



# Document de travail

Transmission à long-terme des variations  
du taux de change aux prix au Maroc

Les opinions exprimées dans ce Document de Travail sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position de Bank Al-Maghrib. Afin de garantir une meilleure qualité et rigueur scientifique, les documents de travail publiés sont évalués par des arbitres externes, universitaires et chercheurs de banques centrales modernes.

Aucune reproduction ou traduction de la présente publication ne peut être faite sans l'autorisation des auteurs.

L'objet de la publication du présent Document de Travail est de susciter les débats et d'appeler commentaires et critiques.

Si vous avez des commentaires sur ce Document de Travail, veuillez les faire parvenir par e-mail : [dr@bkam.ma](mailto:dr@bkam.ma)

Ou par courrier à l'adresse suivante :

Bank Al-Maghrib, Département de la Recherche 277,  
Avenue Mohammed V - B.P 445 Rabat

Ce document peut être téléchargé sans frais par voie électronique sur : [www.bkam.ma](http://www.bkam.ma)

ISSN (en ligne) : 2509-0658

Dépôt légal : 2016PE0086

# Transmission à long terme des variations du taux de change aux prix au Maroc<sup>1</sup>

Décembre 2023

Aya Achour<sup>2</sup> et Omar Chafik<sup>3</sup>

## Résumé :

Ce document de recherche porte sur l'estimation du pass-through des variations du taux de change aux prix au Maroc à long terme. Des modèles en forme réduite et structurelle ont été estimés sur un échantillon de données trimestrielles couvrant la période du T1 2007 au T4 2021. Nos résultats révèlent que l'incidence des fluctuations du taux de change aux prix à la consommation est incomplète et son ampleur est relativement modérée établie à environ 33% à long terme. Abordé sous des angles différents, ce constat demeure robuste à une variété de mesures du taux de change et d'indices des prix à la consommation. Ces degrés de transmission modérés auraient bénéficié des acquis économiques réalisés par le Maroc, en particulier en ce qui a trait à la stabilité des prix sur les deux dernières décennies. Dans le but de renforcer notre apprentissage du lien entre le taux de change et l'inflation sur la période récente, et conformément à la littérature, une réévaluation du niveau du pass-through du taux de change entre T1 2016 et T2 2022 a été menée. Nous relevons une transmission légèrement en hausse des fluctuations du taux de change à l'inflation, estimée à 38% à long terme sous la conjonction de la libéralisation des prix des produits énergétiques, la survenance de la pandémie du Covid-19 et, dans une moindre mesure, la nature des chocs ayant affecté l'évolution du taux de change suite à l'entrée en vigueur de la réforme de flexibilisation du dirham.

## Abstract:

This paper investigates the long-term exchange rate pass-through (ERPT) in Morocco using single-equation approach and structural VAR with long-term restrictions over the period 2007 Q1-2021 Q4. Our results show that the pass-through to consumer price is incomplete and has remained relatively low in Morocco, regardless of alternative measures of exchange rates and prices. Regarding these findings, it seems that the low ERPT amplitude has benefited from the stable macroeconomic framework, particularly the low inflationary environment over the last two decades. Following the literature, the paper explores how the exchange rate transmission has changed in the recent years. We report a slight increase in the exchange rate pass-through magnitude to 38% from 2016 Q1 to 2022 Q2, triggered by the phasing-out of energy subsidies, the Covid-19 pandemic outbreak and, to a lesser extent, the nature of the shocks affecting the currency movements since the introduction of first stages of exchange rate flexibility.

**Keywords:** Exchange rate pass-through, inflation, ARDL, Vector autoregression.

**JEL Classification:** F31, E31, C01.

---

<sup>1</sup> Les auteurs sont reconnaissants pour les avis et commentaires formulés par les participants de la 2nd Conférence annuelle du réseau des banques centrales de la région MENA en partenariat avec la Banque Mondiale tenue entre le 31 janvier et le 1er Février 2023 à Riyad. Ils souhaitent également adresser leurs vifs remerciements à M Ales Bulir, directeur adjoint au sein du FMI, pour ses précieux commentaires et son feedback constructif.

<sup>2</sup> Economiste-chercheuse au Département Recherche de Bank Al-Maghrib (a.achour@bkam.ma).

<sup>3</sup> Economiste-chercheur au Fonds Monétaire Arabe.

# 1. Introduction

Dans une petite économie ouverte comme le Maroc, avec un taux d'ouverture commerciale d'environ 75% en 2021 selon la Banque Mondiale, le taux de change joue un rôle fondamental dans la formation des prix et l'évolution de la croissance économique. Dans la perspective d'un assouplissement plus accru du régime de change et une libéralisation progressive du compte capital, le lien entre le taux de change et l'inflation deviendrait plus prononcé et davantage complexe, nécessitant un monitoring en continu, notamment après l'adoption du ciblage d'inflation. Aussi, dans le contexte international actuel, marqué par le retour de l'inflation à des niveaux élevés en 2022, les variations du taux de change pourraient nourrir davantage les pressions inflationnistes en cas de dépréciation importante de la monnaie. Il peut s'en suivre un cercle vicieux de hausse des prix qui pourrait compromettre la stabilité des prix. Investiguer le degré de transmission des variations du taux de change aux prix devient alors un impératif pour la formulation et la bonne conduite de la politique monétaire.

En outre, sous un régime de change plus flexible, le taux de change intervient doublement dans le processus d'ajustement de l'économie aux chocs économiques. D'une part, l'activation du canal du taux de change renforce l'efficacité des mécanismes de transmission des décisions de politique monétaire à l'économie<sup>4</sup>. D'autre part, les mouvements du taux de change nominal permettraient d'absorber plus efficacement les chocs externes en agissant sur l'évolution du taux de change effectif réel, qui mesure les coûts domestiques comme une proportion des coûts étrangers exprimés dans la même monnaie<sup>5</sup>. Jusqu'à quel point le taux de change pourrait jouer ce rôle d'amortisseur de chocs dépendra à la fois de la fréquence des fluctuations du taux de change nominal ainsi que leur reflet dans le processus de formation des prix. Cette relation entre le taux de change et l'inflation est l'un des sujets les plus étudiés dans le champ de l'économie internationale (Burstein et Gopinath, 2014). Elle est désignée dans cette littérature théorique par le concept du pass-through du taux de change (Exchange rate pass-through, ERPT).

Selon ces travaux académiques, le taux de change agit sur le processus de formation des prix via deux canaux distincts<sup>6</sup>. En premier lieu, le canal direct dit « canal de l'inflation » traduit la transmission des fluctuations du taux change directement aux prix domestiques à travers ses effets sur les prix à l'import (produits finis ou produits de base) ainsi que sur les prix des produits destinés à l'export. En second lieu, le canal indirect résulte de deux effets combinés menant à une modification du niveau de production nationale, impliquant : i) des changements au niveau de la demande étrangère adressée à l'économie et ii) l'arbitrage effectué domestiquement entre les produits locaux et ceux importés dont le rapport des prix devrait changer en lien avec les fluctuations du taux de change.

Pour investiguer le lien reliant les fluctuations du taux de change à la formation des prix, il est généralement fait référence à l'hypothèse de la loi du prix unique ou la parité des pouvoirs d'achat (PPA). Celle-ci stipule une transmission unitaire du taux de change aux prix à long terme puisque les variations des prix des biens devraient être les mêmes d'un endroit à l'autre, exprimés dans la même devise. Néanmoins, du point de vue empirique, il est démontré que le pass-through du taux de change aux prix est incomplet ou partiel, vu que les prix augmentent souvent à une proportion inférieure à l'unité suite à une variation de 1% du taux de change. Une part de ces variations est alors amortie par

---

<sup>4</sup> Le canal du taux de change compte parmi les mécanismes de transmission dominants de la politique monétaire dans les pays émergents (BIS, 2008).

<sup>5</sup> Monetary bulletin, Central Bank of Iceland, 2010.

<sup>6</sup> Banque Centrale du Canada (2015).

la marge de profit des entreprises intervenant dans la chaîne de production. En addition à cela, cette transmission n'est pas instantanée et s'opère avec un certain délai temporel. Elle est moins vigoureuse à court terme comparativement au long terme. Enfin, l'incidence des fluctuations du taux de change diffère selon le degré d'exposition des produits à la concurrence internationale. Elle est ainsi plus importante pour les prix des produits échangeables alors qu'elle demeure plus modérée pour les prix des biens non échangeables en lien avec les éventuels effets de second tour sur l'inflation.

Au Maroc, quelques travaux<sup>7</sup> ont procédé à l'estimation du degré du pass-through du taux de change aux prix domestiques. En se basant globalement sur la méthodologie du VAR structurel, ils ont permis de mettre en évidence un degré de l'ERPT modéré, ne dépassant pas 40% entre 1990 et 2019. Les analyses plus récentes concluent à une augmentation de l'amplitude du pass-through du taux de change consécutivement à l'implémentation de la réforme de la caisse de compensation et la libéralisation des prix des produits énergétiques (intensification de 12 points de pourcentage du pass-through du taux de change au Maroc selon Zniber (2020)).

C'est sur cette toile de fond que ce document de recherche vise à fournir une estimation robuste et actualisée de l'ampleur de l'ERPT aux prix au Maroc à long terme en recourant à des méthodologies en forme réduite et structurelle largement mobilisées dans la littérature empirique, tout en les adaptant au contexte marocain. Constituant un intrant important dans la conduite de la politique monétaire au Maroc, notre travail est le seul à notre connaissance à mener une investigation actualisée de l'évolution du degré de transmission du taux de change aux prix au Maroc à long terme, en tenant compte à la fois de la libéralisation des prix des produits énergétiques, l'entrée en vigueur de la réforme de flexibilisation du dirham et la survenance de la récente pandémie du Covid-19.

Dans l'ensemble, nos résultats d'estimation révèlent que le pass-through du taux de change à l'indice des prix à la consommation à long terme est incomplet et son ampleur est relativement modérée au Maroc, estimée à environ 33% sur la période s'étalant du premier trimestre de 2007 au quatrième trimestre de 2021. En d'autres termes, environ un tiers des fluctuations du taux de change se transmettent aux prix à la consommation domestiques à long terme. Etant donné la forte volatilité des prix de certaines catégories de biens, nous avons adjoint à cette estimation globale une évaluation de l'ERPT à l'indice des prix sous-jacent. Celle-ci a conclu à une transmission incomplète et plus faible de 14% sur le long terme<sup>8</sup>. Ces résultats sont révélateurs de degrés de transmission modérés qui auraient bénéficié, selon la littérature, des acquis économiques réalisés par le Maroc, en particulier en ce qui a trait à la stabilité des prix sur les deux dernières décennies<sup>9</sup>.

Outre la diversité des approches méthodologiques mobilisées dans le cadre de ce travail, nous avons également abordé le lien entre le taux de change et les prix sous l'angle des taux de change bilatéraux du dirham par rapport aux principales devises de règlement des échanges commerciaux avec l'étranger. Il ressort que le pass-through des variations de l'euro vis-à-vis du dirham serait similaire à celui du taux de change effectif nominal, avoisinant 34% sur la même période. En contraste, le degré de transmission des fluctuations du dollar aux prix apparaît plus faible, s'établissant à 10,5% approximativement<sup>10</sup>. Sur la période récente marquée notamment par la libéralisation des prix des produits énergétiques, la mise en œuvre des premières phases de flexibilisation du dirham et la survenance de la pandémie du Covid-19, l'ampleur de la transmission des variations du taux de change aux prix aurait connu une légère

---

<sup>7</sup> Notamment les travaux de Zniber (2020), Chatri et al. (2016), Falloul (2014), Devereux et Yetman (2008) ainsi que Choudhri et Hakura (2006).

<sup>8</sup> La littérature économique tend à démontrer que l'inflation globale affiche un degré de pass-through du taux de change plus élevé que l'inflation sous-jacente (Miyajima (2019)).

<sup>9</sup> La littérature empirique montre que les pays qui jouissent de niveaux d'inflations faibles et stables affichent des amplitudes de pass-through du taux de change plus modérées.

<sup>10</sup> Dans une publication récente du FMI intitulée « How countries should respond to the strong dollar » et apparue le 14 octobre 2022, il a été avancé qu'une appréciation de 10% du dollar entraînerait une hausse moyenne de 1 point de pourcentage de l'inflation (soit un pass-through contre le dollar de 10%) pour un échantillon de pays émergents et avancés.

hausse, pour s'établir à 38% en moyenne sur la période du 2016 t1 au second trimestre de 2022. Cette faible progression serait relevée à la fois en considérant les taux de change bilatéraux vis-à-vis de l'euro et du dollar (37% et 15% respectivement) et en élargissant l'analyse à l'indice des prix à la consommation sous-jacent (dont le niveau du pass-through serait passé à 21% entre 2016 à juin 2022).

Le reste du document est organisé comme suit. La seconde section détaille l'importance de l'ERPT dans les cadres stratégique et analytique des banques centrales. Elle effectue également un survol de la littérature théorique et empirique sur les déterminants et les méthodologies employées pour l'estimation de son ampleur. La troisième explore la transmission des fluctuations du taux de change aux prix au Maroc au plan global et en respect à différentes variantes d'indices des prix et de mesures du taux de change. La quatrième section apporte des premiers éclairages sur l'impact d'un certain nombre de réformes et de chocs économique sur le degré de transmission du taux de change durant la période récente. Notre travail passe en revue les principaux motifs ayant contribué à cette évolution avant de conclure par un ensemble de recommandations sur le plan monétaire.

