

HEC MONTRÉAL

**Évaluation empirique des effets des politiques budgétaires expansionnistes en situation de
trappe à liquidité : le cas du Japon**

par

David Gutkovsky

Sciences de la gestion
(Économie appliquée)

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

Octobre 2016

Résumé

Ce mémoire évalue les répercussions des plans gouvernementaux de relance sur l'économie du Japon pendant la période de 1960-I à 2014-I. Ce travail se concentre sur l'analyse des multiplicateurs budgétaires durant la période où le Japon s'est trouvé en trappe à liquidité, soit de 1995-IV à aujourd'hui. Premièrement, nous pourrions vérifier la validité des prédictions provenant des modèles théoriques. Ces derniers concluent que les politiques budgétaires expansionnistes sont plus efficaces en trappe à liquidité (L) que dans un environnement où il n'y en a pas (NL). De plus, nous pourrions distinguer les effets des politiques budgétaires expansionnistes survenant lors d'une trappe à liquidité (L) de ceux associés aux récessions (R).

Le choix du Japon s'explique par le fait qu'il s'agit du cas par excellence d'une économie se trouvant en trappe à liquidité. En effet, depuis 1995-IV, le taux à un jour non garanti se situe près de zéro, impliquant une politique monétaire conventionnelle inefficace. De plus, cette longue période permet de distinguer les cycles économiques durant ce phénomène macroéconomique.

Pour mesurer les multiplicateurs budgétaires associés aux différents états de l'économie au Japon, nous calculons tout d'abord une probabilité non conditionnelle d'être en trappe à liquidité (P^L) et une probabilité non conditionnelle de ne pas être en trappe à liquidité ($P^{NL} = 1 - P^L$). Nous insérons ces probabilités dans notre STVAR. Ainsi, les variables courantes dépendent entre autres des variables passées et des probabilités de se retrouver dans chacun des deux régimes possibles à la période précédente (P_{t-1}^j où $j = L, NL$). Nous calculons le multiplicateur budgétaire pour chacun des régimes à l'aide des réponses dynamiques du PIB et des dépenses gouvernementales à la suite d'un choc exogène de dépenses gouvernementales. Cette procédure est répétée pour estimer un autre modèle à deux régimes qui comprend le régime d'être conjointement en récession et en trappe à liquidité (R, L) et le régime qui comprend tous les autres états possibles.

Nos résultats empiriques concordent avec les conclusions des modèles théoriques lorsque les régimes possibles sont la trappe à liquidité (L) et un environnement où la politique monétaire conventionnelle demeure efficace (NL). En effet, le multiplicateur budgétaire dans le premier régime est supérieur et plus persistant que celui du deuxième état où il n'y a pas de trappe à liquidité. Ceci s'explique par l'absence de réaction de la banque centrale en trappe à liquidité, ce qui baisse le taux d'intérêt réel et amplifie les effets des politiques budgétaires expansionnistes.

Aussi, le multiplicateur budgétaire associé au cas où l'économie se trouve à la fois en récession et en trappe à liquidité (R, L) est très semblable à celui obtenu pour le cas où il y a uniquement une trappe à liquidité (L). Ceci suggère que le multiplicateur budgétaire en trappe à liquidité est élevé notamment en raison des nombreuses récessions qui ont eu lieu durant cette période. De plus, l'état de la politique monétaire a un impact important sur le multiplicateur lorsque l'économie se trouve en récession. Les résultats de ce modèle montrent, de façon indirecte, que le multiplicateur budgétaire dans un régime conjoint de récession et de non-trappe (R, NL) est supérieur à celui du régime conjoint de récession et de trappe à liquidité (R, L). Ceci est expliqué par la baisse plus importante du taux d'intérêt nominal dans le régime conjoint (R, NL). Cette baisse du taux d'intérêt nominal reflète l'ajustement endogène de la banque centrale.

Table des matières

1	Introduction	1
2	Revue de littérature	6
2.1	Différentes mesures du multiplicateur	6
2.2	Littérature théorique	7
2.2.1	Les multiplicateurs selon l'état de l'économie	7
2.2.2	Choc gouvernemental affectant la demande agrégée	9
2.2.3	Choc budgétaire affectant l'offre agrégée	10
2.3	Littérature empirique	11
2.3.1	Efficacité des politiques gouvernementales expansionnistes	11
2.3.2	Hausse des dépenses gouvernementales ou réduction des taxes ?	12
2.3.3	Évolution du multiplicateur au Japon	12
3	Données et Méthodologie	14
3.1	Les données	14
3.1.1	PIB réel du Japon	15
3.1.2	Dépenses gouvernementales	15
3.1.3	Revenus nets gouvernementaux	16
3.1.4	Le taux d'intérêt de base	16
3.2	Les régimes	17
3.2.1	Probabilité d'être en récession	17
3.2.2	Probabilité d'être en trappe à liquidité	18
3.2.3	Probabilités conjointes	19
3.3	Spécification économétrique	21
3.3.1	Forme réduite	23
3.3.2	Restrictions d'identification	24
3.3.3	Réponses dynamiques	25
3.3.4	Dérivation du multiplicateur budgétaire	26
4	Résultats	27
4.1	Modèle linéaire	27
4.1.1	Multiplicateur budgétaire du modèle linéaire	28
4.2	Modèles non-linéaires	29
4.2.1	Récession vs. Expansion	30
4.2.2	Trappe à liquidité vs. pas de trappe	32
4.2.3	Récession et trappe à liquidité vs. autres régimes	34
4.2.4	Dynamique du taux d'intérêt nominal	38

5	Conclusion	41
6	Bibliographie	43
A	Annexes	45
A1	Trappe à liquidité	45
A2	Contexte historique	46
A3	Filtre X11	49
A4	Mélange de normales	51
A5	L'algorithme MCMC	52
A6	Composantes déterministes du modèle linéaire	54
A7	Choix du nombre de retards	54

Liste des tableaux

1	Statistiques : Multiplicateurs budgétaires-Modèle linéaire	29
2	Statistiques : Multiplicateurs budgétaires-Récession vs. Expansion	31
3	Statistiques : Multiplicateurs budgétaires-Trappe à liquidité vs. non-trappe	33
4	Statistiques : Multiplicateurs budgétaires-Conjoints : Récession et trappe à liquidité	38
5	Coefficients du modèle linéaire	54
6	Critère de sélection AIC	54

Table des figures

1	Plans gouvernementaux de relance : dépenses gouvernementales et réductions de taxes	2
2	Choc sur l'offre agrégée en trappe à liquidité	10
3	Variables d'intérêts	15
4	Probabilité d'être en récession et les dates de récession de ERCI	18
5	Probabilité d'être en trappe à liquidité	19
6	Probabilités conjointes	21
7	Multiplicateur budgétaire-Modèle linéaire	28
8	Multiplicateurs budgétaires-Récession vs. Expansion	30
9	Multiplicateurs budgétaires-Trappe à liquidité vs. Non trappe à liquidité	32
10	Multiplicateurs budgétaires-Conjoints : Récession et Trappe à liquidité	36
11	Comparaison : Trappe à liquidité et R,L	37
12	Réponses dynamiques du taux d'intérêt nominal	39
13	Taux de croissance trimestriel de l'IPC	46
14	Prix du Nikkei	47
15	Taux à un jour garanti au Japon	48

Remerciements

J'aimerais tout d'abord remercier mon directeur de mémoire, Michel Normandin, pour sa supervision tout au long de ce projet. J'ai grandement apprécié le temps qu'il a consacré pour réviser mon travail, pour répondre à toutes mes questions et pour trouver des pistes de solutions aux différents problèmes que j'ai rencontrés durant la réalisation du projet. De plus, j'ai beaucoup appris à ses côtés sur l'éthique de travail requise pour accomplir un travail de recherche.

Ensuite, je remercie tous les professeurs du département d'économie que j'ai côtoyé durant ma maîtrise au HEC Montréal. Ma participation à leurs cours et le fait d'avoir travaillé auprès d'eux m'ont permis de découvrir mon intérêt pour la science économique et pour le milieu académique.

J'en suis très reconnaissant.

Enfin, merci à mes proches pour leur support durant ma maîtrise. Plus particulièrement, je remercie ma copine, Valérie Niro, pour son aide dans la rédaction de ce mémoire et surtout pour m'avoir toujours encouragé de faire ce qui me passionne.

1 Introduction

Ce mémoire évalue l'impact des politiques budgétaires pour le cas du Japon pour la période 1960-I à 2014-I. Plus particulièrement, cette étude tente de déterminer les répercussions des plans gouvernementaux de relance sur l'économie pendant la période où le pays s'est trouvé en trappe à liquidité, soit de 1995-IV à aujourd'hui (Miyamoto, 2015). Ce phénomène macroéconomique survient lorsque la politique monétaire conventionnelle devient inefficace pour relancer l'économie puisque le taux d'intérêt nominal a atteint sa borne inférieure de zéro (Krugman et al., 1998)¹. Ce mémoire compare le multiplicateur budgétaire, soit l'augmentation de la production à la suite d'un dollar additionnel de dépenses gouvernementales, pour une économie qui se trouve en situation de trappe à liquidité avec celui obtenu pour une économie qui n'est pas dans cet environnement. Aussi, ce mémoire évalue le multiplicateur budgétaire pour une économie qui se trouve à la fois en récession et en trappe à liquidité. Cet exercice permet de distinguer les effets de la récession de ceux de la trappe à liquidité sur le multiplicateur budgétaire.

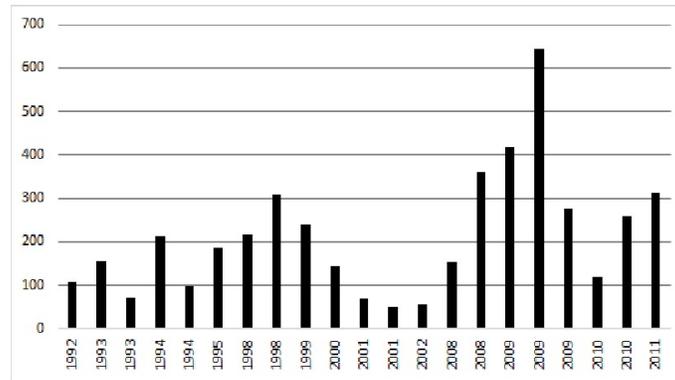
L'évaluation de ces multiplicateurs budgétaires associés aux différents régimes dans lesquels s'est trouvé le Japon permet de répondre à plusieurs questions. Premièrement, les résultats procurent des réponses quant à l'efficacité des politiques budgétaires expansionnistes. Spécifiquement, un multiplicateur dont la valeur est élevée (supérieure à 1) implique qu'une politique gouvernementale expansionniste permet de relancer l'activité économique. Deuxièmement, ces résultats empiriques sont utiles pour vérifier les conclusions des modèles théoriques. Ces modèles prédisent des multiplicateurs qui sont plus élevés en période de trappe à liquidité.

Le choix du Japon s'explique par le fait qu'il s'agit du cas par excellence d'une économie se trouvant en trappe à liquidité. Les deux dernières décennies sont caractérisées par une trappe à liquidité et d'une absence de croissance économique. Ils sont connus sous le nom des «décennies perdues»². Ainsi, les différents gouvernements japonais ont procédé au fil des ans à des politiques budgétaires expansionnistes importantes, étant donné que la politique monétaire conventionnelle n'était pas efficace (voir la figure 1).

1. Pour plus de détails sur la théorie entourant la trappe à liquidité, voir l'annexe A1.

2. Pour plus de détails sur le contexte historique, voir l'annexe A2.

FIGURE 1 – Plans gouvernementaux de relance : dépenses gouvernementales et réductions de taxes



*en milliards de CAD
Source : Kameda (2014)

Présentement, le premier ministre japonais, Shinzo Abe, met en place un plan de relance pour son économie, sous le nom de «Abenomics», qui inclut notamment une politique budgétaire expansionniste importante (Patrick, 2014). Il devient, dès lors, intéressant de se demander si les dépenses gouvernementales ont eu l’effet escompté sur le PIB du pays pendant les «décennies perdues» et pendant la trappe à liquidité.

Par le passé, la difficulté de réaliser une telle évaluation empirique provenait du fait que, dans l’histoire économique, les périodes de taux d’intérêt proches de zéro étaient rares, de courtes durées et associées avec des récessions. Le premier épisode bien documenté d’une trappe à liquidité est celui des États-Unis. Effectivement, de 1933 à 1940, à la suite de la Grande Dépression, le taux directeur s’est situé près de zéro (Hanes, 2006 ; Sato, 2008). Le gouvernement de Roosevelt, à l’époque, avait également mis en place des plans de relance importants connus sous le nom de «New Deal». Ramey et Zubairy (2014) ont calculé un multiplicateur budgétaire plus élevé durant cette période qu’en temps normal, mais inférieur avec ce que prédit la théorie. Cependant, comparativement au Japon, cette période de taux d’intérêt nominal pratiquement nul était de courte durée et était marquée par une récession importante. Le cas du Japon représente un épisode moderne d’une économie qui se retrouve dans une trappe à liquidité de façon persistante. De plus, la trappe à liquidité au Japon n’est pas seulement marquée par des récessions. En effet, nous sommes en mesure d’identifier des périodes d’expansion durant la trappe à liquidité à l’aide de la méthodologie employée par Auerbach et Gorodnichenko (2012).

Ce travail poursuit plusieurs objectifs. Tout d’abord, ce mémoire vise à vérifier la validité des prédictions provenant des modèles théoriques. Ces derniers concluent que les politiques budgétaires expansionnistes sont plus efficaces en trappe à liquidité que dans un environnement où il n’y a pas. D’un point de vue économique, ceci s’explique par l’absence de réaction de la banque centrale

face à l'augmentation de l'inflation créée par la hausse des dépenses gouvernementales. Avec un taux d'intérêt nominal constant à zéro et une inflation montante, le taux d'intérêt réel diminue, incitant ainsi les différents agents économiques à consommer et à investir davantage. Pour vérifier cette conclusion, nous estimons le multiplicateur budgétaire lorsque l'économie japonaise se trouve en trappe à liquidité (L) et nous le comparons avec celui provenant d'une économie qui n'est pas en trappe (NL).

Un deuxième objectif de ce mémoire est de distinguer entre les effets des politiques budgétaires expansionnistes survenant lors d'une trappe à liquidité (L) de ceux associés aux récessions (R). La littérature empirique, notamment les articles d'Auerbach et Gorodnichenko (2012, 2014), nous renseigne que les multiplicateurs budgétaires sont plus élevés en récession qu'en expansion. Une trappe à liquidité est parfois difficilement dissociable d'une récession. En effet, dans les modèles théoriques, la trappe à liquidité survient seulement lorsque l'économie se retrouve dans une récession profonde et que la banque centrale, face à cette situation, a diminué son taux d'intérêt de manière importante. Ce mémoire permet de vérifier s'il existe une distinction empirique entre le multiplicateur en trappe à liquidité (L) qui, par notre définition empirique, inclut tantôt des périodes de récession (R) et tantôt des expansions (E), et le multiplicateur provenant d'un régime où l'économie japonaise s'est retrouvée conjointement en récession et en trappe à liquidité (R, L). Une forte ressemblance entre ces deux multiplicateurs budgétaires suggère que le multiplicateur élevé en trappe à liquidité est dû principalement aux périodes de récession. Pour ce faire, il est important de vérifier préalablement si le multiplicateur budgétaire en récession est plus élevé et persistant que celui en expansion. Cette étape requiert donc de confirmer les résultats des études empiriques existantes.

Enfin, ce mémoire compare les multiplicateurs budgétaires des différentes périodes de récession. Elles se divisent en deux catégories : les périodes de récession en situation de trappe à liquidité (R, L) et les périodes de récession dans un environnement où il n'y a pas de trappe à liquidité (R, NL). Une différence importante entre les multiplicateurs des deux régimes suggère que la réaction de la banque centrale, en période de récession, affecte le multiplicateur.

Pour mesurer le multiplicateur budgétaire dans les différents états de l'économie qu'a connu le Japon, nous utilisons, en premier lieu, les données provenant du compte national du pays. Les données s'étalent de 1960-I à 2014-I. En deuxième lieu, nous appliquons la méthodologie d'Auerbach et Gorodnichenko (2012). Plus précisément, nous spécifions un modèle vecteur autorégressif structurel à changements lisses de régimes (STVAR) afin de distinguer les multiplicateurs budgétaires entre les différents états de l'économie du Japon. Cette méthode se distingue de Miyamoto et al. (2015) qui ont estimé un multiplicateur budgétaire pour le Japon lorsque celui-ci s'est trouvé en trappe à liquidité. Leur méthodologie consiste principalement à couper l'horizon temporel en deux parties pour identifier la trappe à liquidité. La différence avec notre méthodologie se trouve dans la

manière d'identifier si le Japon se trouve dans ce régime. Aussi, grâce à notre méthodologie, il est possible de distinguer en partie l'effet de la récession sur le multiplicateur budgétaire de celui de la trappe à liquidité.

Pour comparer le multiplicateur budgétaire en trappe à liquidité avec celui où il n'y en a pas, pour chacun des trimestres, nous calculons une probabilité non conditionnelle d'être en trappe à liquidité (P^L) et une probabilité non conditionnelle de ne pas être en trappe à liquidité ($P^{NL} = 1 - P^L$). Pour calculer la probabilité P^L , une fonction logistique qui dépend d'une variable d'état z_t et d'un paramètre de calibration γ^L est utilisée. La variable d'état z_t est définie comme étant la moyenne mobile de 3 trimestres du taux à un jour garanti (r_t) puisqu'elle représente les actions de la politique monétaire. Cette probabilité est donc une fonction négative du taux à un jour garanti : plus le taux d'intérêt est proche de zéro, plus la probabilité d'être en trappe à liquidité est grande. De plus, le paramètre γ^L est calibré pour que la probabilité d'être en trappe à liquidité P_t^L soit supérieure à 0.8 pour toutes les périodes après 1995-III. Nous insérons ces probabilités dans notre STVAR. Ainsi, les variables courantes dépendent entre autres des variables passées et des probabilités de se retrouver dans chacun des deux régimes possibles à la période précédente (P_{t-1}^j où $j = L, NL$). Nous calculons le multiplicateur budgétaire pour chacun des régimes à l'aide des réponses dynamiques du PIB et des dépenses gouvernementales à la suite d'un choc exogène de dépenses gouvernementales. À des fins de présentation, les multiplicateurs associés à un certain régime sont calculés sous l'hypothèse que ce régime prévaut pour tout l'horizon considéré (soit 20 trimestres) et que la probabilité d'être dans ce régime (P^j) est égale à 100%.

Cette procédure est répétée pour estimer un autre modèle à deux régimes qui comprend le régime d'être conjointement en récession et en trappe à liquidité (R, L) et le régime qui comprend tous les autres états possibles. Les régimes conjoints sont calculés sous l'hypothèse de l'indépendance entre les cycles économiques (R et E) et l'état de la politique monétaire (L et NL). Par conséquent, l'économie peut se retrouver en expansion et en non-trappe (E, NL), en récession et non-trappe (R, NL), en expansion et en trappe à liquidité (E, L), ou en récession et en trappe à liquidité (R, L). La probabilité de se retrouver dans le régime conjoint R, L correspond à $P^{R,L} = P^R \times P^L$. La probabilité d'être en récession (P^R) se calcule à l'aide d'une fonction logistique où la variable d'état z_t est la moyenne mobile de 3 trimestres du taux de croissance du PIB réel. Le paramètre γ^R est calibré pour que la fréquence de récession (lorsque $P_t^R > 0.8$) obtenue par cette méthodologie soit égale à la fréquence de récessions survenue au Japon identifié par le centre *Economic Cycle Research Institute*. En plus des multiplicateurs budgétaires associés aux deux régimes conjoints de ce modèle, nous calculons la réponse dynamique du taux d'intérêt nominal pour comprendre la taille des multiplicateurs.

