

HEC Montréal

Effets des chocs de politique fiscale sur les salaires réels

Par

Christophe de Guise St-Germain

Projet de mémoire effectué dans le cadre de la maîtrise en sciences (M. Sc.) – Économie
financière appliquée

Sous la supervision du professeur Hafedh Bouakez

17 mars 2023

© Christophe de Guise St-Germain, 2023

Résumé

Ce mémoire a pour but d'estimer les effets des chocs de politique fiscale sur les salaires réels aux États-Unis en utilisant la méthodologie développée dans Mertens et Ravn (2013). Cette dernière se base sur l'estimation d'un vecteur autorégressif (VAR) dans lequel les changements exogènes et non anticipés de politique fiscale sont identifiés à l'aide de l'approche narrative. Nos résultats démontrent qu'en réaction à une baisse du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels, les salaires réels augmentent significativement. Mertens et Ravn (2013) ayant déjà trouvé qu'une baisse de ce taux fait augmenter significativement le taux d'emploi et les heures travaillées par employé tout en faisant diminuer de façon significative le taux de chômage, la hausse trouvée des salaires réels suggère que la baisse du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels stimule la demande de travail plus que l'offre.

En outre, nous trouvons que la hausse des salaires réels est systématiquement inférieure à celle de la productivité moyenne du travail. Dans la mesure où la fonction de production agrégée de l'économie américaine est bien représentée par une fonction Cobb-Douglas, nos résultats impliquent que la baisse du taux d'imposition sur le revenu personnel entraîne une baisse importante du coût marginal de production.

Remerciements

J'aimerais en premier lieu remercier mon directeur de recherche, M. Hafedh Bouakez, sans qui ce mémoire n'aurait pas été possible. J'apprécie beaucoup le temps et l'aide que vous m'avez accordés.

J'aimerais aussi remercier ma famille qui a su m'encourager tout au long de mon parcours académique.

Table des matières

1. Introduction.....	7
2. Revue de littérature.....	9
2.1 Identification des chocs de politique fiscale et endogénéité.....	9
2.2 Méthodes d'identification des chocs de politique fiscale.....	9
2.2.1 Méthode récursive.....	9
2.2.2 Méthode de Blanchard et Perotti.....	10
2.2.3 Méthode par restrictions de signes.....	12
2.2.4 Méthode narrative.....	13
2.2.5 Méthode de Mertens et Ravn.....	15
2.3 Politiques fiscales et salaires réels.....	16
3. Méthodologie.....	17
3.1 Procédure générale et spécification du modèle de base.....	17
3.2 Approche narrative et chocs de politique fiscale endogènes.....	20
4. Résultats.....	24
4.1 Effets dynamiques des chocs de politique fiscale.....	24
4.1.1 Spécification de base.....	24
4.1.2 Spécification alternative.....	28
4.2 Analyse de robustesse.....	31
4.3 Interprétation des résultats.....	40
5. Salaire réel et productivité moyenne du travail.....	40
5.1 Cadre théorique.....	40
5.2 Analyse empirique.....	42
6. Conclusion.....	49
7. Bibliographie.....	51
8. Annexe 1 - Données utilisées.....	52

Liste des figures

Figure 3.1 : Taux d'imposition moyen et chocs de politique fiscal développés avec l'approche narrative.....	23
Figure 4.1 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Spécification de base (rAVGHE).....	26
Figure 4.2 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Spécification de base (rAVGHE).....	27
Figure 4.3 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Spécification alternative (rCOEALLEMP).....	29
Figure 4.4 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Spécification alternative (rCOEALLEMP).....	30
Figure 4.5 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGHE) avec $k = 3$).....	32
Figure 4.6 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGHE) avec $k = 3$)	33
Figure 4.7 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGHE) avec $k = 5$)	34
Figure 4.8 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGHE) avec $k = 5$)	35
Figure 4.9 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification alternative (rCOEALLEMP) avec $k = 3$)	36
Figure 4.10 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Analyse de robustesse (Spécification alternative (rCOEALLEMP avec $k = 3$).....	37
Figure 4.11 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification alternative (rCOEALLEMP avec $k = 5$)	38
Figure 4.12 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Analyse de robustesse (Spécification alternative (rCOEALLEMP avec $k = 5$).....	39
Figure 5.1 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Spécification de base (rAVGPROD).....	44

Figure 5.2 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Spécification de base (rAVGPROD).....45

Figure 5.3 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGPROD) avec $k = 3$)46

Figure 5.4 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGPROD) avec $k = 5$)47

Figure 5.5 : Réponses dynamiques des salaires réels et de la productivité moyenne du travail suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR).....48

1. Introduction

La manière dont la taxation affecte l'activité économique est une question fondamentale qui revête une importance primordiale autant pour les macroéconomistes que pour les décideurs politiques. De fait, une très vaste littérature s'est développée – avec des travaux précurseurs qui datent déjà de plusieurs siècles – afin d'étudier les effets macroéconomiques de la politique fiscale aussi bien théoriquement qu'empiriquement.

Sur le plan empirique, le défi principal que pose l'estimation d'un effet causal entre les taux d'imposition et les différents indicateurs macroéconomiques est l'identification de changements exogènes et non-anticipés de ces taux. Ainsi, depuis environ trois décennies, différentes approches ont été proposées pour identifier les chocs de politique fiscale et estimer leurs effets au sein de vecteurs autorégressifs (VAR). Les approches dominantes sont revues en détail dans la section «Revue de littérature».

Par ailleurs, les travaux empiriques existants se sont surtout intéressés aux effets des changements dans les taux d'imposition sur les agrégats macroéconomiques (production, consommation, investissement), sur l'inflation et sur les indicateurs du marché du travail (taux d'emploi, chômage, heures travaillées). Très peu d'études, cependant, se sont penchées sur la réponse des salaires réels à de tels changements. Or, une telle réponse est importante à déterminer car elle permet d'apporter un éclairage utile sur les mécanismes de transmission de la politique fiscale en plus de discipliner les modèles théoriques quant aux effets d'offre et de demande résultant des changements de taxes.

L'objectif de ce mémoire est de proposer une contribution en ce sens, en étudiant la relation entre les chocs de politique fiscale et le salaire réel moyen aux États-Unis. Pour ce faire, nous nous basons sur la procédure développée dans Mertens et Ravn (2013) qui utilisent l'approche narrative pour identifier deux types de chocs fiscaux : ceux touchant l'impôt sur le revenu personnel et ceux touchant l'impôt sur le revenu corporatif.

Dans un premier volet, nos résultats indiquent qu'en réaction à une baisse du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels ($APITR_t$), le salaire réel moyen augmente significativement, qu'il soit mesuré par le taux horaire moyen ou par la compensation totale par employé. Mertens et Ravn (2013) ayant déjà trouvé qu'une baisse de ce taux fait augmenter significativement le taux

d'emploi et les heures travaillées par employé tout en faisant diminuer de façon significative le taux de chômage (Mertens et Ravn, 2013 : 1240), la hausse trouvée du salaire réel moyen suggère que la baisse du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels stimule la demande de travail plus que l'offre. En revanche, nous trouvons qu'une baisse du taux moyen d'imposition corporatif n'a aucun effet significatif sur le salaire réel moyen quelle que soit la mesure retenue.

Dans un deuxième volet, nous cherchons à déterminer dans quelle mesure la hausse des salaires résultant d'une baisse du taux d'imposition sur le revenu personnel reflète un accroissement de la productivité moyenne du travail. En effet, dans le cas empiriquement plausible où le marché des biens et services américain est globalement caractérisé par la présence de concurrence monopolistique, le salaire réel est le produit du coût marginal de production et de la productivité marginale du travail. Par ailleurs, dans la mesure où la fonction de production agrégée de l'économie américaine est bien représentée par une fonction Cobb-Douglas, la productivité moyenne de chaque facteur de production est proportionnelle à sa productivité marginale. Une estimation des effets des chocs de politique fiscale dans un VAR où les salaires réels sont remplacés par une mesure de la productivité moyenne du travail permet donc d'évaluer si et dans quelle mesure les variations des salaires réels peuvent être expliquées par les variations de la productivité moyenne du travail. Pour toutes les spécifications considérées, l'augmentation des salaires réels est toujours inférieure à l'augmentation de la productivité moyenne du travail. Ceci suggère donc que le coût marginal réel de production diminue en réponse à une baisse du taux moyen d'imposition personnel.

Ce mémoire est organisé de la façon suivante : la section 2 explore les différentes méthodes d'identification des chocs de politique fiscale et présente les conclusions de diverses études estimant les effets de ces chocs sur les salaires. La section 3 détaille la procédure d'estimation des chocs de politique fiscale développée dans Merten et Ravn (2013) et précise les spécifications du modèle de base et du modèle alternatif utilisées pour estimer les réponses dynamiques des salaires réels. La section 4 présente quant à elle les résultats obtenus et offre une interprétation de ceux-ci. Finalement, la section 5 explique le cadre théorique qui lie la productivité moyenne du travail au salaire réel et détaille l'analyse empirique réalisée pour étudier ce lien.