## 2. Pass-through du taux de change aux prix : Revue de littérature

### 2.1 *Le pass-through du taux de change et son importance pour les banques centrales*

L'Exchange rate Pass-through (ERPT) désigne le pourcentage par lequel les prix des biens importés (exprimés en monnaie locale) varient en réponse à un point de pourcentage de variation du taux de change entre la monnaie des pays exportateurs et celle des pays importateurs (Goldberg et Knetter (1997), Mumtaz et al. (2006)). Ceci revient à considérer l'ERPT comme l'élasticité statistique des prix à l'import aux variations du taux de change. Une autre manière d'appréhender ce concept est de s'appuyer sur les travaux de Bailliu et Bouakez (2004) et de Ghosh et Rajan (2007) qui ont généralisé sa définition aux transmissions des variations du taux de change aux prix à la consommation exprimés en monnaie locale. Ce coefficient peut varier d'une économie à l'autre et selon les secteurs d'activité pour un pays donné.

L'estimation du degré du pass-through du taux de change et son suivi dans le temps revêtent une importance majeure pour les banques centrales. Il représente à ce titre un intrant important dans la formulation de la politique monétaire, particulièrement au sein des petites économies ouvertes. En effet, de par ses effets direct ou indirect, la variation du taux de change se répercute inévitablement sur les prix domestiques et l'activité économique. A titre d'exemple, une dépréciation du cours des monnaies domestiques déboucherait sur un renchérissement des prix des biens importés qui est susceptible d'induire une hausse généralisée de l'inflation. Les banques centrales redouteraient dans ce cas le déclenchement d'une spirale inflationniste et un désencrage permanent des anticipations d'inflation. Or, ne pas tenir compte du degré de transmission des fluctuations du taux de change aux prix pourrait affecter non seulement l'efficacité des instruments de politique monétaire mais également la stabilité des prix qui constitue leur mandat principal. En addition à cela, les banques centrales sont conscientes de l'impact de leurs décisions monétaires sur la valeur de leur monnaie domestique (canal du taux de change). C'est le cas en l'occurrence d'une baisse du taux d'intérêt qui entraîne généralement une plus faible attractivité de la monnaie domestique. Cette dépréciation vis-à-vis des devises étrangères se répercute sur les prix des biens importés et pourrait résulter en des pressions inflationnistes généralisées.

Généralement, les travaux menés par les banques centrales<sup>11</sup> dévoilent l'existence d'une corrélation positive et à double sens entre le degré de l'ERPT et l'inflation. Ainsi, un contexte marqué par une maîtrise de l'inflation est associé à un plus faible pass-through du taux de change grâce à la persistance limitée des variations des coûts de production et l'ancrage efficace des anticipations d'inflation. Réciproquement, un niveau modéré de l'ERPT conduit à des niveaux d'inflation maîtrisés, qui favorisent à leur tour l'atteinte de l'objectif de stabilité des prix. Selon cette dynamique, un cercle vertueux s'établirait entre le taux de change et l'inflation (Choudhri et Hakura (2001)).

Par ailleurs, l'ERPT est aussi un indicateur important pour la conduite de la politique monétaire car il est étroitement lié à la problématique récurrente du rôle du taux de change dans l'atteinte de la stabilité des prix. Ainsi, pour les pays qui ont opté pour un ancrage du taux de change, il permettrait d'évaluer les impacts des ajustements ou des dévaluations du taux de change sur l'inflation. Lorsque le régime de ciblage d'inflation est en vigueur, l'ampleur de l'ERPT semble informer les décideurs sur le degré de transmission macroéconomique de leurs décisions monétaires à travers le canal du taux de change.

Dans la pratique, l'importance accordée par les autorités monétaires à la thématique du pass-through du taux de change à l'inflation est relevée dans au moins trois sphères distinctes de leurs responsabilités. En premier lieu, les nombreuses publications de recherche des banques centrales traitant en majorité des estimations de l'ERPT et de leurs implications dans leurs pays respectifs (BCE (2021, 2020, 2009...), Bank of England (2015), Fed (2004), Banque centrale du Brésil (2018), Banque centrale de la Russie (2020), etc.) portent à croire que leur intérêt pour cette thématique est important. En second lieu, les institutions internationales à l'instar du FMI, de la Banque Mondiale et de la BRI incluent dans leurs rapports phares (flagship reports) des évaluations fréquentes du niveau de l'ERPT pour appuyer leurs recommandations en matière de politiques économiques. En troisième lieu, les supports de communication des banques centrales (rapport sur la politique monétaire, minutes des réunions des comités de politique monétaire, discours de hauts responsables<sup>12</sup>, etc.) renvoient à cet indicateur pour argumenter et expliquer leurs décisions de politique monétaire<sup>13</sup> aux différentes parties prenantes.

Par ailleurs, les interactions entre le taux de change et l'inflation sont devenues à nouveau au centre de l'attention des banques centrales à la suite de l'avènement de la crise financière globale de 2008 et de la nécessité d'implémenter des politiques monétaires non conventionnelles pour préserver la stabilité des prix. Pour un panel d'économies développées et émergentes, la grande récession de 2008 a impliqué de la part des autorités monétaires une réactivation volontaire de l'instrument du taux de change et des interventions sur le marché de changes afin de lutter contre le trend désinflationniste des prix. C'est à cet égard que ces banques centrales<sup>14</sup> se sont soucies de renforcer davantage leur cadres stratégique et opérationnel de politique monétaire afin de mieux appréhender la nature des chocs affectant le taux de change et mesurer leur degré de transmission à l'ensemble de la chaîne des prix dans leurs économies.

## 2.2 Déterminants du pass-through du taux de change aux prix : aperçu théorique

Le survol de la littérature économique met en exergue plusieurs facteurs d'ordre microéconomique et macroéconomique qui entrent en jeu pour expliquer la différence d'amplitude du pass-through du taux de change parmi les pays considérés. Au plan microéconomique, les comportements de discrimination

---

<sup>11</sup> A l'instar de la Banque du Canada, la BCE, la Banque centrale du Mexique, la Banque centrale de la République Tchèque, etc.

<sup>12</sup> Voir à titre d'exemple le discours du Gouverneur de la Banque de France, M. François Villeroy de Galhau, intitulé « Comment la politique monétaire va vaincre l'inflation : des canaux et des écluses », février 2023.

<sup>13</sup> García-Cicco et García-Schmidt (2017).

<sup>14</sup> Entre autres, la Banque centrale de la République Tchèque, la Banque nationale suisse et la Banque centrale de l'Indonésie.

par les prix (pricing-to-market) qui ont trait à la possibilité de différenciation par les entreprises exportatrices de leurs prix de vente afin de préserver leurs parts de marchés à l'international affecte significativement l'amplitude de l'ERPT<sup>15</sup>. Cette discrimination par les prix survient en situation de concurrence monopolistique qui permet aux entreprises locales de modifier leurs marges de profit pour maintenir les prix fixes. Le comportement du pricing-to-market est important au même titre que la présence de rigidités nominales entraînant l'inertie des prix dans la détermination du niveau de l'ERPT. Le recours à la substitution entre les biens importés et les biens locaux représente un facteur supplémentaire à la faveur de l'atténuation de l'amplitude de la transmission des variations du taux de change aux prix. A l'opposé, il a été démontré qu'une part importante des biens importés dans la production et dans le panier de consommation pourrait en accentuer le degré.

Au plan macroéconomique, la taille de l'économie semble être inversement corrélée avec le niveau de l'ERPT<sup>16</sup>. C'est à travers le prisme de cette variable qu'il convient d'appréhender notamment la différence entre l'ampleur de l'ERPT dans les pays développés et celle des pays émergents qui ressort généralement plus élevée. Le degré d'ouverture de l'économie est un autre déterminant influant sur le niveau de l'ERPT bien que le sens de cette corrélation soit controversé. D'une part, certains auteurs affirment qu'une plus grande intégration dans le commerce mondial accroît l'exposition de l'économie aux chocs du taux de change et donc de son ampleur de transmission à l'inflation. D'autre part, d'autres travaux concluent que l'ouverture de l'économie à l'international permet au pays de bénéficier des vertus d'un environnement inflationniste modéré débouchant sur un niveau de pass-through du taux de change plus faible. Ce constat repose sur l'hypothèse de Taylor (2000) qui avance que le niveau du pass-through du taux de change à l'inflation est endogène à la crédibilité du régime de politique monétaire en vigueur. Ainsi, en présence d'un environnement inflationniste maîtrisé, la crédibilité de l'ancre nominale fournit une bonne orientation pour les anticipations d'inflation et résulterait en une baisse du degré de transmission des variations du taux de change aux prix à la consommation malgré ses fluctuations fréquentes<sup>17</sup>. D'ailleurs, la volatilité du taux de change a été associée selon les travaux théoriques à une plus faible transmission du taux de change à l'inflation. En l'occurrence, face aux fluctuations fréquentes du taux de change, il n'y aurait pas d'incitations pour les entreprises de répercuter celles-ci sur les prix sauf quand elles revêtent un caractère structurel.

En lien avec l'environnement inflationniste, l'hypothèse de Taylor semble aussi cadrer avec les conclusions des diverses études de banques centrales qui laissent à penser que l'ERPT a connu un déclin au cours des dernières années aussi bien pour les économies développées qu'émergentes. En effet, le recul du degré de transmission du taux de change coïncide avec des niveaux d'inflation historiquement faibles sur les deux dernières décennies. Ce qui en a mené les auteurs de ces travaux à suggérer fortement que la mise en place d'un régime de ciblage d'inflation crédible, devenu de plus en plus attractif dans les sphères décisionnelles, entraînerait non seulement la stabilité des prix mais concourrait à une baisse de la transmission des variations du taux de change à l'inflation. Ce constat est confirmé par les résultats d'une enquête menée par la BRI qui indique que la baisse du ERPT dans dix des quinze pays émergents retenus dans l'échantillon est consécutive à l'introduction du régime du ciblage d'inflation (Mihaljek et Klau, 2008).

---

<sup>15</sup> Le degré de différenciation des prix pratiquée par les entreprises dépend de leur marges de profit (mark-up). Lorsque le taux de mark-up des entreprises est constant, il y a preuve que le pass-through du taux de change aux prix à l'import est complet. Toutefois, lorsque l'entreprise applique une marge de prix variables, généralement décroissante à mesure que les prix augmentent, les travaux empiriques indiquent que la transmission des variations du taux de change aux prix des biens importés est inférieure à l'unité (Bailliu et Bouakez, 2004).

<sup>16</sup> Cet indicateur est généralement approximé par le niveau du PIB exprimé en dollar.

<sup>17</sup> Cette hypothèse est souvent évoquée pour expliquer le déclin de l'ERPT dans les pays développés durant les deux dernières décennies.

Toutefois, lors des phases intermédiaires de passage au ciblage d'inflation marquées par la coexistence de deux ancrages nominaux, l'ampleur de la transmission des variations du taux de change aux prix pourrait être plus élevée comparé au régime de flottement du taux de change. D'une flexibilité plus limitée, les régimes de change intermédiaires sont dotés de capacités d'absorption de chocs moins importantes, laissant suggérer que certaines des variations du taux de change comportent un signal de changement permanent des prix. Sous les régimes de taux de change géré, l'identification de l'origine de ces variations particulièrement celles provenant des chocs sur les termes de l'échange n'est pas toujours aisée. Les autorités monétaires sont confrontées au défi d'isoler les chocs « monétaires » à fort potentiel inflationniste/désinflationniste de ceux relevant des variations du taux de change d'équilibre et contre lesquels il n'est pas recommandé de réagir. Les travaux académiques préconisent généralement de lutter contre les mouvements importants du taux de change jusqu'à ce que la banque centrale puisse attribuer avec certitude ceux-ci aux changements des fondamentaux macroéconomiques. Aux premiers stades de la flexibilisation du taux de change, les banques centrales devraient être plus enclines à traiter les mouvements du taux de change comme étant « inflationnistes » surtout si les anticipations d'inflation durant ces phases ne sont pas parfaitement ancrées.

Outre les déterminants économiques passés en revue jusqu'ici, d'autres considérations théoriques plus récentes ont émergé sur la pertinence des mesures empiriques appliquées auparavant à l'ERPT. Parmi ces interrogations figurent celles relatives à l'endogénéité et les sources de fluctuations du taux de change vis-à-vis de l'inflation. En effet, la littérature empirique tente généralement d'isoler en amont les variations les plus exogènes du taux de change et se livre par la suite à l'investigation de leur transmission aux prix. Or, la réalité économique dévoile que les deux variables (taux de change et inflation) peuvent évoluer concomitamment en réponse à un choc économique qui ne les affecte pas nécessairement à l'origine. Par conséquent, il est plus intuitif de distinguer entre une mesure conditionnelle de l'ERPT, calculée par rapport à un choc particulier sur un horizon donné et une mesure inconditionnelle issue de modèles non structurels et indiquant une estimation moyenne ou agrégée de l'intensité de l'ERPT. Dans le même ordre d'idées, les travaux analytiques récents de la Banque Mondiale (2019) et de la BRI (2016) s'inscrivent dans la lignée de ces réflexions et proposent d'estimer un ratio du pass-through du taux de change aux prix selon la nature des chocs à l'origine de sa variation.