Nos résultats empiriques concordent avec les conclusions des modèles théoriques lorsque les régimes possibles sont la trappe à liquidité (L) et un environnement où la politique monétaire demeure

efficace (NL). En effet, le multiplicateur budgétaire dans le premier régime est supérieur et plus persistant que celui du deuxième état où il n'y a pas de trappe à liquidité. L'absence de réaction de la banque centrale en trappe à liquidité provoque la baisse du taux d'intérêt réel, résultant en une amplification des effets des politiques budgétaires expansionnistes.

Aussi, la récession représente un état de l'économie où les politiques budgétaires expansionnistes sont efficaces. Le multiplicateur provenant de ce régime excède 2.0 après quelques trimestres seulement. Au contraire, le multiplicateur budgétaire en expansion est très faible et peu persistant. Ces résultats sont en accord avec les conclusions d'Auerbach et Gorodnichenko (2014).

De plus, deux conclusions sont tirées à la suite des résultats provenant du modèle à deux régimes qui comprend le régime conjoint associé à une récession et une trappe à liquidité. Premièrement, le multiplicateur budgétaire où l'économie se trouve à la fois en récession et en trappe à liquidité (R, L) est très semblable à celui obtenu pour le cas où il y a uniquement une trappe à liquidité (L). Ceci suggère que le multiplicateur budgétaire en trappe à liquidité est élevé notamment en raison des nombreuses récessions qui ont lieu durant cette période. Deuxièmement, l'état de la politique monétaire a un impact important sur le multiplicateur lorsque l'économie se trouve en récession. Les résultats de ce modèle montrent, de façon indirecte, que le multiplicateur budgétaire dans un régime conjoint de récession et de non-trappe (R, NL) est supérieur à celui du régime conjoint de récession et de trappe à liquidité (R, L). Ceci est expliqué par la baisse plus importante du taux d'intérêt nominal dans le régime conjoint (R, NL), lors du choc des dépenses gouvernementales. Dans le régime conjoint (R, NL), la banque centrale a la possibilité de baisser son taux puisqu'elle n'a pas atteint sa borne inférieure de zéro. Ceci est dans le but d'effectuer une politique monétaire expansionniste lorsqu'un plan gouvernemental de relance est effectué lors d'une récession. Ainsi, la portion endogène de la politique monétaire devient très accommodante dans ce régime.

De manière générale, les politiques budgétaires expansionnistes permettent de relancer l'économie japonaise durant l'horizon de l'échantillon étudié. En particulier, le multiplicateur provenant d'un modèle à un seul régime excède 1.0 pendant plusieurs trimestres après le choc. Par contre, ce résultat masque, comme nous le voyons avec les modèles à deux régimes, les moments opportuns pour effectuer ces plans gouvernementaux de relance. Nos résultats suggèrent que les politiques budgétaires expansionnistes doivent être effectuées lorsque l'économie se trouve en récession ou en trappe à liquidité. Par contre, ils ne sont pas aussi efficaces pour relancer l'économie lorsque celle-ci est en expansion ou dans un environnement où il n'y a pas de trappe à liquidité.

Le reste du mémoire est organisé de la manière suivante. La section 2 est consacrée à la revue de littérature et la section 3 explique en détail la méthodologie. La section 4 présente les résultats empiriques de nos modèles économétriques et la conclusion se trouve à la section 5.

2 Revue de littérature

Cette revue présente d'abord les différentes mesures du multiplicateur visant à évaluer l'effet des dépenses gouvernementales et des taxes nettes réelles sur l'activité économique. Par la suite, nous passons en revue la littérature théorique sur les multiplicateurs des politiques gouvernementales expansionnistes survenant lors de périodes de trappe à liquidité. Enfin, nous survolons la littérature empirique visant à évaluer les multiplicateurs, notamment pour le cas du Japon.

2.1 Différentes mesures du multiplicateur

Selon la théorie keynésienne, les autorités publiques peuvent relancer une économie en augmentant les dépenses gouvernementales. Cette injection de nouvel argent public sera récupérée par des agents privés qui dépenseront une partie et épargneront l'autre. L'argent dépensé se retrouvera dans les mains d'un autre agent qui également dépensera une partie et ainsi de suite. Par conséquent, la hausse de la production devient un multiple de l'augmentation initiale des dépenses gouvernementales (Posen, 1998).

En pratique, il existe plusieurs mesures du multiplicateur. Une première mesure du multiplicateur des dépenses gouvernementales est :

$$M_{g,j} = \frac{\partial Y_{t+j}}{\partial G_t}, \quad (2.1.1)$$

où Y_{t+j} est la production de l'économie à la période j et G_t représente les dépenses gouvernementales. La dérivée permet de calculer l'impact d'un dollar additionnel de dépense gouvernementale sur la production du pays. $M_{g,0}$ est le multiplicateur d'impact, au moment du choc (où $j = 0$). $M_{g,j}$ est le multiplicateur dynamique (où $j > 0$). Le multiplicateur dynamique capte la persistance du choc budgétaire.

Similairement, le multiplicateur des taxes peut être mesuré ainsi :

$$M_{\tau,j} = -\frac{\partial Y_{t+j}}{\partial \tau_t}, \quad (2.1.2)$$

où τ_t représente les taxes nettes (recette moins transferts).

Une autre mesure employée par la littérature est l'effet cumulatif de plusieurs chocs gouvernementaux :

$$M_{g,h}^c = \frac{\sum_{j=0}^h dY_{t+j}}{\sum_{j=0}^h dG_{t+j}}. \quad (2.1.3)$$

La pertinence de ce calcul est de vérifier l'effet de hausses répétées des dépenses gouvernementales, s'étalant sur h périodes. La logique est la même pour des chocs fiscaux répétés :

$$M_{\tau,h}^c = - \frac{\sum_{j=0}^h dY_{t+j}}{\sum_{j=0}^h d\tau_{t+j}}. \quad (2.1.4)$$

Dans les articles qui seront présentés dans la revue de littérature utilisant des modèles néo-keynésiens, les multiplicateurs d'impact ($j = 0$) (2.1.1) et (2.1.2) sont utilisés. Ces mesures sont également utilisées dans la littérature empirique. En effet, à l'aide des réponses dynamiques provenant des modèles VAR, différents auteurs ont calculé les multiplicateurs dynamiques (Auerbach et Gorodnichenko, 2012, 2014; Kuttner et Posen, 2002) du choc budgétaire alors que plusieurs autres (Auerbach et Gorodnichenko, 2012, 2014; Miyamoto et al., 2015; Ramey et Zubairy, 2014) ont également calculé l'effet cumulatif, à partir de l'équation (2.1.3).

D'autres mesures du multiplicateur sont calculées dans les articles visant à évaluer les effets empiriques des politiques budgétaires. Auerbach et Gorodnichenko (2012, 2014) présentent la mesure suivante :

$$M_{g,h}^{max} = \max_{j=0,\dots,h} \left(\frac{\partial Y_{t+j}}{\partial G_t} \right), \quad (2.1.5)$$

où $M_{g,h}^{max}$ calcule le multiplicateur dynamique maximum pour un horizon de h périodes. Enfin, ces derniers auteurs calculent aussi la moyenne des multiplicateurs sur douze trimestres :

$$M_g^{moy} = \frac{1}{12} \sum_{j=0}^{11} \frac{\partial Y_{t+j}}{\partial G_t}. \quad (2.1.6)$$

2.2 Littérature théorique

2.2.1 Les multiplicateurs selon l'état de l'économie

Dans les modèles néo-keynésiens, le multiplicateur des politiques gouvernementales expansionnistes varie de manière importante compte tenu de l'état dans lequel se retrouve l'économie. Christiano et al. (2011), Eggertsson (2011) et Bouakez et al. (2014) illustrent cette notion dans leurs articles respectifs. Dans ces modèles théoriques, la banque centrale contrôle ce taux à l'aide d'une fonction de réaction :

$$i_t = \max\left(0, \underbrace{r_t^e + \phi_\pi \pi_t + \phi_y \hat{Y}_t}_{\text{règle de Taylor}}\right), \quad (2.2.1)$$

où i_t est le taux d'intérêt nominal, r_t^e est le taux d'intérêt réel à long terme, π_t est l'écart entre l'inflation actuelle et celui à l'état stationnaire et \hat{Y}_t est l'écart en pourcentage entre le PIB actuel et le PIB en état stationnaire, soit le PIB potentiel. Considérons deux états : soit (i) en temps normal, lorsque le taux d'intérêt nominal est strictement positif et (ii) soit dans une trappe à liquidité lorsque le taux d'intérêt nominal se trouve sur la borne inférieure de zéro.

Premièrement, en temps normal, le taux d'intérêt choisi par la banque centrale est positif. Cette dernière utilise la deuxième composante de la fonction de réaction (2.2.1), soit la règle de Taylor. Ceci est cohérent avec le mandat principal de la majorité des banques centrales des pays développés, dont celle du Japon, soit d'assurer la stabilité du niveau général des prix (Ihori et Frederic, 2006). Les coefficients ϕ_π et ϕ_y indiquent l'ampleur de la réaction de la banque centrale face aux variables macroéconomiques. Plus les coefficients ϕ_π ou ϕ_y sont élevés, plus la banque centrale augmente (diminue) le taux d'intérêt face à une augmentation (diminution) de la variable pour éviter une surchauffe (ralentissement) de l'économie.

Une contrainte à respecter pour que la règle de Taylor demeure efficace lors de l'état normal est que le coefficient ϕ_π soit supérieur à un. En effet, lorsque l'inflation augmente (diminue) en raison d'une hausse (baisse) de l'activité économique, le taux d'intérêt nominal doit augmenter (diminuer) davantage que l'inflation. Sinon, le taux d'intérêt réel diminuera (augmentera), ce qui incitera les consommateurs et les investisseurs à emprunter et à dépenser (à épargner), augmentant (diminuant) ainsi de nouveau l'inflation (voir l'équation (A1.1)). Donc, le non-respect de la condition $\phi_\pi > 1$ entraînera l'économie dans une spirale inflationniste lors d'une surchauffe et déflationniste lors d'une baisse de l'activité économique.

Dans cet état de l'économie ($i_t > 0$), un choc gouvernemental n'a pas les effets désirés en raison de la réaction de la banque centrale qui tente de stabiliser les prix. Par exemple, les plans gouvernementaux de relance augmentent la demande agrégée, ce qui engendre une augmentation de l'inflation. Par contre, la banque centrale réagit en augmentant son taux d'intérêt nominal ($\phi_\pi > 1$) pour ralentir l'activité économique qui est en surchauffe. Ceci implique que le multiplicateur est inférieur à 1 (Eggertsson, 2011) ou à peine supérieur à 1 (Christiano et al., 2011). Ce faisant, les politiques budgétaires expansionnistes en temps normal ont une portée limitée.

Considérons maintenant le second état dans lequel l'économie peut se retrouver, soit dans une trappe à liquidité. Dans les modèles néo-keynésiens, cette situation survient lorsque le taux nominal choisi par la banque centrale est égal à zéro et reste constant. Krugman et al. (1998) explique que le taux d'intérêt nominal détient une borne inférieure de zéro, puisqu'il est impossible qu'un agent rationnel désire un rendement sur les obligations qui est négatif. Par conséquent, à un taux d'intérêt nominal de zéro, l'agent devient indifférent entre la liquidité et les obligations procurant un rendement nul.

Le second état est obtenu en simulant un choc négatif sur l'économie qui oblige la banque centrale à baisser son taux jusqu'à la borne inférieure. Le choc négatif correspond typiquement à une hausse importante du facteur d'actualisation (Bouakez et al., 2014; Christiano et al., 2011; Eggertsson, 2011). Ceci incite les consommateurs à épargner, ce qui entraîne une baisse de la demande agrégée.

Pour stimuler l'économie, la banque centrale baisse son taux d'intérêt nominal jusqu'à sa borne inférieure. L'inaction de la banque centrale à la suite d'un choc budgétaire positif provient du fait que l'économie se retrouve dans une récession importante. Ainsi, à la suite d'un plan gouvernemental de relance, l'inflation π_t augmente, ce qui augmente l'inflation anticipée π_t^e . Par contre, puisque le taux d'intérêt nominal reste constant à zéro, le taux d'intérêt réel diminue. Ceci augmente la demande agrégée et l'inflation. De nouveau, l'inflation engendre une baisse du taux d'intérêt réel et le cycle se reproduit. Par conséquent, le multiplicateur est nettement plus élevé dans un état où le taux nominal a atteint sa borne inférieure qu'en temps normal (Bouakez et al., 2014; Christiano et al., 2011; Eggertsson, 2011).

2.2.2 Choc gouvernemental affectant la demande agrégée

Tels que mentionnés auparavant, les multiplicateurs des politiques gouvernementales expansionnistes sont nettement supérieurs lorsque le taux d'intérêt est nul. La prochaine question qui sera posée est la suivante : quelles sont les spécificités des plans de relance expansionnistes ? C'est une question à laquelle les autorités doivent répondre afin d'assurer l'efficacité de leurs plans de relance. Eggertsson (2011) stipule que pour relancer une économie caractérisée par une trappe à liquidité, les autorités devraient prioriser les politiques qui augmentent la demande agrégée. En effet, ces types de politiques augmentent l'inflation et le cycle de la baisse du taux d'intérêt réel, décrit précédemment, entre en vigueur. Dans cette perspective, Eggertsson (2011) propose les dépenses gouvernementales, qui ne sont pas parfaitement substituables à la consommation privée, et une réduction de la taxe sur la consommation comme des politiques efficaces pour relancer une économie qui est une trappe à liquidité. Par contre, l'auteur s'oppose à une baisse de la taxe sur la richesse financière des ménages. Elle incite à épargner et baisse la demande agrégée.

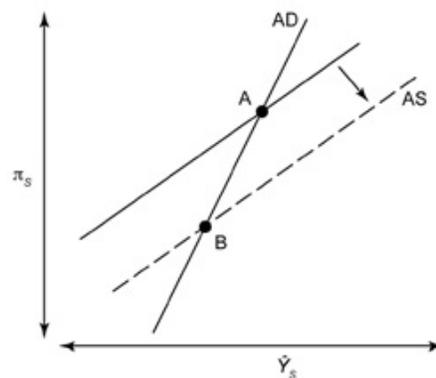
Bouakez et al. (2014) analysent les dépenses gouvernementales qui sont axées sur les investissements publics à l'aide d'un modèle néo-keynésien. Les paramètres à surveiller dans leur modèle sont la portion d'investissement public dans le plan gouvernemental de relance et le temps pour que ce capital physique devienne opérationnel (*time-to-build*). En général, plus la valeur de ce dernier paramètre est grande, plus le capital ne sera pas utilisé dans la production agrégée de l'économie dans un avenir rapproché. Ainsi, si nous nous retrouvons dans une période avant que le capital devienne opérationnel, seule la demande agrégée sera affectée. Dans un tel contexte, plus la portion du plan de relance est attribuée à des investissements publics, plus le multiplicateur budgétaire sera

grand (nettement au-dessus de 1) puisque l'effet de la demande agrégée domine.

2.2.3 Choc budgétaire affectant l'offre agrégée

Dans un autre ordre d'idée, les modèles néo-keynésiens concluent que les politiques gouvernementales expansionnistes qui augmentent l'offre agrégée ne sont pas recommandées en situation de trappe à liquidité. En effet, ces politiques provoquent une baisse des coûts marginaux des entreprises et donc, une baisse du niveau général des prix. Puisque le taux d'intérêt nominal est nul, le taux réel augmente (voir l'équation (A1.1)). Cela incite les agents à épargner et provoque une spirale déflationniste.

FIGURE 2 – Choc sur l'offre agrégée en trappe à liquidité



Source : Eggertsson (2011)

De plus, Eggertsson (2011) démontre, à l'aide de son modèle, que certaines politiques expansionnistes ne devraient pas être mises en place en situation de trappe à liquidité puisqu'elle augmente l'offre agrégée. Lors d'une trappe à liquidité, la règle de Taylor devient inutilisable. Ceci implique que la courbe de la demande agrégée AD subit une rotation pour obtenir une pente positive. Dans ce contexte, une baisse de la taxe sur la masse salariale augmente l'offre agrégée (voir la figure 2). Ceci cause une spirale déflationniste et provoque une baisse de la production. Également, la déflation implique une hausse du taux d'intérêt réel et donc une baisse de la demande agrégée. Dans cet exemple précis, le multiplicateur fiscal est inférieur à un et peut même être négatif.

Aussi, les investissements publics, dans le modèle de Bouakez et al. (2014), d'abord affectent la demande agrégée, mais éventuellement l'offre agrégée. Effectivement, ces derniers ont un impact sur l'offre agrégée de long terme en augmentant le capital que l'économie peut utiliser dans la production future. Si le temps pour que le capital devienne utilisable est court, un plan de relance ayant une portion élevée en investissements publics provoquera une spirale déflationniste dans un

contexte de trappe à liquidité. Ceci est dû au fait que l'effet de ces investissements sur l'offre agrégée domine l'effet sur la demande agrégée. Ceci se traduit par un multiplicateur budgétaire qui est nettement inférieur lorsque le temps pour que le capital soit utilisable est court.

Comme le souligne la partie théorique de la revue de littérature, une politique gouvernementale expansionniste peut devenir efficace, à condition qu'elle augmente la demande agrégée, notamment en situation de trappe à liquidité. Ceci est démontré par des multiplicateurs nettement plus élevés qu'en temps normal.

2.3 Littérature empirique

2.3.1 Efficacité des politiques gouvernementales expansionnistes

Nous passons maintenant en revue les évaluations empiriques des multiplicateurs des politiques gouvernementales expansionnistes au Japon. Ces études sont pertinentes depuis que des politiques expansionnistes ont été adoptées de manière assidue par le gouvernement japonais pour relancer son économie durant les «décennies perdues». En plus, les échantillons utilisés par ces auteurs incluent la période où le taux d'intérêt nominal est nul.

Les auteurs cités ci-dessous utilisent différents modèles de vecteur autorégressif (VAR) et estiment les réponses dynamiques. Ces réponses sont ensuite utilisées pour calculer les multiplicateurs d'impact (2.1.1) et (2.1.2) et les multiplicateurs cumulés (2.1.3) et (2.1.4). Par exemple, Kuttner et Posen (2002) calculent que le multiplicateur budgétaire sur un échantillon de données annuelles allant de 1976 à 1999 est de 2.0 après 4 ans. Les auteurs de cet article expliquent que la stagnation de l'économie japonaise qui perdure provient notamment du fait que les autorités gouvernementales n'ont pas mis en place des politiques expansionnistes importantes d'une durée suffisante pour relancer l'économie. Cette recherche empirique suggère qu'une politique gouvernementale expansionniste aurait pu être efficace au Japon, si elle avait été employée de manière agressive.

Auerbach et Gorodnichenko (2014) calculent le multiplicateur budgétaire à l'aide de données trimestrielles allant de 1960 à 2012. Dépendamment de la mesure utilisée pour calculer le multiplicateur budgétaire, ce dernier est évalué entre 1.30 et 2.30, démontrant l'efficacité des politiques budgétaires expansionnistes. Utilisant une méthodologie qui permet une transition lisse entre les régimes du cycle économique (STVAR), ils démontrent que les multiplicateurs budgétaires sont nettement plus élevés en récessions qu'en expansions.

À l'aide d'un VAR, Kameda (2014) obtient des résultats démontrant l'efficacité des dépenses gouvernementales dans le but de relancer l'économie. En effet, sur un échantillon qui débute en 1980-I

jusqu'en 2008-III, suite à une augmentation des dépenses gouvernementales, la consommation et l'investissement augmentent à long terme.