2. Revue de littérature

2.1 Identification des chocs de politique fiscale et endogénéité

Le défi principal auquel fait face la littérature empirique visant à estimer les effets macroéconomiques des politiques fiscales est l'identification de changements exogènes et non anticipés de telles politiques. En effet, les mesures fiscales sont souvent définies en réponse aux conditions économiques observées. Dans ce qui suit, nous résumons les principales méthodes d'identification proposées dans la littérature.

2.2 Méthodes d'identification des chocs de politique fiscale

2.2.1 Méthode récursive

L'approche récursive a recours à la décomposition de Cholesky de la matrice de variance-covariance des résidus statistiques d'un VAR de forme réduite. Pour voir cela, supposons que l'économie est décrite par le VAR structurel suivant :

$$(1) AY_t = B_0 + B(L)Y_{t-1} + e_t$$

qui peut être exprimé sous la forme réduite suivante :

$$(2) Y_t = A^{-1}B_0 + A^{-1}B(L)Y_{t-1} + A^{-1}e_t$$

où

$$A^{-1}B_0 = \theta, A^{-1}B = \Phi \text{ et } u_t = A^{-1}e_t$$

de sorte que :

$$(3) Y_t = \theta + \Phi(L)Y_{t-1} + u_t$$

En estimant ce VAR en forme réduite par la méthode des moindres carrés ordinaires, on obtient les valeurs de θ , $\Phi(L)$ et la matrice de variance-covariance des résidus de forme réduite Σ_u . Il ne reste plus qu'à estimer A pour identifier la relation entre le VAR et le SVAR et ainsi étudier les dynamiques en réponse aux chocs structurels (Cacciatore, 2018 : 43).

Pour y arriver, on applique la décomposition de Cholesky sur la matrice Σ_u ce qui nous permet d'identifier les éléments de la matrice A qui est triangulaire inférieure et de la matrice Σ_e qui est diagonale. Il est alors possible d'inférer les paramètres du SVAR car :

$$(4) \Sigma_e^{-\frac{1}{2}} = \text{diag}(\text{Chol}(\Sigma_u))$$

et

$$(5) (A^{-1})' = \Sigma_e^{-\frac{1}{2}}(\text{Chol}(\Sigma_u))$$

Il est à noter que l'ordre des variables dans le VAR en forme réduite est à considérer avant de procéder à l'estimation des paramètres (Cacciatore, 2018 : 49). En pratique, on tente généralement d'ordonner les variables en ayant recours à des arguments théoriques, en plaçant en premier la variable qu'on pense être la «plus exogène».

2.2.2 Méthode de Blanchard et Perotti

La méthode de Blanchard et Perotti est une autre approche permettant d'identifier les chocs de politique fiscale. Cette méthode a été popularisée par les travaux de Blanchard et Perotti (2002) et de Perotti (2004). En ayant recours à des données institutionnelles, Blanchard et Perotti parviennent à construire les réponses automatiques des recettes et des dépenses publiques aux fluctuations de l'activité économique pour ensuite estimer les chocs de politique fiscale et budgétaire (Blanchard et Perotti, 2002: 1330). Leur approche implique l'utilisation d'un VAR prenant la forme de base suivante :

$$(6) Y_t = A(L)Y_{t-1} + u_t$$

où $Y_t \equiv [T_t, G_t, X_t]'$ est un vecteur ayant comme variables les recettes publiques (T_t), les dépenses publiques (G_t) et la production (X_t) et où $u_t \equiv [t_t, g_t, x_t]'$ correspond au vecteur des résidus de forme réduite. $A(L)$ est une matrice polynomiale décrivant la structure de retard (Blanchard et Perotti, 2002: 1332). Les chocs structurels et de forme réduite sont reliés les uns aux autres via le système suivant :

$$(7) t_t = a_1 x_t + a_2 e_t^g + e_t^t$$

$$(8) g_t = b_1 x_t + b_2 e_t^t + e_t^g$$

$$(9) \quad x_t = c_1 t_t + c_2 g_t + e_t^x$$

où e_t^t , e_t^g et e_t^x sont les chocs structurels mutuellement non-corrélés que l'on cherche à identifier.

L'équation (7) implique que les fluctuations inattendues des recettes publiques sont attribuables aux réponses en lien avec les mouvements inattendus de la production ($a_1 x_t$), aux réponses en lien avec les chocs de politique budgétaire ($a_2 e_t^g$) et aux chocs de politique fiscale (e_t^t). L'équation (8) pose quant à elle que les fluctuations inattendues des dépenses publiques sont attribuables aux réponses en lien avec les mouvements inattendus de la production ($b_1 x_t$), aux réponses en lien avec les chocs de politique fiscale ($b_2 e_t^t$) et aux chocs de politique budgétaire (e_t^g). Finalement, l'équation (9) implique que les fluctuations inattendues de la production sont attribuables aux mouvements inattendus des recettes publiques ($c_1 t_t$), aux mouvements inattendus des dépenses publiques ($c_2 g_t$) et aux chocs inattendus touchant la production (e_t^x) (Blanchard et Perotti, 2002: 1333).

Blanchard et Perotti (2002) posent ensuite l'hypothèse importante que les dépenses publiques sont exogènes de sorte que $b_1 = 0$, et estiment la valeur de a_1 en calculant l'élasticité des recettes publiques par rapport à la production. Pour ce faire, des données institutionnelles sont utilisées. Plus spécifiquement, a_1 est donné par :

$$(10) \quad a_1 = \sum \eta_{T_i, B_i} \eta_{B_i, X} \left(\frac{T_i}{T} \right)$$

où η_{T_i, B_i} est l'élasticité de la taxe de type i par rapport à l'assiette fiscale et $\eta_{B_i, X}$ est l'élasticité de l'assiette fiscale par rapport à la production (Blanchard et Perotti, 2002: 1334).

Les valeurs de a_1 et b_1 déterminées, il est possible d'obtenir les résidus en forme réduite des recettes et des dépenses publiques. Ces derniers prennent la forme suivante :

$$(11) \quad t'_t = t_t - a_1 x_t = a_2 e_t^g + e_t^t$$

$$(12) \quad g'_t = g_t - b_1 x_t = b_2 e_t^t + e_t^g$$

Il est à noter que t'_t et g'_t , bien que possiblement corrélés entre eux, ne sont plus corrélés avec e_t^x et peuvent donc servir d'instruments pour estimer c_1 et c_2 dans une régression de x_t sur t_t et g_t (Blanchard et Perotti, 2002: 1335).

Il reste finalement a_2 et b_2 à estimer. Il n'existe cependant pas de manière précise pour évaluer ces coefficients à partir de la corrélation entre t'_t et g'_t . Ainsi, Blanchard et Perotti proposent deux scénarios alternatifs. Le premier implique que les décisions relatives aux politiques fiscales sont prises préalablement aux décisions relatives aux politiques budgétaires de sorte que $a_2 = 0$. Il est alors possible d'estimer b_2 . Le second scénario implique quant à lui que les décisions relatives aux politiques budgétaires sont prises préalablement aux décisions relatives aux politiques fiscales de sorte que $b_2 = 0$. Il est alors possible d'estimer a_2 (Blanchard et Perotti, 2002: 1336).

2.2.3 Méthode par restrictions de signes

Une autre méthode d'identification des chocs de politique fiscale est celle par restrictions de signes. Cette approche, principalement mise de l'avant par Mountford et Uhlig (2009), a aussi recours à un VAR et implique «de contraindre la direction des fonctions de réponse associées à un choc spécifique de sorte qu'elles corroborent la théorie économique» (Kanga, 2016 : 9). Pour ce faire, Mountford et Uhlig définissent les différents chocs afin qu'ils remplissent certains critères théoriques bien précis. Un choc attribuable aux cycles économiques requiert par exemple un mouvement simultané de la production, de la consommation, de l'investissement non-résidentiel et des recettes publiques dans le même sens pendant quatre trimestres après le choc (Mountford et Uhlig, 2009 : 964). Un choc de politique monétaire est quant à lui défini par une augmentation (diminution) des taux d'intérêt et une diminution (augmentation) des réserves et des prix pendant quatre trimestres après le choc (Mountford et Uhlig, 2009 : 965). Une fois ces deux types de chocs identifiés, il est ensuite possible de procéder à l'identification des chocs de politique fiscale en imposant que ceux-ci fassent augmenter (diminuer) les recettes publiques pendant au moins trois trimestres après le choc. Les chocs de politique budgétaire impliquent quant à eux une augmentation (diminution) des dépenses publiques pendant au moins trois trimestres après le choc (Mountford et Uhlig, 2009 : 963).

En imposant que les chocs de politique fiscale et budgétaire soient orthogonaux aux chocs attribuables aux cycles économiques et aux chocs de politique monétaire, on obtient alors un ensemble de chocs exogènes dont les réponses sont filtrées des effets attribuables aux chocs de cycle économique et/ou de politique monétaire (Mountford et Uhlig, 2009 : 961). L'avantage de

cette approche est qu'elle permet potentiellement de capter les chocs de politiques fiscales anticipés. Il est toutefois difficile de déterminer avec précision à quel moment ces chocs se produisent. De plus, les restrictions imposées peuvent s'avérer trop fortes ce qui mène à l'omission de nombreux chocs potentiellement pertinents dans le cadre de l'étude réalisée (Perotti 2004 : 6) ou trop faibles, ce qui donne des résultats peu informatifs.

