77	-13,80	-11,07
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			1,05 (100,43)	7,239	-13,40	-7,93	-5,63

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Erreur d'anticipation (prix à la consommation) pour les 24 mois suivants
Test de Dickey-Fuller Augmenté

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,292 (-0,94)	0.006 (1,67)	-0,007 (-0,41)	-0,409	-4,02	-3,44	-3,14
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,15 (0,94)		0,004 (0,24)	0,244	-3,49	-2,88	-2,57
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			0,010 (0,70)	0,704	-2,59	-1,95	-1,61

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Test de Phillips-Perron

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,51 (-1,45)	0.008 (1,88)	1,04 (76,25)	4,830	-27,75	-20,91	-17,67
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,05 (0,27)		1,06 (89,32)	7,484	-19,77	-13,80	-11,07
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			1,06 (99,47)	8,068	-13,40	-7,93	-5,63

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Erreur d'anticipation pour le mois courant avant la crise de change de 2018
Test de Dickey-Fuller Augmenté

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,099 (-0,91)	0.003 (2,13)	-1,49 (-6,23)	-6,232	-4.03	-3.44	-3.14
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,10 (1,91)		-1,34 (-5,77)	-5,766	-3,50	-2,88	-2,57
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			-1,208 (-5,38)	-5,377	-2,59	-1,95	-1,61

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Test de Phillips-Perron

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,071 (-0,67)	0.002 (1,57)	0,534 (0,56)	-92,880	-27,49	-20,75	-17,54
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,074 (1,38)		0,079 (0,84)	-92,758	-19,84	-13,72	-11,01
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			0,097 (1,05)	-93,157	-13,32	-7,90	-5,60

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Erreur d'anticipation (prix à la consommation) pour les 12 mois prochains avant la crise de change de 2018
Test de Dickey-Fuller Augmenté

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,014 (-0,08)	0.006 (1,98)	-0,198 (-3,27)	-3,271	-4,04	-3,45	-3,15
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,272 (2,20)		-0,161 (-2,76)	-2,756	-3,51	-2,89	-2,58
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			-0,073 (-1,69)	-1,688	-2,60	-1,95	-1,61

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Test de Phillips-Perron

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,011 (-0,06)	0.005 (1,51)	0,873 (15,33)	-18,803	-27,41	-20,70	-17,50
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,217 (1,71)		0,898 (16,38)	-16,000	-19,80	-13,70	-11,00
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			0,95 (22,68)	-7,130	-13,30	-7,90	-5,60

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Erreur d'anticipation (prix producteurs) pour les 12 mois prochains avant la crise de change de 2018
Test de Dickey-Fuller Augmenté

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,207 (-0,69)	0.006 (1,28)	-0,061 (0,43)	-1,869	-4,04	-3,45	-3,15
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,130 (0,90)		-0,052 (-1,61)	-1,614	-3,51	-2,890	-2,58
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			-0,048 (-1,53)	-1,528	-2,60	-1,95	-1,61

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Test de Phillips-Perron

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,28 (-0,91)	0.008 (1,60)	0,97 (29,04)	-6,186	-27,41	-20,70	-17,50
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,14 (0,96)		0,98 (30,23)	-4,698	-19,80	-13,70	-11,00
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			0,99 (30,62)	-4,296	-13,30	-7,90	-5,60

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Erreur d'anticipation (prix à la consommation) pour les 24 mois suivants avant la crise de change de 2018

Test de Dickey-Fuller Augmenté

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,056 (-0,30)	0.009 (2,78)	-0,210 (-3,39)	-3,388	-4.04	-3.45	-3.15
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,295 (2,05)		-0,129 (-2,28)	-2,282	-3,51	-2,89	-2,58
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			0,039 (-1,09)	-1,085	-2,60	-1,95	-1,61

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.

Test de Phillips-Perron

Coefficient	α	β	ρ	ADF Stat	Valeurs critiques		
					à 1%	à 5%	à 10 %
Equation 1 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	-0,06 (-0,45)	0.007 (2,21)	0,873 (15,51)	-17,805	-27,41	-20,70	-17,50
Equation 2 ΔZ_t $= \alpha + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$	0,20 (1,45)		0,926 (17,81)	-11,997	-19,80	-13,70	-11,00
Equation 3 ΔZ_t $= \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1}$ $+ \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$			0,982 (28,03)	-3,574	-13,30	-7,90	-5,60

() représente les valeurs du rapport de Student lié au coefficient.