2.3.2 Hausse des dépenses gouvernementales ou réduction des taxes ?

Tout comme dans la partie théorique, il faut se questionner sur les effets spécifiques des politiques gouvernementales expansionnistes afin d'évaluer quelle politique est la plus appropriée. Pour ce faire, les VARs estimés incluent notamment les dépenses gouvernementales, les revenus de taxes et le PIB dans le vecteur de variables d'intérêts. Il est donc possible de calculer les réponses dynamiques de la production à la suite d'une augmentation des dépenses gouvernementales et d'une réduction de taxes. Kuttner et Posen (2002) ont calculé un multiplicateur fiscal de 2.5 à l'aide de l'équation (2.1.4). Celui-ci représente 25% plus élevé que le multiplicateur budgétaire calculé à 2.0.

Par contre, Kameda (2014) obtient des conclusions opposées quant à l'efficacité des deux types de politiques. Les multiplicateurs cumulatifs de la consommation et de l'investissement privés³, soient des composantes du PIB, à la suite d'une augmentation de dépenses gouvernementales, sont supérieurs à ceux associés à une réduction de taxes. En effet, le multiplicateur budgétaire cumulatif est supérieur à 1 alors que le multiplicateur fiscal cumulatif est inférieur à 1 après 4 ans.

2.3.3 Évolution du multiplicateur au Japon

Plusieurs études empiriques reposant sur de longs échantillons démontrent l'efficacité d'une politique gouvernementale expansionniste au Japon. Par contre, lorsque l'échantillon est divisé en plusieurs sous-périodes, il est possible de remarquer une évolution du multiplicateur à travers le temps et à travers les états. Auerbach et Gorodnichenko (2014) évaluent les multiplicateurs pour des périodes s'étalant de 1985 à 2012, au lieu de commencer en 1960. Ils montrent que le multiplicateur budgétaire cumulatif après 1985, calculé à l'aide de l'équation (2.1.3), est inférieur à celui calculé pour tout l'échantillon. Par conséquent, les plans de relance sont devenus moins efficaces à partir de 1985.

Ensuite, les auteurs présentent l'évolution du multiplicateur budgétaire. Pour chaque année, le multiplicateur budgétaire calculé à partir de l'équation (2.1.1) est estimé avec un échantillon débutant 10 ans auparavant. Le multiplicateur budgétaire pour le Japon a énormément fluctué à travers les années. Notamment, il a diminué à partir du milieu des années 80 pour atteindre un creux après

3. Dans ce cas-ci, le PIB Y_t est remplacé par C_t et par I_t qui représentent la consommation et l'investissement respectivement.

1990. Ensuite, le multiplicateur budgétaire a connu une hausse durant les périodes de stagnation et de taux d'intérêt nominal pratiquement nul, soit à partir de 1995 jusqu'à la fin de l'échantillon. Ceci est cohérent avec la prédiction théorique discutée à la section précédente : le multiplicateur budgétaire est plus élevé lors de trappe à liquidité.

Kameda (2014) évalue les multiplicateurs pour différents régimes. Un changement de régime survient de façon abrupte dès que la variable d'état dépasse un seuil (STAR). Les deux variables d'état représenteraient, selon cette méthodologie, les causes d'un changement du multiplicateur. La première variable d'état est l'attitude des banques à prêter. Celle-ci est mesurée par la proportion des entrepreneurs qui ont la perception que les banques sont accommodantes où l'on soustrait la proportion des entrepreneurs qui pensent qu'elles sont réticentes. Lorsque les banques sont perçues comme étant moins accommodantes à prêter, les différents multiplicateurs sont moins élevés. Dans cet état, les agents épargnent davantage lorsque les conditions bancaires sont contraignantes.

La deuxième variable d'état qui affecte l'efficacité des politiques gouvernementales est le changement du ratio du solde primaire sur le PIB potentiel. Encore une fois, les multiplicateurs sont inférieurs lorsque le changement est inférieur au seuil. L'intuition économique est la suivante : si le changement du solde primaire sur le PIB potentiel est inférieur au seuil mesuré, les agents économiques anticipent que leur gouvernement devra augmenter les taxes dans le futur afin d'être solvable. Les ménages et les entreprises épargneront aujourd'hui afin de contrer cette hausse future de taxe, ce qui réduit l'efficacité de la politique budgétaire. Il est à noter que les régimes pendant lesquelles le multiplicateur gouvernemental était plus faible se sont déroulés durant les «décennies perdues».

Miyamoto et al. (2015) ont évalué le multiplicateur budgétaire au Japon lors de la période où les taux d'intérêt étaient pratiquement nuls. À l'aide des données sur le taux d'intérêt nominal, ils déterminent que la trappe à liquidité s'étale du quatrième trimestre de 1995 jusqu'à la fin de son échantillon (2014-I). La période précédant le dernier trimestre de 1995 est considérée comme une période en temps normal. Il est à noter que le taux directeur du Japon se retrouvait à 0.46% en octobre 1995 alors qu'il était situé à 2.25% en début d'année. Le multiplicateur budgétaire, estimé à partir de l'équation (2.1.1), se chiffre à 1.5 lorsque le taux d'intérêt avoisine le zéro et se chiffre à 0.7 en temps normal. De plus, le multiplicateur budgétaire cumulatif, calculé à l'aide de l'équation (2.1.3), est de 2.38 en période de faible taux d'intérêt, alors qu'il est de -1.08 en temps normal.

Auerbach et Gorodnichenko (2014) concluent que le multiplicateur budgétaire est plus élevé en récession. Par ailleurs, Miyamoto et al. (2015) soulignent que les périodes où il y a conjointement une récession et une trappe à liquidité (soit 30% de l'échantillon) sont moins nombreuses que celles où il y a une récession, mais pas en situation de trappe à liquidité (soit 45% de l'échantillon). Ceci

suggère que le multiplicateur budgétaire plus élevé en trappe à liquidité au Japon ne peut pas être expliqué uniquement par la présence de récessions durant cette période.

En somme, la littérature empirique permet de conclure que les multiplicateurs gouvernementaux demeurent très élevés au Japon, notamment durant la période caractérisée par une trappe à liquidité.

3 Données et Méthodologie

Cette section présente la démarche employée pour calculer les multiplicateurs budgétaires au Japon selon le régime dans lequel l'économie se retrouve. Tout d'abord, ce chapitre présente les données qui sont utilisées pour réaliser cet exercice. Ensuite, nous décrivons les différentes spécifications de notre modèle pour calculer notamment les réponses dynamiques du PIB à la suite d'un choc exogène des dépenses publiques.

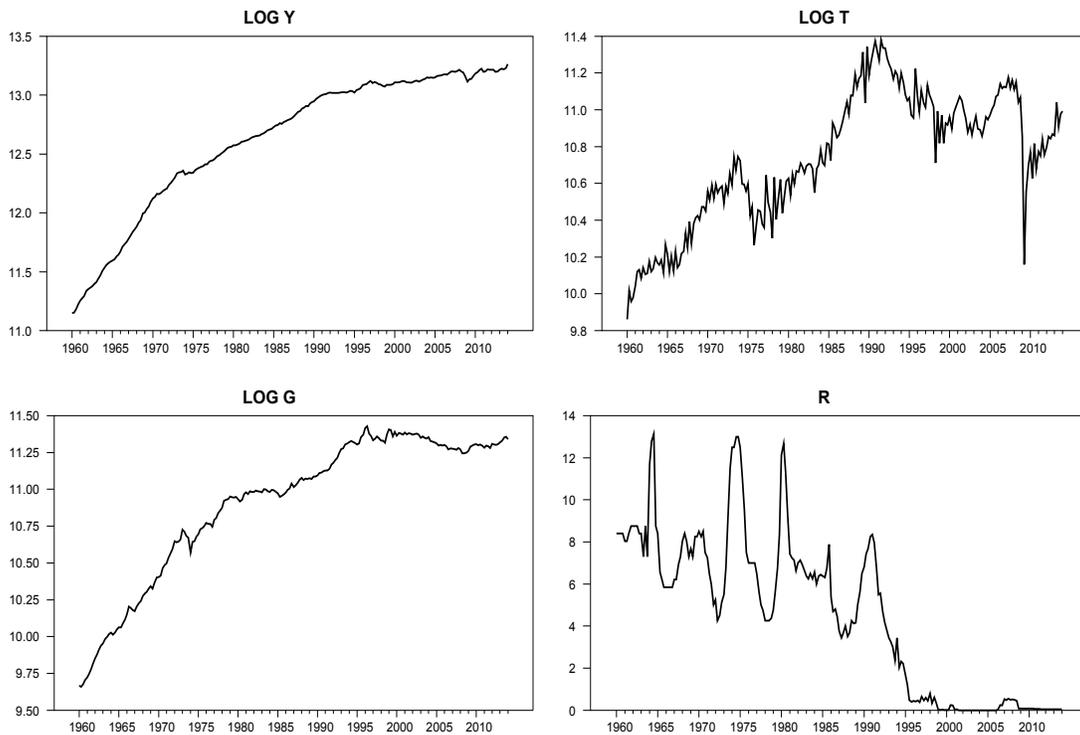
3.1 Les données

Pour toutes les variables utilisées dans le modèle économétrique, les données sont trimestrielles et sont mesurées en terme réel. Elles s'étalent de 1960-I à 2014-I. Les données pour le PIB (Y_t), les dépenses publiques (G_t) et les revenus nets gouvernementaux (τ_t) proviennent des comptes nationaux du Japon (Cabinet Office).

Plus précisément, le compte national de 1998 (1960-II à 1999-I) est le seul qui détient les données commençant en 1960. L'année 1990 est l'année de référence. Par contre, l'horizon temporel de ce compte national se termine en 1999-I. Par conséquent, il est nécessaire de jumeler une deuxième série de données contenant les observations plus récentes des variables macroéconomiques. Pour ce faire, le compte national de 2016 (1994-I à 2015-I) est utilisé. Cependant, les séries de ce compte ne sont pas désaisonnalisées, contrairement aux données du compte national de 1998. Le compte national de 2016 contient les données débutant en 1994-I jusqu'en 2015-I et l'année de référence est 2010.

Ainsi, pour construire les séries temporelles des variables d'intérêt Y_t , G_t et τ_t , deux étapes doivent être complétées. Premièrement, les séries provenant du compte national de 2016 sont désaisonnalisées à l'aide du filtre X11 (voir l'annexe A3). Deuxièmement, ces séries ajustées pour la saisonnalité sont jumelées à celles provenant du compte national de 1998 à l'aide d'une règle de trois à partir de 1999-II.

FIGURE 3 – Variables d'intérêts



3.1.1 PIB réel du Japon

La portion en haut et à droite de la figure 3 est la série temporelle du logarithme du PIB⁴. Il est possible de constater une tendance haussière depuis le début de l'échantillon. Par contre, la pente diminue au début des années 90, marquant le début des «décennies perdues». Aussi, une baisse importante du PIB est survenue lors de la Grande Récession de 2008.

3.1.2 Dépenses gouvernementales

Par définition, les dépenses gouvernementales représentent la somme des dépenses de consommation et d'investissement du gouvernement :

$$G_t = G_t^C + G_t^I, \quad (3.1.1)$$

où G_t représente les dépenses réelles totales du gouvernement au trimestre t , G_t^C correspond aux dépenses réelles de consommation et G_t^I est les dépenses réelles d'investissement. La série G_t

4. Lorsque cette série est comparée à celles du PIB réel japonais provenant d'autres sources (OCDE, FRED), les tendances et les taux de croissance sont très semblables.

est présentée dans la portion en bas et à gauche de la figure 3. Il existe également une tendance haussière des dépenses publiques. De plus, les dépenses semblent s'être stabilisées depuis le début de la trappe à liquidité en 1995, malgré le message envoyé par les autorités japonaises que les plans de relance sont mis en place pour relancer l'économie. À cet effet, Posen (1998) déclare qu'une grande partie des dépenses publiques provenant de ces plans de relance ne sont que des transferts entre différents comptes du gouvernement. Par conséquent, ce ne sont pas des sommes d'argent injectées directement dans l'économie japonaise.

3.1.3 Revenus nets gouvernementaux

Présentées dans la portion en haut et à droite de la figure 3, les données sur les revenus nets du gouvernement (τ_t) proviennent du compte national lié au gouvernement. Par définition, les revenus nets correspondent aux revenus du gouvernement moins les transferts. Cette opération est effectuée pour le compte national du gouvernement de 1998. Par contre, le compte national de 2016 rapporte directement le poste «Resources» qui correspond aux revenus nets. Par ailleurs, il est important de noter que les données dans les deux comptes nationaux sont présentées en termes nominaux. Par conséquent, nous utilisons le déflateur des dépenses gouvernementales afin d'exprimer les séries de revenus nets en terme réel. De 1960-I jusqu'au début des années 90, il existe une tendance haussière des revenus nets du gouvernement. Par la suite, ils ont connu une tendance baissière pendant les «décennies perdues» et une chute importante durant la Grande Récession. Ceci est expliqué par l'effet des ajustements automatiques des revenus nets à la suite d'un changement du PIB.

3.1.4 Le taux d'intérêt de base

Étant donné que ce mémoire porte sur la trappe à liquidité, nous collectons également les données sur le taux d'intérêt nominal de base de la banque centrale. Il s'agit du taux à un jour non garanti qui a la même fonction que le taux directeur au Canada et que le «Federal Funds rate» aux États-Unis (Ihori et Frederic, 2006). Ces données sont disponibles sur le site de la banque centrale japonaise. Cependant, les données sur ce taux ne sont disponibles que pour la période 1985-III à 2014-I. Pour cette raison, nous choisissons plutôt le taux à un jour garanti (r_t), extrait également du site de la banque du Japon et couvrant la période de 1960-I à 2014-I. Il est à noter que la corrélation entre les deux taux est de 99.5% (pour la période commune). Ceci suggère qu'il est possible d'utiliser le taux à un jour garanti comme instrument de la politique monétaire conventionnelle (voir la portion en bas et à gauche de la figure 3). À la suite de l'éclatement de la bulle spéculative à la fin des années 80, la banque centrale a tenté de relancer son économie en baissant le taux d'intérêt. Les autorités ont remonté le taux à deux reprises, dont en 2000. Cette manœuvre a été critiquée par

plusieurs économistes, notamment par Ihuri et Frederic (2006).

3.2 Les régimes

Dans le cadre de ce mémoire, nous analysons la taille des multiplicateurs pour deux états concernant les cycles économiques et deux autres concernant la trappe à liquidité. Aussi, nous calculons le multiplicateur venant de certains régimes conjoints. Par conséquent, 4 différentes combinaisons de ces états sont possibles. Tout d’abord, l’économie peut se retrouver en expansion et ne pas être en trappe à liquidité (E,NL). Ensuite, elle peut se trouver à la fois en expansion et en situation de trappe à liquidité (E,L). De plus, l’autre phase du cycle économique est celle de la récession. Elle peut être accompagnée par une trappe à liquidité (R,L) ou pas (R,NL).

3.2.1 Probabilité d’être en récession

Afin de distinguer les différents états, les probabilités d’être dans chacun de ceux-ci seront calculées. Pour ce faire, nous utilisons la méthodologie employée par Auerbach et Gorodnichenko (2012). Spécifiquement, une fonction logistique permet d’évaluer la probabilité selon une variable d’état z_t et un changement de régime qui se fait de manière lisse :

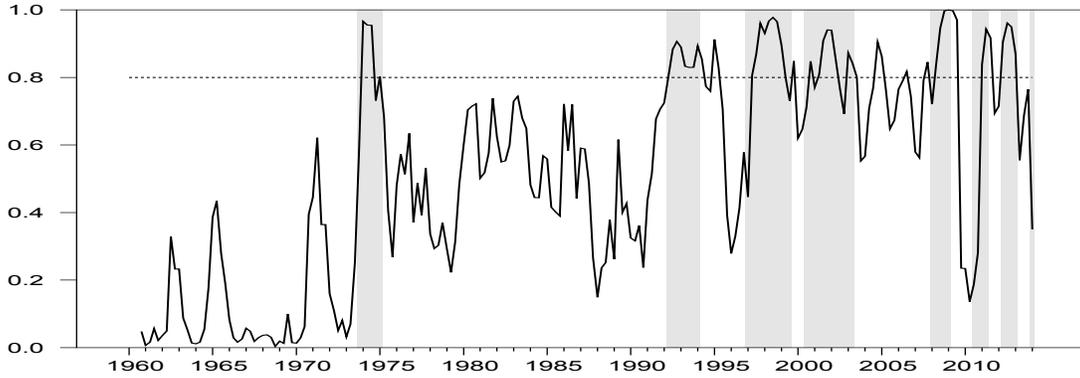
$$P_t^R = \frac{\exp(-\gamma^R z_t)}{1 + \exp(-\gamma^R z_t)}, \quad \gamma^R > 0, \quad P_t^E = 1 - P_t^R, \quad (3.2.1)$$

$$\text{var}(z_t) = 1, \quad \mathbb{E}(z_t) = 0. \quad (3.2.2)$$

Pour calculer la probabilité d’être en récession P_t^R , la variable d’état z_t est calculée comme étant la moyenne mobile de 3 trimestres du taux de croissance du PIB réel (Y_t). Nous standardisons cette variable d’état pour obtenir une moyenne nulle et une variance égale à un (voir l’équation (3.2.2)). Nous utilisons des dates de récessions provenant du centre *Economic Cycle Research Institute* (ERCI) pour déterminer les phases officielles de récessions⁵. Le centre utilise la même méthodologie pour identifier les cycles économiques que le National Bureau of Economic Research (NBER). Selon ces données, le Japon s’est retrouvé en récession 24.4% du temps durant la période de 1960-I à 2014-I. Ainsi, nous calibrons γ^R pour que $Pr(P_t^R > 0.8) \approx 24.4\%$ où nous établissons qu’une économie est en récession lorsque $P_t^R > 0.8$, comme dans Auerbach et Gorodnichenko (2012).

5. Selon ce centre de recherche, une récession est la portion du cycle économique commençant au sommet se terminant au creux.

FIGURE 4 – Probabilité d’être en récession et les dates de récession de ERCI



À la figure 4, les zones grises correspondent aux dates de récessions de l’ERCI. Ainsi, la fonction logistique qui calcule les probabilités d’être en récession capte bien les cycles économiques puisque les sommets de la fonction se trouvent dans les zones grises⁶. Puisqu’il y a deux phases de cycles économiques (expansion et récession), la probabilité d’être en expansion P_t^E correspond à $1 - P_t^R$ pour chaque période.