### *2.3 Evaluation du pass-through du taux de change : méthodologies empiriques et benchmark*

Bien que la littérature empirique consacrée à l'estimation de l'ERPT soit abondante, il importe de savoir que certaines tendances peuvent en être extraites. Il y a d'abord une large littérature portant sur l'évaluation du degré de l'ERPT pour un panel de pays en mettant l'accent sur ses déterminants macroéconomiques, notamment la stabilité des prix. A titre d'illustration, les travaux de Gagnon et Ihrig (2004), Bailliu et Fujii (2004), Ihrig et al. (2006), Marazzi et Sheets (2007), Bouakez et Rebei (2008) et Dong (2012) et plus récemment Lopez et al. (2016)<sup>18</sup> ont investigué l'ampleur de l'ERPT aux prix à la consommation en procédant notamment à la vérification de l'hypothèse de Taylor. Selon cette dernière, les transmissions des variations du taux de change aux prix semblent être réduites pour les pays ayant adopté un régime monétaire de ciblage d'inflation. Les résultats de ces travaux sont concordants et pointent vers une diminution de la répercussion du taux de change sur l'inflation dans les différents groupes d'économies sur ces deux dernières décennies. Par ailleurs, cette tendance à la baisse est davantage marquée à la suite de la crise financière où l'inflation a été constamment plus faible

---

<sup>18</sup> A l'opposé des travaux précédents, ces auteurs considèrent un échantillon de 15 pays émergents ayant implémenté nombreuses réformes entre janvier 1994 et juillet 2015. Parmi lesquelles figurent notamment l'adoption du ciblage d'inflation, l'adoption de régimes de change flottants et la suppression du contrôle des capitaux adopté. L'échantillon couvre : le Brésil, la Colombie, la République tchèque, la Hongrie, l'Indonésie, la Corée du Sud, le Mexique, le Pérou, les Philippines, la Pologne, la Roumanie, la République slovaque, l'Afrique du Sud, la Thaïlande et la Turquie.

qu'auparavant. Elle a enfin atteint des niveaux plus faibles dans les pays développés comparé aux pays émergents.

Un autre volet de la littérature aborde la problématique de l'ERPT sous le prisme de références des prix et de facteurs économiques différents. Il s'agit pour ces travaux de répondre à la question largement débattue de la transmission complète ou incomplète des variations du taux de change aux prix à l'import et à l'export. S'écartant de l'hypothèse de rigidités nominales des prix, ces travaux considèrent un ensemble de variables rattachés aux caractéristique industrielles et concurrentielles des économies et reposent sur données généralement désagrégées selon une approche microéconomique. C'est dans cet esprit que s'inscrivent les contributions clés de Krugman (1987), Dornbusch (1987), Baldwin (1988), Knetter (1993), Yang (1997) ainsi que les travaux récents de Campa et Goldberg. (2005), Takhtamanova (2010), Amiti et al. (2014), Özyurt (2016) et Osbat et al. (2021). Les conclusions de ces travaux empiriques prédisent un plus faible degré de transmission du taux de change en raison notamment de i) l'existence d'entreprises importatrices ayant un large pouvoir de marché, ii) l'augmentation de la part des économies émergentes dans le commerce mondial et l'ascension de la Chine parmi les acteurs mondiaux (plus grande intégration dans la chaîne de valeur globale), iii) une part plus faible des biens importés dans le panier de consommation des ménages, iv) la réduction de la proportion des prix flexibles des entreprises dans l'économie ainsi que le v) choix de la devise de facturation pour le commerce international.

Pour mesurer l'ampleur de l'ERPT à l'inflation, un survol de la littérature fait ressortir une multitude de spécifications empiriques. Il convient d'abord de souligner le recours fréquent à une version plus ou moins élaborée, d'une équation de référence linéaire reliant l'inflation à ses différents facteurs économiques dont obligatoirement le taux de change nominal (Goldberg et Knetter (1997)). Celle-ci est souvent spécifiée dans les premières différences car les séries sous-jacentes sont généralement non stationnaires et ne sont pas cointégrées entre elles<sup>19</sup>. En vertu de ce cadre de modélisation, l'ERPT est alors défini comme l'élasticité des prix en réponse aux variations du taux de change. Outre la relation entre le taux de change effectif nominal et l'inflation, ces travaux intègrent sous cette spécification des variables de contrôle telles que l'écart de production (l'output gap), le taux de croissance des prix des produits énergétiques et alimentaires, le taux d'intérêt, le régime de politique monétaire et les facteurs institutionnels relatifs à l'environnement inflationniste de chaque économie<sup>20</sup>. Les méthodes d'estimation utilisées se réfèrent généralement à la méthode des moments généralisées de type Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998), en données de panel quand l'analyse concerne plusieurs pays.

En revanche, ce cadre de modélisation en équation dynamique souffre d'un inconvénient majeur. Ainsi, ce modèle omet le fait que les séries des prix et du taux de change ne sont pas uniquement intégrées d'ordre 1 mais elles peuvent être également cointégrées entre elles. En ne tenant pas compte de l'existence d'une relation de long terme entre les deux variables, les résultats de la régression sont biaisés et dépourvus d'informations précieuses. L'alternative empirique proposée par la littérature est de recourir à la modélisation autorégressive à retard échelonné, désignée par la méthodologie ARDL (Autoregressive Distributed Lag). Cette méthodologie s'avère pertinente dans les pays à régime de change fixe où les fluctuations du taux de change sont moins fréquentes mais plus percutantes sur le plan économique. Elle a enfin l'avantage d'être plus robuste en cas d'échantillon de taille réduite et

---

<sup>19</sup> Voir par exemple, Campa et Goldberg (2005).

<sup>20</sup> Notamment les indices de transparence de de Eijnger et Geraats (2006) et d'indépendance des banques centrales de Dincer et Eichengreen (2014) qui reflète l'indépendance de la Banque centrale sur le plan de la formulation de la stratégie et des objectifs de la politique monétaire.

pouvant caractériser les interactions de long terme entre le taux de change et de l'inflation indépendamment de leurs degrés d'intégration<sup>21</sup>.

Malgré la robustesse de l'approche d'estimation ARDL et sa large utilisation par les banques centrales, cette modélisation en équation unique repose sur l'hypothèse forte de l'exogénéité du processus de variation du taux de change par rapport à l'inflation. Autrement dit, l'on considère que la causalité entre le taux de change et l'inflation est unilatérale et les effets de seconds tours de celle-ci sur le taux de change y sont complètement négligés. Pour pallier cette imperfection, des approches structurelles ont été proposées afin de tenir compte de la double causalité entre le taux de change et l'inflation. Celles-ci recourent souvent à des modèles VAR structurels<sup>22</sup> et quantifient l'ampleur de l'ERPT en considérant sous cette optique la fonction de réponse impulsionnelle de l'inflation par rapport au choc du taux de change<sup>23</sup>. Ce faisant, les auteurs de ces travaux intègrent un ensemble de variables relatives au prix du pétrole, l'output gap, le taux de change, les prix à l'import, l'indice des prix à la production (IPP), l'indice des prix à la consommation (IPC), le taux d'intérêt et la masse monétaire M3. D'autres variantes de l'approche en VAR structurel existent et se réfèrent à un ensemble de variables endogènes légèrement différentes de la précédente sélection (inclusion de la croissance économique, les cours de pétrole à l'international, l'activité dans les pays partenaires, etc.). Enfin, les estimations de l'ERPT en approche VAR se basent généralement sur une décomposition de Cholesky en supposant respectivement le prix du pétrole comme étant la variable la plus exogène et le taux d'intérêt ou la masse monétaire les variables les plus endogènes.

Dans le sillage des résultats des travaux empiriques susmentionnés, l'opportunité est donnée de constater quelques faits stylisés relatifs au pass-through du taux de change à l'inflation à partir d'un benchmark international (cf. tableau 1). D'abord, il est constaté empiriquement que la transmission des variations du taux de change s'estompe à mesure que l'on avance dans la chaîne des prix<sup>24</sup>, abstraction faite du niveau de développement des pays. Toutefois, l'amplitude de l'ERPT demeure endogène à la taille de l'économie, comme en atteste le degré de transmission plus important au sein des économies émergentes comparé aux économies avancées. Ensuite, sur les deux dernières décennies, le coefficient de l'ERPT a reculé pour les différents groupes de pays, avec une tendance baissière plus marquée post crise financière. Si les approches uni ou multivariées sont largement employées, la préférence serait plus marquée pour l'usage du taux de change effectif nominal comme mesure du taux de change.

---

<sup>21</sup> Voir en l'occurrence Attfield et Silverstone (1998), Delatte et Lopez (2011), Hong et Zhang (2016) et Aisen et al. (2021).

<sup>22</sup> Un large pan de la littérature empirique sur l'ERPT ((McCarthy (2000), Hahn (2003), Choudhri et al (2005), Faruqee (2006), Ca' Zorzi et al. (2007), Espada (2013), Jašová et al. (2016)) a implémenté une modélisation en VAR structurel pour l'évaluation de la transmission des variations du taux de change au prix à la consommation.

<sup>23</sup> Des travaux plus récents ont conçu des modèles DSGE à la fin de calculer l'ampleur de l'ERPT conditionnel aux différents chocs économiques (Bouakez et Rebei (2008), Corsetti et al. (2008) ainsi que Schmidt et al. (2018)).

<sup>24</sup> L'ampleur de la transmission est plus élevée pour les prix à l'import comparé aux prix à la consommation, tout en demeurant incomplète à long terme.

**Tableau 1: Etudes comparatives sur le niveau de l'ERPT pour un panel de pays émergents et en développement**

| Auteurs   | Pays                 | Période d'estimation | Méthodologie                   | Mesure du taux de change         | Degré de transmission du taux de change aux prix         |
|---|----------------------|----------------------|--------------------------------|----------------------------------|--|
| Selin Özyurt (2016)<br>(Prix à l'import)                          | Zone Euro            | 1999-2015 (T)        | Equation unique                | TCEN                             | 31%  |
|   |                      |                      |                                | Taux de change bilatéral EUR/USD | 0,16%  |
| Campa & Goldberg (2005)<br>(Prix à l'import)                      | République Tchèque   | 1975-2003 (T)        | Equation unique                | Taux de change bilatéraux        | 61%  |
|   | Hongrie              |                      |                                |                                  | 85%  |
|   | Pologne              |                      |                                |                                  | 99%  |
| Ca'Zorzi, Hahn et Sanchez (2007)<br>(Prix à la consommation)      | République Tchèque   | 1988-2003 (T)        | VAR                            | TCEN                             | 77%  |
|   | Hongrie              |                      |                                |                                  | 91%  |
|   | Pologne              |                      |                                |                                  | 56%  |
| Jašová et al. (2016)<br>(Prix à la consommation)                  | Economies émergentes | 1994-2008 (T)        | Régression en données de panel | TCEN                             | 50% à 67% (long terme)                                   |
|   |                      | 2009-2015 (T)        |                                |                                  | 21% à 16% (long terme)                                   |
|   | Economies avancées   | 1994-2008 (T)        |                                |                                  | 0,8% à 1,2% (long terme)                                 |
|   |                      | 2009-2015 (T)        |                                |                                  | 5,9% à 9,7% (long terme mais moins ou non significatifs) |
| Lopez-Villavicencio et Mignon. (2016)<br>(Prix à la consommation) | Brésil               | 1994-2015 (M)        | Equation unique                | TCEN                             | 1,1%   |
|   | Colombie             |                      |                                |                                  | 0,3%   |
|   | Indonésie            |                      |                                |                                  | 4,3%   |
|   | Corée                |                      |                                |                                  | 2,4%   |
|   | Afrique du Sud       |                      |                                |                                  | 0,1%   |
| Choudhri et Hakura (2006)<br>(Prix à la consommation)             | Maroc                | 1979-2000 (T)        | Equation unique (en            | TCEN                             | 29%  |
|   | Tunisie              |                      |                                |                                  | 10%  |
|   | Jordanie             |                      |                                |                                  | 40%  |
|   | Egypte               |                      |                                |                                  | 24%  |

|  |                |                  | données de panel) |  |   |
|--|----------------|------------------|-------------------|--|---|
| McCarthy (2007)<br>(Prix à la consommation)                | USA            | 1976-1998<br>(T) | VAR               | TCEN                                   | 10%                                       |
|  | Belgique       |                  |                   |  | 24%                                       |
|  | Allemagne      |                  |                   |  | 18%                                       |
| Espada (2013)<br>(Prix à la consommation)                  | Mexique        | 2001-2012<br>(M) | VAR               | Taux de change bilatéral (Peso/Dollar) | 6,3% (2,5% pour l'inflation sous-jacente) |
| Carrière-Swallow et al. (2016)<br>(Prix à la consommation) | Argentine      | 2000-2015<br>(M) | Equation unique   | TCEN (ERPT cumulé après 2 ans)         | 36%                                       |
|  | Russie         |                  |                   |  | 46%                                       |
|  | Afrique du Sud |                  |                   |  | 35%                                       |
|  | Turquie        |                  |                   |  | 56%                                       |
|  | Ukraine        |                  |                   |  | 50%                                       |