2.2.4 Méthode narrative

L'approche narrative est une méthode d'identification des chocs de politique fiscale particulièrement pertinente pour ce projet de recherche. Cette approche implique l'identification de chocs à travers une procédure qui n'est pas statistique. La méthode narrative repose sur la consultation de documents historiques dans le but de relever des épisodes inattendus et exogènes au développement normal de l'économie causant des variations significatives dans les variables fiscales (Romer et Romer, 1989 : 122).

Pour y arriver, Romer et Romer ont consultés des documents issus des branches législatives et exécutives du gouvernement américain afin d'identifier les changements significatifs dans la politique fiscale entre 1945 et 2007. Les types de taxes considérés incluent l'impôt sur le revenu des particuliers, l'impôt sur le revenu des sociétés, les retenues sur les paies, les taxes d'accise ainsi que les programmes et incitatifs aux investissements. Pour être désigné un « changement significatif dans la politique fiscale », ce dernier doit exercer un effet sur les recettes publiques. Romer et Romer ont ensuite classé ces changements significatifs au sein de quatre catégories différentes en fonction de leurs motivations: 1) les changements visant à financer les dépenses publiques, 2) les changements contracycliques, 3) les changements visant à réduire le déficit et 4) les changements axés sur la croissance à long terme (Romer et Romer, 2009a : 5).

Les changements dans la politique fiscale visant à financer les dépenses publiques ont pour objectif de lever des fonds pour les dépenses militaires lors de guerres et pour les programmes sociaux tel Medicare par exemple. Les changements contracycliques visent quant à eux à replacer l'économie sur le chemin de la croissance normale. Une réduction des impôts en période de récession serait donc considérée comme un changement contracyclique. Les changements visant à réduire le déficit ont pour but d'assainir les finances du gouvernement et ce peu importe l'effet à court terme sur les autres variables économiques. Finalement, les changements axés sur la

croissance à long terme aspirent à augmenter le taux de croissance à long terme de l'économie. Cette dernière catégorie peut par exemple inclure des changements dans la politique fiscale motivés par des considérations philosophiques sur la taille du gouvernement.

L'approche narrative repose sur l'hypothèse que les changements visant à financer les dépenses publiques et les changements contracycliques sont corrélés avec d'autres variables économiques exerçant une influence sur la production à court terme et sont donc considérés endogènes (Romer et Romer, 2009a : 6). À l'inverse, les changements visant à réduire le déficit et les changements axés sur la croissance à long terme ne sont pas définis en réponse aux conditions économiques actuelles ou futures et sont donc considérés exogènes (Romer et Romer, 2009a : 7). Il importe ensuite d'estimer l'effet des changements dans la politique fiscale sur les recettes publiques. Pour ce faire, Romer et Romer ont recours aux prédictions avancées par les législateurs des effets de chaque changement dans la politique fiscale sur les recettes publiques au moment où ces changements ont été implantés. Ces estimations sont exprimées sur une base annuelle et sont assignées au trimestre dans lequel les variations dans les recettes publiques sont observées (Romer et Romer, 2009a : 8). Une fois les changements dans la politique fiscale identifiés et classés et leurs effets sur les recettes publiques estimés, il reste à mesurer l'effet de ces changements dans la politique fiscale sur la production. Formellement, Romer et Romer proposent le modèle de base suivant :

$$(13) \Delta Y_t = \alpha + \beta \Delta T_t + \varepsilon_t$$

où Y_t est le logarithme de la variable d'intérêt et ΔT_t une mesure des effets des changements dans la politique fiscale sur les recettes publiques. Le terme ε_t est quant à lui composé d'évènements inattendus ne touchant pas à la politique fiscale mais ayant un effet sur la variable d'intérêt tels que les changements dans les dépenses publiques, les changements dans la politique monétaire et les catastrophes naturelles. Il est donc possible de définir ε_t par l'équation suivante:

$$(14) \varepsilon_t = \sum_{i=1}^k \varepsilon_t^i$$

où les divers ε_t^i sont possiblement corrélés.

Pour différencier les changements exogènes dans la politique fiscale des changements endogènes, Romer et Romer identifient les changements dans la politique fiscale qui ne sont pas définis en réponses à d'autres évènements exerçant une influence sur la variable d'intérêt par ω_t^i

alors que les changements dans la politique fiscale définis en réponses à d'autres évènements corrélés avec la variable d'intérêt sont inclus au sein des divers ε_t^i .

Il est alors possible de poser l'équation suivante :

$$(15) \Delta T_t = \sum_{j=1}^L \omega_t^j + \sum_{i=1}^k b_t^i \varepsilon_t^i$$

qui peut être utilisée pour redéfinir le modèle base. On obtient alors la forme suivante :

$$(16) \Delta Y_t = \alpha + \beta (\sum_{j=1}^L \omega_t^j + \sum_{i=1}^k b_t^i \varepsilon_t^i) + \varepsilon_t$$

qui peut être réécrite ainsi :

$$(17) \Delta Y_t = \alpha + \beta \sum_{j=1}^L \omega_t^j + v_t$$

où $v_t = \sum_{i=1}^k (1 + \beta b_t^i) \varepsilon_t^i$.

Si les changements significatifs dans la politique fiscale américaines entre 1945 et 2007 sont adéquatement classés, une régression des variations dans la variable d'intérêt (ΔY_t) sur $\sum_{j=1}^L \omega_t^j$ fournit alors une estimation non-biaisée des effets des changements dans la politique fiscale sur la variable d'intérêt. Les $\sum_{j=1}^L \omega_t^j$ propres à chaque trimestre étant les chocs de politique fiscale (Romer et Romer, 2010 : 766). L'avantage principal de l'approche narrative découle du fait que si les épisodes historiques choisis (ω_t^j) sont vraiment inattendus et exogènes, on évite ainsi d'imposer les hypothèses restrictives propres aux autres approches d'identification. Seule une régression en forme réduite est nécessaire pour mesurer l'effet des chocs. Il se peut toutefois que d'autres chocs de politique fiscale ou budgétaire se soient produits en même temps que ceux découlant des épisodes historiques choisis. Les effets des chocs sur la variable d'intérêt sont alors plus difficilement mesurables. C'est le désavantage principal de l'approche narrative (Perotti, 2004 : 5).

2.2.5 Méthode de Mertens et Ravn

La dernière méthode d'identification des chocs de politique fiscale discutée dans cette section est celle développée par Mertens et Ravn (2013). Cette méthode consiste à insérer les chocs de politique fiscale identifiés par l'approche narrative comme variables proxy dans un VAR. La procédure repose sur l'hypothèse que les chocs de politique fiscale exogènes identifiés à l'aide de

l'approche narrative sont corrélés aux chocs de politique fiscale latents mais orthogonaux aux autres chocs structurels. Il est donc possible d'imposer des contraintes sur la matrice de variance-covariance des résidus de forme réduite sans en imposer sur les paramètres structurels pour ensuite procéder à l'identification (Mertens et Ravn, 2013 : 1213). La méthode de Mertens et Ravn (2013) est celle utilisée aux fins de ce mémoire et est expliquée plus en détail à la section 3.

2.3 Politiques fiscales et salaires réels

Très peu d'études ont tenté d'estimer les effets des changements de taxes sur les salaires réels en se basant sur des VAR. Mountford et Uhlig (2009) ont recours à la méthode par restriction de signes pour identifier les chocs de politique fiscale et budgétaire et estimer leurs effets sur plusieurs variables d'intérêt. Pour la période allant de 1955 à 2000, les résultats de leur étude suggèrent qu'une baisse des impôts augmente significativement les salaires réels (Mountford et Uhlig, 2009 : 980).

Dans Burnside, Eichenbaum et Fisher (2003), la méthode narrative est utilisée pour estimer les effets des chocs de politiques fiscales et budgétaires sur les heures travaillées et les salaires réels aux États-Unis. Les chocs de politique fiscale sont quant à eux identifiés par l'entremise d'évènements exogènes, développés dans Ramey et Shapiro (1998), qui ont menés à des variations significatives dans les dépenses militaires. Les résultats de leur étude indiquent aussi qu'une hausse des impôts fait diminuer de façon significative les salaires réels (Burnside, Eichenbaum et Fisher, 2003 : 26).

Cependant, Caldara et Kamps (2008), qui ont recours à plusieurs méthodes d'identification pour estimer les effets de chocs de politique fiscale aux États-Unis, obtiennent des résultats contraires. Autant avec l'approche récursive qu'avec l'approche de Blanchard et Perotti et celle par restriction de signes, leurs résultats montrent, pour la période allant de 1955 à 2006, qu'une baisse des impôts fait diminuer de façon significative les salaires réels (Caldara et Kamps, 2008 : 40).

3. Méthodologie

La première partie de ce mémoire cherche à déterminer si une baisse dans les taux moyens d'imposition personnel et corporatif a un effet significatif sur les salaires réels aux États-Unis pour étudier la relation entre l'offre et la demande de travail. La section suivante explique donc la procédure générale utilisée pour identifier les chocs de politique fiscale et estimer leurs effets sur les salaires réels. Cette section détaille aussi le modèle de base utilisé et la construction du vecteur de variables de type proxy incluant les chocs de politique fiscale exogènes identifiés à l'aide de l'approche narrative.