3.2.2 Probabilité d’être en trappe à liquidité

Pour calculer la probabilité d’être en trappe à liquidité, nous procédons ainsi :

$$P_t^L = \frac{\exp(-\gamma^L z_t)}{1 + \exp(-\gamma^L z_t)}, \quad \gamma^L > 0, \quad P_t^{NL} = 1 - P_t^L, \quad (3.2.3)$$

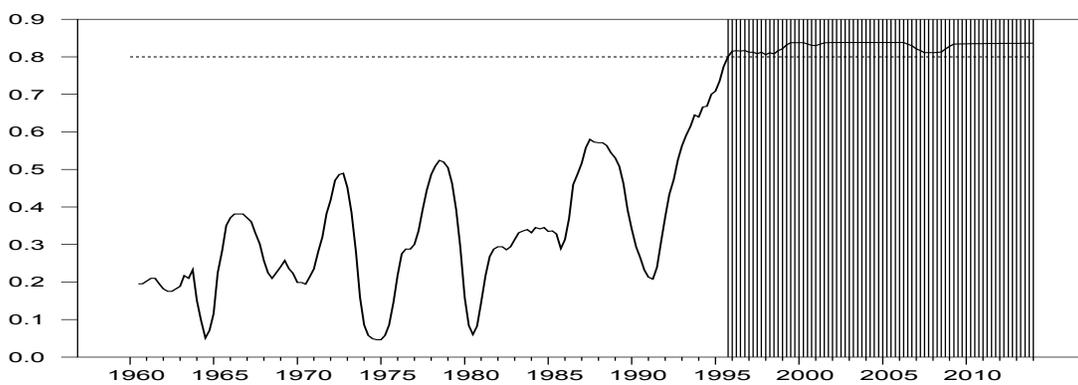
$$\text{var}(z_t) = 1, \quad \mathbb{E}(z_t) = 0, \quad (3.2.4)$$

où la variable indicatrice z_t représente cette fois-ci les actions de la politique monétaire au Japon. Spécifiquement, z_t correspond à la moyenne mobile de 3 trimestres du taux à un jour garanti. Il est à noter que ce taux a été utilisé, pendant longtemps, comme instrument principal par la banque centrale du Japon. (Ihori et Frederic, 2006). Nous avons choisi le niveau du taux d’intérêt puisque, par définition et selon plusieurs auteurs, une trappe à liquidité survient lorsque le taux d’intérêt, contrôlé par la banque centrale, est proche de zéro (Abel et al. ; Blanchard, 2003 ; Bouakez et al., 2014 ; Krugman et al., 1998). Par conséquent, plus le taux d’intérêt nominal s’approche de zéro, plus la probabilité d’être en trappe à liquidité calculée à partir de la fonction logistique (3.2.3) augmentera.

6. C’est pour cette raison que nous avons choisi de calculer la moyenne mobile sur 3 trimestres et non sur 7 trimestres comme dans le cas de Auerbach et Gorodnichenko (2012). En effet, cette dernière captait moins bien les récessions.

La littérature empirique sur la trappe à liquidité au Japon nous procure des informations sur la période où ce phénomène macroéconomique est survenu. Blanchard (2003) affirme que le phénomène a commencé au milieu des années 90. Sato (2008) stipule que la trappe à liquidité a commencé en 1996. Miyamoto et al. (2015) déterminent que la période où le taux d'intérêt a pratiquement été nul a débuté en 1995-IV. Nous appliquons la même définition que ces derniers puisqu'effectivement, le taux à un jour non garanti est passé de 0.8% au troisième trimestre de 1995 à 0.46% au quatrième trimestre. Depuis cette date, le taux n'a jamais augmenté de manière importante. En pratique, nous calibrons γ^L pour que la probabilité d'être en trappe à liquidité soit supérieure à 0.8 pour toutes les périodes après 1995-III.

FIGURE 5 – Probabilité d'être en trappe à liquidité



La partie lignée de la figure 5 correspond la période de la trappe à liquidité débutant en 1995-IV jusqu'à la fin de l'échantillon. Encore une fois, notre fonction logistique pour calculer la probabilité d'être en trappe à liquidité capte bien l'effet désiré : la probabilité excède 0.8 dès 1995-IV. La probabilité de ne pas être en trappe à liquidité P_t^{NL} correspond à $1 - P_t^L$.

3.2.3 Probabilités conjointes

Pour calculer la probabilité d'être dans deux états à la fois, nous posons l'hypothèse simplificatrice que les cycles économiques et la trappe à liquidité sont des phénomènes indépendants. Dans ce contexte, la probabilité d'être conjointement en récession et en trappe à liquidité correspond à :

$$P_t^{R,L} = P_t^R \times P_t^L, \quad (3.2.5)$$

où $P_t^{R,L}$ est la probabilité conjointe, alors que P_t^R et P_t^L sont les probabilités non conditionnelles d'être en récession et en trappe à liquidité. Rappelons que les probabilités non conditionnelles ont été calculées à partir des équations (3.2.1) et (3.2.3). Similairement, la probabilité conjointe d'être

en récession, mais pas en trappe à liquidité est :

$$P_t^{R,NL} = P_t^R \times [1 - P_t^L], \quad (3.2.6)$$

Dans la portion en haut et à gauche de la figure 6, nous retrouvons la probabilité conjointe $P_t^{R,L}$. Les zones grises et lignées correspondent aux périodes caractérisées par une récession et par une situation de trappe à liquidité. Elles surviennent lorsque $P_t^R > 0.8$ et $P_t^L > 0.8$. Ainsi, nous captions plusieurs périodes où le Japon s'est trouvé à la fois en récession et en trappe à liquidité. Ceci décrit parfaitement «les décennies perdues». Selon notre modélisation, 35 trimestres correspondent à cette description. Plus précisément, le Japon s'est retrouvé 50% du temps en récession durant la trappe à liquidité.

Dans la portion en bas et à gauche de la figure 6, les zones grises représentent les périodes caractérisées par une récession, mais pas par une trappe à liquidité. Elles surviennent lorsque $P_t^R > 0.8$ et $P_t^L \leq 0.8$. Ce cas est observé pour quelques périodes sont captées par la méthodologie, dont celle survenue après l'éclatement de la bulle, soit de 1992-II à 1995-II. Au total, le Japon s'est retrouvé dans ce régime pendant 15 trimestres.

De plus, les probabilités conjointes que l'économie soit en expansion et en trappe à liquidité ou non correspond à :

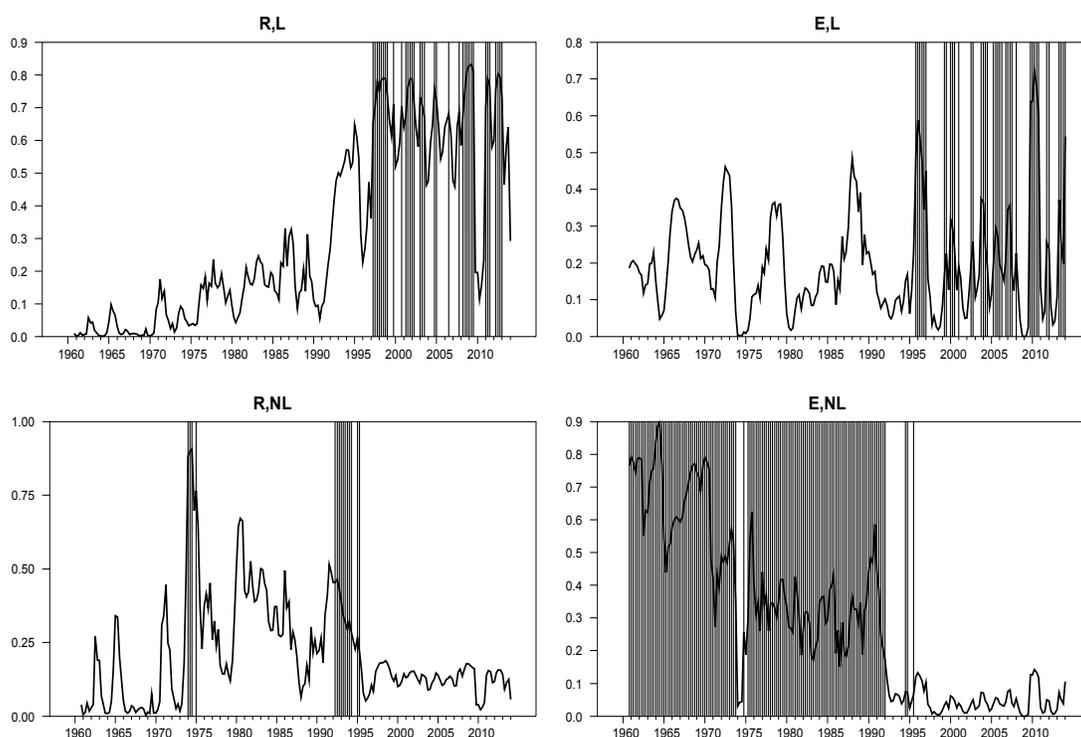
$$P_t^{E,L} = [1 - P_t^R] \times P_t^L, \quad (3.2.7)$$

$$P_t^{E,NL} = [1 - P_t^R] \times [1 - P_t^L]. \quad (3.2.8)$$

Dans la portion en haut et à droite de la figure 6, les zones grises et lignées correspondent aux périodes caractérisées par une expansion et par une trappe à liquidité. Elles surviennent lorsque $P_t^R \leq 0.8$ et $P_t^L > 0.8$. La figure 6 suggère qu'il existe des périodes d'expansion durant la trappe à liquidité. En fait, il y a plus de périodes d'expansion durant la trappe à liquidité que de périodes de récession. En effet, il y a eu 39 trimestres où le Japon s'est retrouvé à la fois en expansion et en trappe à liquidité.

Dans la portion en bas et à droite de la figure 6, les zones grises et lignées représentent des périodes caractérisées par une expansion, mais pas par une trappe à liquidité. Elles surviennent lorsque $P_t^R \leq 0.8$ et $P_t^L \leq 0.8$. Ce cas est souvent observé lors des années de rattrapage et de taux de croissance remarquable qu'a vécu le Japon dans la première partie de notre échantillon (Krugman, 2009). Ce régime représente celui avec le plus grand nombre de trimestres avec 125.

FIGURE 6 – Probabilités conjointes



Bien que notre hypothèse sur l'indépendance des cycles économiques et de la trappe à liquidité soit simplificatrice, nous sommes en mesure de retrouver les différentes phases reliées aux cycles économiques et à la trappe à liquidité qu'a vécu le Japon durant son histoire. De plus, il existe des périodes distinctes associées à chacun des quatre régimes. Ceci suggère qu'il est possible de vérifier si l'effet des politiques budgétaires diffère entre les régimes à l'aide d'un modèle économétrique à changement lisse de régimes (Auerbach et Gorodnichenko, 2012).

3.3 Spécification économétrique

Notre spécification économétrique correspond à un vecteur autorégressif structurel avec changement lisse de régimes (STVAR). Pour ce mémoire, 4 modèles différents seront présentés, soit un modèle linéaire avec un seul régime et 3 modèles non linéaires à 2 régimes. Les modèles non linéaires choisis contiennent notamment les états d'une économie où les politiques budgétaires expansionnistes ont la capacité de relancer l'économie selon la théorie keynésienne. Ces états sont les récessions et la trappe à liquidité.

Tout d'abord, le premier modèle non linéaire présenté est celui qui comprend les régimes associés aux cycles économiques, soit ceux de la récession et de l'expansion. Ce modèle devient intéressant

à estimer puisque le Japon se trouve dans une période de stagnation économique et caractérisée par plusieurs récessions enchaînées une après l'autre. L'objectif est également de reproduire les résultats obtenus par d'Auerbach et Gorodnichenko (2014) dans leur travail sur le Japon.

Ensuite, le deuxième modèle non linéaire contient les régimes de trappe à liquidité et le régime où le taux d'intérêt nominal est supérieur à zéro. Plusieurs raisons motivent l'estimation de ce modèle. Il s'agit de la principale contribution de ce mémoire. Grâce à cette estimation, le multiplicateur budgétaire dans un régime à trappe à liquidité sera calculé de manière empirique, soit un exercice peu réalisé dans la littérature. Ceci est particulièrement intéressant pour le cas du Japon puisque cette économie se trouve dans une trappe à liquidité depuis plusieurs décennies. Il s'agit du cas par excellence.

Enfin, le dernier modèle non linéaire présenté se caractérise par un premier régime où l'économie se trouve à la fois en récession et en trappe à liquidité. Le deuxième régime représente la combinaison de tous les autres états dans lequel peut se retrouver l'économie ($P^{autre} = P^{R,NL} + P^E$). Une motivation pour estimer ce modèle non linéaire provient du fait que les régimes des deux premiers modèles sont difficilement séparables l'un de l'autre, comme c'est présenté à la figure 9. En d'autres mots, le régime de récession englobe des périodes de trappe à liquidité et de non-trappe. De l'autre côté, la période caractérisée par la trappe à liquidité contient des épisodes de récession et d'expansion. Ainsi, les causes qui expliquent la grandeur du multiplicateur dans les régimes non conjoints deviennent plus difficiles à identifier. Par exemple, un multiplicateur élevé dans un régime de trappe à liquidité peut être influencé par les périodes de récession, où le multiplicateur est également élevé. Bien évidemment, les modèles avec des régimes conjoints ne permettent pas d'isoler l'effet de chacun des régimes. Par contre, ils nous procurent une première piste de solution. Pour ce mémoire, avec le régime conjoint de récession et de trappe à liquidité, nous tenterons de répondre à la question suivante : le multiplicateur en trappe à liquidité, incluant des périodes de récession et d'expansion, est-il différent du multiplicateur provenant du régime à trappe à liquidité, lorsqu'il y a uniquement des périodes de récession ?

Aussi, le troisième modèle non linéaire répond à une autre question importante. En effet, les résultats du premier modèle suggèrent que le multiplicateur budgétaire provenant d'un état où $P^{autre} = 100\%$ est élevé et persistant en raison du régime conjoint (R, NL) puisque le multiplicateur budgétaire en expansion est faible et peu persistant. Cette inférence permet de comparer le multiplicateur budgétaire lorsque l'économie se trouve à la fois en récession et en trappe à liquidité (R, L) avec celui lorsque l'économie se trouve en récession, mais pas en trappe (R, NL). Par conséquent, il est possible de déduire l'impact de la politique monétaire sur le multiplicateur budgétaire lorsque l'économie se trouve en récession. Les travaux antérieurs ont souvent comparé les multiplicateurs budgétaires provenant des cycles économiques (R vs. E). Par contre, notre méthodologie rend possible la distinction entre les deux régimes conjoints caractérisés par une récession.

Rappelons que la figure 6 suggère que ces deux régimes conjoints existent. Aussi, les réponses dynamiques du taux d'intérêt nominal r_t de ce modèle sont présentées. Elles ont pour but de vérifier la théorie économique sur la réaction de la politique monétaire et de comprendre l'impact de cette dernière sur le multiplicateur budgétaire, notamment en récession.

Il est important d'expliquer pourquoi nous procédons à l'estimation de différents modèles à deux régimes plutôt qu'à l'estimation d'un modèle à 4 régimes conjoints. Nous allons voir, dans la section des résultats, que le modèle contient 2 composantes déterministes et 4 retards. Ce faisant, un modèle impliquant 4 régimes, 4 retards par régime pour 4 variables d'intérêt ainsi que 2 vecteurs déterministes de 4 coefficients chacun, mènerait à 288 coefficients ($4^2 \times 4$ retards $\times 4$ régimes + 4 coefficients $\times 2$ vecteurs $\times 4$ régimes) à estimer alors que la base de données inclut 217 trimestres. Il devient alors très difficile d'estimer de manière précise autant de coefficients avec si peu de points d'observations. Par conséquent, nous procédons plutôt à l'estimation séquentielle de modèles à 2 régimes.

3.3.1 Forme réduite

La méthodologie présentée ci-dessus est valable pour n'importe quel modèle à deux régimes. Pour simplifier, nous numérotions les régimes. À des fins de présentation, nous supposons qu'il n'y a pas de composante déterministe et qu'il n'y a qu'un seul retard. Pour ce cas, la forme réduite du système correspond à :

$$X_t = \begin{cases} \Pi_1 X_{t-1} + U_t & \text{avec } p = P_{t-1}^1, U_t \sim N(0, \Sigma_1), \\ \Pi_2 X_{t-1} + U_t & \text{avec } p = P_{t-1}^2 = 1 - P_{t-1}^1, U_t \sim N(0, \Sigma_2). \end{cases} \quad (3.3.1)$$

Dans l'équation (3.3.1), nous fixons $X_t = [G_t Y_t \tau_t r_t]'$ comme étant le vecteur des variables d'intérêt où nous appliquons le logarithme aux trois premières variables. Pour chacun des régimes j (pour $j = 1, 2$), les matrices Π_j (4×4) incorporent les interactions dynamiques entre les variables courantes et retardées dans la forme réduite de notre modèle. Ces variables peuvent être définies en suivant un des deux régimes selon une probabilité p . De plus, nous posons l'hypothèse que les termes d'erreurs U_t suivent une loi normale avec une espérance de 0 et une variance qui est propre au régime, Σ_j .

Ainsi, la forme réduite se réécrit de la manière suivante :

$$X_t = P_{t-1}^1 (\Pi_1 X_{t-1} + U_t) + P_{t-1}^2 (\Pi_2 X_{t-1} + U_t). \quad (3.3.2)$$

Les termes d'erreur U_t peuvent être combinés pour former un seul terme d'erreur en appliquant la

théorie sur les mélanges de lois normales (voir annexe A4). Ainsi, nous obtenons :

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(U_t) &= P_{t-1}^1 \mathbb{E}(U_t) + P_{t-1}^2 \mathbb{E}(U_t), \\
&= P_{t-1}^1(0) + P_{t-1}^2(0), \\
&= 0.
\end{aligned} \tag{3.3.3}$$

La variance se calcule de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
Var(U_t) &= P_{t-1}^1 Var(U_t) + P_{t-1}^2 Var(U_t), \\
&= P_{t-1}^1 \Sigma_1 + P_{t-1}^2 \Sigma_2.
\end{aligned} \tag{3.3.4}$$

Il est à noter que pour chaque régime j , $U_t = \Phi_j V_{j,t}$ où $V_{j,t}$ sont les chocs structurels correspondant à des changements exogènes non anticipés survenant dans l'état j , et Φ_j^{-1} correspond aux interactions contemporaines des variables d'intérêt X_t . Nous posons l'hypothèse que $\mathbb{E}(V_{j,t} V_{j,t}') = I$. Ceci signifie que la variance non conditionnelle des chocs structurels est égale à la matrice identité. Cela implique que les variances des chocs structurels sont de taille d'une unité et que tous les chocs sont orthogonaux puisque les covariances sont nulles (éléments non diagonaux de la matrice I). De plus, pour chaque régime j :

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(\Sigma_j) &= \mathbb{E}(U_t U_t'), \\
&= \Phi_j \mathbb{E}(V_{j,t} V_{j,t}') \Phi_j', \\
&= \Phi_j \Phi_j'.
\end{aligned} \tag{3.3.5}$$

Par conséquent, l'équation (3.3.4) peut être réécrite de la manière suivante :

$$Var(U_t) = P_{t-1}^1 (\Phi_1 \Phi_1') + P_{t-1}^2 (\Phi_2 \Phi_2'). \tag{3.3.6}$$

3.3.2 Restrictions d'identification

Afin d'identifier la portion exogène associée à la politique budgétaire, nous utilisons les restrictions de court terme suggérées par Blanchard et Perotti (2002). Pour chacun des régimes j , les restrictions imposées à la matrice $\Phi_j^* = \Phi_j^{-1}$ sont telles que :

$$\Phi_j^* U_t = V_t, \tag{3.3.7}$$

$$\begin{bmatrix} \phi_{g,g}^* & 0 & 0 & 0 \\ \phi_{y,g}^* & \phi_{y,y}^* & 0 & 0 \\ \phi_{\tau,g}^* & \phi_{\tau,y}^* & \phi_{\tau,\tau}^* & 0 \\ \phi_{r,g}^* & \phi_{r,y}^* & \phi_{r,\tau}^* & \phi_{r,r}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_t^g \\ w_t^y \\ w_t^\tau \\ w_t^r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_t^g \\ v_t^2 \\ v_t^3 \\ v_t^4 \end{bmatrix}. \quad (3.3.8)$$

Les restrictions clés que nous imposons impliquent que les dépenses publiques G_t sont prédéterminées. Ceci signifie que les autres variables d'intérêt n'ont aucun impact contemporain sur G_t . Par conséquent, un choc de dépenses gouvernementales sera exogène par construction. D'un point de vue économique, ceci se justifie de deux façons. Premièrement, il n'y a pas de portion endogène de la politique budgétaire. Ceci suggère que $\phi_{g,y}^* = \phi_{g,\tau}^* = \phi_{g,r}^* = 0$. Cette hypothèse est vraisemblable étant donné que l'opérationnalisation des politiques budgétaires prend plus qu'un trimestre. Par exemple, s'il y a une récession (baisse du PIB), le gouvernement ne peut contrer celle-ci à l'intérieur d'un trimestre⁷. Deuxièmement, la restriction que $\phi_{g,y}^* = 0$ suppose qu'il n'y a pas d'ajustements automatiques des dépenses gouvernementales.