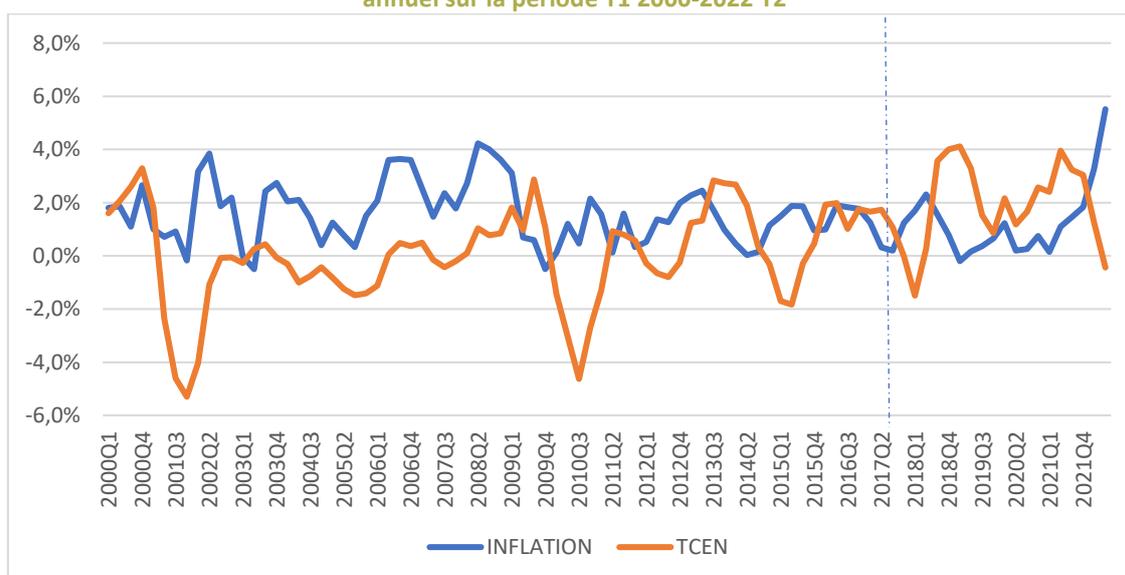
Source : auteurs

### 3. Estimation de l'ERPT au Maroc : étude empirique

#### 3.1 Fluctuations du taux de change et de l'inflation au Maroc

Préalablement à l'évaluation du degré du pass-through du taux de change aux prix au Maroc, il est opportun d'étudier la dynamique des deux variables au plan empirique. Entre le premier trimestre de 2000 et le deuxième trimestre de 2022, le taux d'inflation a été en moyenne de 1,5% contre une légère appréciation de 0,5%<sup>25</sup> du taux de change effectif nominal sur la même période (cf. graphique 1). Relativement à l'inflation, celle-ci a enregistré une baisse de rythme pour s'établir à 1,3% entre 2016 à juin 2022, coïncidant avec la suppression des subventions aux prix des produits énergétiques, l'introduction de la flexibilité partielle du dirham et l'avènement de la pandémie du Covid-19. En comparaison, l'appréciation du taux de change effectif nominal a été plus marquée passant de -0,1% à 1,9% en moyenne sur la période 2016 T1- 2022 T2 (cf. tableau 2).

**Graphique 1: Evolution de l'inflation et des variations du taux de change effectif nominal en glissement annuel sur la période T1 2000-2022 T2**



Source : HCP, FMI

<sup>25</sup> Cette moyenne recouvre également l'effet du réajustement des pondérations des devises euro et dollar dans le panier de cotation du dirham, intervenu en avril 2015.

**Tableau 2: Moyennes des taux de l'inflation et du taux de change effectif nominal point de pourcentage**

| Moyennes         | Inflation | Variation du taux de change effectif nominal |
|------------------|-----------|--|
| T1 2000- T2 2022 | 1,5%      | 0,5%   |
| T1 2000- T4 2015 | 1,6%      | -0,1%  |
| T1 2016- T2 2022 | 1,3%      | 1,9%   |

Source : HCP, FMI

Cette corrélation négative entre le taux de change et l'inflation suggérerait un niveau de pass-through du taux de change non nul aux prix à la consommation domestiques. En effet, en considération au régime de change actuel qui continue à conférer au taux de change le rôle d'ancre nominale aux anticipations d'inflation, l'inflation importée (pays d'ancrage) continuerait à être un déterminant important de la dynamique de l'inflation domestique. Toutefois, en cas de déviation persistante entre l'inflation des pays partenaires et l'inflation au Maroc<sup>26</sup>, la décélération tendancielle de cette dernière indiquerait que des pressions autres que l'inflation importée sur les prix sont en cause, notamment une décélération persistante de la croissance, un recul de la demande interne ou bien une appréciation continue du taux de change.

### 3.2 Cadre méthodologique de l'estimation de l'ERPT au Maroc : approche ARDL

Compte tenu de la nature du régime de change au Maroc<sup>27</sup> et dans la continuité des travaux de Aisen et al. (2021), Hong et Zhang (2016), Faryna (2016) et Delatte et Lopez (2011), nous avons opté pour l'estimation d'un modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL) en fréquence trimestrielle pour l'indice des prix à la consommation au Maroc. Faisant référence aux travaux précédents, nous avons retenu comme déterminants externes des prix domestiques au Maroc les prix chez les pays partenaires et le taux de change effectif nominal<sup>28</sup> et comme déterminants internes le taux d'intérêt interbancaire et l'output gap non agricole à court terme<sup>29,30</sup>. Toutes les séries ont été transformées en logarithme et la période d'estimation s'étale du premier trimestre de 2007 au quatrième trimestre de 2021.

$$\Delta \ln CPI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta \ln NEER_{t-i} + \sum_{i=0}^k \theta_i \Delta \ln CPI_{imp_{t-i}} + \sum_{i=0}^m \psi_i \Delta \ln Tmp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i \hat{y}_{t-i} + \alpha_1 \ln CPI_{t-1} + \alpha_2 \ln NEER_{t-1} + \alpha_3 \ln Tmp_{t-1} + \alpha_4 \ln CPI_{imp_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (1)$$

<sup>26</sup> Ce qui semble conforter les données depuis l'introduction de la première phase de la réforme du régime de change au Maroc.

<sup>27</sup> La méthodologie ARDL s'avèrerait plus pertinente pour le cas du Maroc étant donné la volatilité plus réduite du taux de change, ses fluctuations éventuellement plus percutantes sur le plan économique, ainsi que l'existence éventuellement d'une relation de long terme entre les prix et le taux de change. En addition à cela, le recours au modèle ARDL a l'avantage d'être plus robuste en cas d'échantillon de taille réduite et la caractérisation d'une relation de cointégration indépendamment des degrés d'intégration des séries.

<sup>28</sup> Une variante du modèle ARDL intégrant également les cours du pétrole à l'international a été estimée, révélant que cette variable est non significative, excepté pour l'IPC sous-jacent.

<sup>29</sup> La variable de production et les prix du pétrole sont inclus pour capturer les effets sur l'économie réelle. L'inclusion du taux d'intérêt permet de mesurer l'influence de la politique monétaire sur le degré de transmission de des variations du taux de change aux prix.

<sup>30</sup> Relativement à l'hypothèse selon laquelle seules les larges fluctuations du taux de change nominal entraînent des variations dans le prix à la consommation, une variante du modèle (1) intégrant en plus des déterminants précités un terme de non linéarité du taux de change nominal a été estimée. Toutefois, ce dernier ne s'est pas révélé significatif sur la période d'estimation allant du T1 2007 au T2 2022.

Où  $\ln CPI_t$  désigne le logarithme de l'indice des prix à la consommation,  $\ln NEER_t$  le logarithme du taux de change effectif nominal,  $\ln CPI\_imp_t$  le logarithme de l'indice des prix à la consommation dans la Zone euro,  $\ln Tmp_t$  le logarithme du taux d'intérêt nominal et  $\hat{y}_{t-i}$  l'output gap.  $\beta_i, \gamma_i, \theta_i, \psi_i$  et  $\epsilon_i$  correspondent aux élasticités de court terme des variables explicatives tandis que les  $\alpha_1$  jusqu'à  $\alpha_4$  en représentent les élasticités de long terme.

Par ailleurs, et vu que le niveau du pass-through du taux de change aux prix pourrait être affecté par la dynamique des produits à prix volatils ainsi que la mesure du taux de change, nous avons décliné le modèle ARDL précédent en trois variantes supplémentaires. Conformément à la littérature, celles-ci comprennent tantôt l'indice des prix à la consommation sous-jacent au lieu de l'IPC global comme variable dépendante et tantôt les taux de change bilatéraux du dirham par rapport aux devises du panier d'ancrage comme variables explicatives à la place du NEER, selon les schémas suivants :

$$\Delta \ln CPIX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \ln CPIX_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta \ln NEER_{t-i} + \sum_{i=0}^k \theta_i \Delta \ln CPI\_imp_{t-i} + \sum_{i=0}^m \psi_i \Delta \ln Tmp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \epsilon_i \hat{y}_{t-i} + \alpha_1 \ln CPIX_{t-1} + \alpha_2 \ln NEER_{t-1} + \alpha_3 \ln Tmp_{t-1} + \alpha_4 \ln CPI\_imp_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

Où  $\ln CPIX_t$  désigne le logarithme de l'indice des prix à la consommation sous-jacent.

$$\Delta \ln CPI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta \ln USD/MAD_{t-i} + \sum_{i=0}^k \theta_i \Delta \ln CPI\_imp_{t-i} + \sum_{i=0}^m \psi_i \Delta \ln Tmp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \epsilon_i \hat{y}_{t-i} + \alpha_1 \ln CPI_{t-1} + \alpha_2 \ln USD/MAD_{t-1} + \alpha_3 \ln Tmp_{t-1} + \alpha_4 \ln CPI\_imp_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

Et,

$$\Delta \ln CPI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta \ln EUR/MAD_{t-i} + \sum_{i=0}^k \theta_i \Delta \ln CPI\_imp_{t-i} + \sum_{i=0}^r \varphi_i \Delta \ln oil_{t-i} + \sum_{i=0}^m \psi_i \Delta \ln Tmp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \epsilon_i \hat{y}_{t-i} + \alpha_1 \ln CPI_{t-1} + \alpha_2 \ln EUR/MAD_{t-1} + \alpha_3 \ln Tmp_{t-1} + \alpha_4 \ln CPI\_imp_{t-1} + \alpha_5 \ln Oil_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

Avec  $\ln USD/MAD_t$  le logarithme du taux de change bilatéral du dirham par rapport au dollar,  $\ln EUR/MAD_t$  le logarithme du taux de change bilatéral du dirham par rapport à l'Euro et  $\ln oil_t$  le logarithme des cours du pétrole à l'international. A noter que les séries correspondant aux variables clés de notre analyse ainsi que leurs sources sont présentées dans le tableau ci-après :

**Tableau 3 : Séries statistiques et sources de données relatives à l'approche ARDL**

| Variable                 | Source                    | Détails méthodologiques  |
|--------------------------|---------------------------|--|
| PIB non agricole         | HCP                       | Produit intérieur brut non agricole trimestriel en volume année de base 2007. Output gap calculé à l'aide d'un filtre HP |
| CPI                      | HCP                       | Indice des prix à la consommation national année de base 2006 et 2017.   |
| Tmp                      | BAM                       | Moyenne trimestrielle des observations mensuelles du TMP sur le marché interbancaire.                                    |
| CPI_imp                  | IFS Database - IMF        | Indice des prix à la consommation harmonisé dans la Zone euro.   |
| Oil                      | IFS Database - IMF        | Cours du pétrole (Brent) en dollar.  |
| NEER, USD/MAD et EUR/MAD | IFS Database – IMF et BAM | Taux de change nominaux, USD/MAD et EUR/MAD, Moyennes trimestrielles.  |

Préalablement à l'estimation de l'élasticité de long terme des prix à la consommation au taux de change suivant les modèles ARDL évoqués ci-dessus, il convient de tester l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables en implémentant le test de cointégration de Pesaran, Shin et Smith (PSS)<sup>31</sup>. La statistique de Wald (F-statistics) soutient l'existence d'une relation stable de long terme reliant l'IPC, le taux de change effectif nominal, l'IPC de la Zone euro et le taux d'intérêt nominal sur l'échantillon d'estimation global. Les tests ont été reconduits pour les trois autres modèles ARDL relatifs à l'indice des prix à la consommation sous-jacents, les taux de change bilatéraux USD/MAD et EUR/MAD et aboutissent à des conclusions analogues (cf. Tableau 4).

**Tableau 4: Test de cointégration selon l'approche ARDL -Test PSS**

| Echantillon d'estimation                  | F-statistique                            |  |   |   |
|---|--|--|---|---|
|   | Modèle(1)<br>(Variable explicative NEER) | Modèle(2)<br>(Variable à expliquer CPIX) | Modèle(3)<br>(Variable explicative USD/MAD) | Modèle(4)<br>(Variable explicative EUR/MAD) |
| Modèles ARDL                              |  |  |   |   |
| 2007 – 2021 T4                            | 7,95                                     | 10,31                                    | 8,59  | 6,20  |
| Existence d'une relation de cointégration | Oui                                      | Oui                                      | Oui   | Oui   |
| Niveau de significativité                 | 1%                                       | 1%                                       | 1%  | 1%  |

Source : Calculs auteurs

<sup>31</sup> Plus de détails sur le test de cointégration PSS sont disponibles au niveau de l'annexe 1. Il convient de souligner que lors de l'implémentation des tests PSS, les retards des variables explicatives ont été déterminés en reposant sur les critères d'information statistique.