3.1 Procédure générale et spécification du modèle de base

Pour estimer les effets d'une baisse dans les taux moyens d'imposition personnel et corporatif sur les salaires réels, on pose d'abord que $Y_t = [APITR_t, ACITR_t, RGDP_t, GOV_t, DEBT_t, HperW_t, UNR_t, rAVGHE_t]$ est un vecteur $(n \times 1)$ de variables observables où $APITR_t$ est le taux d'imposition moyen sur les revenus personnels à la période t , $ACITR_t$ est le taux d'imposition moyen sur les revenus corporatifs à la période t , $RGDP_t$ est le logarithme naturel de la production réelle per capita à la période t , GOV_t est le logarithme naturel des dépenses publiques réelles per capita à la période t , $DEBT_t$ est le logarithme naturel de la dette fédérale réelle per capita à la période t , $HperW_t$ est le logarithme naturel des heures travaillées par employé à la période t , UNR_t est le taux de chômage à la période t et $rAVGHE_t$ est le logarithme naturel du taux horaire réel moyen à la période t . Les effets d'une baisse dans les taux moyens d'imposition personnel et corporatif sur les salaires réels sont également estimés en ayant recours à une spécification alternative où le logarithme naturel du taux horaire moyen ($rAVGHE_t$) est remplacé par le logarithme naturel des compensations annuelles réelles par employé ($rCOEALLEMP_t$). On suppose ensuite que la relation entre les différentes variables au sein de Y_t et composant le VAR peut être décrite par le VAR structurel suivant :

$$(18) AY_t = \sum_{j=1}^p \alpha_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

où A est une matrice carrée $(n \times n)$ non-singulière, α_j sont des matrices carrées $(n \times n)$ et ε_t est un vecteur $(n \times 1)$ incluant les chocs structurels satisfaisant les condition suivantes : $E[\varepsilon_t] =$

$0, E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I, E[\varepsilon_t \varepsilon_s'] = 0$ (pour $s \neq t$). Le modèle a une structure à 4 retards qui a été déterminée sur la base du critère d'information Akaike. Une description détaillée des variables composant le VAR et des données utilisées est disponible à l'annexe 1.

Il est possible de réécrire le modèle de base ainsi :

$$(19) Y_t = \sum_{j=1}^p \delta_j Y_{t-j} + B \varepsilon_t$$

où $B = A^{-1}$, $\delta_j = A^{-1} \alpha_j$ et $B \varepsilon_t = u_t$. Les chocs de forme réduite inclus dans le vecteur u_t ($n \times 1$) sont alors reliés aux chocs structurels inclus dans le vecteur ε_t par la matrice B (Mertens et Ravn, 2013 : 1215). Puisque $B \varepsilon_t = u_t$ et que $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I_n$, il est possible de déduire que $E[u_t u_t'] = B E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] B' = B B'$. Une estimation de la matrice de variance-covariance de u_t fournit donc $n(n+1)/2$ contraintes permettant l'identification ce qui n'est toutefois pas suffisant pour estimer une colonne additionnelle de la matrice B . Une régression des résidus du VAR de forme réduite sur le vecteur m_t ($k \times 1$) incluant les variables de type proxy corrélées aux chocs structurels mais orthogonales aux autres chocs permet de palier à ce problème.

En effet, en posant que $\varepsilon_t = [\varepsilon'_{1t}, \varepsilon'_{2t}]'$ où ε_{1t} est un vecteur ($k \times 1$) composé des chocs exogènes de politique fiscale et où ε_{2t} est un vecteur $((n - k) \times 1)$ composé des autres chocs, il est possible d'avoir recours au vecteur de variables de type proxy m_t ($k \times 1$) pour identifier les chocs exogènes de politique fiscale ε_{1t} et les réponses dynamiques qui en découlent. Les conditions ci-dessous doivent cependant être respectées :

$$(20) E[m_t \varepsilon'_{1t}] = \Phi \text{ (où } \Phi \text{ est une matrice carrée } (k \times k) \text{ non-singulière).}$$

$$(21) E[m_t \varepsilon'_{2t}] = 0$$

La première condition implique que les variables de type proxy composant le vecteur m_t sont corrélées avec les chocs exogènes de politique fiscale ε_{1t} . La deuxième condition implique que les variables de type proxy composant le vecteur m_t ne sont pas corrélées avec les autres chocs ε_{2t} .

Pour estimer les paramètres structurels, il convient ensuite de poser que $B = [B_1 \ B_2]$ où $B_1 = [B'_{11} \ B'_{21}]'$ et $B_2 = [B'_{12} \ B'_{22}]' = \begin{bmatrix} B'_{12} \\ B'_{22} \end{bmatrix}$.

On peut alors inférer que :

$$\begin{aligned}
(22) \quad \Sigma_{mu'} &= E[m_t u'_t] \\
&= E[m_t \varepsilon'_t] B' \\
&= E[m_t [\varepsilon'_{1t}, \varepsilon'_{2t}]] B' \\
&= E[m_t \varepsilon'_{1t}, m_t \varepsilon'_{2t}] \begin{bmatrix} B'_{11} & B'_{21} \\ B'_{12} & B'_{22} \end{bmatrix} \\
&= E[m_t \varepsilon'_{1t} B'_{11} + m_t \varepsilon'_{2t} B'_{12}, m_t \varepsilon'_{1t} B'_{21} + m_t \varepsilon'_{2t} B'_{22}] \\
&= E[m_t \varepsilon'_{1t} B'_{11}, m_t \varepsilon'_{1t} B'_{21}] \\
&= \Phi[B'_{11}, B'_{21}]
\end{aligned}$$

$$(23) \quad \Sigma_{mu'} = \Phi B'_1$$

La matrice $\Sigma_{mu'}$ procure des contraintes additionnelles permettant l'identification mais implique les k^2 éléments inconnus de la matrice Φ . Ainsi, puisque nous tentons d'éviter d'avoir à poser des hypothèses sur Φ , $\Sigma_{mu'}$ ne procure en réalité que $(n - k) \times k$ nouvelles contraintes permettant l'identification.

Pour contourner ce problème, on pose que $\Sigma_{mu'} = [\Sigma_{mu'_1}, \Sigma_{mu'_2}]$ où $\Sigma_{mu'_1}$ est un vecteur $(k \times k)$ et $\Sigma_{mu'_2}$ est un vecteur $k \times (n - k)$. On obtient alors :

$$\begin{aligned}
\Sigma_{mu'} &= [\Sigma_{mu'_1}, \Sigma_{mu'_2}] = \Phi B'_1 \\
&= [\Sigma_{mu'_1}, \Sigma_{mu'_2}] = \Phi [B'_{11}, B'_{21}] \\
&= [\Sigma_{mu'_1}, \Sigma_{mu'_2}] = [\Phi B'_{11}, \Phi B'_{21}] \\
&= \begin{bmatrix} \Sigma_{mu'_1} & \Sigma_{mu'_2} \\ \Sigma_{mu'_1} & \Sigma_{mu'_1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi B'_{11} & \Phi B'_{21} \\ \Phi B'_{11} & \Phi B'_{11} \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} 1, \Sigma_{mu'_2} \\ \Sigma_{mu'_1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1, B'_{21} \\ B'_{11} \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

De sorte que $\frac{\Sigma_{mu'_2}}{\Sigma_{mu'_1}} = \frac{B'_{21}}{B'_{11}}$. On peut ainsi isoler B_{11} et B_{21} qui sont respectivement définis par :

$$(24) B_{11} = \frac{B_{21}}{[\Sigma_{mu'_2} \Sigma_{mu'_1}^{-1}]'} \text{ et } (25) B_{21} = [\Sigma_{mu'_2} \Sigma_{mu'_1}^{-1}]' B_{11}$$

où $\Sigma_{mu'_2} \Sigma_{mu'_1}^{-1}$ est indépendant de Φ car uniquement constitué de moments observables. L'approche utilisée consiste donc à estimer $\Sigma_{mu'_2} \Sigma_{mu'_1}^{-1}$ afin d'identifier les chocs d'intérêt et leurs effets sur les variables à l'étude.

En pratique, l'approche de Mertens et Ravn (2013) implique trois étapes :

- 1) Estimer le VAR en forme réduite par la méthode des moindres carrés ;
- 2) Régresser les résidus du VAR en forme réduite sur m_t pour estimer $\Sigma_{mu'_2} \Sigma_{mu'_1}^{-1}$;
- 3) Finalement, utiliser $\Sigma_{mu'_2} \Sigma_{mu'_1}^{-1}$ pour estimer les effets des chocs de politiques fiscales sur la variable d'intérêt (Mertens et Ravn, 2013 : 1216).

L'avantage de cette approche relève du fait que si les variables de type proxy incluses dans le vecteur m_t sont vraiment exogènes, alors les hypothèses restrictives imposées sur la matrice B propres aux autres approches ne sont pas nécessaires. Seule une régression de forme réduite est nécessaire pour mesurer l'effet des chocs. Il se peut toutefois que d'autres chocs de politique fiscale ou budgétaire se soient produits en même temps que ceux identifiés par l'approche narrative. Les effets des chocs sur la variable d'intérêt sont alors plus difficilement mesurables (Perotti, 2004 : 5).