De plus, lorsque la variable G_t est ordonnancée au premier rang dans le vecteur des variables d'intérêt, l'ordonnancement des autres variables n'est pas important puisqu'on s'intéresse uniquement aux effets du choc de politique budgétaire v_t^g . En effet, il est possible de prouver que les réponses dynamiques de Y_t , τ_t et r_t à la suite d'un choc exogène de dépenses publiques ne dépendent pas de leur ordonnancement dans le vecteur des variables d'intérêts, pourvu que ces variables soient placées après G_t .

3.3.3 Réponses dynamiques

Pour calculer les réponses dynamiques des variables d'intérêt à la suite d'un choc exogène, la forme réduite est exprimée sous la forme d'une représentation moyenne mobile. Aussi, nous posons l'hypothèse que l'économie se trouve dans le même régime durant tout l'horizon pertinent pour l'évaluation des effets des dépenses gouvernementales : la probabilité d'être dans le régime j est égale à 1.

Nous effectuons K substitutions récursives de la forme réduite (3.3.2) afin d'obtenir la représentation moyenne mobile :

$$X_{t+k} = \Phi_j V_{t+k} + \Pi_j \Phi_j V_{t+k-1} + \dots + [\Pi_j]^{k+1} \Phi_j V_{t-k-1}, \quad (3.3.9)$$

7. Cette restriction est moins vraisemblable lorsque les données sont annuelles, puisque les autorités peuvent mettre en place des plans budgétaires de relance en moins d'un an. Par conséquent, un choc exogène de la production courante aurait un impact sur les dépenses publiques.

où $P_{t-1}^j = 1$ pour $k = 1, \dots, K$ où K est l'horizon pertinent pour évaluer les effets des politiques budgétaires. À partir de (3.3.9), nous obtenons :

$$\Psi_k^j = \frac{\partial X_{t+k}}{\partial V_t} = [\Pi_j]^k \Phi_j. \quad (3.3.10)$$

où la première colonne de la matrice Ψ_k^j capte la réponse de chacune des variables d'intérêt suite à un choc exogène des dépenses publiques après k trimestres survenant dans le régime j .

3.3.4 Dérivation du multiplicateur budgétaire

En raison du fait que les variables d'intérêt sont exprimées sous la forme logarithmique, quelques transformations doivent être effectuées afin d'interpréter la réponse dynamique obtenue comme étant un multiplicateur budgétaire : la réponse du niveau du PIB suite à un choc de 1\$ de dépenses gouvernementales. Définissons R_{x,v_g}^j comme étant la réponse du logarithme d'une variable du vecteur des variables d'intérêts (X_t) à la période $t + j$ à la suite d'un choc de $v_{g,t}$ survenu à la période t .

$$R_{x,v_g}^j = \frac{d \log X_{t+j}}{dv_{g,t}} = \frac{1}{X_{t+j}} \frac{dX_{t+j}}{dv_{g,t}}. \quad (3.3.11)$$

Ainsi, le multiplicateur budgétaire j périodes après le choc, $\frac{dY_{t+j}}{dG_t}$, peut être défini de la manière suivante :

$$\frac{dY_{t+j}}{dG_t} = \frac{Y_{t+j}}{Y_t} \frac{Y_t}{G_t} \frac{R_{y,v_g}^j}{R_{g,v_g}^0} \approx \frac{Y}{G} \frac{R_{y,v_g}^j}{R_{g,v_g}^0}, \quad (3.3.12)$$

où nous considérons que la croissance du PIB est faible (i.e, $\frac{Y_{t+j}}{Y_t} \approx 1$) et nous estimons le ratio $\frac{Y}{G}$ par l'inverse de la moyenne de la proportion de dépenses gouvernementales (G_t) sur le PIB (Y_t) durant la période de 1960-I à 2014-I, soit 5.61. Ainsi, cette transformation de la réponse dynamique permet une estimation du multiplicateur budgétaire tel que nous avons défini à l'équation (2.1.1).

4 Résultats

La section des résultats présente les 4 modèles mentionnés à la section 3.3. Nous commençons par présenter le multiplicateur budgétaire provenant du modèle linéaire, soit celui à un seul régime. Ensuite, nous estimons le modèle non linéaire à deux régimes incluant le régime de récession et d'expansion dans le but de reproduire les résultats d'Auerbach et Gorodnichenko (2014). Ensuite, nous présentons les résultats du modèle non linéaire qui inclut le régime de trappe à liquidité et de non-trappe pour vérifier les conclusions provenant des modèles théoriques. Enfin, nous présentons les multiplicateurs budgétaires et les réponses dynamiques du taux d'intérêt nominal (r_t) provenant du troisième modèle non linéaire avec notamment le régime conjoint de récession et de trappe à liquidité. Nous verrons que ce modèle permet de donner des intuitions sur la différence entre le multiplicateur budgétaire provenant du régime conjoint de récession et de trappe à liquidité et celui provenant du régime conjoint de récession et de non-trappe. Une différence importante entre ceux-ci permettrait de conclure que l'état de la politique monétaire influence l'efficacité de la politique budgétaire expansionniste en récession.

4.1 Modèle linéaire

Le modèle linéaire est obtenu à partir des équations (3.3.2) et (3.3.6) en imposant la restriction qu'il existe un seul régime. Ce modèle représente un cas de référence qui sera éventuellement utile lorsque nous présenterons le modèle non linéaire admettant plusieurs régimes.

En premier lieu, nous rajoutons une partie déterministe à notre modèle, soit un vecteur de constantes Δ et un vecteur de coefficients A devant le logarithme de la tendance déterministe puisque certains coefficients provenant de ces vecteurs sont statistiquement significatifs (voir tableau A6).

En deuxième lieu, le nombre de retards doit être déterminé. Nous arrêtons notre choix à quatre retards. Plusieurs raisons expliquent ce choix. Tout d'abord, ce nombre de retards est le choix traditionnel de la littérature empirique portant sur les multiplicateurs budgétaires. Ensuite, les articles de Kuttner et Posen (2002) et Auerbach et Gorodnichenko (2014) documentent les multiplicateurs pour le cas japonais à partir d'un modèle à quatre retards. Enfin, le critère de sélection AIC est minimisé lorsque quatre retards sont choisis (voir annexe A7).

Ainsi, la forme réduite du modèle linéaire s'écrit de la manière suivante :

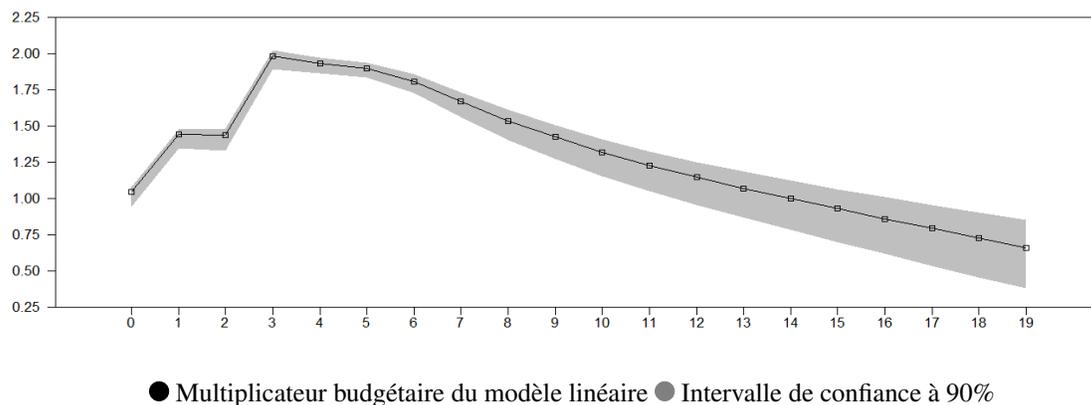
$$X_t = \Delta + A \log(t) + \sum_{l=1}^4 \Pi_l X_{t-l} + U_t, \quad (4.1.1)$$

où Δ est le vecteur des constantes et A est le vecteur des coefficients affectant le logarithme de la tendance déterministe.

4.1.1 Multiplicateur budgétaire du modèle linéaire

L'évolution du multiplicateur budgétaire sur une période de 20 périodes, où le choc a eu lieu à la première période, est présentée à la figure 7. Il est à noter que la bande grise autour du multiplicateur représente l'intervalle de confiance à 90% calculée à l'aide de l'algorithme du MCMC ⁸.

FIGURE 7 – Multiplicateur budgétaire-Modèle linéaire



Les éléments importants de notre analyse se trouvent dans le tableau 1 ci-dessous. Comme expliqué à la section 2, $M_{g,j}$ est défini comme étant le multiplicateur budgétaire j périodes après le choc de dépenses gouvernementales. À l'impact, le multiplicateur se chiffre à 1.05. Après un an (4 trimestres), le multiplicateur atteint son maximum avec une estimation tout près de 2.0. Après 3 ans, le multiplicateur diminue pour atteindre 1.23. En fait, le multiplicateur budgétaire baisse continuellement après avoir atteint son maximum au quatrième trimestre. L'effet des dépenses gouvernementales disparaît éventuellement. Enfin, la dernière caractéristique à laquelle nous nous intéressons est la persistance du multiplicateur. Pour ce mémoire, nous définissons la persistance comme étant le nombre de périodes pendant lesquelles le multiplicateur est supérieur au critère d'efficacité, soit de 1.0. Le multiplicateur du modèle linéaire est très persistant avec 15 périodes sur 20 pendant lesquelles il satisfait ce critère.

8. Cet algorithme est expliqué en détail à l'annexe A5.

Tableau 1 – Statistiques : Multiplicateurs budgétaires-Modèle linéaire

	$M_{g,0}$	$M_{g,4}$	$M_{g,12}$	$M_{g,20}^{max}$	Persistance
Linéaire	1.05	1.99	1.23	1.99 ($t = 4$)	15
	(0.07)	(0.13)	(0.27)	(0.13)	

Note : $M_{g,i}$ correspond au multiplicateur budgétaire après i trimestres. $M_{g,20}^{max}$ correspond au multiplicateur maximum atteint durant un horizon de 20 périodes. Les entrées correspondent à l'estimation du multiplicateur. Les termes entre les parenthèses sont les écarts-types.

Ces premiers résultats nous informent de manière générale que les dépenses gouvernementales affectent positivement l'économie puisque le multiplicateur est nettement supérieur à 1.0 pendant plusieurs périodes après le choc. Ceci est en accord avec les résultats des articles cités dans la revue de littérature, dont ceux de Kuttner et Posen (2002), Auerbach et Gorodnichenko (2014) et Kameda (2014). Ainsi, nos résultats confirment les conclusions tirées de ces articles : les dépenses gouvernementales stimulent l'économie japonaise.

Comme mentionné dans l'introduction, ce mémoire vise à répondre à la question suivante : quels états de l'économie représentent les moments les plus appropriés pour effectuer des dépenses publiques ? Le multiplicateur budgétaire provenant de l'estimation du modèle linéaire masque les effets associés aux différents états. La revue de littérature suggère cependant que les récessions (Auerbach et Gorodnichenko, 2014) et la trappe à liquidité (Bouakez et al., 2014 ; Christiano et al., 2011 ; Eggertsson, 2011 ; Miyamoto et al., 2015) représentent les moments opportuns pour effectuer un plan gouvernemental de relance. Les multiplicateurs estimés à partir des modèles non linéaires permettent d'évaluer l'efficacité des plans de relance à travers les différents régimes.

4.2 Modèles non-linéaires

Les prochaines sous-sections présentent les multiplicateurs provenant de modèles non linéaires impliquant deux régimes. Le premier modèle à deux régimes présenté sera celui comprenant les régimes d'expansion et de récession. Ensuite, nous procéderons à la présentation du modèle à deux régimes incluant les régimes de trappe à liquidité et de taux d'intérêt nominal strictement positif. Finalement, le dernier modèle à deux régimes est celui qui comprend le régime conjoint de récession et de trappe à liquidité.

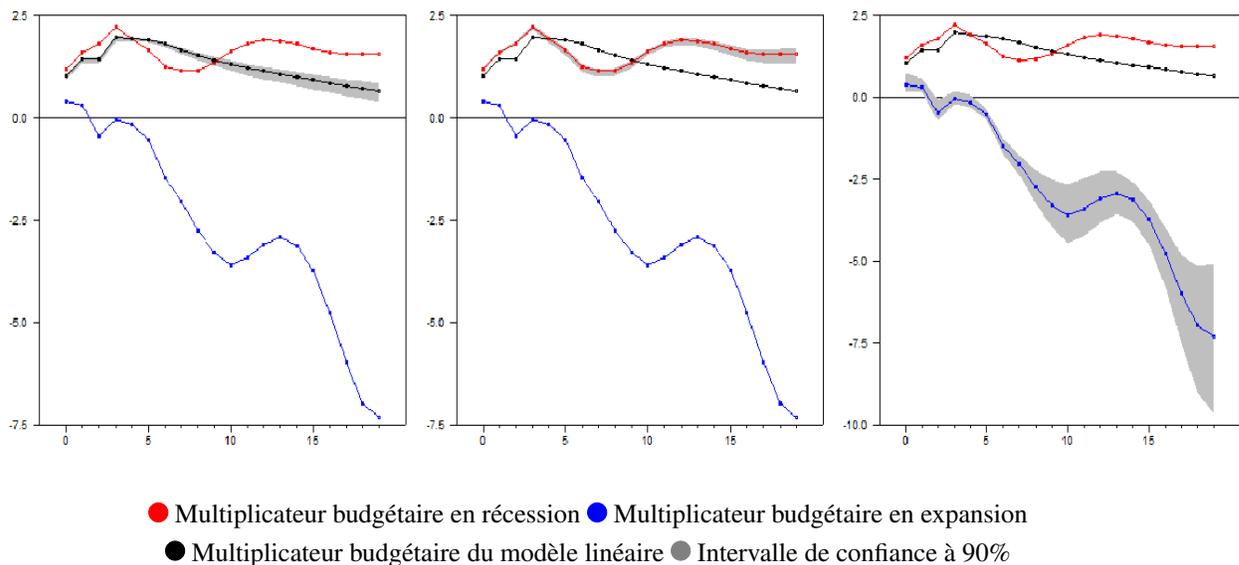
4.2.1 Récession vs. Expansion

Nous procédons maintenant à l'estimation du premier modèle à deux régimes, soit celui incluant les régimes d'expansion et de récession. La forme réduite s'écrit de la manière suivante :

$$X_t = P_{t-1}^E \left(\Delta^E + A^E \log(t) + \sum_{l=1}^4 \Pi_l^E X_{t-l} \right) + P_{t-1}^R \left(\Delta^R + A^R \log(t) + \sum_{l=1}^4 \Pi_l^R X_{t-l} \right) + U_t. \quad (4.2.1)$$

Après avoir estimé les paramètres de ce modèle et les intervalles de confiance à l'aide de l'algorithme MCMC, les graphiques des multiplicateurs budgétaires dans chacun des régimes sont les suivants :

FIGURE 8 – Multiplicateur budgétaire-Récession vs. Expansion



Les multiplicateurs sont identiques dans les trois graphiques. La seule différence se situe dans l'insertion de l'intervalle de confiance à 90%. Le graphique à gauche présente le multiplicateur et l'intervalle de confiance provenant du modèle linéaire. Il s'agit du même graphique qu'à la figure 7. Le multiplicateur dans le régime de récession est tracé en rouge et son intervalle de confiance est ajouté dans le graphique du milieu. Enfin, le multiplicateur dans un régime d'expansion est tracé en bleu et son intervalle de confiance est présenté dans le graphique à droite.

Comme expliqué à la section 3.3.3, le multiplicateur est interprété comme étant le changement du niveau du PIB suite à un dollar additionnel de dépenses gouvernementales tout en restant dans le même régime durant tout l’horizon pertinent (ici 20 trimestres), c’est-à-dire que la probabilité d’être dans ce régime est de 100% durant cet horizon.

Le tableau 2 présente les statistiques importantes des multiplicateurs dans chacun des régimes. Pour le régime de récession, le multiplicateur à l’impact se chiffre à 1.20, ce qui est plus élevé que dans le modèle linéaire évalué à 1.05. Tout comme le modèle linéaire, le multiplicateur en récession atteint son maximum au quatrième trimestre. Cependant, celui en récession, évalué à 2.22, est supérieur à celui du modèle linéaire (1.99). Après 3 ans, le multiplicateur en récession reste très élevé, atteignant 1.83. La principale différence entre le multiplicateur en récession et celui du modèle linéaire est la persistance. Le multiplicateur dans un régime de récession reste supérieur à 1.0 pendant tout l’horizon observé.

Le multiplicateur en expansion a une dynamique complètement différente de celui du modèle linéaire et celui du régime de récession. Le multiplicateur à l’impact est très faible, soit de 0.40, ce qui est nettement inférieur aux deux autres multiplicateurs d’impact. En fait, le multiplicateur à l’impact représente le maximum. Par la suite, le multiplicateur devient négatif (non significativement différent de zéro) après un an. La tendance se maintient puisque le multiplicateur diminue de manière importante après 3 ans. Le multiplicateur en expansion n’est jamais supérieur à 1.0.

Tableau 2 – Statistiques : Multiplicateurs budgétaires-Récession vs. Expansion

	$M_{g,0}$	$M_{g,4}$	$M_{g,12}$	$M_{g,20}^{max}$	Persistance
Linéaire	1.05 (0.07)	1.99 (0.13)	1.23 (0.27)	1.99 ($t = 4$) (0.13)	15
Récession	1.20 (0.04)	2.22 (0.26)	1.83 (0.53)	2.22 ($t = 4$) (0.26)	20
Expansion	0.40 (0.19)	-0.03 (0.18)	-3.41 (0.51)	0.40 ($t = 1$) (0.18)	0

Note : $M_{g,i}$ correspond au multiplicateur budgétaire après i trimestres. $M_{g,20}^{max}$ correspond au multiplicateur maximum atteint durant un horizon de 20 périodes. Les entrées correspondent à l’estimation du multiplicateur. Les termes entre les parenthèses sont les écarts-types.

Avec ces résultats, il est évident qu’un plan gouvernemental de relance est de loin plus efficace lorsque l’économie japonaise est en récession que lorsqu’elle est en expansion. Le multiplicateur dans un régime de ralentissement économique est non seulement efficace, mais très persistant. Ceci est tout le contraire pour le multiplicateur budgétaire en expansion.

Ces conclusions concernant le modèle avec régimes d'expansion et de récession sont très similaires à ceux obtenus par Auerbach et Gorodnichenko (2014) dans leur travail portant sur le Japon, bien que la méthodologie n'est pas identique. Les auteurs ont également obtenu un multiplicateur budgétaire très élevé et persistant pour le régime de récession. En fait, ayant effectué le même exercice sur plusieurs pays, ils avaient conclu que le multiplicateur budgétaire en récession au Japon était le plus élevé parmi ces pays étudiés. Également, leur multiplicateur en expansion était très faible et très peu persistant. Notre mémoire mène à des résultats similaires que ceux de cet article.