Partant de ces constats, il devient possible d'exploiter les résultats d'estimation des relations de cointégration issues des quatre modèles ARDL investigués. Les coefficients de long terme estimés (cf. Tableau 5) font état d'un niveau de transmission des fluctuations du taux de change effectif nominal aux prix à la consommation de 33% à long terme entre 2007 et 2021 T4. Un niveau qui demeure modéré et comparable aux degrés de transmission dévoilés par la littérature empirique sur le Maroc, dont notamment les estimations de Choudhri et Hakura (29%) et de Devereux et Yetman (43%).

L'amplitude de la transmission des variations du taux de change aux prix à la consommation au Maroc apparaît également plus modérée en comparaison avec un panel de pays émergents. En effet, Carrière-Swallow et al. (2016) ont dévoilé, dans un document de recherche du FMI, des niveaux de pass-through du taux de change effectif nominal à l'IPC de long terme (effet cumulé au-delà de deux ans) de 36% en Argentine, 42% en Chine, 35% en Afrique du Sud, 56% en Turquie et 46% en Russie. Par ailleurs, Helmy et al. (2018) ont estimé le pass-through du taux de change à l'inflation en Egypte, qui ressort nettement plus important aux alentours de 74%.

Par devise étrangère et sur la même période, le degré de transmission de long terme des variations du taux de change bilatéral euro/dirham aux prix à la consommation est estimé à 33,5% tandis que l'ERPT du taux de change bilatéral dollar/dirham à l'IPC ressort plus faible, estimé à 10,5%. Il semble ainsi que le pass-through des mouvements du taux de change bilatéral dollar/dirham aux prix à la consommation représente à peu près le tiers du pass-through du taux de change effectif nominal et du taux de change bilatéral euro/dirham. Une éventuelle raison derrière cette divergence est que la pondération de la devise dollar dans le panier de cotation du dirham est plus faible comparé à celle de l'euro, fixée à 20% jusqu'au 13 avril 2015, date à laquelle elle a été relevée à 40% après réaménagement du panier. Or, cette pondération reflète la structure des échanges extérieurs du Maroc et attesterait d'une part moins importante des biens libellés en dollar ou en devises des pays émergents ancrées sur ce dernier dans le total de nos échanges avec les pays partenaires<sup>32</sup>.

En excluant à la fois les produits alimentaires à prix volatils, les produits énergétiques et les produits réglementés (soit 37,1% du panier de l'IPC), l'amplitude de la transmission des fluctuations du taux de change effectif nominal à l'indice des prix à la consommation sous-jacent se serait établie à 14% sur l'échantillon total d'estimation. A ce titre et conformément à la théorie économique, il s'avèrerait ainsi que l'intensité du pass-through à l'indice des prix-sous-jacent serait plus faible comparé à la valeur rapportée pour l'indice global des prix au Maroc.

---

<sup>32</sup> Selon les chiffres de l'Office des Changes, 61,4% des importations nationales proviennent de l'Europe au titre de l'année 2021, contre 23,2% et 11,4% pour les importations d'origine asiatique et celles provenant de l'Amérique respectivement.

**Tableau 5 : Estimation des coefficients de long terme et leur p-value sur la période 2007-2021 T4**

| Variables                         | Modèle (1)<br>(Variable explicative NEER) | Modèle (2)<br>(Variable dépendante CPIX) | Modèle (3)<br>(Variable explicative USD/MAD) | Modèle (4)<br>(Variable explicative EUR/MAD) |
|-----------------------------------|---|--|--|--|
| (Lags)                            | (5,0,4,0)                                 | (2,1,4,4)                                | (5,3,2,3)                                    | (5,0,1,2,0)                                  |
| Taux de change                    | <b>-0,33</b><br>(0.037)                   | <b>-0,14</b><br>(0.026)                  | <b>0,105</b><br>(0.004)                      | <b>0,335</b><br>(0.007)                      |
| Prix dans la Zone euro            | 0,34<br>(0.015)                           | 0,33<br>(0.02)                           | 0,43<br>(0.0000)                             | 0,61<br>(0.000)                              |
| Taux d'intérêt nominal            | -0,17<br>(0.0003)                         | -0,09<br>(0.008)                         | -0,07<br>(0.001)                             | -0,08<br>(0.0003)                            |
| Prix du pétrole à l'international | Non significatif                          | Non significatif                         | Non significatif                             | <b>-0,02</b><br>(0.008)                      |

Source : Calculs auteurs

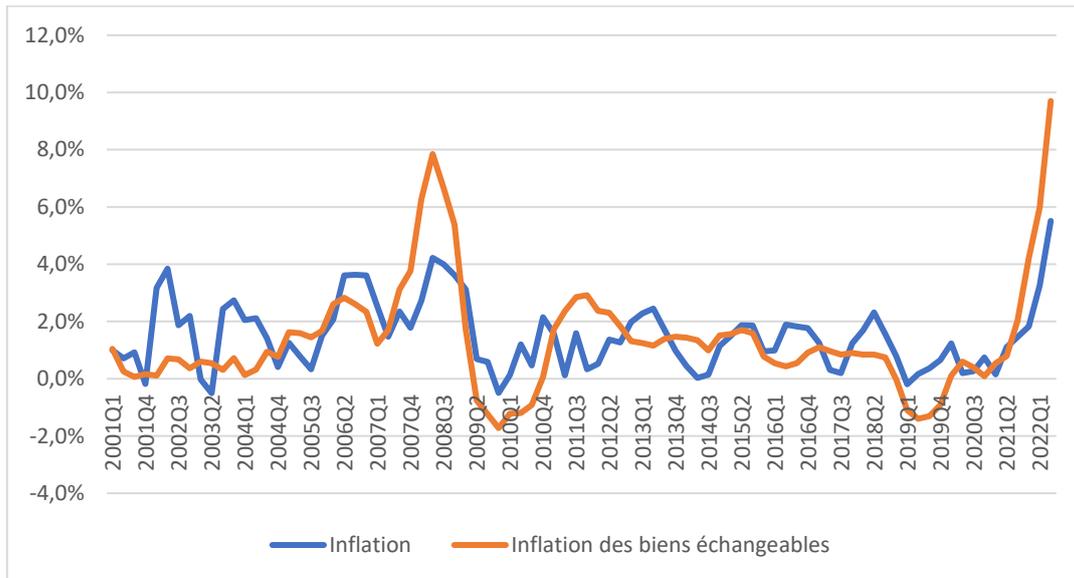
Afin de mieux cerner l'amplitude du ERPT aux prix à la consommation au Maroc, nous procédons enfin à l'estimation du degré de transmission des variations du taux de change à l'indice des prix des biens échangeables, considérés comme une proxy des prix des biens importés. La raison en est que l'incomplétude de l'ERPT est inversement proportionnelle à la part des biens importés dans le panier de l'IPC. A noter qu'au Maroc, les produits échangeables, en dehors des produits alimentaires volatils, représentent une part importante établie à 56,4% du panier de l'IPC sous-jacent (cf. Tableau 5), soit 35,5% de l'IPC global. En conséquence, l'inflation globale est significativement tirée par la dynamique des prix des biens échangeables entre T1 2001 et T2 2022 (cf. Graphique 2).

**Tableau 6: Structure de pondération de l'indice des prix à la consommation sous-jacent**

| (Base 100= 2017)       |      |
|------------------------|------|
| Biens échangeables     | 56,4 |
| Biens non échangeables | 43,6 |

Source : HCP, calculs BAM

**Graphique2: Evolution de l'inflation et des variations du taux de change effectif nominal sur la période T1 2000-2022 T2**



Source : HCP, calculs BAM

Les résultats d'estimation de la variante du modèle (1) intégrant les prix des biens échangeables comme variable dépendante sur l'échantillon T1 2007 au T2 2022, fait ressortir un pass-through du taux de change de long terme évalué à 43,5% (cf. Tableau 7). D'une amplitude plus élevée que celle des prix à la consommation mais demeurant inférieure à 1, ce constat est conforme à la littérature empirique et permet d'expliquer entre autres pourquoi le pass-through du taux de change est incomplet au Maroc.

**Tableau 7 : Estimation des coefficients de long terme et leur p-value issus du modèle relatif à l'indice des prix des biens échangeables sur la période 2007-2021 T4**

| Variables              | Variante du modèle (1)<br>(Variable dépendante<br>Indice des prix des échangeables) |
|------------------------|---|
| (Lags)                 | (2,0,0,3)   |
| Taux de change         | -0,435<br>(0.014)   |
| Prix dans la Zone euro | 0,58<br>(0.00)  |
| Taux d'intérêt nominal | -0,13<br>(0.0019)   |

Source : Calculs auteurs

### 3.3 Cadre méthodologique de l'estimation de l'ERPT au Maroc : approche structurelle

Malgré la robustesse de l'approche en modèle ARDL, celle-ci repose sur le postulat fort de l'exogénéité du processus de variation du taux de change par rapport aux prix. Dans cette section, nous assouplissons cette hypothèse en optant pour une méthodologie structurelle reposant sur un modèle VAR qui permet de rendre compte de la double causalité entre le taux de change et les prix, à l'instar des travaux de McCarthy (2007), Hahn (2003), Choudhri et al. (2005) et Faruqee (2006).

Dans la lignée des travaux précités, nous procédons à l'estimation d'un VAR trimestriel à cinq variables dont quatre sont endogènes (l'indice des prix à la consommation, le taux d'intérêt nominal, le taux de change effectif nominal et le PIB non agricole) et une variable exogène relative à l'indice des prix à la consommation dans la Zone euro sur la période 2007 T1-2021 T4. En d'autres termes, cette configuration nous permet de caractériser les interactions reliant la demande nationale, l'offre nationale, les chocs de politique monétaire et les chocs du taux de change tout en contrôlant par les facteurs externes.

En vertu de ce cadre méthodologique, il est important de faire la distinction entre la forme réduite et celle structurelle du modèle VAR afin de mieux cerner l'ampleur de l'ERPT. Bien que la littérature empirique laisse entrevoir en cela la prépondérance des contraintes de simultanéité triangulaire, l'incorporation de ces restrictions présentent plus d'un inconvénient dans l'estimation de l'ERPT. An et Wang (2012) soulignent que les restrictions nulles sur l'impact instantané des chocs sont très contraignantes, rendant les résultats plus sensibles à cette stratégie et peuvent parfois paraître incohérentes avec les postulats des modèles structurels d'équilibre général. Comunale et Kunovac (2017) rajoutent que l'ERPT estimé peut-être affecté par le schéma d'identification ou l'ordre des variables endogènes lorsque la factorisation de Cholesky est utilisée pour identifier les chocs structurels. Pour contourner ces écueils, les récents travaux se sont orientés vers une modélisation VAR avec des restrictions de signe, des restrictions nulles de court et de long terme ou les deux simultanément (Forbes et al. (2015) et Comunale et Kunovac (2017)). Les restrictions de signe étant plus complexes à implémenter<sup>33</sup>, le recours à une stratégie d'identification reposant sur des restrictions de long-terme est alors apparue dans la littérature comme une alternative efficace aux approches précédentes. Initiée par Shambaugh (2008) et développée en profondeur par Forbes et al. (2018) pour l'estimation de l'ERPT, cette stratégie d'identification apparaît plus appropriée pour incorporer les particularités du régime de change au Maroc ainsi que la succession des réformes économiques ayant rythmé son économie ces dernières décennies. En ligne avec ces travaux de recherche, nous adoptons dans notre identification les restrictions de long terme suivantes (cf. Tableau 8) :

- i) Seuls les chocs du PIB non agricole peuvent affecter la croissance non agricole à long terme. Cette restriction implique qu'il n'y a pas d'impact à long terme sur la croissance non agricole d'un choc nominal du taux de change, du taux d'intérêt ou d'inflation. C'est la fameuse hypothèse de neutralité de la monnaie mise en avant par la théorie économique,
- ii) Seuls les chocs du PIB non agricole et du taux de change peuvent avoir un impact à long terme sur le taux de change<sup>34</sup>
- iii) Les chocs du PIB non agricole, du taux de change et de taux d'intérêt peuvent affecter le taux d'intérêt à long terme<sup>35</sup>
- iv) Tous les chocs précédents peuvent affecter l'inflation à long terme en plus de son propre choc.

---

<sup>33</sup> En raison de la difficulté à déterminer précisément la période durant laquelle ces restrictions de signe sont valables.

<sup>34</sup> Sous-entendu qu'en présence d'un régime de change fixe, le régime de croissance à long terme affecterait la viabilité externe du pays qu'il soit lié à un gain ou à une détérioration de sa compétitivité. Ainsi, des ajustements s'imposeraient nécessairement à long terme afin de refléter ces pressions sur les termes de l'échange.

<sup>35</sup> Malgré l'ouverture partielle du compte capital, le taux d'intérêt demeure partiellement endogène au taux de change puisque ce dernier constitue jusqu'à l'heure actuelle l'ancre nominale de l'économie.

**Tableau 8 : Restrictions d'identification de long terme des chocs du VAR**

|                              | Offre nationale | Choc de politique monétaire | Choc de Taux de change | Demande nationale |
|------------------------------|-----------------|-----------------------------|------------------------|-------------------|
| Restrictions de long terme   |                 |                             |                        |                   |
| IPC                          | C(1)            | C(2)                        | C(4)                   | C(7)              |
| Taux d'intérêt nominal (TMP) | 0               | C(3)                        | C(5)                   | C(8)              |
| TCEN                         | 0               | 0                           | C(6)                   | C(9)              |
| PIB non agricole             | 0               | 0                           | 0                      | C(10)             |

En reposant sur les restrictions ci-dessus, l'estimation du modèle VAR structurel entre 2007 T1 et 2021 T4 rapporte un niveau de transmission global du taux de change aux prix à la consommation de 33,3%. En d'autres termes, environ un tiers des fluctuations du taux de change effectif nominal se transmettent aux prix à la consommation domestiques. Ce constat rejoint ainsi le niveau estimé par l'approche réduite ainsi que ceux relevés dans le benchmark international sur le Maroc.

