Revue Française d'Économie et de Gestion
ISSN : 2728- 0128
Volume 7 : Numéro 7

L'impact de l'incertitude sur la demande du cash au MAROC

The impact of uncertainty on cash demand in Morocco

EDDEREI RAAFAT
Doctorant
Faculté des sciences juridiques économiques et sociales – Souissi
Université Mohammed V de Rabat – Maroc
Laboratoire de recherche en management des organisations, droit des affaires et developpement durable (LARMODADD)

Pr. EL MENZHI KAOUTAR
Faculté des sciences juridiques économiques et sociales – Souissi
Université Mohammed V de Rabat – Maroc

Date de soumission : 31/05/2026

Date d'acceptation : 06/07/2026

Pour citer cet article :

EDDEREI. R. & EL MENZHI. K. (2026) « L'impact de l'incertitude sur la demande du cash au MAROC », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 7 » pp : 473- 499.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License

Résumé

Cet article analyse l'effet de l'incertitude sur la demande du cash au Maroc sur la période 2002 à 2023. En nous appuyant sur l'approche keynésienne du motif de précaution, l'incertitude radicale et la limite du calcul rationnel (Frank Knight, 1921), la finance comportementale et la dimension psychologique (Kahneman & Tversky, 1979), nous examinons l'impact de l'incertitude économique globale et de l'incertitude pandémique via un modèle économétrique estimé par moindres carrés ordinaires avec correction HAC (Newey-West). Les résultats révèlent que si l'incertitude pandémique influence positivement et significativement la demande de cash, l'incertitude économique mondiale a un effet marginal. L'étude souligne la persistance d'une forte préférence pour la liquidité comme réserve de valeur face aux chocs sanitaires plus que les chocs financiers.

Mots clés : Monnaie fiduciaire ; Incertitude économique ; Incertitude pandémique ; Motif de précaution ; Maroc ; Modélisation économétrique.

Abstract

This paper analyzes the effect of uncertainty on cash demand in Morocco over the 2002 to 2023 period. Drawing on the Keynesian approach to the precautionary motive, radical uncertainty and the limits of rational calculation (Frank Knight, 1921), as well as behavioral finance and the psychological dimension (Kahneman & Tversky, 1979), we examine the impact of global economic uncertainty and pandemic uncertainty using an econometric model estimated by Ordinary Least Squares (OLS) with a HAC (Newey-West) correction.

The results reveal that while pandemic uncertainty has a positive and significant influence on cash demand, global economic uncertainty has a marginal effect. The study highlights the persistence of a strong preference for liquidity as a store of value in response to health shocks more so than financial shocks.

Keywords: Currency in circulation; Economic uncertainty; Pandemic uncertainty; Precautionary motive; Morocco; Econometric modeling.

Introduction

Depuis des années, l'augmentation de la demande de cash est l'un des phénomènes monétaires majeurs qui suscite un intérêt pour les banques centrales. Dans plusieurs pays, notamment en Europe et aux États-Unis, la part du cash augmente par rapport au PIB, ce qui induit une demande croissante de cash plus importante que celle de l'activité économique (Banque Centrale Européenne, 2021). Ce constat a été vérifié pendant la crise du Covid-19, où une hausse significative de la circulation du cash a été observée (Goodhart & Ashworth, 2020).

En effet, la période de la pandémie du Covid19 a été caractérisée par une augmentation soudaine de la demande du cash, malgré la baisse des transactions courantes effectuées en liquidité pendant cette période suite aux mesures publiques prises de confinements.

Cette tendance générale a été observée partout dans le monde. Selon une étude réalisée par le FMI, les données affichent une augmentation importante du ratio liquidité/PIB à l'exception de quelques pays tels que la Suède (Segendorf & Wretman, 2023).

Au Maroc, ce phénomène a été constaté depuis le début des années 2000. En effet, le taux de croissance annuelle moyen de la monnaie fiduciaire est de 8 %, soit le double de celui de l'évolution du PIB (Bank Al-Maghrib, 2021). Toutefois, pendant la période de la pandémie, une hausse soudaine du cash a été constatée en 2020, soit une augmentation de 20 %, sachant que l'utilisation du cash a été limitée lors des trois mois de confinement.

Ces constats trouvent leur origine dans la théorie économique. En effet, selon la théorie keynésienne, la monnaie est demandée pour trois motifs : (1) motif transactionnel, (2) motif de spéculation et (3) motif de précaution (Keynes, 1936).

Durant la pandémie, les deux premiers motifs ne peuvent être acceptés. D'une part, les mesures de confinement ont entraîné une baisse des transactions monétaires en raison des mesures d'hygiène visant à prévenir la transmission du virus par les pièces et les billets, ce qui a conduit à une augmentation importante des paiements électroniques. D'autre part, les marchés boursiers ont affiché des baisses importantes pendant la période du confinement. Les indices MASI et MADEX se sont respectivement repliés de 20,85 % et 21,26 % au mois de mars 2020 (Bourse de Casablanca, 2021).

L'hypothèse dominante est que les tendances observées en matière de conservation du cash résultent du motif de précaution. En effet, la demande brusque et accrue du cash est liée à la situation d'incertitude causée par la pandémie et le confinement comme c'est le cas du comportement de la panique financière (La théorie de l'incertitude radicale, conceptualisée par

Frank Knight (1921). Pendant les périodes des crises, l'incertitude renforce le rôle de la liquidité comme réserve de valeur.

Toutefois, peu de travaux de recherches ont étudié le lien de causalité entre l'incertitude pendant les périodes des crises et la demande du cash. La complexité de la question réside dans la manière de quantifier l'incertitude qui est souvent citée dans la littérature comme explication potentielle des tendances de la demande du cash mais le nombre d'études empiriques est relativement faible. D'où l'intérêt de cet article de traiter la problématique suivante :

« Dans quelle mesure l'incertitude économique et pandémique impacte-t-elle la demande du cash au Maroc ?».

L'article traite cette question en analysant les périodes de crise au Maroc depuis l'année 2000. Cet article se concentre sur deux facteurs, l'incertitude économique et l'incertitude pandémique comme déterminants de la demande du cash au Maroc.

L'hypothèse retenue pour cette analyse est que l'augmentation de l'incertitude pendant les périodes de crise contribue à l'augmentation du cash comme réserve de valeur.

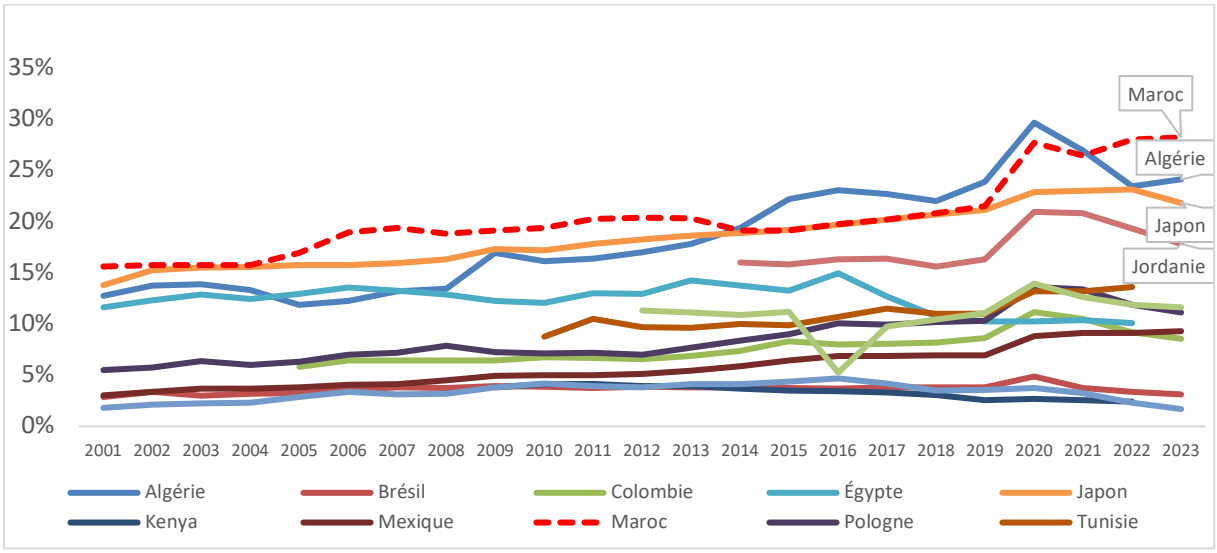
Cette hypothèse s'appuie sur les travaux de Keynes (1936), l'incertitude radicale et la limite du calcul rationnel (Frank Knight, 1921), la finance comportementale et la dimension psychologique (Kahneman & Tversky, 1979), qui identifient le motif de précaution comme l'une des raisons principales de la demande du cash en période d'incertitude. De plus, des études empiriques, notamment celles de Duca, Muellbauer et Murphy (2010), dans leur étude Housing Markets and the Financial Crisis of 2007-2009: Lessons for the Future, examinent l'impact de la crise financière de 2007-2009 sur la demande de monnaie en Europe et aux États-Unis. De même, une étude de la Banque d'Angleterre intitulée Cash in the time of Covid a analysé l'impact de la pandémie de Covid-19 sur l'utilisation du cash au Royaume-Uni.