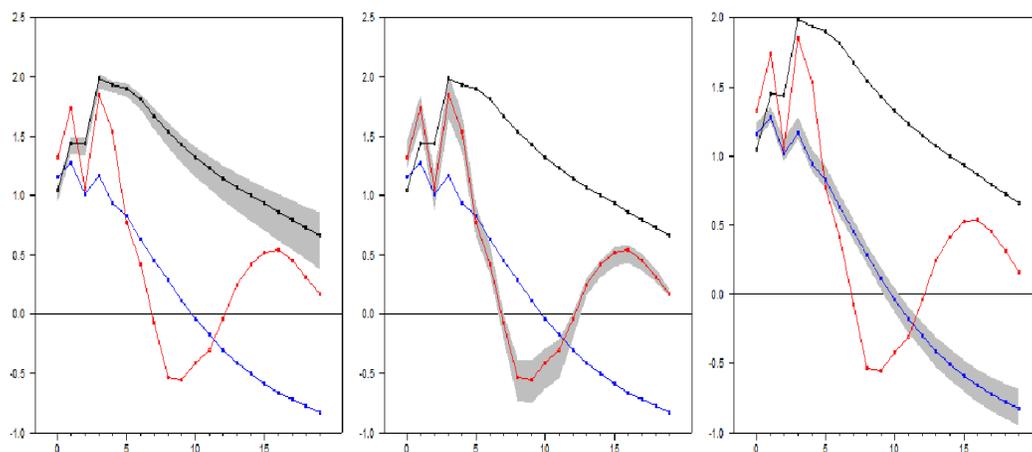
4.2.2 Trappe à liquidité vs. pas de trappe

La contribution de ce mémoire à la littérature empirique sur les multiplicateurs budgétaires est notamment d'estimer le multiplicateur budgétaire dans un régime de trappe à liquidité et de le comparer à celui où le taux est nettement supérieur à zéro. Ainsi, la forme réduite de ce modèle à deux régimes s'écrit de la façon suivante :

$$X_t = P_{t-1}^{NL} \left(\Delta^{NL} + A^{NL} \log(t) + \sum_{l=1}^4 \Pi_l^{NL} X_{t-l} \right) + P_{t-1}^L \left(\Delta^L + A^L \log(t) + \sum_{l=1}^4 \Pi_l^L X_{t-l} \right) + U_t. \quad (4.2.2)$$

Graphiquement, les réponses dynamiques provenant du modèle ci-dessus se présentent de la manière suivante :

FIGURE 9 – Multiplicateurs budgétaires-Trappe à liquidité vs. Non-trappe à liquidité



- Multiplicateur budgétaire en trappe à liquidité
- Multiplicateur budgétaire en non-trappe
- Multiplicateur budgétaire du modèle linéaire
- Intervalle de confiance à 90%

Les statistiques associées à ces multiplicateurs sont présentées au tableau 3. Tout comme dans la présentation des multiplicateurs en récession et en expansion, trois graphiques sont présentés. Cependant, la ligne rouge représente maintenant le multiplicateur budgétaire en trappe à liquidité et nous ajoutons son intervalle de confiance à 90% dans le graphique du milieu. Le multiplicateur budgétaire dans un régime où le taux d'intérêt nominal est nettement supérieur à zéro est tracé en bleu et son intervalle de confiance est ajouté dans le graphique de droite. Nous insérons le multiplicateur du modèle linéaire afin de comparer.

À l'impact, le multiplicateur en trappe à liquidité est estimé à 1.32, ce qui est supérieur au multiplicateur d'impact du modèle linéaire. Après un an, il atteint son maximum à 1.85. Par la suite, le multiplicateur diminue de manière importante. L'effet des dépenses gouvernementales n'est pas persistant puisque le multiplicateur est inférieur à 1.0 dès le cinquième trimestre. En plus, le multiplicateur est nul autour du 7^e trimestre.

Pour ce qui est du multiplicateur dans un régime de non-trappe, il est évalué à 1.16 au moment du choc. Dès le deuxième trimestre, il atteint son maximum à 1.28. Après un an, le multiplicateur diminue à 1.17. L'effet des dépenses gouvernementales devient complètement nul et même négatif à partir du 10^e trimestre. Le multiplicateur dans ce régime est aussi très peu persistant puisqu'il est supérieur à 1.0 pendant seulement les 4 premiers trimestres après le choc de dépenses gouvernementales.

Tableau 3 – Statistiques : Multiplicateurs budgétaires-Trappe à liquidité vs. non-trappe

	$M_{g,0}$	$M_{g,4}$	$M_{g,12}$	$M_{g,20}^{max}$	Persistence
Linéaire	1.05 (0.07)	1.99 (0.13)	1.23 (0.27)	1.99 ($t = 4$) (0.13)	15
Trappe à liquidité	1.32 (0.10)	1.85 (0.47)	-0.31 (1.09)	1.85 ($t = 4$) (0.47)	5
Non trappe à liquidité	1.16 (0.05)	1.17 (0.15)	-0.18 (0.23)	1.28 ($t = 2$) (0.07)	4

Note : $M_{g,i}$ correspond au multiplicateur budgétaire après i trimestres. $M_{g,20}^{max}$ correspond au multiplicateur maximum atteint durant un horizon de 20 périodes. Les entrées correspondent à l'estimation du multiplicateur. Les termes entre les parenthèses sont les écarts-types.

Notre analyse débute avec le fait que pendant les 5 premiers trimestres après le choc, le multiplicateur en trappe à liquidité est supérieur à celui associé à l'autre régime. De plus, le maximum $M_{g,20}^{max}$, atteint par le multiplicateur en trappe à liquidité, est de loin supérieur à celui de son homologue.

Ceci est en accord avec la partie théorique de la revue de littérature qui indique que les dépenses gouvernementales permettent davantage de relancer l'économie en période de trappe à liquidité relativement au cas où il n'y a pas de trappe. La principale raison économique expliquant l'écart entre ces deux multiplicateurs provient du fait que la banque centrale, en situation de trappe à liquidité, ne peut pas intervenir. Le taux directeur, soit l'instrument principal de cette institution pour stimuler l'économie, a déjà atteint sa borne inférieure de zéro. Les dépenses gouvernementales affectent positivement le PIB, ce qui augmente l'inflation. Puisque la banque centrale ne peut pas intervenir, la hausse de l'inflation diminue le taux d'intérêt réel, ce qui incite les agents économiques à consommer et à investir davantage.

Le deuxième point de notre analyse s'effectue sur la taille des multiplicateurs. Nous commençons en comparant avec les multiplicateurs budgétaires suggérés dans les articles théoriques de la revue de littérature. Premièrement, Christiano et al. (2011) calcule un multiplicateur d'impact de 3.6 dans un régime à taux d'intérêt nominal nul et Eggertsson (2011) calcule plutôt un multiplicateur d'impact de 2.3. Notre multiplicateur d'impact dans un régime de trappe à liquidité est nettement inférieur à ces deux multiplicateurs. Ceci pourrait s'expliquer entre autres par la méthodologie complètement différente utilisée par ces auteurs de la nôtre (notamment les paramètres utilisés reflètent le cas américain et non japonais). Par contre, le multiplicateur en trappe à liquidité se compare avec celui de Miyamoto et al. (2015) qui avait obtenu notamment un multiplicateur à l'impact estimé à 1.5⁹. Pour ce qui est du multiplicateur en situation de non-trappe à liquidité, nous obtenons un multiplicateur similaire à celui de Christiano et al. (2011) qui avait estimé un multiplicateur supérieur à 1.0. De son côté, Eggertsson (2011) estime un multiplicateur nettement inférieur à 1.0 en raison de la forte réaction de la banque centrale face à l'inflation. Ceci suggère que la banque centrale du Japon ne semble donc pas réagir fortement à l'inflation. Miyamoto et al. (2015) calcule un multiplicateur inférieur à 1.0 pour la période où le taux d'intérêt nominal est nettement supérieur à zéro.

Ainsi, nous concluons que la trappe à liquidité crée un environnement propice à des plans gouvernementaux de relance, probablement en raison de l'inaction de la banque centrale.

4.2.3 Récession et trappe à liquidité vs. autres régimes

Tout comme dans l'article de Miyamoto et al. (2015), il est difficile de distinguer l'effet des récessions de l'effet de la trappe à liquidité sur le multiplicateur à partir du modèle (4.2.2). En effet, il se peut que le multiplicateur durant un régime de trappe à liquidité devienne efficace puisque cette période est aussi marquée par des récessions, comme c'est souvent le cas au Japon (voir graphique

9. La méthodologie employée par Miyamoto et al. (2015) n'est pas identique à la nôtre. Ces auteurs coupent l'horizon temporel en deux pour identifier la trappe à liquidité.

supérieur gauche de la figure 6).

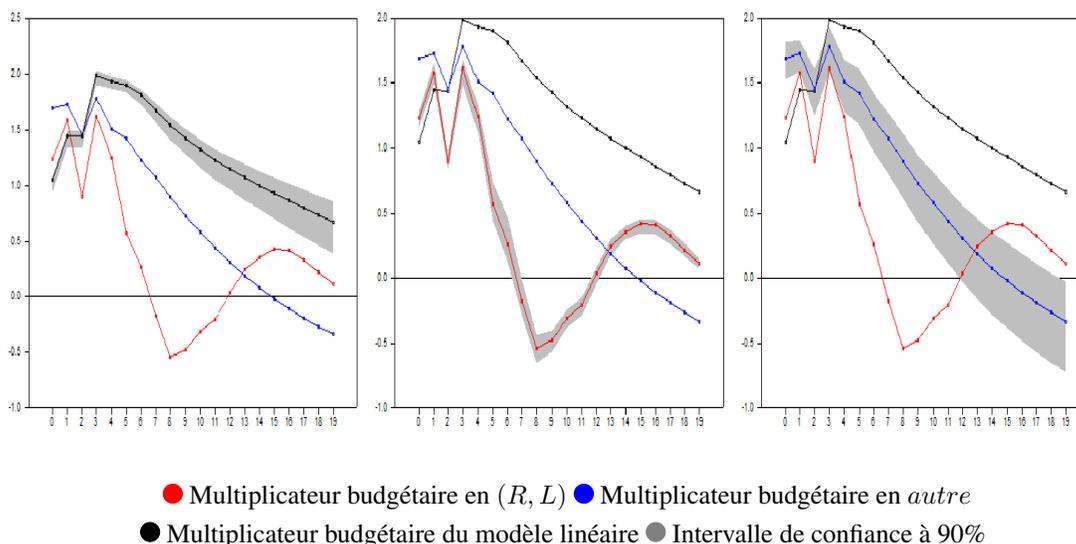
Tel qu'expliqué à la section 3.3, la trappe à liquidité, débutant en 1995-IV, est marquée par des périodes de récessions, mais aussi par des périodes d'expansion. Ainsi, le multiplicateur en trappe à liquidité tel que présenté à la figure 9 masque les effets associés aux régimes de récessions et d'expansions. Le prochain modèle non linéaire permettra de savoir si le multiplicateur dans un régime conjoint de récession et de trappe à liquidité diffère de celui dans un régime caractérisé seulement par une trappe à liquidité.

Pour ce mémoire, le multiplicateur venant d'un régime conjoint d'une trappe à liquidité et d'une récession est présenté. Cet état de l'économie japonaise capte notre attention puisqu'elle caractérise en grande partie les «décennies perdues». Par conséquent, la taille du multiplicateur dans ce régime nous indique si les dépenses gouvernementales durant cette période de stagnation au Japon, dont ceux du plan de relance du premier ministre Abe, avaient le potentiel de relancer l'économie. Pour éviter un problème de degrés de liberté tel qu'expliqué à la sous-section 3.3, la forme réduite du modèle qui inclut ce régime se présente ainsi :

$$X_t = P_{t-1}^{R,L} \left(\Delta^{R,L} + A^{NL} \log(t) + \sum_{l=1}^4 \Pi_l^{R,L} X_{t-l} \right) + P_{t-1}^{autre} \left(\Delta^{autre} + A^{autre} \log(t) + \sum_{l=1}^4 \Pi_l^{autre} X_{t-l} \right) + U_t. \quad (4.2.3)$$

Tout d'abord, rappelons que $P^{R,L} = P^R \times P^L$ puisque nous posons l'hypothèse que ces états sont indépendants. De plus, $P^{autre} = P^{R,NL} + P^{E,L} + P^{E,NL} = P^{R,NL} + P^E$. De plus, les paramètres des matrices Δ^{autre} , A^{autre} et Π_l^{autre} sont associés à la combinaison des autres régimes.

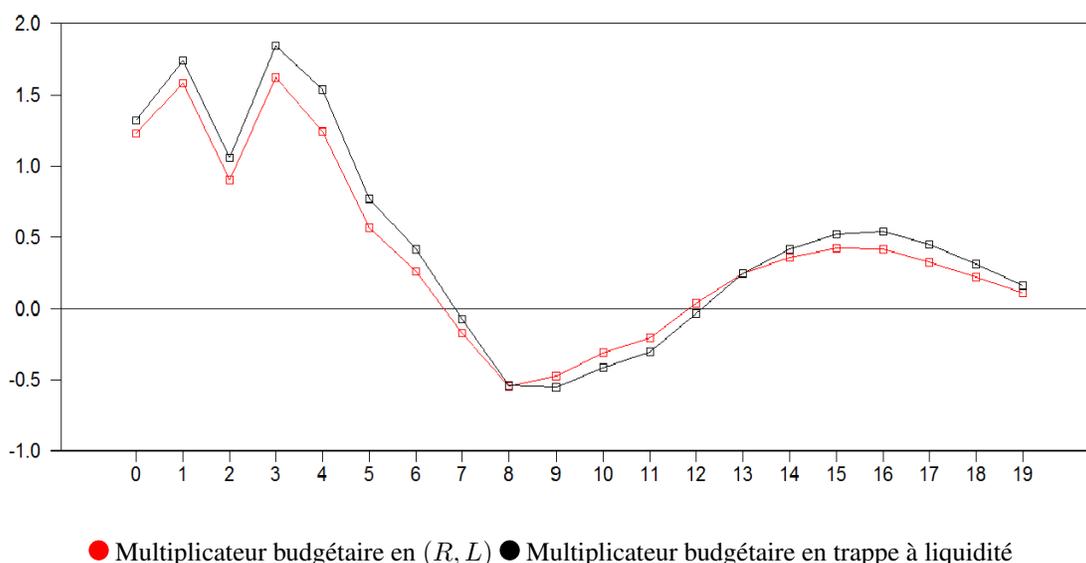
FIGURE 10 – Multiplicateurs budgétaires-Conjoints : Récession et Trappe à liquidité



La dynamique des multiplicateurs pour ces deux régimes est présentée à la figure 10. Le multiplicateur provenant d'un régime où $P^{R,L} = 100\%$ est tracé en rouge et son homologue ($P^{autre} = 100\%$) est tracé en bleu. Comme indiqué au tableau 4, le multiplicateur budgétaire à l'impact durant un régime où l'économie est à la fois en récession et en trappe est évalué à 1.23. Après un an, il atteint son maximum à 1.62. Par la suite, il diminue de manière importante et il atteint -0.21 après 3 ans. L'effet d'un choc de dépenses gouvernementales est très peu persistant avec seulement 4 périodes où le multiplicateur est supérieur à 1.0.

Un multiplicateur supérieur à 1.0 pendant les 4 premiers trimestres suggère que les plans gouvernementaux de relance pendant les «décennies perdues» avaient un impact positif sur l'économie japonaise. Ceci concorde avec la conclusion de Kuttner et Posen (2002) qui affirment que l'économie japonaise aurait pu se sortir de la stagnation si les plans gouvernementaux de relance avaient été employés de manière plus agressive. Aussi, il est possible de remarquer que la dynamique du multiplicateur dans ce régime conjoint est similaire à celle obtenue à partir d'un régime de trappe à liquidité, tel que présenté à la figure 11.

FIGURE 11 – Comparaison : Trappe à liquidité et R,L



Une des hypothèses qui pourrait expliquer cette grande similarité entre ces réponses dynamiques est que le multiplicateur en trappe à liquidité obtenue à partir de l'équation 4.2.2 est très élevé en raison des récessions. De plus, la différence entre les deux multiplicateurs, bien qu'elle ne soit pas grande, vient possiblement de l'absence de réaction de la banque centrale face à l'inflation en situation de trappe à liquidité, ce qui n'a aucun lien avec les récessions. Ceci nous amène à une première piste pour pouvoir distinguer les multiplicateurs budgétaires associés aux récessions de ceux reliés à la trappe à liquidité.

Le graphique de droite de la figure 10 présente un multiplicateur dans un régime où l'économie n'est pas à la fois en récession et en trappe à liquidité. À l'impact, le multiplicateur se chiffre à 1.69. Il atteint son maximum, chiffré à 1.78, après un an. Après 3 ans, le multiplicateur reste toujours positif. Le multiplicateur budgétaire dans ce régime est plus persistant que celui obtenu lorsqu'il y a conjointement une récession et une trappe à liquidité, car, pendant 8 trimestres, le multiplicateur est supérieur à 1.0. Il est aussi supérieur celui-ci pendant pratiquement tout l'horizon considéré.

Tableau 4 – Statistiques : Multiplicateurs budgétaires-Conjoints : Récession et trappe à liquidité

	$M_{g,0}$	$M_{g,4}$	$M_{g,12}$	$M_{g,20}^{max}$	Persistence
Linéaire	1.05 (0.07)	1.99 (0.13)	1.23 (0.27)	1.99 ($t = 4$) (0.13)	15
Récession et trappe à liquidité	1.23 (0.05)	1.62 (0.19)	-0.21 (0.46)	1.62 ($t = 4$) (0.19)	4
Autre	1.69 (0.17)	1.78 (0.42)	0.44 (0.59)	1.78 ($t = 4$) (0.42)	8

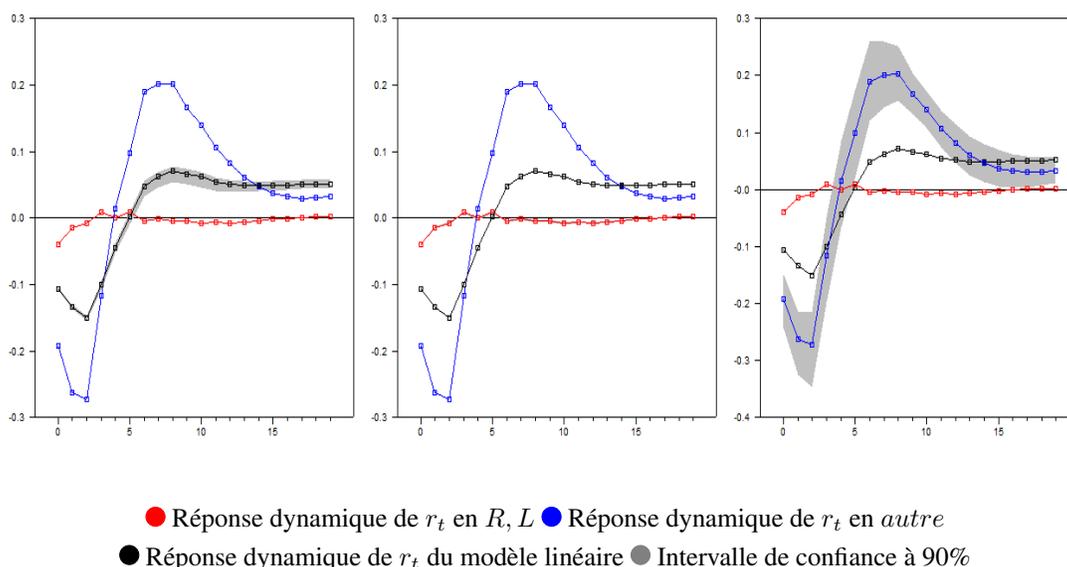
Note : $M_{g,i}$ correspond au multiplicateur budgétaire après i trimestres. $M_{g,20}^{max}$ correspond au multiplicateur maximum atteint durant un horizon de 20 périodes. Les entrées correspondent à l'estimation du multiplicateur. Les termes entre les parenthèses sont les écarts-types.