3.2 Approche narrative et chocs de politique fiscale exogènes

La procédure décrite ci-haut exige que les variables de type proxy composant le vecteur m_t satisfassent les conditions mentionnées précédemment ($E[m_t \varepsilon'_{1t}] = \Phi, E[m_t \varepsilon'_{2t}] = 0$ et $E[m_t X_t] = 0$) (Mertens et Ravn, 2013 : 1216).

Pour y arriver, Mertens et Ravn (2013) dressent une liste des changements législatifs touchant les recettes publiques personnelles et corporatives aux États-Unis entre 1950 et 2006. Cette liste reprend le travail effectué dans Romer et Romer (2009a) et sépare les chocs de politique fiscale exogènes identifiés par ces derniers au sein de quatre sous-catégories soit : les chocs de politique

fiscale relatifs à l'impôt corporatif, les chocs de politique fiscale relatifs à l'impôt personnel, les chocs de politique fiscale relatifs aux retenues salariales et finalement, les chocs de politique fiscale relatifs aux autres types de taxes. Cette dernière catégorie est toutefois laissée de côté en raison de son caractère trop hétérogène (Mertens et Ravn, 2013 : 1220).

Pour tenir compte du fait que certains changements de taxation sont annoncés bien avant leur mise en œuvre, les chocs de politique fiscale exogènes propres à chaque sous-catégorie sont filtrés afin de ne conserver que les chocs dont les effets sur les recettes publiques se font ressentir moins d'un trimestre après leur annonce. En raison du trop peu d'observations restantes dans la sous-catégorie des chocs de politique fiscale relatifs aux retenues salariales, cette sous-catégorie est jumelée à celle des chocs de politique fiscale relatifs à l'impôt personnel. Il ne reste donc plus que deux sous-catégories, celle incluant les chocs de politique fiscale relatifs à l'impôt corporatif et celle incluant les chocs de politique fiscale relatifs à l'impôt personnel. Ces deux sous-catégories inclues respectivement seize et quinze observations.

Mertens et Ravn convertissent ensuite les variations dans les recettes publiques attribuables aux chocs de politique fiscale exogènes en taux de variation moyen propres à chaque sous-catégorie. Pour y arriver, les formules suivantes sont utilisées :

$$(26) \Delta_t^{CI,narr} = \frac{(Variations\ des\ recettes\ publiques\ attribuables\ à\ l'impôt\ corporatif)_t}{(Recettes\ publiques\ attribuables\ à\ l'impôt\ corporatif)_{t-1}}$$

et

$$(27) \Delta_t^{PI,narr} = \frac{(Variations\ des\ recettes\ publiques\ attribuables\ à\ l'impôt\ personnel\ et\ aux\ retenues\ salariales)_t}{(Recettes\ publiques\ attribuables\ à\ l'impôt\ personnel)_{t-1}}$$

où $\Delta_t^{CI,narr}$ est le taux de variation moyen des recettes publiques suite à un choc exogènes touchant les impôts corporatifs et où $\Delta_t^{PI,narr}$ est le taux de variation moyen des recettes publiques suite à un choc exogène touchant les impôts personnels. Développés à l'aide de l'approche narrative, ce sont ces taux de variation moyens propres à chaque sous-catégorie ($\Delta_t^{CI,narr}$ et $\Delta_t^{PI,narr}$) qui composent le vecteur m_t et qui agissent comme proxy pour les chocs structurels touchant les taux d'imposition moyens corporatif (ACITR_t) et personnel (APITR_t).

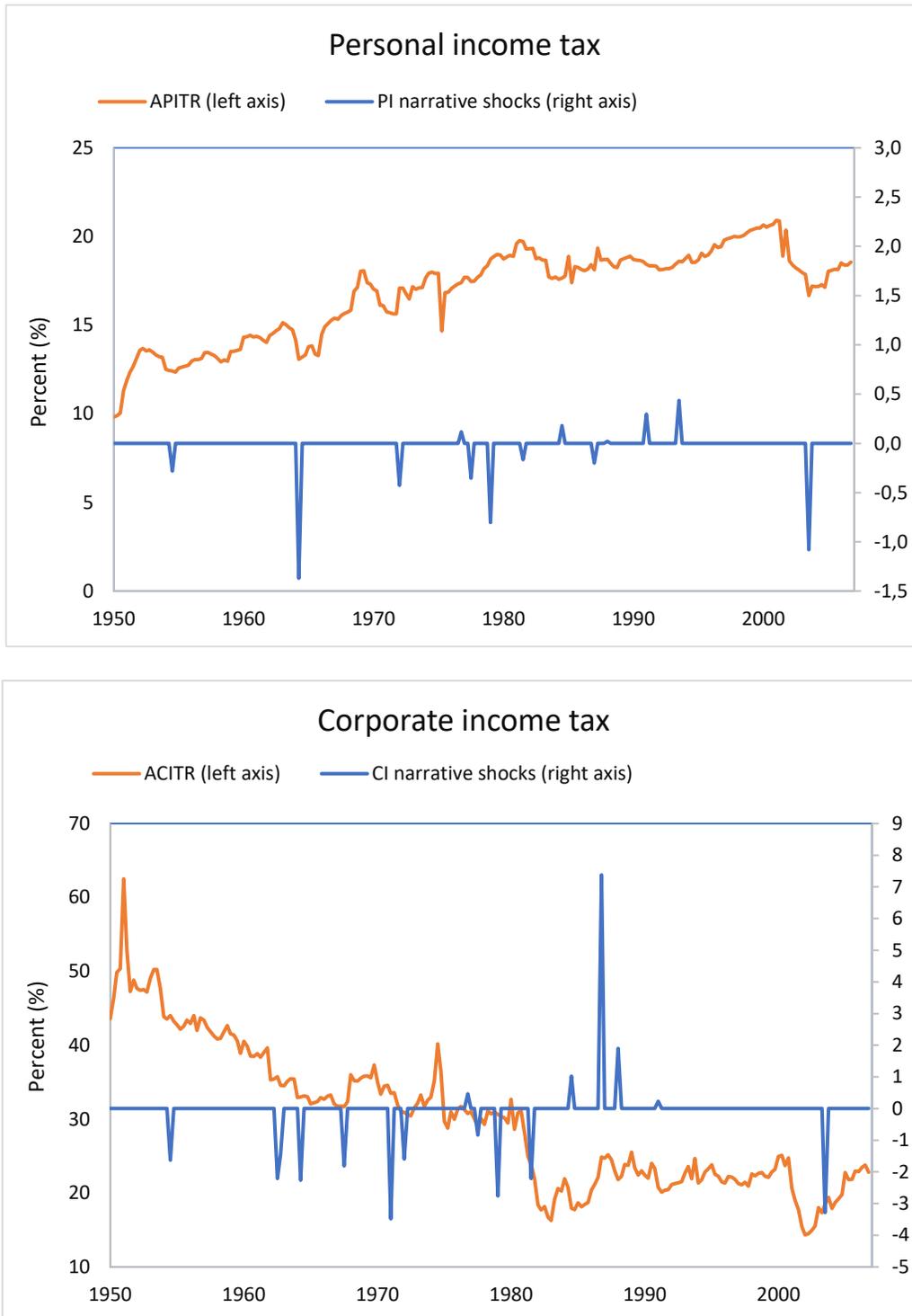
Les taux de variation moyens dans les recettes publiques ($\Delta_t^{CI,narr}$ et $\Delta_t^{PI,narr}$) sont illustrés dans la figure 3.1 avec les taux d'imposition moyens corporatif (ACITR_t) et personnel (APITR_t). Ces derniers sont calculés à l'aide des formules suivantes (Mertens et Ravn, 2013 : 1221) :

$$(28) ACITR_t = \frac{(Recettes\ publiques\ attribuables\ au\ secteur\ corporatif)_t}{(Profits\ corporatifs)_t}$$

et

$$(29) APITR_t = \frac{(Recettes\ publiques\ tirées\ des\ revenus\ personnels + Contributions\ des\ employés\ aux\ programmes\ sociaux)_t}{(Revenus\ personnels\ totaux - Transferts\ publics + Contributions\ des\ employés\ aux\ programmes\ sociaux)_t}$$

Figure 3.1 : Taux d'imposition moyen et chocs de politique fiscale développés avec l'approche narrative



Source : Mertens, Karel, et Morten O. Ravn. (2013). «The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States». *American Economic Review*, Vol. 103, no. 4, p. 1212-1247.