1. Récente évolution de la demande du cash

Malgré la montée des paiements électroniques à l'échelle mondiale, la demande internationale de cash ne diminue pas. Elle augmente même de façon significative dans de nombreux pays, y compris ceux qui disposent de systèmes de paiement électronique très développés. Ce constat se vérifie dans des pays comme les États-Unis, la France ou encore le Japon, où le cash reste un instrument privilégié pour certaines catégories de la population, notamment les personnes âgées, les ménages à revenu modeste ou les populations peu bancarisées (ECB, 2022 ; Sveriges Riksbank, 2023).

Par ailleurs, cette tendance globale connaît quelques exceptions notables, avec des pays qui sont parvenus à réduire fortement l'usage du cash. C'est le cas de la Suède, des Pays-Bas ou de la Norvège, où l'usage du cash dans les transactions courantes est devenu marginal, grâce à des politiques publiques actives, des infrastructures numériques robustes et une forte confiance dans le système financier (Goodhart & Ashworth, 2020).

Figure N°1 : Evolution du ratio de la circulation fiduciaire en % du PIB par géographie

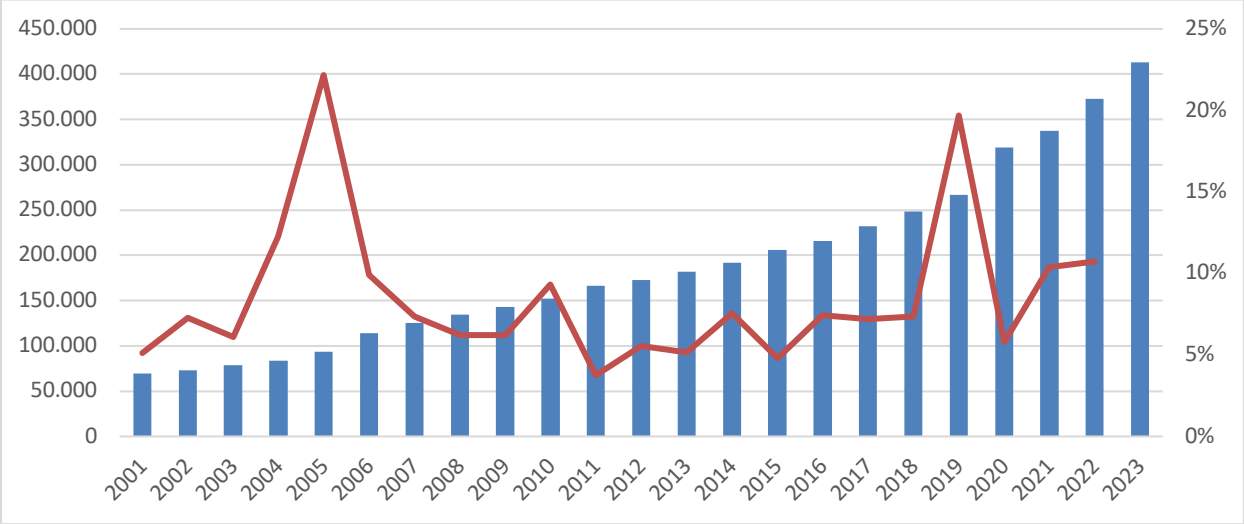


Source : préparé par l'auteur à partir des données du FMI et de Databank de la Banque mondiale.

Au cours de la dernière décennie, on constate que le cash en circulation en pourcentage du PIB a augmenté dans la plupart des pays y compris les pays développés qui ont un système de paiement électronique développé.

La plupart des pays citées en graphe y compris le Maroc, ont mené des politiques d'encouragement des paiements électroniques pour objectif de réduire les paiements en cash. Toutefois, le taux cash/PIB n'a cessé d'augmenter depuis l'année 2000. Cette augmentation dépasse les 20% pour le cas du Maroc, le Japon et le Brésil.

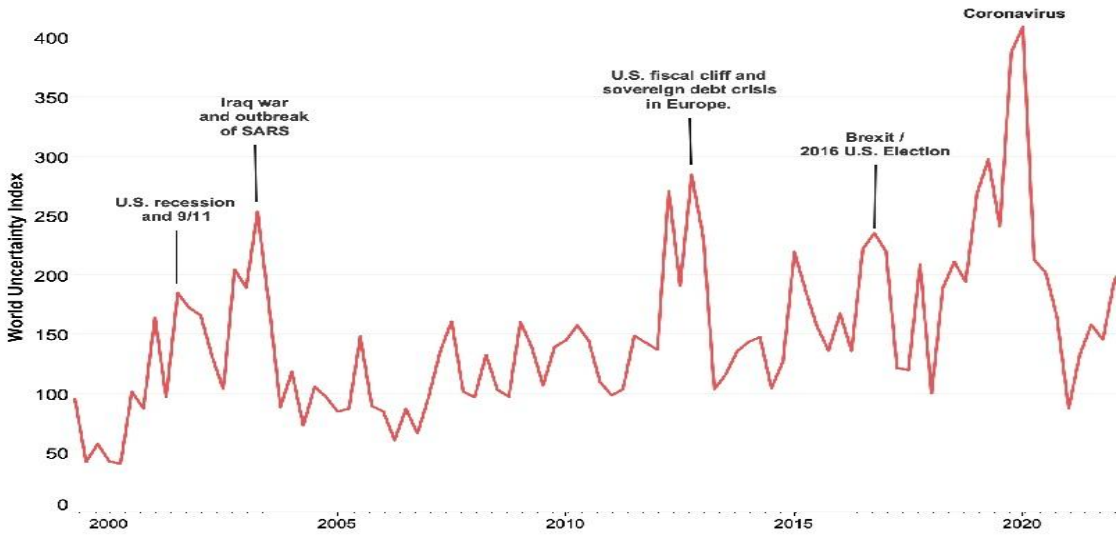
Figure N°2 : Evolution du Montant et le taux de croissance de la circulation fiduciaire en Millions de DH au Maroc



Source : préparé par l'auteur à partir des données de Bank Al-Maghrib.

A l'échelle nationale, la circulation fiduciaire en 2001 représentait un montant de 69 595 Millions de DH. A fin 2023, ce montant a atteint 412 752 Millions DH soit un taux de croissance moyen d'environ 8% avec des pics entre 2004 et 2005 (guerre de l'Iraq), 2009 et 2010 (la crise économique suite aux effets de la crise des Subprimes) et 2019 et 2020 (crise du Covid19). Ces pics correspondent parfaitement aux périodes de crise mentionnées sur la figure n°3.

Figure N°3 : Evolution de l'Indice Mondial de l'Incertitude entre 2000 - 2023



Source : World Uncertainly Index

Le Maroc n'échappe pas à son contexte mondial. En effet, en période de crise, l'incertitude conduit les agents économiques à renforcer leurs réserves de liquidités afin de se prémunir contre les risques. La monnaie fiduciaire est alors privilégiée en tant que refuge sûr et réserve

de valeur fiable. Ce comportement engendre une hausse marquée de la demande de cash, traduisant la nécessité de sécurité dans un environnement instable.

Ce bref aperçu sur l'évolution de la monnaie fiduciaire dans le monde et principalement au Maroc, nous permet de s'interroger sur l'impact de l'incertitude sur celle-ci en périodes de crises au Maroc.

Afin de répondre à cette question, nous commencerons par une revue de la littérature portant sur les approches théoriques et les aspects empiriques de la demande de liquidités en période d'incertitude, ainsi que sur les motifs de détention. Ensuite, nous analyserons, sur le plan économétrique, l'hypothèse formulée dans ce travail et discuterons les résultats dans une dernière section.

2. Revue de la littérature sur la demande de monnaie relative à l'incertitude

2.1. De la neutralité classique aux modèles modernes : l'intégration progressive de l'incertitude dans la demande de monnaie

La demande de monnaie est un concept central en économie, dont l'analyse a profondément évolué depuis les premiers travaux classiques.

a) L'approche classique et néoclassique : la monnaie comme instrument d'échange

La demande de monnaie est un concept central en économie, largement étudié depuis les travaux des classiques et néoclassiques. Ces derniers considéraient la monnaie essentiellement comme un moyen d'échange facilitant les transactions. Jean-Baptiste Say (1767–1832), soutenait que la monnaie jouait avant tout un rôle d'intermédiaire dans les échanges et d'unité de compte sans véritable lien direct avec les dynamiques économiques réelles. Cette approche fut renforcée par John Stuart Mill (1848), qui percevait la monnaie comme un outil neutre dont l'unique fonction était de régler des transactions. Ainsi, pour les classiques, la monnaie n'était demandée que pour son rôle transactionnel et son impact sur les prix ou l'économie réelle était considéré comme insignifiant.