#### 4. Evolution temporelle du pass-through du taux de change aux prix au Maroc : réformes structurelles et impact de la pandémie sanitaire :

Le pass-through du taux de change aux prix n'est pas stable dans le temps, car il s'avère un baromètre très sensible aux impacts des réformes structurelles, l'évolution de l'environnement inflationniste ainsi que la crédibilité des institutions publiques. Partant de là et suivant Gagnon et Ihrig (2004) ainsi que Carrière-Swallow et al. (2016), nous restreignons dans cette section l'estimation du niveau de l'ERPT à l'échantillon de données s'étalant de 2016 T1 à 2022 T2. Le choix de cette période est motivé par une sélection de réformes économiques ayant un haut potentiel de se refléter sur la dynamique des prix, du taux de change ou les deux à la fois. Il s'agit de la libéralisation totale des prix des produits énergétiques survenue en décembre 2015, l'entrée en vigueur de la réforme du régime de change à partir de janvier 2018 et la survenance de la pandémie du Covid-19 qui a marquée l'environnement mondial et national ces trois dernières années. Notre méthodologie est similaire à la section précédente, dans le sens où l'ampleur du pass-through du taux de change aux prix est estimée moyennant l'approche en forme réduite (modèles ARDL)<sup>36</sup> et une méthodologie structurelle en VAR.

<sup>36</sup> En privilégiant le souci de parcimonie à l'exhaustivité, il n'est pas robuste de conduire notre estimation empirique des modèles ARDL sur la période 2016-2022 en intégrant l'ensemble des déterminants internes et externes des prix. Par conséquent et suivant Aisen et al. (2021), les variables explicatives de l'indice des prix à la consommation ont été réduites au taux de change et à l'indice des prix dans la Zone euro. Ce qui revient à simplifier nos modèles en les exprimant selon les termes de la parité de pouvoir d'achat (PPA) sur cette période.

**Tableau 9: Relation de long-terme et ampleur de l'ERPT selon l'approche ARDL sur la période 2016**

| F-statistique   |                       |                      |                      |                      |
|---|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Modèles ARDL  | Modèle(1)<br>(1,1,1)) | Modèle(2)<br>(4,3,3) | Modèle(3)<br>(4,2,1) | Modèle(4)<br>(4,5,5) |
| 2016 - 2022   | 7,77                  | 7,83                 | 6,66                 | 8,44                 |
| Existence d'une relation de cointégration                       | Oui***                | Oui***               | Oui***               | Oui***               |
| Ampleur du pass-through du taux de change aux prix<br>(p-value) | -0,37<br>(0.01)       | -0,21<br>(0.0054)    | 0,15<br>(0.0068)     | 0,375<br>(0.000)     |

\*\*\* niveau de significativité de 1%  
Source : Calculs auteurs

**Tableau 10: Pass-through du taux de change au Maroc estimé par le SVAR par échantillon**

| Echantillons d'estimation | Degré de transmission du taux de change aux prix |
|---------------------------|--|
| 2016 T1-2021 T4           | -39,3%   |
| 2007 T1-2021 T4           | -33,3%   |

Source : calculs des auteurs

Globalement, les résultats des deux approches empiriques s'accordent (cf. Tableaux 9 et 10) pour suggérer une légère accélération du niveau de l'ERPT de long terme du taux de change aux prix à la consommation entre 2016 T1 et le second trimestre de 2022. L'ampleur de transmission des fluctuations du taux de change serait passée de 33% à 37% selon l'approche ARDL et de 33,3% à environ 39% en reposant sur les estimations du modèle VAR structurel. En respect aux autres variantes de mesure du taux de change et des prix, la légère tendance à l'augmentation est également relevée au niveau du pass-through du taux de change à la composante sous-jacente de l'indice des prix à la consommation (21% après un niveau de 14% sur la période globale d'estimation) et de l'ERPT des taux change bilatéraux USD/MAD et EUR/MAD qui ont atteint les niveaux respectifs de 15% et 37,5% sur la période récente d'analyse.

Avec une amplitude aux alentours de 38% en moyenne sur la période 2016-2022 T2, l'intensité de transmission des fluctuations du taux de change aux prix serait demeurée modeste, bien qu'elle semble en apparence contradictoire avec les récentes tendances baissières de l'ERPT rapportées par la littérature sur le plan international. Toutefois, cette divergence d'ampleur pourrait trouver origine dans la nature des chocs et des réformes ayant affecté l'économie nationale sur la période récente. En premier lieu, le Maroc a supprimé plus tardivement les subventions sur les produits pétroliers (à partir de 2016) contrairement à la majorité des pays émergents qui ont complété ce processus de

libéralisation durant la décennie 1990. Or, les prix des produits énergétiques seraient plus prônes à évoluer en co-mouvement avec les fluctuations du taux de change et seraient caractérisés par un large phénomène de diffusion notamment aux autres catégories de prix.

En second lieu, notre échantillon d'estimation est marqué par les effets adverses de la pandémie du Covid-19 qui ont pesé différemment sur l'évolution des prix et du taux de change comparé à une situation économique normale. Qu'ils soient liés à des distorsions d'offre (rupture des chaînes d'approvisionnement, restrictions sur le commerce international, perturbation des transports maritime et aérien, volatilité des cours des matières premières) ou des perturbations de la demande (baisse des revenus des ménages, recul de la demande étrangère, fléchissement de l'investissement des entreprises), les chocs de la pandémie ont été inattendus, systémiques à l'ensemble des secteurs d'activité et sans précédent en matière d'ampleur et de transmission. Dans pareille configuration, l'élasticité entre le taux de change et les prix pourrait temporairement changer avant de retourner à son niveau tendanciel post-crise<sup>37</sup>.

En troisième lieu, il convient de rappeler que les premiers stades de flexibilisation du régime de change au Maroc ont été globalement accompagnés d'un choc persistant d'appréciation du dirham. Demeurant généralement aligné sur les fondamentaux de l'économie<sup>38</sup>, ce mouvement à l'appréciation du dirham amorcé depuis la date d'introduction de la réforme du régime de change dénoterait d'un phénomène plus structurel qui est plus susceptible de se transmettre davantage aux prix. Par ailleurs, un tel constat pourrait également suggérer l'existence de transmission asymétrique du taux de change aux prix à l'inflation<sup>39</sup>, dans l'esprit des travaux de Delatte et Lopez-Villavicencio (2012).

En dernier lieu, la théorie économique souligne qu'un délai temporel est souvent nécessaire pour que les agents économiques parviennent à distinguer entre la nature transitoire et celle structurelle des fluctuations du taux de change, sous-entendant ainsi l'existence d'un processus d'apprentissage des acteurs économiques. Ce mécanisme intervient particulièrement lors des phases transitoires d'adoption d'un régime de change flottant ou en cas de sortie désordonnée d'un ancrage du taux de change.

Consciente des risques que représente cette situation sur le plan national, Bank Al-Maghrib a d'ailleurs veillé au bon déroulement de la réforme du régime de change en sensibilisant les opérateurs aux implications de la flexibilisation du dirham, en continuant à les accompagner étroitement d'une phase à l'autre de la réforme et en les encourageant à recourir plus largement aux opérations de couverture contre le risque de change.

Dans une optique plus robuste, ces hypothèses ont été par ailleurs testées empiriquement. En se basant sur les travaux de López-Villavicencio et Mignon. (2016), Jasova et al. (2016) et Aisen et al. (2021), nous avons procédé à l'estimation d'une variante augmentée du modèle en forme réduite (équation (1)) qui dépeint outre les déterminants usuels de l'inflation, les interactions entre le taux de change et les éventuels effets des réformes menées par les autorités publiques. Pour cela, nous introduisons des variables *dummy*<sup>i</sup>, qui prennent les valeurs 1 à partir de la date d'introduction des réformes structurelles (libéralisation des prix des produits énergétiques et flexibilisation du régime de change

---

<sup>37</sup> Aisen et al. (2021) ont montré que le pass-through du taux de change aux prix au Mozambique a changé de magnitude à la suite de la crise financière de 2008. Bien qu'il soit retourné à son niveau de long terme après la résorption des effets de la crise. Calavecchio et Rubene (2020) ont démontré que les larges fluctuations du taux de change génèrent une transmission plus importante aux prix à l'import et à la consommation dans les pays de la Zone euro comparé à des variations plus réduites (non linéarité des fluctuations de taux de change et leur incidence sur l'ERPT).

<sup>38</sup> Comme le suggère les rapports de BAM et les évaluations effectuées par le FMI dans le cadre des consultations au titre de l'article IV pour le Maroc.

<sup>39</sup> L'asymétrie renvoie à une amplitude de l'ERPT différente selon que le taux de change s'inscrit en dépréciation ou en appréciation bien que cette variation soit la même en terme absolu.

respectivement) ou de survenance de la pandémie du Covid-19. Pour les dates antérieures à ces réformes et chocs économiques, ces variables sont fixées à 0<sup>40</sup>.

A titre d'illustration et relativement à la réforme de suppression des subventions des prix de l'énergie, nous estimons le modèle (1) suivant, où  $dummy^{energie}$  prend la valeur 1 de T1 2016 à T2 2022 et 0 autrement :

$$\begin{aligned} \Delta \ln CPI_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta \ln NEER_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^k \theta_i \Delta \ln CPI_{imp_{t-i}} + \sum_{i=0}^m \psi_i \Delta \ln Tmp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i \hat{y}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^r \gamma_i \Delta \ln NEER_{t-i} * dummy^{energie}_{t-i} + \alpha_1 \ln CPI_{t-1} \\ & + \alpha_2 \ln NEER_{t-1} + \alpha_3 \ln Tmp_{t-1} + \alpha_4 \ln CPI_{imp_{t-1}} \\ & + \alpha_5 \ln NEER_{t-1} * dummy^{energie}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Par analogie, le modèle (2) et le modèle (3) représentent des variantes de l'équation ci-dessus tout en intégrant des variables dummy décrivant d'une part les interactions entre le pass-through du taux de change et la réforme du régime de change et ses interactions avec la pandémie du Covid-19, d'autre part. L'estimation des trois modèles sur l'échantillon global d'analyse (cf. tableau 11) laisserait envisager une réactivité significative et non nulle du degré de transmission des variations de taux du change aux prix en présence des réformes et chocs économiques susmentionnés. Ainsi, nos résultats démontrent que la libéralisation des prix de l'énergie aurait contribué à la hausse du pass-through du taux de change à l'inflation.

Pareil constat serait à relever concernant la nature des chocs ayant affecté le taux de change depuis l'introduction de la réforme du régime de change au Maroc, quoiqu'à une plus faible ampleur. Enfin, la pandémie sanitaire et les mesures restrictives décrétées dans son sillage auraient légèrement impacté à la baisse l'ampleur de la diffusion des fluctuations du taux de change aux prix au Maroc.

---

<sup>40</sup> Dans un souci de robustesse, il serait pertinent d'estimer ultérieurement des variantes de ces régressions avec des changements de régime à la place des variables dummy.

**Tableau 11: Estimation des coefficients de long terme et leurs p-value sur la période 2007-2021 T4**

| Variables  | Modèle (1)         | Modèle (2)        | Modèle (3)        |
|--|--------------------|-------------------|-------------------|
| Taux de change   | -0,20<br>(0.029)   | -0,35<br>(0.0066) | -0,285<br>(0.016) |
| Prix dans la Zone euro   | 0,53<br>(0.000)    | 0,45<br>(0.000)   | 0,34<br>(0.0012)  |
| Taux d'intérêt nominal   | -0,09<br>(0.0017)  | -0,14<br>(0.000)  | -0,16<br>(0.000)  |
| Taux de change*Réforme de libéralisation des prix de l'énergie | 0,0036<br>(0.0045) | -----             | -----             |
| Taux de change*Réforme de flexibilisation du taux de change    | -----              | 0,003<br>(0.033)  | -----             |
| Taux de change*Pandémie Covid-19                               | -----              | -----             | -0,006<br>(0.08)  |

Source : Calculs auteurs

La légère augmentation de l'ampleur de l'ERPT sur la période 2016-2022 T2 se refléterait inévitablement dans le processus de formation des prix au Maroc. Ainsi, et si l'on tient compte de l'environnement inflationniste stable au Maroc, nos résultats laisseraient entrevoir une contribution plus prononcée du taux de change dans l'évolution désinflationniste des prix enregistrée courant cette période. Pour des niveaux de transmission du taux de change de long terme situés aux alentours de 38%, l'appréciation moyenne de 2% du dirham, affichée depuis 2016, se serait traduite par une baisse du niveau de l'inflation globale de 0,7 point de pourcentage relativement à la période antérieure à la pandémie du Covid-19 et la libéralisation des prix des produits énergétiques, notamment. Dans le même ordre d'idées, ce constat suggérerait un rôle plus prépondérant du taux de change dans l'explication des déviations constatées entre les prix domestiques et ceux de nos pays partenaires sur cette période.

Malgré la diversité des approches mobilisées dans ce travail de recherche, **nos conclusions restent tributaires de l'étroitesse de l'échantillon de données sur lequel nos estimations ont été menées.** Ainsi, ces analyses doivent faire l'objet d'actualisations continues car des ruptures structurelles de l'ampleur de l'ERPT aux prix au Maroc peuvent survenir en réponse aux réformes et chocs économiques affectant notre économie.