Les deux taux d'imposition moyens ($ACITR_t$ et $APITR_t$) varient considérablement à travers le temps et reflètent les changements législatifs non-anticipés touchant les impôts mais aussi de nombreux mouvements endogènes dans les recettes publiques. Ces mouvements endogènes dans les recettes publiques peuvent par exemple découler d'actions législatives ou de politiques en réponses aux conditions économiques observables, de changements dans la définition du revenu imposable, de changements dans la distribution des revenus ou encore d'une augmentation ou d'une diminution de l'évasion fiscale. Les taux de variation moyens dans les recettes publiques ($\Delta_t^{CI,narr}$ et $\Delta_t^{PI,narr}$) n'incluent toutefois que des changements législatifs non-corrélé à l'état actuel de l'économie et peuvent donc agir comme proxy pour les chocs structurels exogènes touchant les taux d'imposition moyens corporatif ($ACITR_t$) et personnel ($APITR_t$) (Mertens et Ravn, 2013 : 1221).

4. Résultats

4.1 Effets dynamiques des chocs de politique fiscale

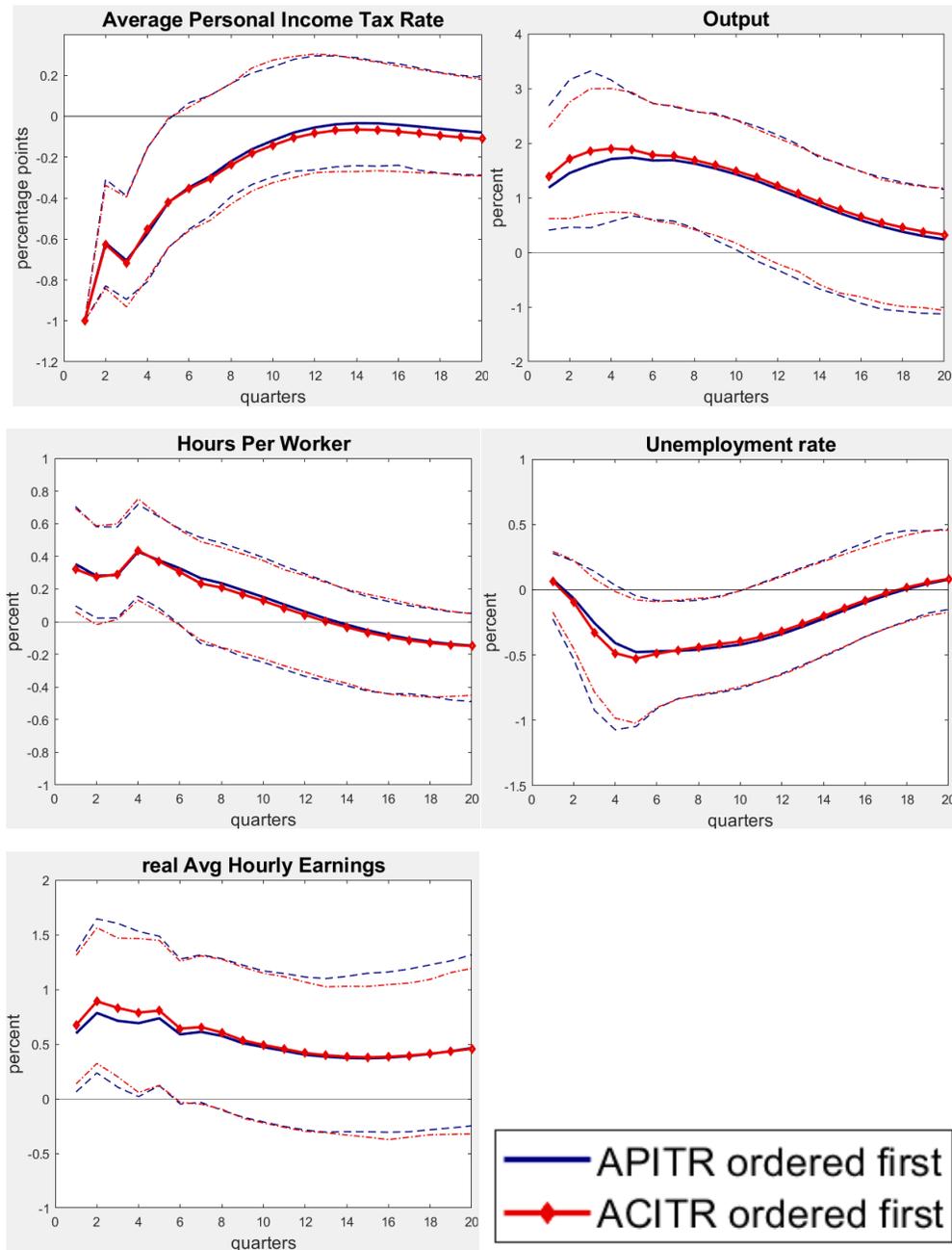
4.1.1 Spécification de base

La figure 4.1 illustre les dynamiques de certaines variables en réponse à une baisse d'un point de pourcentage du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels ($APITR_t$). Cette baisse fait augmenter de façon significative la production américaine ($RGDP_t$) pendant 9 trimestres après le choc. Les effets du choc deviennent non-significatifs à compter du 10^{ième} trimestre. Les heures travaillées par employé ($HperW_t$) augmentent également mais cette hausse n'est significative que pour les 4^{ième} et 5^{ième} trimestres suivants le choc. Le taux de chômage baisse mais de manière non monotone, avec une réponse en forme de U qui n'est significative que pour les trimestres 5 à 9 suivant le choc. Finalement, la baisse du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels ($APITR_t$) entraîne une hausse significative du salaire réel moyen ($rAVGHE_t$) pendant 5 trimestres après le choc. La hausse est persistante même si elle devient non-significative à compter du 6^{ième} trimestre.

La figure 4.2 illustre quant à elle les dynamiques de certaines variables en réponse à une baisse d'un point de pourcentage du taux d'imposition moyen sur les revenus corporatifs ($ACITR_t$). La

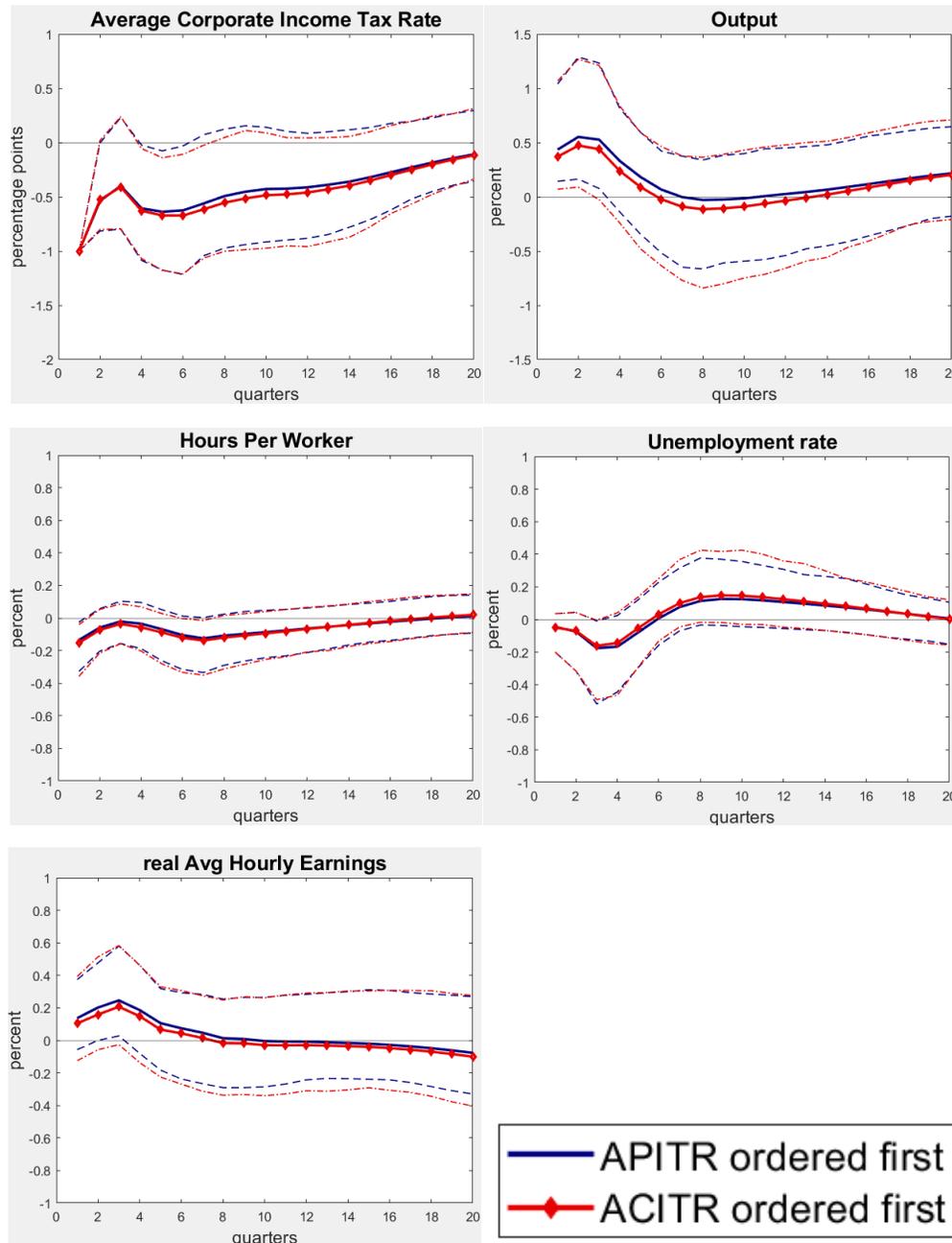
production augmente mais de manière beaucoup moins persistante que dans le cas d'une baisse de $APITR_t$. La réponse des heures travaillées par employé ($HperW_t$) n'est significative qu'à l'impact alors que celle du taux de chômage (UNR_t) n'est significative à aucun horizon. Il en est de même pour la réaction du salaire réel moyen ($rAVGHE_t$).