Les néoclassiques, bien que partageant une vision similaire, ont introduit des nuances importantes. Léon Walras (1874) a proposé que la monnaie ne soit pas seulement un moyen d'échange mais également une réserve de valeur permettant aux agents économiques de faire face à des imprévus. Cette perspective a ouvert la voie à une analyse plus large, prenant en compte l'incertitude et les variations économiques. Avec l'émergence de la théorie quantitative de la monnaie, développée par Irving Fisher (1911), la relation entre la quantité de monnaie en circulation et le niveau des prix a été mise en lumière. Cette théorie a ensuite été affinée par

l'approche de Cambridge, notamment par Alfred Marshall (1890) et Arthur Pigou (1917), qui ont souligné le rôle de la monnaie comme réserve de valeur capable de procurer une certaine sécurité aux détenteurs face aux aléas économiques.

b) La révolution keynésienne et le choix de portefeuille

La révolution keynésienne a marqué un tournant majeur dans l'analyse de la demande de monnaie. John Maynard Keynes, dans son ouvrage The General Theory of Employment, Interest and Money (1936), a identifié trois motifs principaux pour la détention de la monnaie : la transaction, la précaution et la spéculation. Le motif de précaution, en particulier, illustre comment l'incertitude pousse les agents économiques à accumuler des liquidités pour se prémunir contre des imprévus tels que, des dépenses imprévues ou des variations dans les flux de revenus. Le motif de spéculation, quant à lui, est directement lié à l'incertitude des taux d'intérêt futurs, qui incite les individus à conserver des liquidités en attendant des opportunités d'investissement plus favorables. Dans cette optique, Keynes a ouvert la voie à une intégration explicite de l'incertitude dans les théories monétaires.

Par la suite, des théories post-keynésiennes, comme celles de James Tobin, ont approfondi ces concepts en les associant à la gestion des portefeuilles. Tobin a démontré que les agents économiques, confrontés à l'incertitude, diversifient leurs avoirs entre des actifs risqués et la monnaie, perçue comme un actif sans risque. Cette approche a renforcé l'idée que la demande de monnaie dépendait non seulement des coûts d'opportunité mais également de l'environnement d'incertitude dans lequel évoluaient les agents.

c) Monétarisme et modélisations contemporaines

Dans une perspective plus récente, les monétaristes, notamment Milton Friedman (1960), ont souligné que la demande de monnaie dépendait des préférences des agents pour la liquidité influencée par l'incertitude des rendements attendus. Friedman considérait que la monnaie pouvait être traitée comme un actif parmi d'autres dont la détention était conditionnée par le contexte économique global.

Enfin, des approches modernes, comme celles intégrant la théorie des jeux, offrent une perspective innovante pour analyser les interactions stratégiques entre agents économiques dans un contexte d'incertitude. Les modèles, comme celui de Diamond et Dybvig (1983), illustrent les dynamiques de panique bancaire, où les décisions des agents sont influencées par les anticipations des actions des autres. Ces modèles mettent en évidence comment des politiques publiques, telles que les garanties de dépôt, peuvent atténuer les comportements mimétiques et stabiliser la demande de monnaie.

En somme, la littérature souligne que la demande de monnaie est influencée par des facteurs variés, allant des déterminants classiques, comme le revenu et les taux d'intérêt, aux dynamiques plus récentes liées à l'incertitude et aux crises. Ces contributions théoriques forment une base essentielle pour analyser le comportement monétaire dans des contextes spécifiques, tels que celui du Maroc, où des facteurs institutionnels, économiques et sociaux jouent un rôle clé.

2.2. Approches pluridisciplinaires de l'incertitude

Si l'approche keynésienne et les développements monétaristes fournissent un socle fondamental, ils s'avèrent insuffisants pour expliquer les dynamiques contemporaines de la demande de monnaie, marquées par des chocs exogènes extrêmes. Le maintien, voire l'accélération de la demande du cash malgré l'essor exponentiel des paiements électroniques, a conduit à l'émergence du concept de « paradoxe du cash » (Zamora-Pérez, 2021 ; Pietrucha, 2021). Pour appréhender ce paradoxe, particulièrement en période de crise, il est nécessaire de dépasser la stricte rationalité du motif de précaution relatif à la demande de la monnaie.

a) L'incertitude radicale et la limite du calcul rationnel

La théorie de l'incertitude radicale, conceptualisée par Frank Knight (1921), offre un premier cadre explicatif pertinent. Knight établit une distinction fondamentale entre le risque, qui est probabilisable et assurable, et l'incertitude, qui échappe à tout calcul de probabilité. Les crises plongent les agents économiques dans une incertitude knightienne absolue. Dans un tel environnement, le calcul rationnel qui sous-tend habituellement l'arbitrage entre la détention de liquidités et le placement dans des actifs rémunérés s'effondre. La ruée vers le cash ne relève plus d'une optimisation de portefeuille liée au taux d'intérêt, mais d'une stratégie d'auto-assurance et d'un ancrage psychologique face à un avenir imprévisible.

b) La finance comportementale et la dimension psychologique

Ce comportement de précaution extrême trouve également un écho dans les travaux de la finance comportementale (Kahneman & Tversky, 1979). Contrairement à l'agent purement rationnel des modèles classiques, l'individu en période de crise agit sous l'influence de biais cognitifs et d'une forte aversion à la perte. Dans le contexte de la pandémie, l'augmentation subite de la demande de monnaie fiduciaire peut s'interpréter comme une réaction émotionnelle et un comportement mimétique (effet de herding). La liquidité matérielle offre un sentiment de sécurité et de contrôle physique immédiat que la monnaie scripturale, perçue comme abstraite et dépendante des infrastructures technologiques, ne garantit pas en temps de crise généralisée.

c) L'économie institutionnelle et les spécificités structurelles

Enfin, l'économie institutionnelle (North, 1990) permet de contextualiser ces comportements, particulièrement dans des économies émergentes comme le Maroc. Selon cette approche, les décisions économiques sont fortement contraintes par les institutions formelles et informelles, incluant les coutumes, le niveau de confiance dans le système bancaire et les pratiques sociales. Dans un contexte où le secteur informel occupe une place prépondérante et où le taux de bancarisation reste hétérogène, le cash ne remplit pas seulement une fonction économique, il constitue une véritable institution sociale. En effet, une large part de cette demande obéit à des logiques structurelles, culturelles et de contournement, qui échappent aux canaux traditionnels de la politique monétaire.

3. Revue de la littérature empirique

L'analyse empirique de la demande de monnaie en période d'incertitude a connu une évolution notable au fil des décennies, avec plusieurs contributions majeures mettant en lumière les effets des crises financières et sanitaires sur cette demande. Parmi les premières études significatives, celle de Friedman et Schwartz (1963), A Monetary History of the United States, qui analyse les cycles économiques américains, en se concentrant particulièrement sur la Grande Dépression (1929-1939). À travers une analyse historique approfondie, ils montrent que l'effondrement des banques et la panique économique ont poussé les agents économiques à privilégier la thésaurisation, augmentant ainsi la demande de monnaie.

Plus récemment, Duca, Muellbauer et Murphy (2010), dans Housing Markets and the Financial Crisis of 2007-2009 : Lessons for the Future, analysent les effets de la crise financière de 2007-2009 sur la demande de monnaie en Europe et aux États-Unis. En utilisant des régressions économétriques sur des données concernant les marchés immobiliers et la liquidité bancaire, leurs résultats montrent que la crise a entraîné une diminution de la liquidité bancaire. Une autre étude récente de Banque du Canada, intitulée "Argent comptant et COVID-19 : l'effet de la pandémie sur la demande et l'utilisation des espèces" (2020) a examiné comment la pandémie a influencé la demande et l'utilisation des espèces au Canada. Les résultats de l'étude révèlent une hausse importante de la valeur des billets en circulation en mars et avril 2020, attribuée à des mesures de précaution des institutions financières, une diminution des dépôts en espèces.

Enfin, une étude intitulée "Cash in the time of Covid" (2020) de la Banque d'Angleterre a exploré l'impact du Covid19 sur l'utilisation du cash au Royaume-Uni. Elle constate une diminution initiale des transactions en cash suite aux mesures de confinement et des

préoccupations sanitaires. L'étude souligne également l'importance continue du cash en tant que réserve de valeur en période d'incertitude.

La littérature empirique s'accorde largement sur l'existence d'une relation positive entre les crises et la hausse de la demande de monnaie, toutefois, ces travaux révèle plusieurs limites méthodologiques et contextuelles pour le contexte marocain.