Afin de comprendre le multiplicateur associé aux états autres que l'état conjoint de la récession et de la trappe à liquidité, notons $P^{autre} = P^{R,NL} + P^E$. Dans ce contexte, la persistance de ce multiplicateur est vraisemblablement expliquée par la persistance obtenue en état de récession. Rappelons que le multiplicateur budgétaire en récession est très élevé et très persistant alors que c'est tout le contraire pour le multiplicateur en expansion. Nous déduisons que le multiplicateur budgétaire provenant d'un régime où $P^{R,NL} = 100\%$ est plus élevé et plus persistant que celui d'un régime où $P^{R,L} = 100\%$. Par conséquent, le fait d'être en trappe à liquidité ou non influence le multiplicateur budgétaire en période de récession. Les réponses dynamiques du taux d'intérêt nominal aident à comprendre la différence qu'il existe entre ces deux multiplicateurs budgétaires.

4.2.4 Dynamique du taux d'intérêt nominal

Le taux d'intérêt nominal, r_t , représente la quatrième variable d'intérêt dans le vecteur X_t de l'équation (3.3.1). Ainsi, il est possible d'analyser la réponse dynamique de cette variable dans chacun des états du modèle non linéaire (4.2.3) à la suite d'une injection d'un dollar additionnel de dépense gouvernementale.

FIGURE 12 – Réponses dynamiques du taux d'intérêt nominal



La figure ci-dessus présente les réponses dynamiques du taux d'intérêt dans chacun des états. Les trois graphiques sont identiques, sauf pour l'intervalle de confiance qui est ajouté, dépendamment du régime dans lequel on se trouve. Dans le graphique à gauche, nous ajoutons l'intervalle de confiance à 90% autour de la réponse dynamique du taux d'intérêt nominal (en noire) pour le modèle linéaire. Dans le graphique du milieu, nous ajoutons l'intervalle de confiance de la réponse du taux d'intérêt dans un régime où l'économie se trouve à la fois en récession et en trappe à liquidité (en rouge). Enfin, le graphique de droite présente l'intervalle de confiance de la réponse du taux d'intérêt dans un régime qui représente une combinaison de tous les autres régimes conjoints (en bleue).

Une première remarque est le fait que la réponse d'impact du taux d'intérêt nominal est négative pour les trois états. Une explication économique serait que la banque centrale baisse son taux, à la suite d'un choc de dépenses gouvernementales, pour aller dans la même direction que le gouvernement qui est de provoquer une reprise économique. De manière générale, les plans gouvernementaux de relance sont mis en place lorsque l'économie se trouve dans un état précaire. En théorie, la banque centrale suit une fonction de réaction qui dépend notamment du PIB (équation 2.2.1). Plus précisément, elle diminue son instrument principal pour inciter les agents économiques à consommer et à investir. Par conséquent, une hausse des dépenses gouvernementales coïncidera avec une baisse du taux d'intérêt nominal, comme c'est le cas dans le plan de relance que tente de mettre en place le premier ministre Abe.

La réponse dynamique du taux d'intérêt dans le modèle linéaire englobe les réponses dynamiques de tous les autres états. Dans cet état, le taux d'intérêt, r_t est supérieur à son niveau initial à partir du

6^e trimestre. Comme expliquée dans la revue de littérature, la banque centrale augmente, à la suite d'un choc de dépense gouvernemental, puisque ce dernier provoque une relance économique, ce qui augmente l'inflation. La fonction de réaction de la banque centrale fait en sorte que ce dernier doit augmenter son taux pour éviter une surchauffe économique et maintenir l'inflation à un bas niveau.

Dans le régime où l'économie se trouve à la fois en récession et en trappe à liquidité, le taux d'intérêt ne réagit pas à la suite d'un choc exogène de G_t . Ceci est en accord avec la partie théorique de la revue de littérature sur la réaction de la banque centrale en trappe à liquidité. Dans cet état, l'économie se trouve dans une récession profonde et donc la banque centrale n'augmente pas son taux d'intérêt. Par conséquent, le taux d'intérêt réel diminue puisque le taux d'inflation augmente (voir équation (2.2.1)). Ceci pourrait expliquer pourquoi les multiplicateurs en trappe à liquidité sont plus élevés qu'en situation de non-trappe à liquidité, comme c'est présenté à la figure 9.

La réponse d'impact du taux d'intérêt nominal dans un régime qui combine tous les autres états est plus faible que celle qui combine une récession et une trappe à liquidité. Ainsi, au moment où le gouvernement injecte un dollar additionnel, le multiplicateur budgétaire lorsque $P^{R,NL} = 100\%$ pourrait être plus élevé que celui lorsque $P^{R,L} = 100\%$ puisque la portion endogène de la politique monétaire dans un environnement où il n'y a pas de trappe à liquidité est plus accommodante. En d'autres mots, lorsque l'économie se trouve en récession, la banque centrale baisse son taux d'intérêt nominal pour que le multiplicateur budgétaire soit davantage élevé afin de relancer l'économie, si cette récession survient dans un environnement qui n'est pas caractérisé par une trappe à liquidité. Ce mécanisme est possible puisque le taux d'intérêt nominal n'a pas atteint sa borne inférieure de zéro. Au contraire, lors d'une récession accompagnée d'une trappe à liquidité, la banque centrale ne détient pas de marge de manoeuvre pour baisser son taux d'intérêt puisqu'elle a atteint sa borne inférieure. La portion endogène de la politique monétaire ne peut être aussi accommodante. Cette évidence contribue à la littérature empirique des multiplicateurs budgétaires au Japon.

Nos résultats empiriques procurent un soutien empirique aux conclusions des modèles théoriques portant sur les effets de la politique budgétaire en situation de trappe à liquidité : les multiplicateurs sont plus élevés dans cet état que celui de la non-trappe puisque l'absence de réaction de la banque centrale fait diminuer le taux d'intérêt réel, ce qui permet de relancer davantage l'économie. Aussi, ces mêmes résultats empiriques nous renseignent sur le fait que la portion endogène de la politique monétaire devient très accommodante (en baissant son taux d'intérêt nominal) lorsque la récession, cycle économique où une politique budgétaire expansionniste est mise en vigueur, survient dans un environnement où il n'y a pas de trappe à liquidité.

5 Conclusion

Ce mémoire évalue les effets des politiques budgétaires sur l'économie du Japon durant la période de 1960-I à 2014-I, plus particulièrement pendant que le Japon s'est trouvé en trappe à liquidité. Pour ce faire, nous appliquons un modèle STVAR pour distinguer et comparer les multiplicateurs budgétaires provenant de deux différents états dans lesquels l'économie du Japon peut se retrouver. Plus précisément, nous calculons une probabilité conditionnelle d'être dans le premier état (P^1) et d'être dans le deuxième ($P^2 = 1 - P^1$). Nous insérons ces probabilités dans notre STVAR. Nous estimons deux modèles non linéaires à deux régimes. Tout d'abord, le premier modèle comprend le régime de trappe à liquidité et le régime de ne pas se retrouver dans cet environnement. Ensuite, nous estimons un autre modèle qui détient l'état où l'économie se trouve conjointement en récession et en trappe à liquidité (R, L) et l'état qui comprend tous les autres états conjoints (*autre*).

Les résultats présentés dans ce mémoire procurent un support empirique aux conclusions des modèles théoriques. En effet, le multiplicateur budgétaire en trappe à liquidité (L) est supérieur à celui obtenu lorsque l'économie est dans un environnement où il n'y a pas de trappe à liquidité (NL) et ce, pour plusieurs trimestres après le choc. En trappe à liquidité, l'absence d'une réaction de la banque centrale face à une hausse de l'inflation explique la taille des multiplicateurs budgétaires. En effet, puisque le taux d'intérêt nominal ne peut pas augmenter à la suite des dépenses gouvernementales, le taux d'intérêt réel diminue. Cette baisse incite les agents économiques à consommer et à investir davantage, entraînant une augmentation plus importante du PIB.

Le modèle non linéaire qui compare le multiplicateur budgétaire lorsque l'économie se trouve conjointement en récession et en trappe à liquidité (R, L) et celui provenant d'une combinaison des autres régimes conjoints (*autre*) nous procure des informations intéressantes sur la distinction entre les récessions et la trappe à liquidité. Tout d'abord, le multiplicateur budgétaire dans le régime conjoint (R, L) est très semblable à celui provenant d'un régime où l'économie se trouve uniquement en trappe à liquidité (L). Cette grande ressemblance suggère que le multiplicateur en trappe à liquidité (L) est fortement influencé par les nombreuses récessions survenues durant la période où la politique monétaire conventionnelle est inefficace au Japon.

Ensuite, le multiplicateur budgétaire provenant du régime conjoint (R, NL) est supérieur à celui provenant du régime conjoint (R, L). Les réponses dynamiques du taux d'intérêt nominal suggèrent que la politique monétaire devient accommodante lorsque la récession ne survient pas dans une trappe à liquidité. En effet, dans ce contexte, la banque centrale peut ajuster de façon endogène son taux d'intérêt afin de venir en aide au gouvernement qui met en place un plan gouvernemental de relance.

À la suite de notre recherche, plusieurs pistes intéressantes peuvent être approfondies. Premièrement, le travail fait à travers ce mémoire peut être réalisé à l'aide d'un échantillon plus écourté. En effet, Miyamoto et al. (2015) suggère qu'il est important de ne pas considérer tout l'échantillon disponible puisque le Japon est passé d'un régime de change fixe à un régime de change flexible en 1973. De ce fait, les multiplicateurs budgétaires dans un régime de change fixe sont plus élevés que ceux d'un régime de change flexible (Ilzetzki et al., 2013). Deuxièmement, l'utilisation des données sur la prévision des dépenses gouvernementales, comme dans Miyamoto (2015), ou de l'approche narrative de Ramey (2011) assurait que le choc d'un dollar additionnel de dépenses gouvernementales est non anticipé dans le modèle économétrique. Troisièmement, l'indépendance entre les cycles économiques et l'état de la politique monétaire représente une hypothèse forte et simplificatrice dans ce mémoire. Les recherches futures établiraient un lien entre ces phénomènes macroéconomiques puisque la trappe à liquidité survient habituellement après une récession. Quatrièmement, une autre extension possible serait d'estimer le multiplicateur budgétaire au Japon à la suite d'un choc exogène des deux types de dépenses gouvernementales, soit les dépenses gouvernementales d'investissement et les dépenses gouvernementales de consommation. Cette analyse déterminerait quel type de dépenses devraient être mises en place dans les plans gouvernementaux de relance. Enfin, une réduction de taxes représente également un élément d'une politique budgétaire expansionniste. Pour calculer le multiplicateur fiscal, une modification doit être réalisée au niveau des restrictions d'identification de court terme. Cette recherche pourrait démontrer quel type de politique budgétaire expansionniste est le plus efficace pour relancer une économie en situation de trappe à liquidité.

Pour conclure, au cours des dernières années, un débat économique a eu lieu à savoir comment relancer une économie qui se trouve en stagnation avec un taux directeur atteignant sa borne inférieure, comme c'est le cas de plusieurs pays développés. D'une part, plusieurs acteurs du milieu politique et économique sont en accord avec la pensée keynésienne, prônant la relance économique en appliquant des politiques budgétaires expansionnistes. D'une autre part, certains préconisent l'austérité et les restrictions budgétaires en évoquant que la dette publique, augmentée en raison des déficits budgétaires, deviendra un fardeau pour les générations futures. Nos résultats empiriques indiquent qu'à court terme, les politiques budgétaires expansionnistes ont la capacité de relancer une économie qui se trouve en trappe à liquidité, ce qui supporte les idées du premier groupe.

6 Bibliographie

Abel, Andrew B., Ben Bernanke et Dean Croushore *Macroeconomics*, vol. 6th, Boston, Pearson Addison Wesley, cc2008.

Auerbach, Alan J. et Yuriy Gorodnichenko (2012). «Measuring the Output Responses to Fiscal Policy», *American Economic Journal : Economic Policy*, vol. 4, no 2, p. 1-27.

Auerbach, Alan J. et Yuriy Gorodnichenko (2014). «Fiscal Multipliers in Japan» [Technical Report], *National Bureau of Economic Research*, p. 1-26.

Blanchard, Olivier (2003). *Macroeconomics*, vol. 3rd –, Upper Saddle River, N.J, Prentice Hall.

Blanchard, Olivier et Roberto Perotti (2002). «An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, no 4, p. 1329-1368.

Bouakez, Hafedh, Michel Guillard et Jordan Roulleau-Pasdeloup (2014). «Public Investment, Time to Build, and the Zero Lower Bound», *CIRPÉE* vol. 14, no 02, p. 1-48.

Chernozhukov, Victor et Han Hong (2003). «An MCMC approach to classical estimation», *Journal of Econometrics*, vol. 115, no 2, p. 293-346.

Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum et Sergio Rebelo (2011). «When Is the Government Spending Multiplier Large?», *Journal of Political Economy*, vol. 119, no 1, p. 78-121.

Eggertsson, Gauti B. (2011). «What Fiscal Policy Is Effective at Zero Interest Rates?», *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 25, no 1, p. 59-112.

Frühwirth-Schnatter, Sylvia (2006). *Finite Mixture and Markov Switching*, coll. Springer Series in Statistics.

Gelman, A., J.B. Carlin, H.S. Stern et D.B. Rubin (2004). *Bayesian Data Analysis*, New York : Chapman and Hall/CRC.

Ghysels, Eric et Denise R. Osborn (2001). *The econometrics analysis of seasonal time series*, Cambridge, Cambridge University Press.

Hanes, Christopher (2006). «The Liquidity Trap and U.S. Interest Rates in the 1930s», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 38, no 1, p. 163-194.

Ihori, Toshihiro et Mishkin Frederic (2006). *Two Decades of Japanese Monetary Policy and the*

Deflation Problem, vol. 15, University of Chicago Press, coll. Monetary Policy under Very Low Inflation in the Pacific Rim.

Ilzetzki, Ethan, Enrique G. Mendoza et Carlos A. Végh (2013). « How big (small ?) are fiscal multipliers ? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 60, no 2, p. 239.

Ito, Hiro (2009). *The liquidity trap*, vol. 2, Princeton, coll. The Princeton Encyclopedia of the World Economy, 737-739 p.

Kameda, Keigo (2014). «What causes changes in the effects of fiscal policy? A case study of Japan», *Japan and the World Economy*, vol. 31, p. 14-31.

Krugman, Paul R. (2009). *The return of depression economics and the crisis of 2008*, vol. New, New York, W. W. Norton & Co.

Krugman, Paul R., Kathryn M. Dominguez et Kenneth Rogoff (1998). «It's Baaack : Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap», *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1998, no 2, p. 137-205.

Kuttner, Kenneth N. et Adam S. Posen (2002). «Fiscal Policy Effectiveness in Japan», *Journal of The Japanese and International Economies*, vol. 16, no 4, p. 536-558.

Miyamoto, Wataru, Thuy Lan Nguyen et Dimitriy Sergeyev (2015). «Government Spending Multipliers under Zero Lower Bound : Evidence from Japan», communication présentée au *Macroeconomics and International Finance Workshop*, September 25 2015, USC Marshall.

Patrick, Hugh (2014). «ABENOMICS : JAPAN'S NEW ECONOMIC POLICY PACKAGE», *Economics, Management and Financial Markets*, vol. 9, no 4, p. 11-17.

Posen, Adam (1998). *RESTORING JAPAN'S ECONOMIC GROWTH*, vol. 1998, Japan Economic Institute of America, Inc.

Ramey, Valerie A. (2011). « Identifying Government Spending Shocks : It's all in the Timing », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 126, no 1, p. 1-50.

Ramey, Valerie A et Sarah Zubairy (2014). «Government spending multipliers in good times and in bad : Evidence from US historical data».

Sato, Kazuo (2008). «The liquidity trap : Japan, 1996–2001 versus the United States, 1933–1940», *Journal of Asian Economics*, vol. 19, no 2, p. 155-169.

A Annexes

A1 Trappe à liquidité

En temps normal, la baisse du taux d'intérêt nominal par la banque centrale n'incite pas les agents économiques à l'épargne et encourage la consommation et l'investissement de ces derniers. L'objectif d'une telle politique est d'augmenter la demande agrégée. Par contre, il existe, en théorie, une borne inférieure à zéro pour le taux d'intérêt nominal. En effet, à ce moment précis, les agents deviennent indifférents entre les obligations et la monnaie, les deux actifs procurant un rendement nul. Une trappe à liquidité survient donc lorsque la banque centrale d'une économie baisse son taux d'intérêt nominal, afin de relancer son économie par exemple, au point d'atteindre la borne inférieure. Ceci entraîne l'inefficacité de la politique monétaire conventionnelle puisqu'elle ne peut plus affecter la demande agrégée¹⁰ (Krugman et al., 1998). Posen (1998) montre que la baisse du taux d'intérêt nominal effectuée par la banque centrale du Japon n'a pas obtenu les bénéfices escomptés puisque le rendement sur le capital a également diminué fortement. Par conséquent, les investissements par les entreprises privées n'ont pas été réalisés malgré un taux d'intérêt faible. Dès lors, l'économie japonaise se retrouve avec d'énormes épargnes qui n'ont pas trouvé preneurs.

De plus, un élément pouvant empirer la situation économique en trappe à liquidité est la déflation. En effet, théoriquement, les agents économiques prennent leurs décisions de consommation et d'investissement en fonction du taux d'intérêt réel,

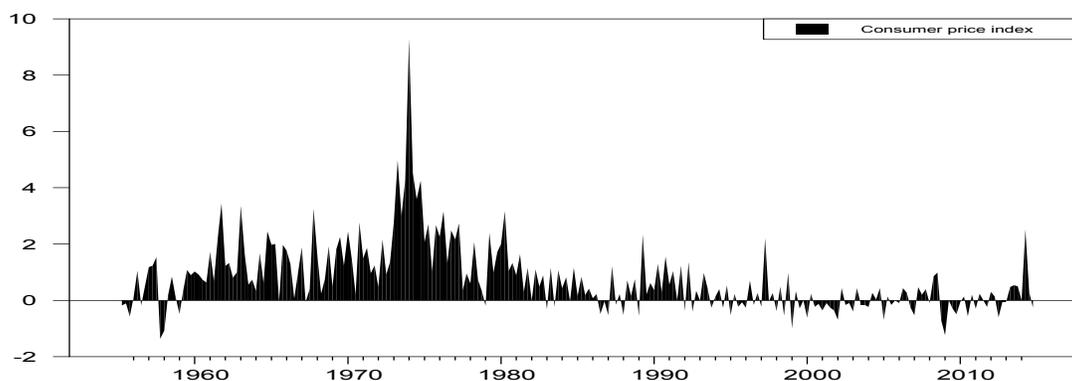
$$\rho_t = i_t - \pi_t^e, \quad (\text{A1.1})$$

où ρ_t est le taux d'intérêt réel, i_t est le taux d'intérêt nominal et π_t^e est l'inflation anticipée, tous au temps t .

L'économie japonaise a connu, pendant les «décennies perdues», des périodes d'inflation pratiquement nulle et même de déflation, comme le démontre la figure 3. Une déflation est souvent associée avec l'incertitude des agents par rapport aux revenus futurs.