Figure 4.1 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Spécification de base (rAVGHE)



Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 4.2 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Spécification de base (rAVGHE)



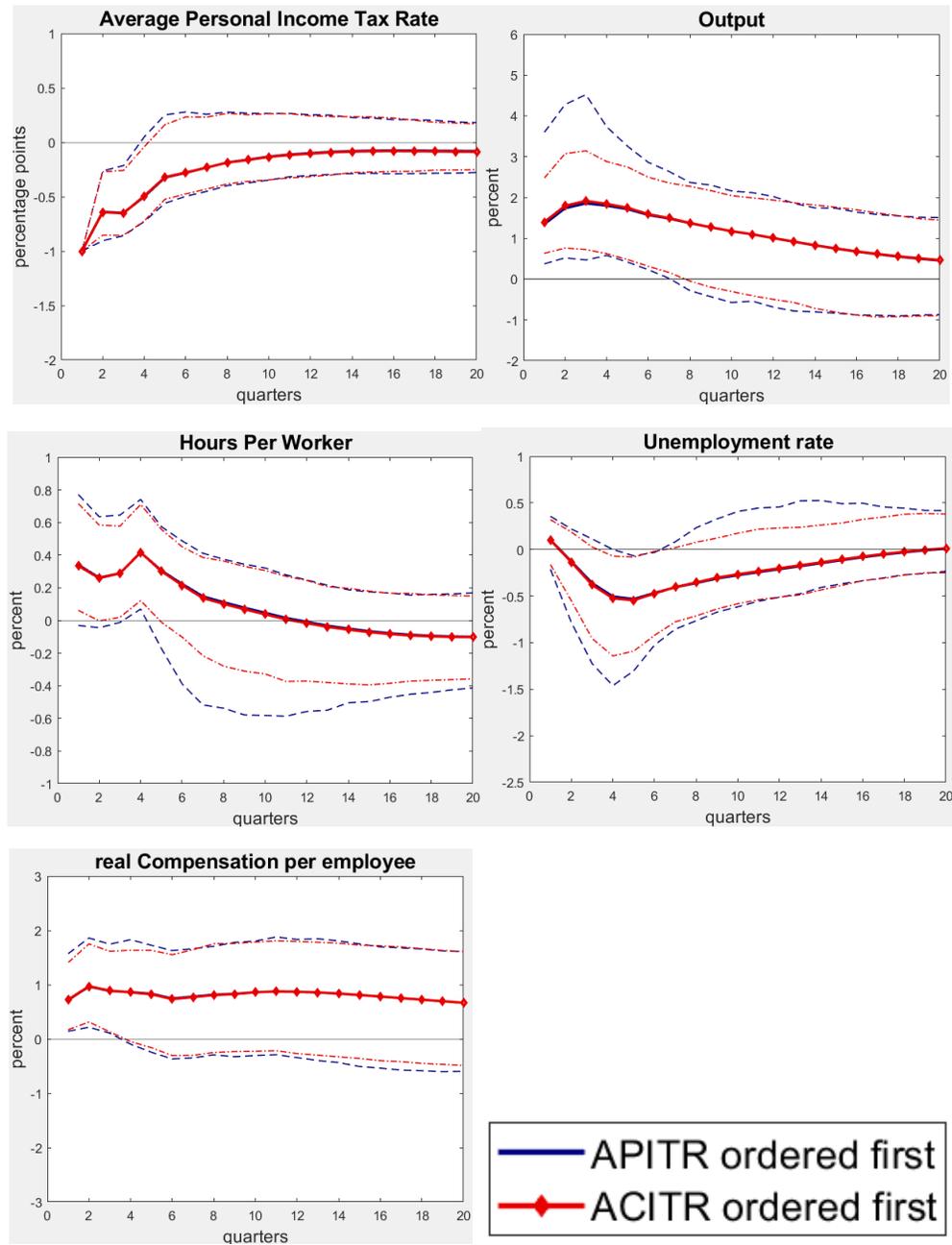
Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

4.1.2 Spécification alternative

Dans une spécification alternative, nous mesurons le salaire réel moyen par le logarithme naturel des compensations annuelles réelles par employé ($rCOEALLEMP_t$) au lieu du taux horaire réel moyen ($rAVGHE_t$). Les résultats sont rapportés dans les figures 4.3 et 4.4 pour les chocs touchant le taux d'imposition moyen sur les revenus personnels ($APITR_t$) et ceux touchant le taux d'imposition moyen sur les revenus corporatifs ($ACITR_t$), respectivement.

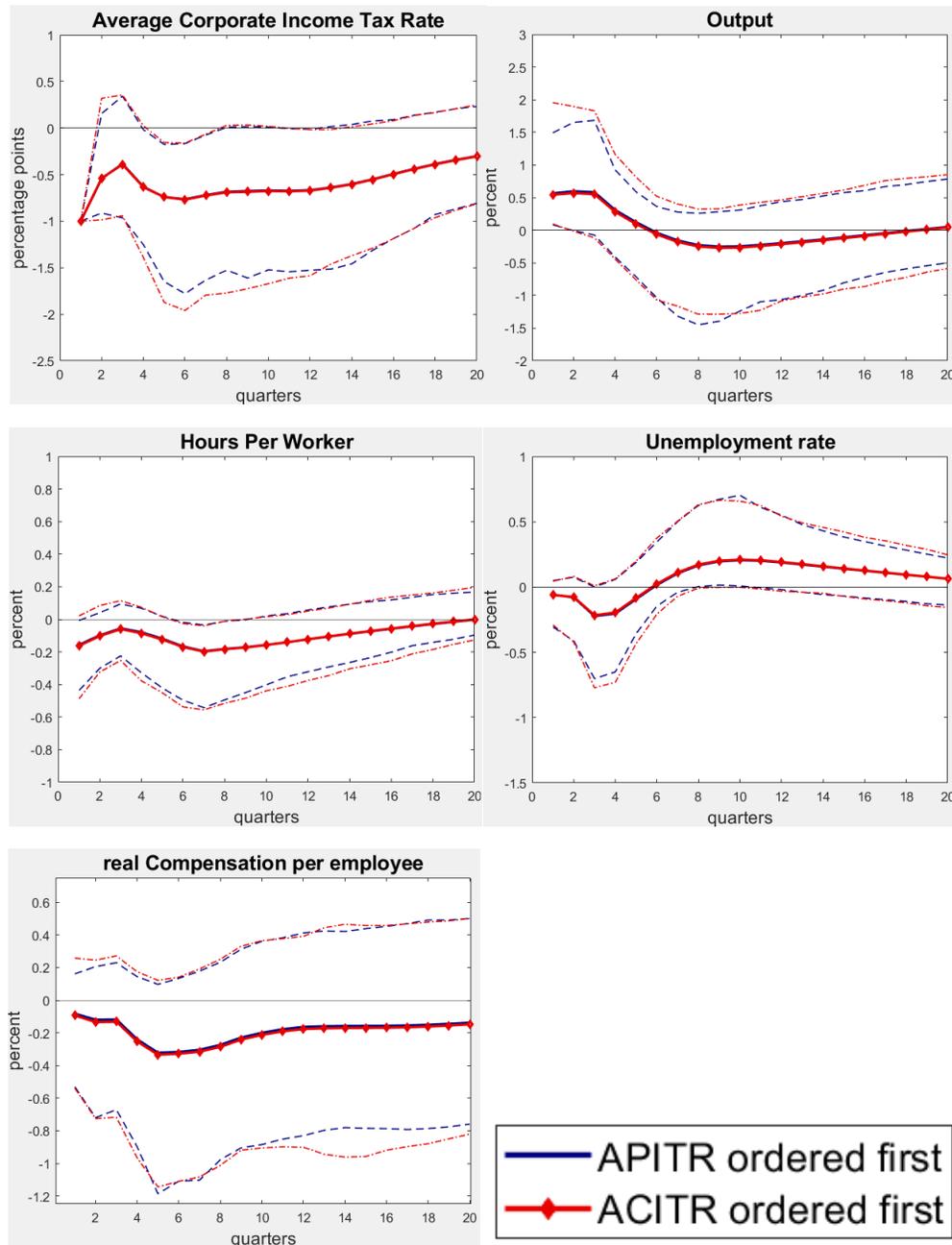
Dans un cas comme dans l'autre, les réponses dynamiques estimées sont très similaires à celle obtenues à partir de la spécification de base. Dans le cas d'un choc de $APITR_t$, la production, les heures par employés et le salaire réel augmentent alors que le taux de chômage baisse de manière non monotone. À l'opposé, un choc de $ACITR_t$ a des effets majoritairement non significatifs, particulièrement sur le salaire réel.