3.1. La confusion entre chocs financiers et chocs exogènes

Dans un premier temps, les travaux fondateurs comme ceux de Friedman et Schwartz (1963) sur la Grande Dépression, ou plus récemment de Duca, Muellbauer et Murphy (2010) sur la crise des subprimes, se concentrent quasi exclusivement sur des chocs d'origine bancaire ou financière. Dans ces configurations classiques, la fuite vers la liquidité s'explique rationnellement par une crise de défiance envers la solvabilité du système bancaire. Or, la crise du Covid-19, abordée par les récentes études de la Banque du Canada (2020) et de la Banque d'Angleterre (2020), présente une nature fondamentalement différente, il s'agit d'un choc exogène d'ordre sanitaire. L'incertitude n'y est pas liée au risque de faillite des banques, mais aux restrictions physiques de mobilité et à l'arrêt brutal de l'économie réelle. De nombreuses études empiriques peinent encore à faire la distinction entre l'incertitude économique globale et l'incertitude spécifiquement pandémique.

3.2. Le biais géographique des études empiriques

Dans un second temps, l'écrasante majorité de ces études portent sur des économies avancées (États-Unis, Europe, Canada, Royaume-Uni). Transposer directement leurs conclusions à une économie émergente s'avère scientifiquement non constructif. Les pays développés se caractérisent par une inclusion financière presque totale. Au Maroc, les mêmes variables ne peuvent être interprété de la même manière modifiant les canaux de transmission habituels de la politique monétaire.

3.3. La quantification de l'incertitude

Enfin, sur le plan méthodologique, la littérature peine souvent à isoler l'effet pur de l'incertitude, se contentant généralement d'insérer des variables muettes (dummy variables) pour marquer les périodes de crise. C'est ici qu'intervient la nécessité de mobiliser des indicateurs plus fins.

C'est précisément dans ces limites empiriques que s'inscrit notre travail. En mobilisant des indices tels que le World Uncertainty Index (WUI) et le World Pandemic Uncertainty Index (WUPI), cette étude ambitionne de dépasser les approches traditionnelles. Il s'agit de tester si le comportement de thésaurisation de précaution, largement documenté dans les pays du Nord

face aux crises financières, obéit aux mêmes déterminants dans une économie émergente comme le Maroc lorsqu'elle est confrontée à un choc économique ou pandémique mondial.

4. Méthodologie et Modélisation économétrique

Dans le cadre de cette recherche, nous adoptons un positionnement épistémologique positiviste, inscrit dans une démarche empirico-analytique. Ce choix répond à l'objectif de quantifier, de manière objective, l'impact des chocs externes et des facteurs macroéconomiques sur la demande de monnaie fiduciaire (M1) au Maroc. Le contexte national, caractérisé par une forte dépendance aux transactions en espèces et une vulnérabilité aux chocs externes, rend cette problématique particulièrement pertinente pour la conduite de la politique monétaire par Bank Al-Maghrib.

Pour mener à bien cette analyse, notre modèle économétrique évalue l'impact simultané de deux formes d'incertitude sur les comportements de détention de liquidités :

- **L'incertitude économique mondiale :** mesurée par le World Uncertainty Index (WUI), elle capte l'imprévisibilité de l'environnement global (variations des taux de croissance, chocs financiers ou revirements de politiques publiques).
- **L'incertitude pandémique :** appréhendée par un indice spécifique (comme le WUPI), elle reflète les crises sanitaires majeures (telles que la COVID-19) qui perturbent les mouvements de capitaux et les chaînes d'approvisionnement, exacerbant ainsi les motifs de précaution.

Afin de renforcer la robustesse du modèle et de capter la complexité de ces interactions sans se limiter aux seuls chocs d'incertitude, nous y intégrons deux variables explicatives fondamentales issues de la littérature. D'une part, le taux directeur représente le coût d'opportunité de la détention de monnaie, conformément à la théorie de la préférence pour la liquidité de Keynes (1936), notamment pour les motifs de précaution et de spéculation. D'autre part, le produit intérieur brut (PIB) est retenu comme le déterminant classique du niveau d'activité, encadrant la demande transactionnelle (Friedman, 1956).

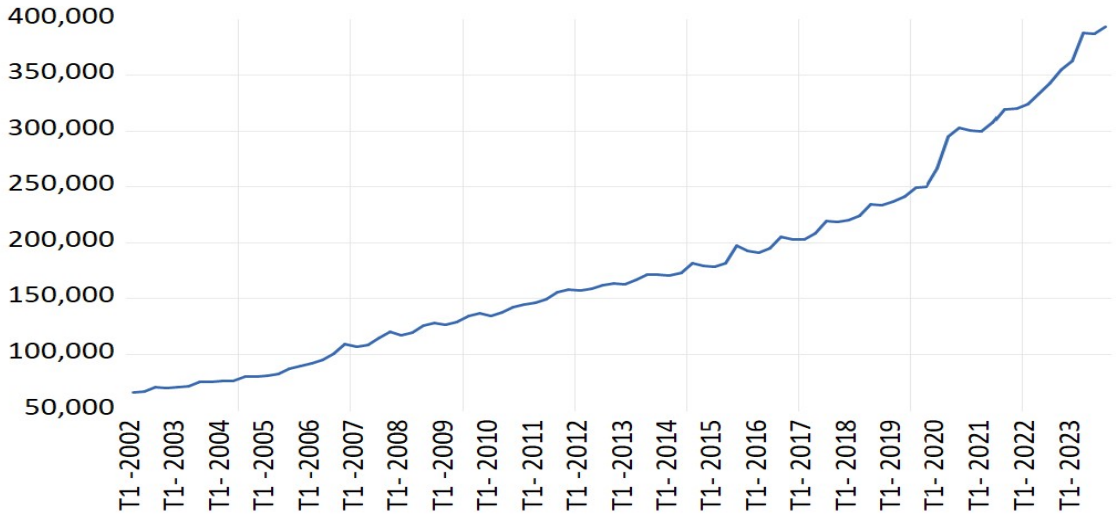
4.1. Définition des variables et traitement des données

L'étude repose sur des données trimestrielles couvrant la période de 2002 à 2023. Les variables utilisées dans le modèle sont définies comme suit :

Variable dépendante :

La variable dépendante du modèle est la monnaie fiduciaire mesurant la demande de cash. La monnaie fiduciaire représente les espèces détenues par les ménages et les entreprises pour les transactions ou comme réserve de valeur.

Figure N°4 : Évolution de la Monnaie Fiduciaire au Maroc entre 2002 -2023 sur une base trimestrielle

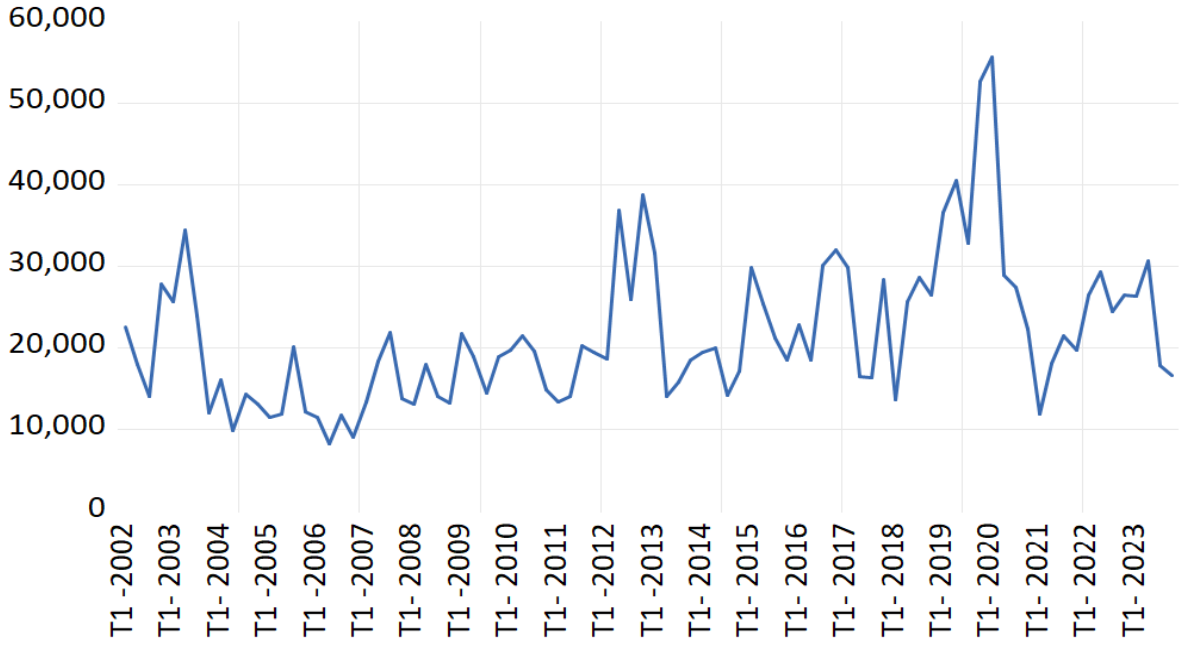


Source : Auteur, à partir des données de Bank Al-Maghrib

Variables explicatives :

WUI : indice d'incertitude économique (World Uncertainty Index). Le WUI est un indice mondial mesurant l'incertitude économique à partir des occurrences des mots liés à l'incertitude dans les médias et rapports économiques. Il reflète des chocs tels que des crises financières ou des tensions géopolitiques.