10. Le lecteur peut visualiser graphiquement dans un modèle IS-LM l'effet nul d'une politique monétaire en trappe à liquidité. La courbe LM se déplace vers la droite à la suite d'une augmentation de l'offre réelle de monnaie. Par contre, les nouvelles intersections avec la courbe IS se retrouvent constamment sur la partie horizontale de la courbe LM, créée par la demande infiniment élastique de la monnaie, ne changeant pas ainsi la production de l'économie.

FIGURE 13 – Taux de croissance trimestriel de l'IPC



Source : Federal Reserve Economic Data

Par conséquent, si les agents anticipent une baisse des prix futurs, soit une inflation anticipée négative, dans un environnement de taux d'intérêt constant (dans ce cas-ci, égal à zéro), le taux d'intérêt réel augmente. Ceci décourage à nouveau la consommation et l'investissement. Ces éléments provoquent ainsi une baisse de la production. L'économie se retrouve dans une trappe à liquidité ainsi que dans une spirale déflationniste. Cela semble donc être le cas du Japon (Blanchard, 2003).

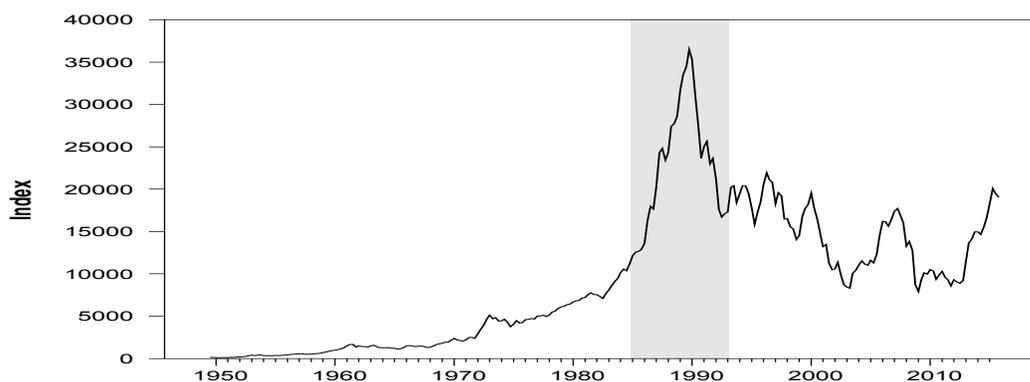
Enfin, une crise financière et bancaire peut également empirer la situation. De ce fait, l'augmentation de la dette réelle des ménages causée par la déflation, les banques réticentes à effectuer des prêts durant des périodes instables et les actifs financiers perçus comme très risqués engendrent des conséquences similaires à celles de la trappe à liquidité (Ito, 2009). Dans le cas du Japon, les banques avaient accordé des prêts très risqués pendant l'expansion économique des années 80. En raison de ces mauvais prêts, elles ont dû resserrer leurs activités afin de redresser leurs bilans. Les problèmes bancaires causés par l'éclatement de la bulle ont collaboré à l'échec de la relance économique (Blanchard, 2003 ; Ito, 2009 ; Kameda, 2014 ; Krugman, 2009). Ainsi, la politique monétaire conventionnelle représente un instrument de relance pratiquement inutilisable principalement en raison de l'atteinte de la borne inférieure du taux d'intérêt nominal à zéro et de l'inaction des banques commerciales. Par conséquent, une politique gouvernementale expansionniste devient une des seules solutions afin de sortir le pays de la trappe à liquidité et pour relancer l'économie.

A2 Contexte historique

Le Japon a connu deux périodes distinctes de croissance économique. Tout d'abord, de 1960 à 1990, le pays a vécu une croissance économique remarquable. En effet, la production intérieure brute (PIB) annuelle a augmenté en moyenne de 5.9% selon les données du World Bank. Un système d'éducation développé, un taux d'épargne élevé, des industries automobiles et électroniques

couronnées de succès et un marché financier axé sur les performances de long terme constituent les causes principales de cette expansion économique impressionnante (Krugman, 2009). Ces performances économiques ainsi que le comportement imprudent des banques ont conduit à une économie en surchauffe à la fin des années 80. De ce fait, les prix de plusieurs actifs, dont des actifs financiers et les terrains, ont augmenté de manière importante notamment en raison d'une politique monétaire accommodante et de l'appréciation du yen, la devise japonaise (Posen, 1998). Une importante bulle spéculative, à la fin des années 80, au niveau des prix des actifs a pris forme comme le démontre la figure 1.

FIGURE 14 – Prix du Nikkei

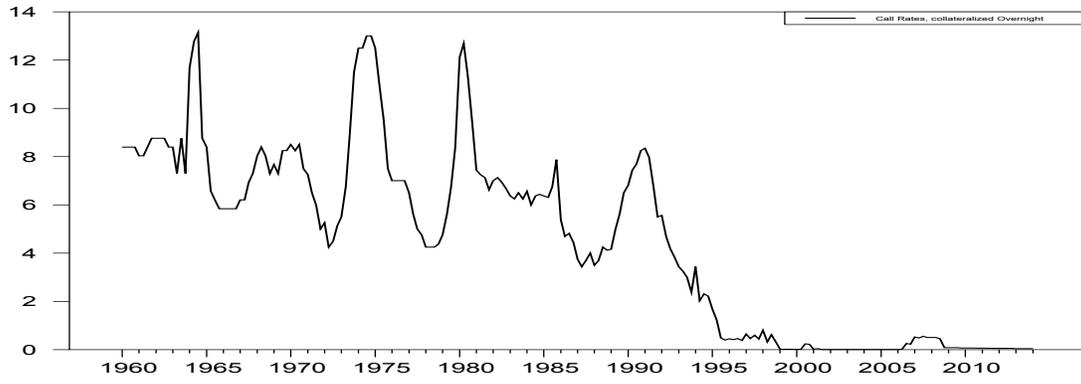


Source : Federal Reserve Economic Data

La hausse des taux d'intérêt par la banque centrale japonaise (BoJ) et l'anticipation des participants aux marchés financiers à une baisse éventuelle des prix des actions ont éventuellement causé l'éclatement de la bulle et le début de la deuxième période économique marquante du Japon, soit : «les décennies perdues». En effet, durant celle-ci, le Japon est marqué par une stagnation importante de son économie ainsi que par plusieurs périodes de déflation. Effectivement, de 1991 à 2015, le PIB a crû en moyenne de 0.8% annuellement.

Afin de relancer l'économie japonaise, les autorités ont procédé à des politiques expansionnistes, à la fois monétaires et gouvernementales. Premièrement, la BoJ a adopté une politique monétaire expansionniste en baissant son taux d'intérêt de base, soit le taux à un jour non garanti, comme le démontre la figure 15 (Ihori et Frederic, 2006). Cependant, puisque la banque centrale avait préalablement augmenté son taux pour ralentir la montée des prix des actions et que, par la suite, la baisse du taux d'intérêt s'est faite de manière tardive, une relance rapide de l'économie n'a pas eu lieu (Blanchard, 2003). De plus, une baisse de l'inflation et même une déflation, soit une baisse générale des prix (inflation négative) ont possiblement estompé les effets expansionnistes de la politique monétaire en place.

FIGURE 15 – Taux à un jour garanti au Japon



Source : Bank of Japan

A3 Filtre X11

Le filtre X11 permet de décomposer une série qui détient une composante saisonnière en trois parties distinctes (Ghysels et Osborn, 2001) :

$$y_t \equiv y_t^{tc} \times y_t^s \times y_t^i, \quad (\text{A3.1})$$

où y_t est la série de départ qui se décompose en une série qui détient la tendance cyclique, y_t^{tc} , en une série qui incorpore la saisonnalité, y_t^s , et enfin, en une série qui détient les résidus «irréguliers», y_t^i . Plusieurs filtres seront appliqués pour construire les trois séries.

Première étape : filtres initiaux

$$y_t^{tc}(1) = SQ(L)y_t = (1/8)(1 + L)(1 + L + L^2 + L^3)L^{-2}y_t, \quad (\text{A3.2})$$

$$y_t^{si} = y_t/y_t^{tc}(1), \quad (\text{A3.3})$$

où y_t^{si} est notre premier estimé de la partie saisonnière accompagnée des bruits de la série originale. Pour une première estimation de la partie saisonnière :

$$\tilde{y}_t^s(1) = M_1(L)y_t^{si}(1) = (1/9)(L^S + 1 + L^{-S})^2 y_t^{si}(1), \quad S = 4. \quad (\text{A3.4})$$

Plusieurs autres filtres sont effectués pour obtenir une première série ajustée pour la saisonnalité, y_t^{sa} .

$$y_t^s(1) = \tilde{y}_t^s(1)/SQ(L)\tilde{y}_t^s(1), \quad (\text{A3.5})$$

$$y_t^{sa}(1) = y_t/y_t^s(1). \quad (\text{A3.6})$$

Deuxième étape : Facteurs de saisonnalité

Appliquons un filtre à la Henderson pour obtenir une série intermédiaire qui comporte la tendance cyclique :

$$y_t^{tc}(2) = HQ(L)y_t^{sa}(1) = -0.073L^2 + 0.294L + 0.558 + 0.294L^{-1} - 0.073L^{-2}. \quad (\text{A3.7})$$

Deuxième estimation d'une série SI :

$$y_t^{si}(2) = y_t/y_t^{tc}(2). \quad (\text{A3.8})$$

Appliquons plusieurs autres filtres pour obtenir la partie saisonnière de l'équation (A3.1), $y_t^s(2)$:

$$\tilde{y}_t^s(2) = M_2(L)y_t^{si}(2) = (1/15)\left(\sum_{j=-1}^1 L^{jS}\right)\left(\sum_{j=-2}^2 L^{jS}\right)y_t^{si}(2), \quad (\text{A3.9})$$

$$y_t^s(2) = \tilde{y}_t^s(2)/SQ(L)\tilde{y}_t^s(2), \quad (\text{A3.10})$$

$$y_t^{sa}(2) = y_t/y_t^s(2). \quad (\text{A3.11})$$

Troisième étape : La tendance cyclique finale et la partie irrégulière

Pour obtenir la tendance cyclique de l'équation (A3.1) (ce que nous utilisons pour nos variables d'intérêts dans notre modèle), nous appliquons le filtre à la Henderson sur la deuxième série ajustée pour la saisonnalité, $y_t^{sa}(2)$:

$$y_t^{tc}(3) = HQ(L)y_t^{sa}(2). \quad (\text{A3.12})$$

Pour obtenir la partie irrégulière de l'équation (A3.1) :

$$y_t^i(3) = y_t^{sa}(2)/y_t^{tc}(3). \quad (\text{A3.13})$$

Au final, la série y_t se décompose ainsi :

$$y_t = y_t^i(3) \times y_t^s(2) \times y_t^{tc}(3). \quad (\text{A3.14})$$

A4 Mélange de normales

Ici, nous présentons le cas généralisé d'un mélange de k distributions qui suivent chacune une loi normale (Frühwirth-Schnatter, 2006) :

Soit θ_k représente la $k^{\text{ième}}$ distribution et ϑ est l'ensemble des distributions. Si les k distributions existent,

$$\begin{aligned}\mu &= \mathbb{E}(U_t | \vartheta) = \sum_{k=1}^K \mathbb{E}(U_t | \theta_k) P^k, \\ &= \sum_{k=1}^K \mu_k P^k,\end{aligned}\tag{A4.1}$$

où la probabilité de suivre la distribution k est P^k et μ_k est l'espérance de la distribution k .

La théroème de König-Huygens indique que pour une variable aléatoire x :

$$\text{Var}(x) = \mathbb{E}(x^2) - (\mathbb{E}(x))^2.\tag{A4.2}$$

Ainsi, pour la variance du mélange des k distributions σ^2 :

$$\begin{aligned}\sigma^2 &= \text{Var}(U_t | \vartheta) = \mathbb{E}(U_t^2) - (\mathbb{E}(U_t))^2, \\ &= \sum_{k=1}^K P^k \mathbb{E}(u_k^2) - (\mathbb{E}(U_t))^2.\end{aligned}\tag{A4.3}$$

Selon l'équation (A4.2), si la variance d'une distribution k est σ_k^2 , alors le deuxième moment $\mathbb{E}(u_k^2) = \sigma_k^2 + (\mathbb{E}(u_k))^2$. Ainsi, il est possible de réécrire (A4.3) en termes de moyennes et de variances des composantes de la distribution finale :

$$\sigma^2 = \sum_{k=1}^K P^k (\sigma_k^2 + (\mathbb{E}(u_k))^2) - (\mathbb{E}(U_t))^2,\tag{A4.4}$$

$$= \sum_{k=1}^K P^k \sigma_k^2, \text{ si } \mathbb{E}(u_k) = \mathbb{E}(U_t) = 0.\tag{A4.5}$$

A5 L'algorithme MCMC

La méthode de Monte-Carlo par chaînes de Markov (MCMC) permet d'estimer tous les paramètres de nos différents modèles et est appliquée à l'aide de l'algorithme Metropolis-Hastings. Voici les différentes étapes de l'algorithme :

Étape 1 : Nous choisissons les valeurs de départ $\Gamma_s^{(0)}$ où en général,

$$\Gamma_s = \left(\Delta^s \quad A^s \quad \text{vec}(\Pi_{s,1})' \quad \dots \quad \text{vec}(\Pi_{s,l})' \quad \text{vec}(\Phi_s)' \right)', \quad (\text{A5.1})$$

où $s = 1, 2$ représente les régimes et où l est le nombre de retards choisis pour nos modèles. Le choix de nos valeurs de départ représente une étape très importante afin d'optimiser la vraisemblance d'un modèle. Différentes valeurs de départs $\Gamma_s^{(0)}$ peuvent converger vers différentes estimations de Γ_s .

En pratique, il est nécessaire d'essayer plusieurs ensembles de valeurs de départ dans le but de déterminer celles qui maximisent la vraisemblance et qui procurent des résultats réalistes. Pour l'estimation du modèle linéaire, les valeurs de départ sont celles estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) de l'équation (4.1.1).

Pour le modèle à deux régimes comprenant les régimes de récession et d'expansion, les valeurs de départs pour les paramètres des vecteurs Δ^s , A^s et des matrices Π_{t-1}^s proviennent de l'estimation par MCO de l'équation suivante :

$$X_t = \Delta^E + A^E [\log(t)]^E + \sum_{l=1}^4 \Pi_l^E X_{t-l}^E + \Delta^R + A^R [\log(t)]^R + \sum_{l=1}^4 \Pi_l^{R,p} X_{t-l}^R + U_t, \quad (\text{A5.2})$$

où $\Delta^s = P_{t-1}^s$, $X_{t-l}^s = P_{t-1}^s \times X_{t-l}$ et $[\log(t)]^s = P_{t-1}^s \times \log(t)$. Les valeurs de départs pour la matrice Φ_s sont les paramètres de la matrice provenant d'une décomposition de Cholesky sur la matrice variance-covariance du modèle linéaire.

Pour le modèle à deux régimes comprenant les régimes de trappe à liquidité et de taux d'intérêt nettement supérieur à zéro, les valeurs de départ pour les paramètres incluent Δ^s , A^s et Π_{t-1}^s proviennent de l'estimation par MCO des VARs où l'horizon temporel est divisé en deux. Pour les valeurs de départs pour le deuxième régime, la forme réduite (4.1.1) est estimée pour l'échantillon débutant en 1960-I et finissant en 1995-III. Pour les valeurs de départ du régime de trappe à liquidité, un VAR couvrant le reste de l'échantillon est estimé par MCO. Les valeurs de départ pour la matrice Φ_s sont de nouveau celles associées au modèle linéaire.

Pour le dernier modèle non linéaire à deux régimes, les valeurs de départ pour les paramètres incluent dans les matrices Δ^s , A^s et Π_{t-1}^s (où $s = (R, L)$, *autres*) sont les mêmes que celles pour le modèle précédent. Par contre, pour les valeurs de départ pour la matrice Φ_s , il s'agit de la matrice variance-covariance provenant de l'équation (A5.2), mais pour $s = (R, L)$, *autre*.

Étape 2 : Les valeurs proposées pour les paramètres du modèle sont générées en effectuant l'opération :

$$\Upsilon^{(n)} = \Gamma^{(n)} + \varepsilon^{(n)}, \quad (\text{A5.3})$$

où $\Upsilon^{(n)}$ est proposé pour les valeurs à la chaîne $n + 1$, $\Gamma^{(n)}$ représente les valeurs courantes des paramètres du modèle à la chaîne n et $\varepsilon^{(n)}$ capte des chocs qui sont normalement distribués avec une moyenne de zéro et avec une matrice variance-covariance Ω où $\Omega = \text{diag} \left(\delta \left| \Gamma^{(0)'} \right| \right)$ et avec $\delta > 0$.

Étape 3 : Les valeurs pour les paramètres du modèle à la chaîne $n + 1$ sont choisies de la manière suivante :

$$\Gamma^{(n+1)} = \begin{cases} \Upsilon^{(n)} \text{ avec une probabilité } \rho = \min \left\{ 1, \exp \left[\log L(\Upsilon^{(n)}) - \log L(\Gamma^{(n)}) \right] \right\} \\ \Gamma^{(n)} \text{ autrement,} \end{cases} \quad (\text{A5.4})$$

où $\log L(\Upsilon^{(n)})$ et $\log L(\Gamma^{(n)})$ représentent les valeurs de la log-vraisemblance associées aux valeurs des paramètres $\Upsilon^{(n)}$ et $\Gamma^{(n)}$ respectivement. Plus précisément,

$$\log L = \text{const} - \frac{1}{2} \log |Var(u_t)| - \frac{1}{2} u_t' (Var(u_t))^{-1} u_t. \quad (\text{A5.5})$$

Étape 4 : Les étapes 2 et 3 sont répétées pour $n = 1, \dots, 100\,000$. Le paramètre δ est choisi pour que $\rho \approx 30\%$ tel que suggérés par Gelman et al. (2004).

Étape 5 : Les 20 000 premières estimations sont automatiquement éliminées. Les valeurs finales des paramètres des modèles sont calculées ainsi : $\hat{\Gamma} = \frac{1}{80\,000} \sum_{n=20\,001}^{100\,000} \Gamma^{(n)}$. Chernozhukov et Hong (2003) prouvent que l'estimateur de $\hat{\Gamma}$ converge vers les vraies valeurs des paramètres sous les conditions standards du maximum de vraisemblance. Également, nous retenons les valeurs de $\Gamma^{(n)}$ associées aux 5^e et 95^e percentile dans le but de créer les intervalles de confiance à un niveau de 90% pour les multiplicateurs.

A6 Composantes déterministes du modèle linéaire

Tableau 5 – Coefficients du modèle linéaire

	Constantes	Log de la tendance déterministe
G_t	0.2175 (0.1736)	-0.0021 (0.0122)
Y_t	0.3326*** (0.0.964)	-0.0144** (0.0068)
τ_t	-2.1107*** (0.7906)	-0.1075** (0.0555)
r_t	2.9325 (6.7122)	0.1765 (0.4717)

*** signifie que le coefficient est statistiquement différent de 0 à un degré de confiance de 99%, ** signifie à 95% et * signifie à 90%.

Les entrées entre parenthèses représentent les écarts-types.

A7 Choix du nombre de retards

Tableau 6 – Critère de sélection AIC

Nombre de retards	AIC
1	-4794.80
2	-4875.93
3	-4894.51
4	-4903.00*
5	-4887.86
6	-4873.68
7	-4845.55
8	-4870.05

* identifie le retard qui minimise le critère AIC.

$AIC = T \times \log(|\Sigma|) + 2p$ où T est le nombre de périodes dans l'échantillon, $|\Sigma|$ est le déterminant de la matrice variance-covariance du modèle linéaire et p est le nombre de paramètres dans le modèle.