## 5. Conclusion

Dans le présent document de recherche, nous fournissons une estimation robuste et actualisée du degré de transmission des fluctuations du taux de change aux prix au Maroc à long terme entre le premier trimestre de 2007 et le quatrième trimestre de 2021. En recourant à une méthodologie en forme réduite (modèles ARDL) et une approche en VAR structurel avec restrictions de long terme, nos estimations révèlent que le pass-through du taux de change à l'indice des prix à la consommation est incomplet et son ampleur est estimée à environ 33% à long terme. Le degré de transmission se révèle plus faible, établi à 14% si l'on exclut de l'indice des prix à la consommation des catégories de produits à prix plus volatils (produits alimentaires et énergétiques). Une évaluation de l'intensité du pass-through des taux de change bilatéraux des principales devises étrangères vis-à-vis du dirham a été également menée. Les résultats laissent à croire une transmission du taux de change EUR/MAD similaire à celle du taux de change effectif nominal, avec un niveau de 34% sur la même période. En contraste, le degré de transmission des fluctuations du dollar aux prix ressort moins important, s'établissant à 10,5% approximativement. Nos investigations s'accordent avec le benchmark international sur le Maroc et sont révélatrices de degrés de transmission modérés qui auraient bénéficié des acquis économiques réalisés par le Maroc, en particulier en ce qui a trait à la stabilité des prix sur les deux dernières décennies procurée par l'ancrage du taux de change. Dans ce sens, les travaux académiques sont unanimes quant au rôle de la stabilité de l'environnement inflationniste, la crédibilité de la politique monétaire et la transparence des décisions des banques centrales dans l'atténuation de la transmission des variations du taux de change aux prix à la consommation<sup>41</sup>.

En termes d'implications pour la politique monétaire, une incidence modérée du taux de change contribuerait à stabiliser l'inflation à des niveaux faibles au Maroc, lesquels sont susceptibles de réduire à leur tour l'ampleur de transmission du taux de change aux prix. Initiant un cercle vertueux entre ces deux variables, un degré moindre de l'ERPT réduirait les risques de flexibilisation avancée du taux de change au Maroc, du moins du point de vue de la stabilité des prix. En addition à cela, un plus faible niveau de l'ERPT accroîtrait généralement la qualité des projections des Banques centrales en cas d'une grande volatilité du taux de change. Ceci est d'autant plus important que les prévisions macroéconomiques, particulièrement celles de l'inflation, constituent un intrant clé dans la conduite de la politique monétaire sous un régime de ciblage d'inflation. Une ampleur plus faible de l'incidence du taux de change pourrait enfin influencer sur la propagation des chocs au sein de l'économie en atténuant leurs effets sur la croissance et l'inflation.

En plus, et afin de renforcer notre apprentissage de la relation entre le taux de change et l'inflation sur la période récente, nous avons procédé à la réévaluation du niveau de l'ERPT sur la période allant du T1 2016 au T2 2022, marquée par une succession de réformes et de chocs économiques sans précédent. Les estimations issues des approches en forme réduite et structurelle font état d'une légère hausse de l'ampleur de transmission des variations du taux de change aux prix à la consommation, qui serait passée de 33% sur l'échantillon global à 38% approximativement. Cette accélération relativement limitée suscite des interrogations sur les facteurs à l'origine de ce phénomène. Nous avançons que i) la suppression relativement tardive des subventions sur les produits pétroliers comparé à la majorité des pays émergents, ii) les effets adverses de la pandémie du Covid-19 qui ont pesé différemment sur

---

<sup>41</sup> Ce document de recherche investigate l'amplitude de l'ERPT aux prix à la consommation selon une perspective macroéconomique. Sous réserve de la disponibilité de données granulaires, il serait pertinent d'appréhender dans le futur la problématique de transmission de variations du taux de change aux prix à la consommation à la lumière de facteurs microéconomiques, à l'instar des stratégies de pricing des entreprises marocaines, la discrimination des prix et l'intégration incomplète des marchés.

l'évolution des prix et du taux de change comparé à une situation économique normale, iii) la nature des chocs ayant entraîné une appréciation persistante du dirham depuis l'entrée en vigueur de la réforme du régime de change en janvier 2018 ainsi que iv) l'existence éventuelle d'un processus d'apprentissage progressif des acteurs économiques de la nature des fluctuations de change lors des phases transitoires d'adoption d'un régime de change plus flexible auraient influé sur le niveau récent de l'ERPT. Sur ce dernier point, nous tenons à souligner que les efforts importants déployés par Bank Al-Maghrib pour veiller au bon déroulement de la réforme du régime de change, et qui portent notamment sur la sensibilisation des opérateurs aux implications de la flexibilisation du dirham, leur accompagnement étroit d'une phase à l'autre de la réforme et la promotion de recours plus larges aux opérations de couverture contre le risque de change, devraient concourir à la préservation d'une amplitude modérée du pass-through du taux de change aux prix au Maroc.

Les conclusions relatives à la légère accélération du pass-through du taux de change après 2016 sont tributaires de l'étroitesse de l'échantillon de données sur lequel nos estimations ont été menées. Ainsi, des actualisations régulières du pass-through du taux de change devraient être menées afin d'investiguer des éventuelles ruptures structurelles survenant en réponse aux réformes et chocs économiques affectant notre économie.

## Bibliographie

Aisen, Ari and Simone, Felix and Manguinhane, Edson, An Empirical Assessment of the Exchange Rate Pass-Through in Mozambique (May 1, 2021). IMF Working Paper No. 2021/132.

Amiti, M., Itskhoki, O. & Konings, J. (2014), 'Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect', *American Economic Review*.

Bailliu, J., et E. Fujii (2004). « Exchange Rate PassThrough in Industrialized Countries: An Empirical Investigation », document de travail de la Banque du Canada.

Bailliu, J., et Bouakez, H. (2004), 'La transmission des variations des taux de change dans les pays industrialisés', Département des Relations internationales, *Revue de la Banque du Canada*.

Beirne, J., and Bijsterbosch, M. (2009), Exchange Rate Pass-through in Central and Eastern European Member States, ECB working paper series NO 1120.

Betts, C., et M. Devereux (2001). « The International Effects of Monetary and Fiscal Policy in a Two-Country Model », MIT Press, p. 9-52.

Bouakez, H. and N. Rebei (2008), "Has Exchange Rate Pass-Through Really Declined? Evidence from Canada." *International Economics*, 75, 249–267.

Burstein, A. & Gopinath, G. (2014), Chapter 7 - International Prices and Exchange Rates, in G. Gopinath, E. Helpman & K. Rogoff, eds, 'Handbook of International Economics', Vol. 4 of Handbook of International Economics.

Carrière-Swallow, Y. and Gruss, B. and Magud, N. and F. Valencia (2016), "Monetary Policy Credibility and Exchange Rate Pass-Through", IMF Working Papers.

Ca' Zorzi, M., E. Hahn, and M. Sanchez (2007), "Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets." *The IUP Journal of Monetary Economics*, V, 84–102.

Campa, J. & Goldberg, L. S. (2005), 'Exchange Rate Pass-Through into Import Prices', *The Review of Economics and Statistics*.

Chatri, A. and Maarouf, A. and Ragbi, A. (2016), 'An empirical investigation of the exchange rate pass-through to prices in Morocco', *Global Journal of Management and Business Research*, 16(B5), 21–31.

Choudhri, E. and D. Hakura. (2006), "ERPT to domestic prices: Does the inflationary environment matter?" *Journal of International Money and Finance*, 25(4): 614–639.

Colavecchio, R. & Rubene, I. (2020), "Non-linear exchange rate pass-through to euro area inflation: a local projection approach", Working Paper Series, No 2362, ECB, Frankfurt am Main, January.

Comunale, M. and Kunovac, D. (2017) Exchange rate pass-through in the euro area, ECB Working Paper Series.

Corsetti, G., L. Dedola, and S. Leduc (2008), "High Exchange-rate Volatility and Low Pass-through." *Journal of Monetary Economics*, 55, 1113–1128.

- Delatte, A.-L. & Lopez-Villavicencio, A. (2012), 'Asymmetric Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Major Countries', *Journal of Macroeconomics*.
- Devereux, M. and J. Yetman. (2008). 'Price adjustment and exchange rate pass-through: Theory and evidence'. Hong Kong Institute for Monetary Research.
- Dubravko Mihaljek & Marc Klau. (2008). "Exchange rate pass-through in emerging market economies: what has changed and why?", *BIS papers*.
- Falloul, E. (2014) 'Exchange rate pass-through and inflation in Morocco: A VAR model analysis', *International Journal of Innovation and Scientific Research* ISSN 2351-8014 Vol. 11 No. 2 Nov. 2014, pp. 363-370.
- Faryna, O. (2016), *Nonlinear Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Ukraine*, National Bank of Ukraine.
- Forbes, K., Hjortsoe, I. & Nenova, T. (2018), 'The shocks matter: Improving our estimates of exchange rate pass-through', *Journal of International Economics*.
- Forbes, Kristin, Hjortsoe, Ida and Nenova, Tsvetelina (2015). "The Shocks Matter: Improving our Estimates of Exchange Rate Pass-Through", *Bank of England External MPC Unit Discussion Paper*, No. 43.
- García-Schmidt, M., and Garcia-Cicco, J., (2017), *Working Paper Revisiting the exchange rate pass through: A general equilibrium perspective* Economic Research Working Papers, No. 82 Provided in Cooperation with: Economic Research Department (ie), Central Bank of Argentina.
- Gagnon, J. E. & Ihrig, J. (2004), 'Monetary policy and exchange rate pass-through', *International Journal of Finance and Economics*.
- Goldberg, P. K., et M. Knetter (1997). 'Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?', *Journal of Economic Literature*.
- Gosh, Amid & Rajan, Ramkishen S. (2007) "A Survey of Exchange Rate Pass-Through in Asia" *Asian-Pacific Economic Literature*, 21/2, November: 13-28.
- Hahn, E. (2003), *Pass-through of external shocks to euro area inflation*, Working Paper Series 243, European Central Bank.
- Helmy, O., Fayed, M et K. Hussein (2018). "Exchange rate pass-through to inflation in Egypt: a structural VAR approach", *Review of Economics and Political Science* Vol. 3 No. 2, 2018 pp. 2-19.
- Hendry, D.F. (1995) *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press, Oxford.
- Hong, P. and Zhang, F. (2016) *Exchange Rate Pass-Through into China's Import Prices: An Empirical Analysis Based on ARDL Model*. *Open Journal of Social Sciences*,
- Ito, Takatoshi and Kiyotaka Sato (2008), "Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: VAR Analysis of the Exchange Rate Pass-Through," *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 40 (7), 1407-1438.
- Jasova, M., and Moessner, R., and Takáts, E. *Exchange Rate Pass-Through: What Has Changed Since the Crisis?* (September 2016). *BIS Working Paper* No. 583.

- Josué Fernando Cortés Espada, 2013. "Estimating the Exchange Rate Pass-Through to Prices in Mexico," *Monetaria*, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA, vol. 0(2), pages 287-316, July-Dece.
- Khotulev, I. (2020). "Shock-Dependent Exchange Rate Pass-Through in Russia," Bank of Russia Working Paper Series note20, Bank of Russia.
- Lian An and Jian Wang, 2012. "Exchange Rate Pass-Through: Evidence Based on Vector Autoregression with Sign Restrictions," *Open Economies Review*, Springer, vol. 23(2), pages 359-380, April.
- López-Villavicencio, A. and V. Mignon. (2016). "Exchange rate pass-through in emerging countries: Do the inflation environment, monetary policy regime and institutional quality matter?" CEPII Working Paper No 2016-0 –April.
- Marodin, F. & Portugal, M. S., (2018). "Exchange Rate Pass-Through in Brazil: a Markov switching estimation for the inflation targeting period (2000-2015)," Working Papers Series 473, Central Bank of Brazil, Research Department.
- McCarthy, J. (2007), "Pass-through of exchange rate and import prices to domestic inflation in some industrialized economies", *Eastern Economic Journal*, pp. 511-537.
- McCarthy, J. (2000). "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies." *BIS Working Papers*, 79.
- Mihaljek, D., and Klau, M. (2008), "Exchange rate pass-through in emerging market economies: what has changed and why? *BIS Papers chapters*, Bank for International Settlements.
- Miyajima, K. (2019), "Exchange Rate Volatility and Pass-Through to Inflation in South Africa", *IMF Working paper* 19/277.
- Mohanty, M S., and Turner, P. (2008), *Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies*, Monetary and Economic Department, *BIS Papers* No 35.
- Mumtaz, H., and Oomen, O., and Wang, J. (2006), *Exchange Rate Pass-Through into UK Import Prices*. Bank of England Working Paper No. 312.
- Murchison, S. (2009), "Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy: How Strong is the Link?," *Staff Working Papers* 09-29, Bank of Canada.
- Osbat, C., and Sun, Y., and Wagner, M. (2021) *Sectoral Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area*, *ECB Working Paper* No. 2021/2634.
- Özyurt, S. (2016), *Has the Exchange Rate Pass-Through Recently Declined in the Euro Area?*, " Working Paper Series 1955, European Central Bank.
- Pesaran, H. & Shin, Y., and Smith, R. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships," *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 16(3), pages 289-326.
- Savoie-Chabot, L. and Khan, M. (2015), *Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: Theory and Recent Evidence*, Discussion Paper/Document d'analyse, Bank of Canada.
- Shambaugh, Jay (2008). A new look at pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 27(4), 560-591.