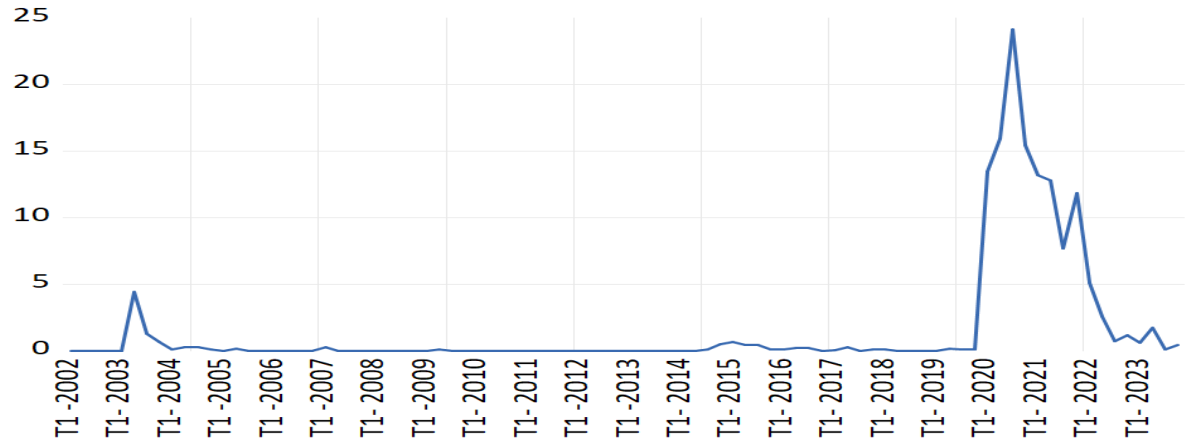
Figure N°5 : Evolution de l'indice d'incertitude économique entre 2002 -2023 sur une base trimestrielle



Source : Auteur, à partir des données de World Uncertainty Index

WUPI : Indice d'incertitude pandémique (World Pandemic Uncertainty Index). Le WUPI quantifie l'incertitude spécifique aux pandémies (ex. COVID-19) en capturant la fréquence des discussions liées aux pandémies dans les médias et documents officiels. Cet indice est pertinent pour évaluer les comportements monétaires en période de crise sanitaire.

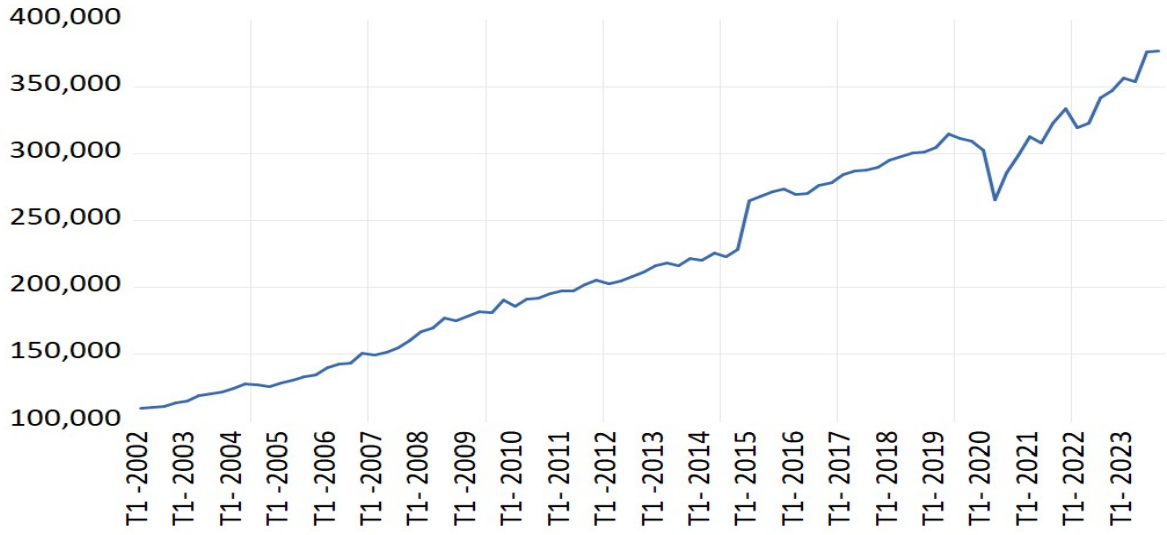
Figure N°6 : Évolution de l'indice d'incertitude pandémique entre 2002 -2023 sur une base trimestrielle



Source : Auteur, à partir des données de World Uncertainty Index

PIB: Le PIB est un indicateur clé de l'activité économique. Une hausse du PIB est souvent associée à une augmentation des transactions économiques entraînant une demande accrue du cash.

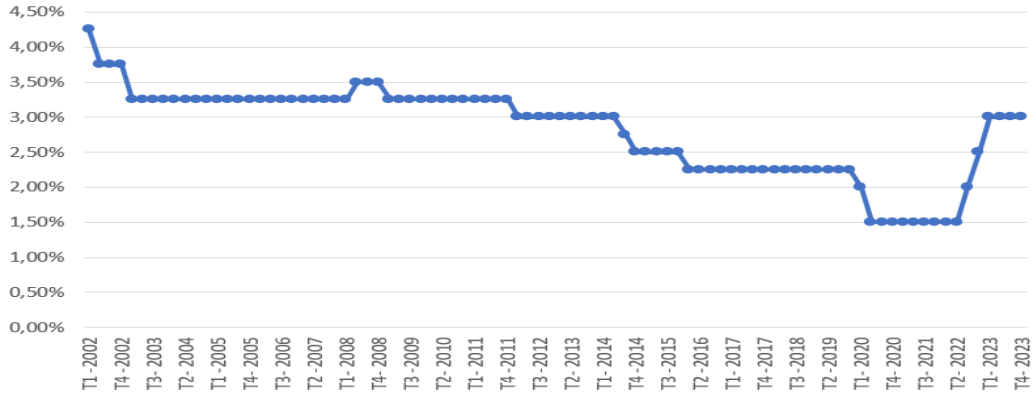
Figure N°7 : Evolution du PIB du Maroc entre 2002 -2023 sur une base trimestrielle



Source : Auteur, à partir des données du HCP

TD : Taux directeur de Bank Al-Maghrib. Ce taux mesure la politique monétaire et influence directement le coût d'opportunité de la détention de cash.

Figure N°7 : Évolution du PIB du Maroc entre 2002 -2023 sur une base trimestrielle



Source : Auteur, à partir des données de Bank Al-Maghrib

C : Constante, représentant les autres facteurs fixes influençant la demande de cash.

Il est important de signaler que les variables Monnaie Fiduciaire MF, PIB, et WUI seront transformées en logarithmes pour réduire les écarts de variance entre les données, et de rendre les distributions plus proches d'une forme normale, ce qui facilite les analyses statistiques. Le Taux Directeur et l'indice mondial d'incertitude pandémique (WUPI) seront conservés sous leur forme d'origine, car ils sont déjà à petite échelle.

4.2. Choix des variables et limites des données

Le choix des variables de notre modèle répond à une double exigence : une pertinence théorique délibérément circonscrite au canal de l'incertitude, et une disponibilité statistique robuste sur une longue période (données trimestrielles de 2002 à 2023). Bien que la littérature empirique et les spécificités du contexte marocain soulignent l'importance de facteurs structurels fondamentaux, tels que le poids du secteur informel, le taux de bancarisation ou le développement récent des paiements électroniques, ces indicateurs n'ont pas été intégrés dans notre spécification économétrique pour des raisons à la fois techniques et épistémologiques.

D'une part, sur le plan théorique, l'objectif central de ce papier est d'isoler de manière rigoureuse l'effet spécifique des chocs d'incertitude (capturés par le WUI et le WUPI) sur la demande de monnaie. Les variables structurelles relevant principalement du motif de transaction, leur intégration quantitative risquerait de saturer le modèle et de biaiser la capture de l'effet propre à l'incertitude. Ainsi, nous avons privilégié un modèle intégrant des variables macroéconomiques de contrôle standards (PIB, Taux Directeur) dont la fréquence trimestrielle permet de capter finement les chocs conjoncturels sans distordre l'analyse du motif de précaution.

D'autre part, sur le plan statistique, l'absence de séries temporelles trimestrielles continues et homogènes sur plus de vingt ans pour ces variables rendrait l'estimation instable. L'introduction

de variables dont l'historique est par nature récent et limité (telles que la volumétrie des transactions digitales) aurait imposé de restreindre drastiquement la période d'étude, compromettant ainsi l'analyse dynamique de long terme inhérente à notre modélisation.

Néanmoins, ces facteurs structurels (informalité, bancarisation) ne sont pas pour autant occultés de notre réflexion, ils sont mobilisés qualitativement dans l'analyse des résultats en tant que variables de contexte. Ils demeurent indispensables pour expliquer la part incompressible de la thésaurisation au Maroc et pour interpréter certaines dynamiques contre-intuitives observées.

4.3. Présentation de l'équation économétrique

$$\text{LogMF}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{LogPIB}_t + \beta_2 \text{LogWUI}_t + \beta_3 \text{TauxDirecteur}_t + \beta_4 \text{WUPI}_t + \varepsilon_t$$

- LogMF_t : Logarithme de la demande de monnaie fiduciaire au trimestre t.
- LogPIB_t : Logarithme du PIB au trimestre t.
- LogWUI_t : Logarithme de l'indice d'incertitude économique.
- TauxDirecteur_t : Taux directeur fixé par la banque centrale.
- WUPI_t : Indice d'incertitude pandémique.
- εt : Terme d'erreur.

4.4. Résultats de l'étude

a) Test de racine unitaire

Tests de stationnarité de la variable Monnaie Fiduciaire

Null Hypothesis: D(LOGMF) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.967913	0.0422
Test critical values:	1% level	-3.511262	
	5% level	-2.896779	
	10% level	-2.585626	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGMF,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/26 Time: 19:31
Sample (adjusted): 6 88
Included observations: 83 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGMF(-1))	-0.687305	0.231579	-2.967913	0.0040
D(LOGMF(-1),2)	-0.295000	0.187813	-1.570712	0.1203
D(LOGMF(-2),2)	-0.492170	0.136881	-3.595607	0.0006
D(LOGMF(-3),2)	-0.541229	0.095646	-5.658694	0.0000
C	0.014369	0.005184	2.771632	0.0070

R-squared	0.709395	Mean dependent var	8.66E-05
Adjusted R-squared	0.694492	S.D. dependent var	0.034966
S.E. of regression	0.019327	Akaike info criterion	-4.996310
Sum squared resid	0.029135	Schwarz criterion	-4.850597

Source : Auteur à partir des estimations sur eviews12

Avec une statistique t de -2,968 et une p-value strictement inférieure à 0,05, on rejette l'hypothèse nulle (H0) de racine unitaire, la série est stationnaire au niveau de la première différence.

Tests de stationnarité de la variable PIB

Null Hypothesis: D(LOGPIB_MAROC) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.11248	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.508326	
	5% level	-2.895512	
	10% level	-2.584952	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGPIB_MAROC,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/26 Time: 19:42
Sample (adjusted): 3 88
Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGPIB_MAROC(-...	-1.099189	0.108696	-10.11248	0.0000
C	0.015645	0.003506	4.462362	0.0000

R-squared	0.549023	Mean dependent var	-0.000100
Adjusted R-squared	0.543654	S.D. dependent var	0.043124
S.E. of regression	0.029132	Akaike info criterion	-4.210990
Sum squared resid	0.071288	Schwarz criterion	-4.153912
Log likelihood	183.0726	Hannan-Quinn criter.	-4.188018
F-statistic	102.2622	Durbin-Watson stat	2.015575
Prob(F-statistic)	0.000000		

Source : Auteur à partir des estimations sur eviews12

La variable LOGPIB_MAROC, avec une statistique t de -10,112 et une p-value de 0,0000 (strictement inférieure à 0,05), on rejette l'hypothèse nulle (H0) de racine unitaire, la série est stationnaire au niveau de la première différence.

Tests de stationnarité de la variable WUI

Null Hypothesis: LOGWUI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.265521	0.0002
Test critical values:	1% level	-4.066981	
	5% level	-3.462292	
	10% level	-3.157475	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGWUI)
Method: Least Squares
Date: 06/11/26 Time: 19:44
Sample (adjusted): 2 88
Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGWUI(-1)	-0.499161	0.094798	-5.265521	0.0000
C	4.776224	0.909615	5.250820	0.0000
@TREND("1")	0.003725	0.001453	2.563194	0.0122

R-squared	0.248168	Mean dependent var	-0.003506
Adjusted R-squared	0.230267	S.D. dependent var	0.337619
S.E. of regression	0.296208	Akaike info criterion	0.438367
Sum squared resid	7.370107	Schwarz criterion	0.523398
Log likelihood	-16.06895	Hannan-Quinn criter.	0.472606
F-statistic	13.86352	Durbin-Watson stat	2.020816

Source : Auteur à partir des estimations sur eviews12

Concernant la variable LOGWUI, le test effectué en niveau présente une statistique t de -5,265 et une p-value de 0,0002. Cette probabilité étant strictement inférieure à 0,05, on rejette l'hypothèse nulle (H0) de racine unitaire, la série est donc stationnaire en niveau.

Tests de stationnarité de la variable taux directeur

Null Hypothesis: D(TAUX_DIRECTEUR) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.845301	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.508326	
	5% level	-2.895512	
	10% level	-2.584952	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TAUX_DIRECTEUR,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/26 Time: 19:48
Sample (adjusted): 3 88
Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TAUX_DIRECTEUR(-1))	-0.647482	0.094588	-6.845301	0.0000
C	-3.60E-05	0.000142	-0.253366	0.8006

R-squared	0.358084	Mean dependent var	5.81E-05
Adjusted R-squared	0.350442	S.D. dependent var	0.001626
S.E. of regression	0.001310	Akaike info criterion	-10.41396
Sum squared resid	0.000144	Schwarz criterion	-10.35688
Log likelihood	449.8002	Hannan-Quinn criter.	-10.39099
F-statistic	46.85815	Durbin-Watson stat	1.855312
Prob(F-statistic)	0.000000		

Source : Auteur à partir des estimations sur eviews12

Concernant la variable TAUX_DIRECTEUR, avec une statistique t de -6,845 et une p-value de 0,0000 (strictement inférieure à 0,05), on rejette l'hypothèse nulle (H0) de racine unitaire, la série est donc stationnaire au niveau de la première différence.

Tests de stationnarité de la variable WUIP

Null Hypothesis: WUPI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.850864	0.0187
Test critical values:	1% level	-4.073859	
	5% level	-3.465548	
	10% level	-3.159372	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(WUPI)
Method: Least Squares
Date: 06/11/26 Time: 19:50
Sample (adjusted): 7 88
Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WUPI(-1)	-0.277901	0.072166	-3.850864	0.0002
D(WUPI(-1))	0.178555	0.108749	1.641904	0.1049
D(WUPI(-2))	0.479197	0.101493	4.721466	0.0000
D(WUPI(-3))	-0.109832	0.106033	-1.035825	0.3037
D(WUPI(-4))	-0.094030	0.104823	-0.897031	0.3726
D(WUPI(-5))	0.395495	0.104748	3.775670	0.0003
C	-0.736987	0.505263	-1.458621	0.1489
@TREND("1")	0.024555	0.010974	2.237490	0.0283

R-squared	0.359955	Mean dependent var	-0.048529

Source : Auteur à partir des estimations sur eviews12

Concernant la variable WUPI, le test effectué en niveau présente une statistique t de -3,850 et une p-value de 0,0187. Cette probabilité étant strictement inférieure à 0,05, on rejette l'hypothèse nulle (H0) de racine unitaire au seuil de 5 %, la série est donc stationnaire en niveau. Les variables monnaie fiduciaire, PIB, taux directeur sont stationnaire au niveau de la première différence I(1). Toutefois, l'indice d'incertitude économique mondiale et pandémique s'avèrent stationnaire dès le niveau, soit I(0).

La cohabitation de variables I(1) et I(0) est cohérente avec la modélisation d'une relation d'équilibre de long terme en niveaux, justifiée par une forte présomption de cointégration.

b) Estimation du modèle de base par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO)

Estimation initiale de l'équation de la demande de monnaie fiduciaire

Dependent Variable: LOGMF
Method: Least Squares
Date: 06/11/26 Time: 19:58
Sample: 1 88
Included observations: 88

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.579475	0.541655	-10.30079	0.0000
LOGPIB_MAROC	1.438910	0.039618	36.31967	0.0000
LOGWUI	-0.039065	0.023189	-1.684675	0.0958
TAUX_DIRECTEUR	10.07300	2.629442	3.830849	0.0002
WUPI	0.019146	0.002502	7.652674	0.0000

R-squared	0.979177	Mean dependent var	11.98395
Adjusted R-squared	0.978173	S.D. dependent var	0.495372
S.E. of regression	0.073186	Akaike info criterion	-2.336486
Sum squared resid	0.444563	Schwarz criterion	-2.195728
Log likelihood	107.8054	Hannan-Quinn criter.	-2.279778
F-statistic	975.7248	Durbin-Watson stat	0.873518
Prob(F-statistic)	0.000000		

Source : Auteur à partir des estimations sur eviews12

L'estimation initiale de l'équation de la demande de monnaie fiduciaire a été réalisée par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) sur les 88 observations de la période étudiée. Le modèle présente une excellente qualité d'ajustement globale. Le coefficient de détermination (R^2) s'élève à 0,979, indiquant que près de 98 % de la variance de la demande de monnaie fiduciaire est expliquée par les variables retenues. La robustesse globale de cette spécification est très largement confirmée par la statistique de Fisher (F = 975,72 ; p-value = 0,0000).