Takhtamanova, Yelena F. (2010). « Understanding changes in exchange rate pass-through ». *Journal of Macroeconomics*, Volume 32, Issue 4, 2010, Pages 1118-1130.

Taylor, J. (2000). « Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms », *European Economic Review*, vol. 44, no 7.

Zniber, L. (2020). « Le pass-through du taux de change aux prix à la consommation : Evidence empirique pour le Maroc ». DEPF, Policy Brief N°16.

## Annexe 1 : Méthodologie ARDL et test de cointégration PSS

Suivant le développement de Hendry (1995), tout modèle unidimensionnel (à une seule équation économétrique) est considéré comme un cas spécial d'un modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag). La méthodologie ARDL a récemment gagné en intérêt en lien avec l'implémentation d'une nouvelle approche permettant de tester la cointégration développée par Pesaran, Shin and Smith (test PSS). L'investigation d'une relation de long terme appréhendée dans ce sens demeure robuste aux défis liés à la taille des séries et au changement de régime en comparaison avec les autres méthodologies classiques de cointégration (Granger et Johansen)<sup>42</sup>.

En effet, Pesaran, Shin et Smith ont introduit un nouveau test de cointégration basé sur l'approche ARDL permettant de définir une relation de long terme entre des variables n'ayant pas nécessairement le même ordre d'intégration. Il est désormais envisageable d'appréhender une relation de cointégration entre des variables stationnaires et des variables intégrées d'ordre 1 même sur des échantillons finis. Ceci est d'autant plus pertinent qu'il est souvent périlleux d'établir avec certitude l'ordre d'intégration des variables sur des échantillons finis ou en présence de rupture de régime<sup>43</sup> (Shiller et Perron 1985). En effet, la puissance des tests de racine unitaire est largement critiquée. Ainsi, la méthodologie ARDL ne requiert pas nécessairement de tests préalables de racine unitaire, spécialement dans le cas où le test de cointégration PSS est concluant. Elle demeure ainsi robuste aux défis liés à la taille des séries et au changement de régime.

Dans un souci de simplification, nous avons retenu le même nombre de retards pour l'ensemble des composantes du vecteur, mais il demeure possible de choisir des ordres de retard différenciés pour les variables explicatives. Ceci confère à la méthodologie ARDL l'avantage de la flexibilité contrairement à l'approche de Johansen qui contraint la modélisation à un retard uniforme pour l'ensemble des variables.

### Protocole du test PSS

L'analyse de la relation de long terme entre une sélection de variables se base sur la procédure du test des bandes<sup>44</sup> (Bounds Tests) ou le test PSS de Pesaran, Shin et Smith. S'inscrivant dans la lignée d'Engle et Granger (1987), ce test a pour hypothèse nulle l'absence d'une relation de long terme. Par conséquent, les hypothèses nulles du test de bandes s'écrivent en termes suivants :

$$H_0^{\pi_{yy}} : \pi_{yy} = \mathbf{0}, H_0^{\pi_{yx,x}} : \pi_{yx,x} = \mathbf{0}'$$

Contre les hypothèses alternatives :

$$H_1^{\pi_{yy}} : \pi_{yy} \neq \mathbf{0}, H_1^{\pi_{yx,x}} : \pi_{yx,x} \neq \mathbf{0}'$$

Ainsi, l'hypothèse nulle jointe devient  $H_0 = H_0^{\pi_{yy}} \cap H_0^{\pi_{yx,x}}$  contre l'hypothèse jointe alternative  $H_1 = H_1^{\pi_{yy}} \cup H_1^{\pi_{yx,x}}$ . L'hypothèse  $H_1$  permet l'existence d'une relation de long terme « dégénérative » (degenerate long-run relationship) correspondant à  $\pi_{yx,x} = \mathbf{0}'$ .

<sup>42</sup> Voir Alam and Quazi (2003).

<sup>43</sup> Nous référons à la faible puissance des procédures des tests de racine unitaire dans les cas échéants.

<sup>44</sup> Voir « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships » Pesaran, Shin and Smith (1999)

La F-statistique du test des bandes suit une loi asymptotique non usuelle<sup>45</sup> qu'il faut comparer avec la bande inférieure  $F_{\min}$  et la bande supérieure  $F_{\max}$  correspondant aux valeurs critiques des distributions selon que le vecteurs  $\{x_t\} \sim I(0)$  ou  $\{x_t\} \sim I(1)$ .

---

<sup>45</sup> La table des valeurs critiques de la F-statistique est présentée dans le papier « *Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships* » Pesaran, Shin and Smith (1999).

## Annexe 2 : Résultats empiriques de l'approche ARDL et du SVAR sur l'échantillon global d'analyse

Dependent Variable: D(LIPC)

Sample: 2007Q1 2022Q2

| Variable       | Coefficient | t-Statistic | Prob.  |
|----------------|-------------|-------------|--------|
| C              | 1.062810    | 5.092447    | 0.0000 |
| LIPC(-1)*      | -0.225173   | -3.799984   | 0.0005 |
| LNEER**        | -0.074338   | -2.516715   | 0.0159 |
| LIPC_ZE(-1)    | 0.075384    | 1.645768    | 0.1075 |
| LTMP**         | -0.037784   | -4.929491   | 0.0000 |
| D(LIPC(-1))    | -0.085599   | -0.737786   | 0.4648 |
| D(LIPC(-2))    | -0.058774   | -0.573464   | 0.5695 |
| D(LIPC(-3))    | 0.138320    | 1.329240    | 0.1911 |
| D(LIPC(-4))    | -0.332177   | -3.029565   | 0.0042 |
| D(LIPC_ZE)     | 0.021522    | 0.268628    | 0.7896 |
| D(LIPC_ZE(-1)) | -0.102891   | -1.204880   | 0.2352 |
| D(LIPC_ZE(-2)) | 0.027364    | 0.309714    | 0.7583 |
| D(LIPC_ZE(-3)) | 0.150555    | 1.749917    | 0.0876 |
| PIB_NG_CYC     | 0.055112    | 2.717282    | 0.0096 |
| PIB_NG_CYC(-1) | 0.065604    | 2.519870    | 0.0157 |
| PIB_NG_CYC(-3) | 0.050724    | 2.445785    | 0.0188 |

Dependent Variable: D(LIPC)

Sample: 2007Q1 2022Q2

| Variable         | Coefficient | t-Statistic | Prob.  |
|------------------|-------------|-------------|--------|
| C                | 0.761798    | 5.309978    | 0.0000 |
| LIPC(-1)*        | -0.318727   | -4.442884   | 0.0001 |
| LDOL_MAD(-1)     | 0.033686    | 2.388668    | 0.0220 |
| LIPC_ZE(-1)      | 0.138654    | 2.797668    | 0.0080 |
| LTMP(-1)         | -0.022555   | -4.282105   | 0.0001 |
| D(LIPC(-1))      | 0.027913    | 0.232870    | 0.8171 |
| D(LIPC(-2))      | 0.088838    | 0.839903    | 0.4062 |
| D(LIPC(-3))      | 0.182602    | 1.786077    | 0.0821 |
| D(LIPC(-4))      | -0.355326   | -3.270187   | 0.0023 |
| D(LDOL_MAD)      | 0.036219    | 1.819339    | 0.0767 |
| D(LDOL_MAD (-1)) | -0.025548   | -1.250493   | 0.2188 |
| D(LDOL_MAD (-2)) | -0.039704   | -1.931179   | 0.0609 |
| D(LIPC_ZE)       | -0.049384   | -0.611797   | 0.5443 |
| D(LIPC_ZE(-1))   | -0.116707   | -1.388875   | 0.1730 |
| D(LTMP)          | -0.026293   | -2.162697   | 0.0369 |
| D(LTMP(-1))      | -0.013107   | -1.253215   | 0.2178 |
| D(LTMP(-2))      | 0.022221    | 2.356181    | 0.0237 |
| PIB_NG_CYC       | 0.050013    | 2.403498    | 0.0212 |
| PIB_NG_CYC(-1)   | 0.038138    | 1.445248    | 0.1566 |

Dependent Variable: D(LIPC)  
Sample: 2007Q1 2022Q2

| Variable       | Coefficient | t-Statistic | Prob.  |
|----------------|-------------|-------------|--------|
| C              | 0.410948    | 2.163773    | 0.0365 |
| LIPC(-1)*      | -0.366029   | -4.406654   | 0.0001 |
| LEUR_MAD**     | 0.122504    | 2.512772    | 0.0161 |
| LIPC_ZE(-1)    | 0.222975    | 3.060994    | 0.0039 |
| LTMP(-1)       | -0.029817   | -4.471744   | 0.0001 |
| LOIL**         | -0.006773   | -2.009850   | 0.0512 |
| D(LIPC(-1))    | 0.010559    | 0.099798    | 0.9210 |
| D(LIPC(-2))    | -0.034764   | -0.339887   | 0.7357 |
| D(LIPC(-3))    | 0.102652    | 1.035334    | 0.3067 |
| D(LIPC(-4))    | -0.413800   | -4.004953   | 0.0003 |
| D(LIPC_ZE)     | 0.069964    | 0.767330    | 0.4474 |
| D(LTMP)        | -0.023525   | -1.944730   | 0.0589 |
| D(LTMP(-1))    | -0.017551   | -1.662120   | 0.1043 |
| PIB_NG_CYC(-2) | 0.111950    | 3.730903    | 0.0006 |
| DUMMY          | -0.017697   | -4.392694   | 0.0001 |
| PIB_NG_CYC(-4) | 0.038827    | 1.720277    | 0.0931 |

Dependent Variable: D(LIPCX)  
Sample: 2007Q1 2022Q2

| Variable        | Coefficient | t-Statistic | Prob.  |
|-----------------|-------------|-------------|--------|
| C               | 1.345559    | 3.584701    | 0.0010 |
| @TREND          | 0.000285    | 0.888902    | 0.3798 |
| LIPCX(-1)*      | -0.362764   | -4.850039   | 0.0000 |
| LNEER_SA(-1)    | -0.051280   | -2.500923   | 0.0169 |
| LTMP(-1)        | -0.032460   | -3.584493   | 0.0010 |
| LIPC_ZE(-1)     | 0.119478    | 2.532143    | 0.0157 |
| D(LIPCX_SA(-1)) | 0.374295    | 2.854030    | 0.0070 |
| D(LNEER_SA)     | 0.027624    | 0.639884    | 0.5262 |
| D(LTMP)         | -0.001363   | -0.123079   | 0.9027 |
| D(LTMP(-1))     | 0.020883    | 2.437857    | 0.0197 |
| D(LTMP(-2))     | 0.025296    | 3.333723    | 0.0020 |
| D(LTMP(-3))     | 0.010404    | 1.510848    | 0.1393 |
| D(LIPC_ZE)      | -0.004258   | -0.069106   | 0.9453 |
| D(LIPC_ZE(-1))  | -0.132455   | -1.514653   | 0.1384 |
| D(LIPC_ZE(-2))  | -0.141986   | -1.845204   | 0.0730 |
| D(LIPC_ZE(-3))  | -0.066378   | -1.074106   | 0.2897 |
| PIB_NG_CYC(-1)  | 0.057509    | 2.673206    | 0.0111 |
| PIB_NG_CYC      | 0.063736    | 2.397820    | 0.0217 |
| DUMMY           | 0.010651    | 2.220499    | 0.0326 |

Dependent Variable: D(LIPC-Tradable)  
Sample: 2007Q1 2022Q2

| Variable             | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
|----------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| C                    | 0.658356    | 0.179495   | 3.667821    | 0.0006 |
| LIPC_TRADABLE(-1)*   | -0.163841   | 0.032866   | -4.985102   | 0.0000 |
| LNEER**              | -0.071338   | 0.029525   | -2.416200   | 0.0195 |
| LIPC_ZE**            | 0.095055    | 0.030489   | 3.117680    | 0.0031 |
| LTMP(-1)             | -0.022068   | 0.006390   | -3.453369   | 0.0012 |
| D(LIPC_TRADABLE(-1)) | 0.674378    | 0.082526   | 8.171745    | 0.0000 |
| D(LTMP)              | -0.031618   | 0.010979   | -2.879960   | 0.0059 |
| D(LTMP(-1))          | 0.016241    | 0.008924   | 1.819947    | 0.0750 |
| D(LTMP(-2))          | 0.023638    | 0.008602   | 2.747793    | 0.0084 |
| PIB_CYC_EU(-3)       | -0.067467   | 0.027609   | -2.443608   | 0.0183 |
| PIB_CYC_EU(-4)       | 0.043852    | 0.025635   | 1.710653    | 0.0936 |
| PIB_NG_CYC(-1)       | 0.056068    | 0.025575   | 2.192287    | 0.0332 |

Levels Equation

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| LNEER    | -0.435411   | 0.172029   | -2.531040   | 0.0147 |
| LIPC_ZE  | 0.580170    | 0.114580   | 5.063442    | 0.0000 |
| LTMP     | -0.134695   | 0.041021   | -3.283541   | 0.0019 |
| C        | 4.018271    | 1.019584   | 3.941088    | 0.0003 |

**Graphique 3: Réponses impulsionnelles à un choc exogène du taux de change issues du SVAR**

**Accumulated Response to Structural VAR Innovations**