L'analyse individuelle des coefficients (statistiques t) révèle que les variables PIB, Taux Directeur et l'indice d'incertitude pandémique sont statistiquement significatives au seuil strict de 1 %. En revanche, l'indice d'incertitude économique mondiale n'apparaît pas significatif au seuil usuel de 5 % dans cette estimation (p-value = 0,0958).

Toutefois, la fiabilité de ces inférences statistiques doit être remise en cause au regard de la statistique de Durbin-Watson. S'établissant à 0,8735, une valeur très inférieure à la borne critique, elle constitue un signal d'alerte majeur indiquant une forte présomption d'autocorrélation positive des résidus. Ce phénomène, fréquent sur des données macroéconomiques trimestrielles, entraîne un biais dans l'estimation des erreurs standard (sous-estimation des écarts-types), ce qui fausse les tests de significativité.

Afin de confirmer formellement ce diagnostic d'autocorrélation avant d'appliquer une correction appropriée, il convient de procéder au test LM de Breusch-Godfrey.

c) Test LM de Breusch-Godfrey

Test d'autocorrélation des résidus (Test de Breusch-Godfrey)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 4 lags

F-statistic	19.26134	Prob. F(4,79)	0.0000
Obs*R-squared	43.44885	Prob. Chi-Square(4)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 06/11/26 Time: 20:06
Sample: 1 88
Included observations: 88
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.698089	0.467085	3.635503	0.0005
LOGPIB_MAROC	-0.120500	0.034570	-3.485676	0.0008
LOGWUI	0.007286	0.017290	0.421415	0.6746
TAUX_DIRECTEUR	-10.04581	2.451524	-4.097782	0.0001
WUPI	-0.006288	0.002029	-3.099024	0.0027
RESID(-1)	0.330280	0.103237	3.199246	0.0020
RESID(-2)	0.279852	0.108749	2.573383	0.0119
RESID(-3)	0.188080	0.113682	1.654440	0.1020
RESID(-4)	0.240581	0.116897	2.058056	0.0429

Source : Auteur à partir des estimations sur eviews12

Afin de tester formellement la présence d'autocorrélation suggérée par la statistique de Durbin-Watson, le test du multiplicateur de Lagrange (LM) de Breusch-Godfrey a été appliqué. L'ordre de retard a été fixé à 4, conformément à la périodicité trimestrielle des données étudiées.

Les résultats de ce test révèlent une statistique LM (ObsR-squared) de 43,45, associée à une probabilité (Prob. Chi-Square) de 0,0000. Cette p-value étant strictement inférieure au seuil de significativité de 1 %, l'hypothèse nulle (H0) d'absence d'autocorrélation des résidus est catégoriquement rejetée.

Ce test confirme formellement que le modèle présente une autocorrélation significative de ses erreurs. Ce diagnostic invalide les écarts-types et les t-statistiques issus de l'estimation MCO classique. Afin de restaurer la validité de l'inférence statistique et de consolider nos résultats, il est donc impératif de recourir à l'estimateur robuste HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) de Newey-West.

d) La correction HAC (Newey-West)

Estimation par la méthode HAC (Newey-West)

Dependent Variable: LOGMF
Method: Least Squares
Date: 06/11/26 Time: 20:10
Sample: 1 88
Included observations: 88
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.579475	0.893769	-6.242635	0.0000
LOGPIB_MAROC	1.438910	0.061271	23.48428	0.0000
LOGWUI	-0.039065	0.019484	-2.004974	0.0482
TAUX_DIRECTEUR	10.07300	5.441430	1.851167	0.0677
WUPI	0.019146	0.004116	4.651066	0.0000

R-squared	0.979177	Mean dependent var	11.98395
Adjusted R-squared	0.978173	S.D. dependent var	0.495372
S.E. of regression	0.073186	Akaike info criterion	-2.336486
Sum squared resid	0.444563	Schwarz criterion	-2.195728
Log likelihood	107.8054	Hannan-Quinn criter.	-2.279778
F-statistic	975.7248	Durbin-Watson stat	0.873518
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	682.3334
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

Source : Auteur à partir des estimations sur eviews12

Suite à la détection d'une autocorrélation significative des résidus, le modèle a été réestimé en appliquant la correction HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) de Newey-West. Cette procédure permet d'obtenir des écarts-types robustes et de restaurer la validité de l'inférence statistique sans altérer la valeur des coefficients structurels.

Les résultats de cette estimation corrigée consolident la validité du modèle. Les variables PIB et l'indice d'incertitude pandémique demeurent hautement significatives au seuil de 1 %, confirmant d'une part une forte élasticité-revenu de la demande de cash (1,43), et d'autre part l'impact majeur du motif de précaution lié à l'incertitude pandémique.

L'apport principal de cette correction concerne la variable de l'incertitude économique mondiale. Alors qu'elle n'était pas significative dans la régression OLS initiale, elle devient ici statistiquement significative au seuil de 5 % (p-value = 0,0482). Cela démontre que l'incertitude globale exerce un effet négatif et robuste sur la demande de monnaie fiduciaire au Maroc.

Enfin, le taux directeur affiche une p-value de 0,0677, le rendant significatif uniquement au seuil de 10 %. Cette significativité modérée est empiriquement cohérente avec les spécificités de l'économie marocaine, la prédominance de la thésaurisation non transactionnelle et la faible profondeur financière neutralisent en grande partie le canal du coût d'opportunité classique, rendant la demande de cash structurellement peu sensible aux variations des taux d'intérêt.

- **Log(PIB) (1,4389, p-value = 0,0000)** : Une augmentation de 1 % du PIB entraîne une augmentation moyenne de 1,44 % de la demande de monnaie fiduciaire (MF), toutes choses étant égales par ailleurs. Ce coefficient est hautement significatif au seuil de 1 %.
- **Taux Directeur (10,0730, p-value = 0,0677)** : Une augmentation d'une unité (1 point de pourcentage) du taux directeur est associée à une augmentation moyenne de 10,07 % de la demande de cash. Après correction des erreurs standard, cet effet n'est significatif qu'au seuil de 10 %, témoignant d'une sensibilité statistique modérée.
- **WUPI (0,0191, p-value = 0,0000)** : Une augmentation d'une unité de l'indice d'incertitude pandémique (WUPI) entraîne une augmentation moyenne de 0,019 % de la demande de cash. Ce résultat est hautement significatif au seuil de 1 %.
- **log(WUI) (-0,0391, p-value = 0,0482)** : L'effet estimé d'une augmentation de 1 % de l'incertitude économique mondiale est une réduction moyenne de 0,039 % de la demande de cash. Contrairement à l'estimation naïve, cet effet est statistiquement significatif au seuil de 5 % avec l'estimateur robuste.

4.5. Analyse des résultats

La variable Log(PIB) affiche un coefficient de 1,4389, hautement significatif au seuil de 1 % (p-value = 0,0000), et demeure stable après correction HAC. Cette élasticité supérieure à l'unité révèle que la demande de monnaie fiduciaire croît de manière plus que proportionnelle à l'activité économique. En effet, une augmentation de 1 % du PIB génère en moyenne une hausse de 1,44 % des liquidités en circulation. Bien que les moyens de paiement scripturaux et électroniques connaissent une progression notable, leur adoption demeure relativement limitée à la sphère formelle. Cette prédominance persistante du cash s'explique par des facteurs structurels profonds tels que le poids de l'économie informelle, des ancrages culturels forts, et une confiance historique des agents économiques dans les transactions matérielles.

L'analyse de l'impact du taux directeur sur la demande de monnaie fiduciaire fait ressortir une corrélation positive (+10,07), mais dont la significativité a été ramenée au seuil de 10 % suite à la correction HAC. Cette significativité modérée, couplée à un signe en apparence contre-

intuitif au regard de la théorie de la préférence pour la liquidité, valide empiriquement les rigidités structurelles du système financier marocain.

En effet, une étude récente de Bank Al-Maghrib intitulée Estimation du cash non transactionnel au Maroc (2023) révèle que 60 à 80 % des liquidités en circulation sont thésaurisées. Ce comportement de détention à des fins non transactionnelles (souvent lié au secteur informel, à des motifs socioculturels ou à l'évasion) immunise mécaniquement la majeure partie de la masse monétaire contre les variations du taux d'intérêt.

De plus, le différentiel de rendement (coût d'opportunité) est historiquement faible. Avec un taux directeur qui a suivi une longue tendance baissière jusqu'en 2020 et des taux de dépôts atteignant un plancher de 2,48 % en 2022, l'incitation financière à bancariser ses liquidités est marginale pour le ménage moyen. À cela s'ajoute une endogénéité cyclique, la Banque Centrale resserre ses taux lors des phases de forte expansion économique ou d'inflation, périodes durant lesquelles le besoin en liquidités pour les transactions explose. Enfin, le resserrement du crédit bancaire qui découle d'une hausse des taux tend à évincer les populations vulnérables et les TPE vers l'économie informelle, stimulant paradoxalement la demande de cash.

L'apport principal de cette modélisation (objet central de cet article) réside dans l'analyse des effets de l'incertitude économique mondiale et l'incertitude pandémique sur la demande de liquidités.

Les résultats soulignent que l'incertitude pandémique a exercé un choc positif, immédiat et hautement significatif sur la demande de cash. La crise de la Covid-19 a introduit un paradigme marqué par des confinements et une angoisse sanitaire immédiate. Cette situation a déclenché un comportement de précaution massif, incitant les agents économiques à accumuler des liquidités en anticipation de besoins transactionnels urgents ou de ruptures d'approvisionnement (hausse brutale de 20 % de la masse monétaire observée durant cette période). Cette augmentation de 20% peut être expliqué par :

- En premier lieu, la crise sanitaire illustre parfaitement la théorie de l'incertitude radicale de Knight (1921). Face à des confinements stricts et à un virus inconnu, les ménages marocains n'ont pas été confrontés à un simple risque probabilisable, mais à une incertitude absolue. Dans ce contexte, le calcul rationnel classique, qui consisterait à arbitrer entre détenir du cash ou placer son argent selon le taux d'intérêt, s'effondre totalement. Retirer massivement ses économies n'obéissait plus à une logique de rendement financier, mais à une véritable stratégie d'auto-assurance face à un avenir devenu totalement imprévisible.

- Cette dynamique psychologique est d'ailleurs confirmée par la finance comportementale (Kahneman & Tversky, 1979). La pandémie a généré une angoisse sanitaire immédiate qui a déclenché des biais cognitifs forts, notamment l'aversion à la perte et le comportement mimétique. La peur de voir les agences bancaires fermer ou les guichets automatiques se vider a poussé les agents à accumuler le cash. Ce dernier a ainsi offert un "ancrage psychologique" : il procure un sentiment de sécurité et de contrôle matériel immédiat que la monnaie scripturale, perçue en temps de crise comme trop abstraite et dépendante des systèmes informatiques, ne parvient pas à garantir.
- Enfin, l'ampleur de ce choc s'explique par les réalités structurelles du Maroc, telles que mises en lumière par l'économie institutionnelle (North, 1990). Au-delà de sa fonction d'échange, le cash au Maroc constitue une véritable "institution sociale". En période de confinement, les priorités se sont recentrées sur la survie (alimentation, santé), dont l'approvisionnement repose de manière écrasante sur des circuits de proximité souvent ancrés dans le secteur informel (épiceries de quartier, marchés locaux). Détenir du liquide était donc une nécessité vitale. À cela s'est ajouté un effet mécanique lié aux politiques d'urgence de l'État : les aides financières massives distribuées aux populations vulnérables (comme le dispositif Ramed ou Tadamon) ont été retirées quasi intégralement en espèces, injectant directement des volumes considérables de billets dans l'économie réelle.

À l'inverse, après application de l'estimateur robuste, l'incertitude économique mondiale révèle un impact significatif mais de signe négatif. L'incertitude liée à des événements internationaux (tels que la crise financière de 2008 ou les tensions géopolitiques globales) tend à réduire légèrement la demande de monnaie fiduciaire locale. Cette dynamique s'explique par le fait que les crises financières internationales n'induisent pas le même besoin de liquidité immédiate pour la survie quotidienne qu'un confinement. Au contraire, face à une incertitude économique macro-globale, les agents ayant une capacité d'épargne procèdent souvent à un arbitrage de portefeuille, substituant le cash par des actifs tangibles de long terme considérés comme des valeurs refuges (tels que l'immobilier, l'or ou les devises étrangères), entraînant ainsi une légère contraction de la demande de la monnaie fiduciaires.

Conclusion

Pour conclure ce travail, il ressort que l'incertitude, en particulier celle liée à des crises pandémiques comme celle du Covid-19, joue un rôle majeur dans l'augmentation de la demande de cash au Maroc. Cette situation est motivée principalement par le comportement de précaution des agents économiques face à des périodes d'incertitude aiguë. Cependant, l'impact des incertitudes économiques globales, comme celles observées lors de la crise financière de 2007-2008, reste marginal dans le contexte marocain.

Le modèle économétrique utilisé a permis de confirmer que des variables telles que le PIB et l'indice d'incertitude pandémique influencent positivement la demande de cash, tandis que le taux directeur et l'incertitude économique mondiale ont un impact limité ou contre-intuitif, reflet de spécificités structurelles et culturelles propres à l'économie marocaine. Enfin, la forte thésaurisation des liquidités, combinée à la faible pénétration des instruments financiers et des paiements électroniques, confirme la persistance d'une préférence marquée pour les espèces en tant que réserve de valeur.

Ces conclusions soulignent la nécessité d'approfondir la recherche sur d'autres variables culturelles telles que l'analphabétisme, les coutumes, ou variables spécifiques au Maroc tels que, le taux de bancarisation, le poids du secteur informel et enfin des politiques agressives comme la mesure exceptionnelle de régularisation fiscale qui a encouragé les personnes physiques à déclarer leurs avoirs non déclarés dans le cadre de la loi de finance de 2024. Cette initiative a permis aux contribuables de régulariser leur situation en s'acquittant d'une contribution libératoire fixée à 5% de la valeur des avoirs concernés. Cette mesure a eu un impact libératoire du cash thésaurisé toutefois de telles mesures peut impacter négativement la position du Maroc vis-à-vis du Groupe d'action financière (GAFI) sur la question de la lutte contre le blanchiment des capitaux.

BIBLIOGRAPHIE

Ouvrages :

- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Palgrave Macmillan.
- Friedman, M. (1956). *The Quantity Theory of Money: A Restatement*. University of Chicago Press.
- Tobin, J. (1958). *Liquidity Preference as Behavior Towards Risk*. The Review of Economic Studies, 25(2), 65–86.
- Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). *Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity*. Journal of Political Economy, 91(3), 401–419.

Articles académiques :

- Pietrucha, J. (2021). *Drivers of the Cash Paradox*. Risks, 9(12), 227.
- Rösl, G., & Seitz, F. (2021). Cash and Crises: No surprises by the virus. Institute for Monetary and Financial Stability Working Paper Series No. 150. Goethe University Frankfurt.
- Seitz, F., Devigne, L., & de Pastor, R. (2022). Different Motives for Holding Cash in France: An Analysis of the Net Cash Issues of the Banque de France. Banque de France Working Paper No. 888.
- Shimi, L., Seitz, F., & Saidi, A. (2023). Estimation du cash non transactionnel au Maroc. Bank Al-Maghrib Working Paper.
- Zamora-Pérez, A. (2021). The paradox of banknotes: Understanding the demand for cash beyond transactional use. ECB Economic Bulletin, Issue 2/2021.
- Chen, H., Felt, M.-H., & Zhu, S. (2020). *Cash and COVID-19: The effect of the pandemic on the demand for and use of cash*. Banque du Canada, Document d'analyse du personnel 2020-6.
- Duca, J., Muellbauer, J., & Murphy, A. (2010). *Housing Markets and the Financial Crisis of 2007-2009: Lessons for the Future*. Journal of Financial Stability, 6(4), 203–217. (Rôle de l'incertitude sur la préférence pour la liquidité durant les crises financières).
- Bank of England. (2020). *Cash in the time of Covid*. Quarterly Bulletin, 2020 Q4.
- North, D. C. (1990). Institutions, institutional change and economic performance. Cambridge: Cambridge University Press.

- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. Econometrica, 47(2), 263-291.
- Knight, F. H. (1921). Risk, uncertainty and profit. Boston, MA: Houghton Mifflin.

Rapports et bases de données :

- International Monetary Fund (IMF). (2020). *Global Financial Stability Report: The COVID-19 Pandemic and the Demand for Liquidity*. (Étude globale sur l'augmentation des liquidités en période de crise).
- World Uncertainty Index (WUI). (Consulté à partir de : https://worlduncertaintyindex.com). (Indice mesurant l'incertitude économique mondiale).
- World Pandemic Uncertainty Index (WUPI). (Consulté à partir de : https://worldpandemicuncertaintyindex.com). (Indice spécifique à l'incertitude pandémique).