Figure 4.3 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Spécification alternative (rCOEALLEMP)



Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 4.4 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Spécification alternative (rCOEALLEMP)



Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

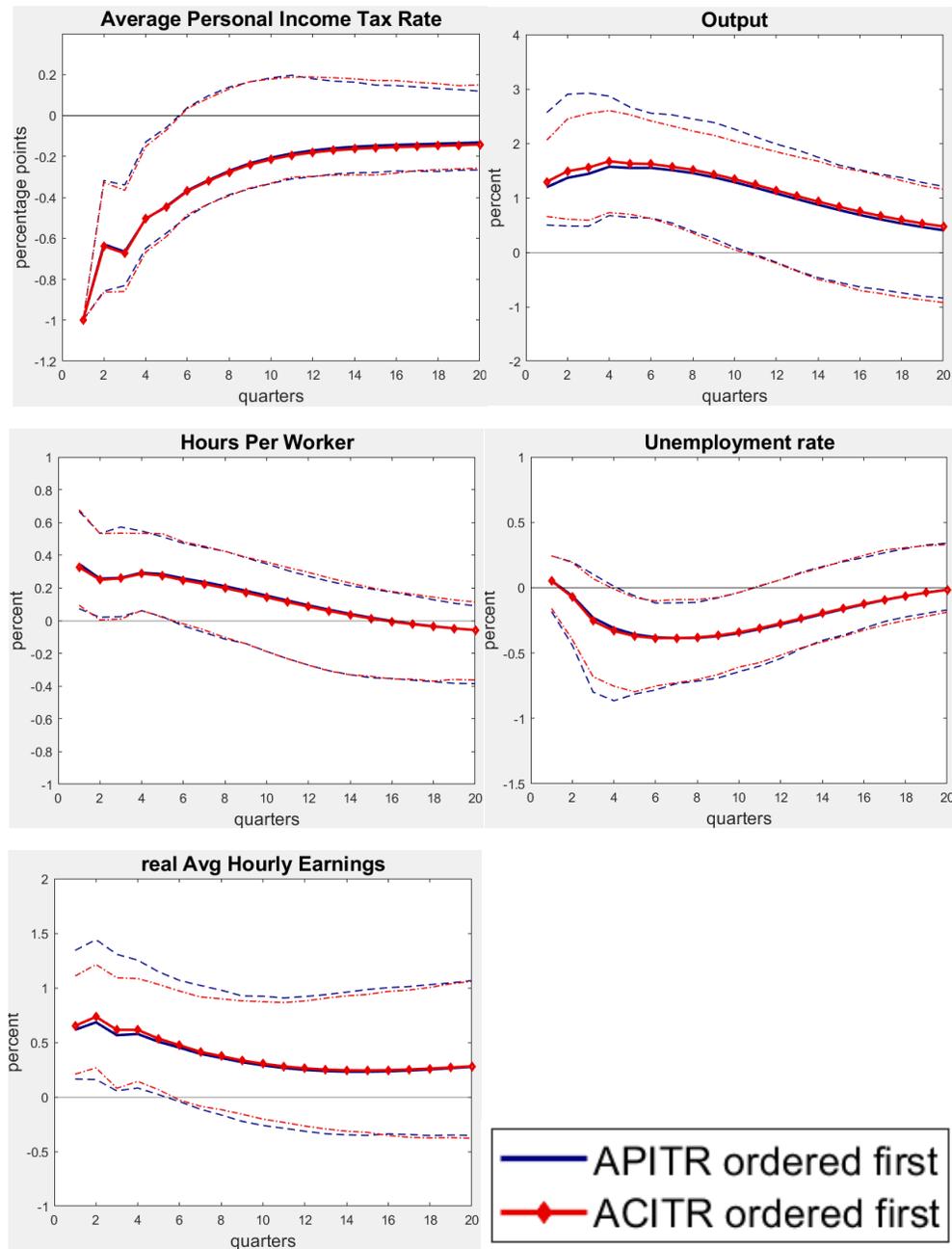
4.2 Analyse de robustesse

Afin de tester la robustesse de nos résultats, les effets des chocs de politique fiscale sont aussi estimés en ayant recours à différentes structures de retards. En effet, selon le critère d'information d'Akaike, la structure de retards recommandée pour la spécification base et la spécification alternative implique 4 retards. Dans ce qui suit, nous réestimons chacune des spécifications en considérant 3 et 5 retards.

Les figures 4.5 et 4.7 illustrent les résultats d'une baisse d'un point de pourcentage du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels ($APITR_t$) pour des structures à 3 et 5 retards respectivement en utilisant la spécification de base. Les résultats analogues correspondant à la spécification alternative sont illustrés dans les figures 4.9 et 4.11. De manière générale, la structure de retard ne semble pas altérer nos résultats d'aucune manière notable. Peu importe la mesure retenue du salaire réel moyen, la hausse significative du salaire réel demeure un résultat très robuste.

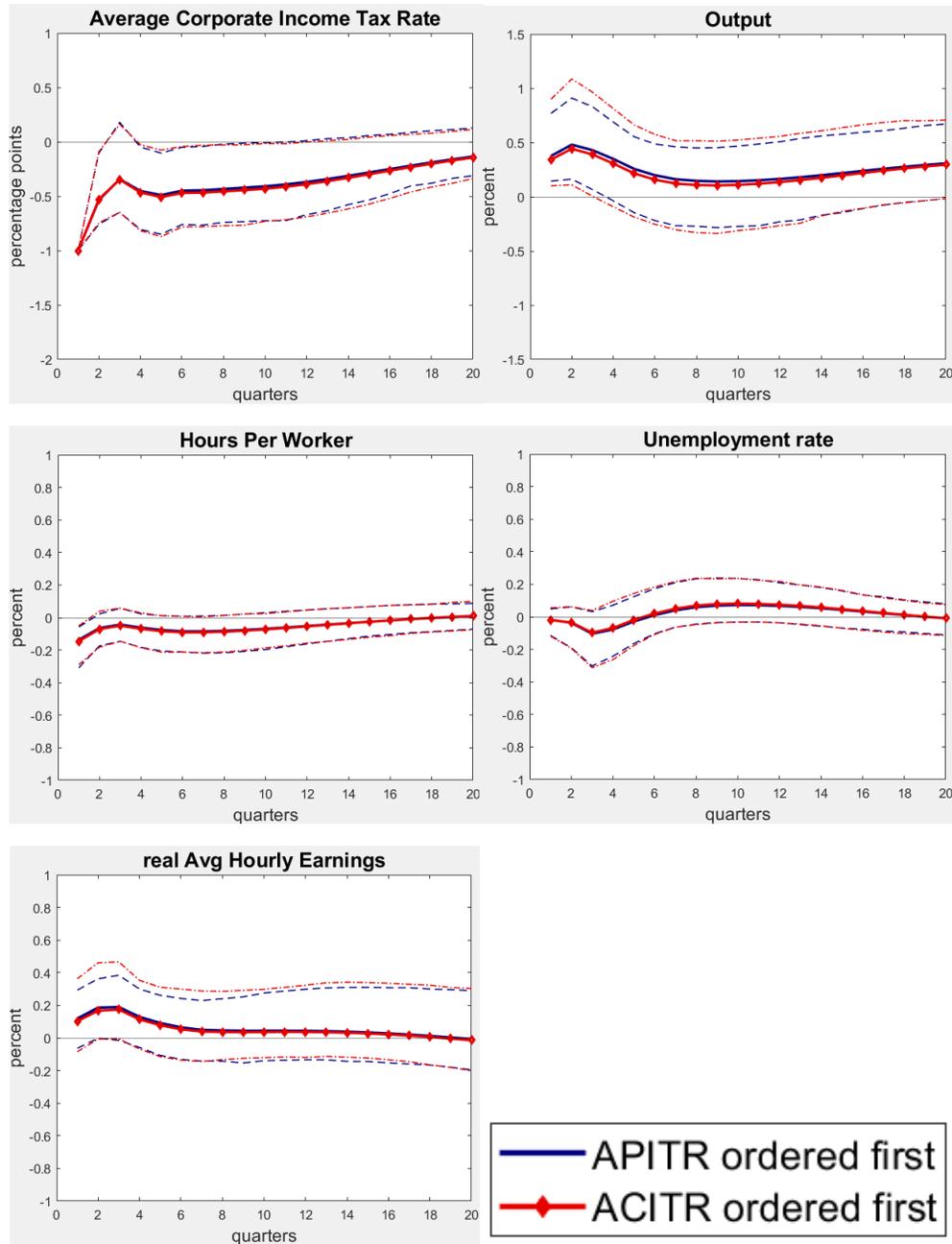
Les figures 4.6 et 4.8 illustrent les résultats d'une baisse d'un point de pourcentage du taux d'imposition moyen corporatif ($ACITR_t$) pour des structures à 3 et 5 retards respectivement en utilisant la spécification de base. Les résultats analogues correspondant à la spécification alternative sont illustrés dans les figures 4.10 et 4.12. Là encore, les résultats ne semblent pas être sensibles à la structure de retards. En particulier, l'absence d'effet significatif d'un choc de $ACITR_t$ sur le salaire réel moyen est extrêmement robuste.

Figure 4.5 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGHE) avec k = 3)



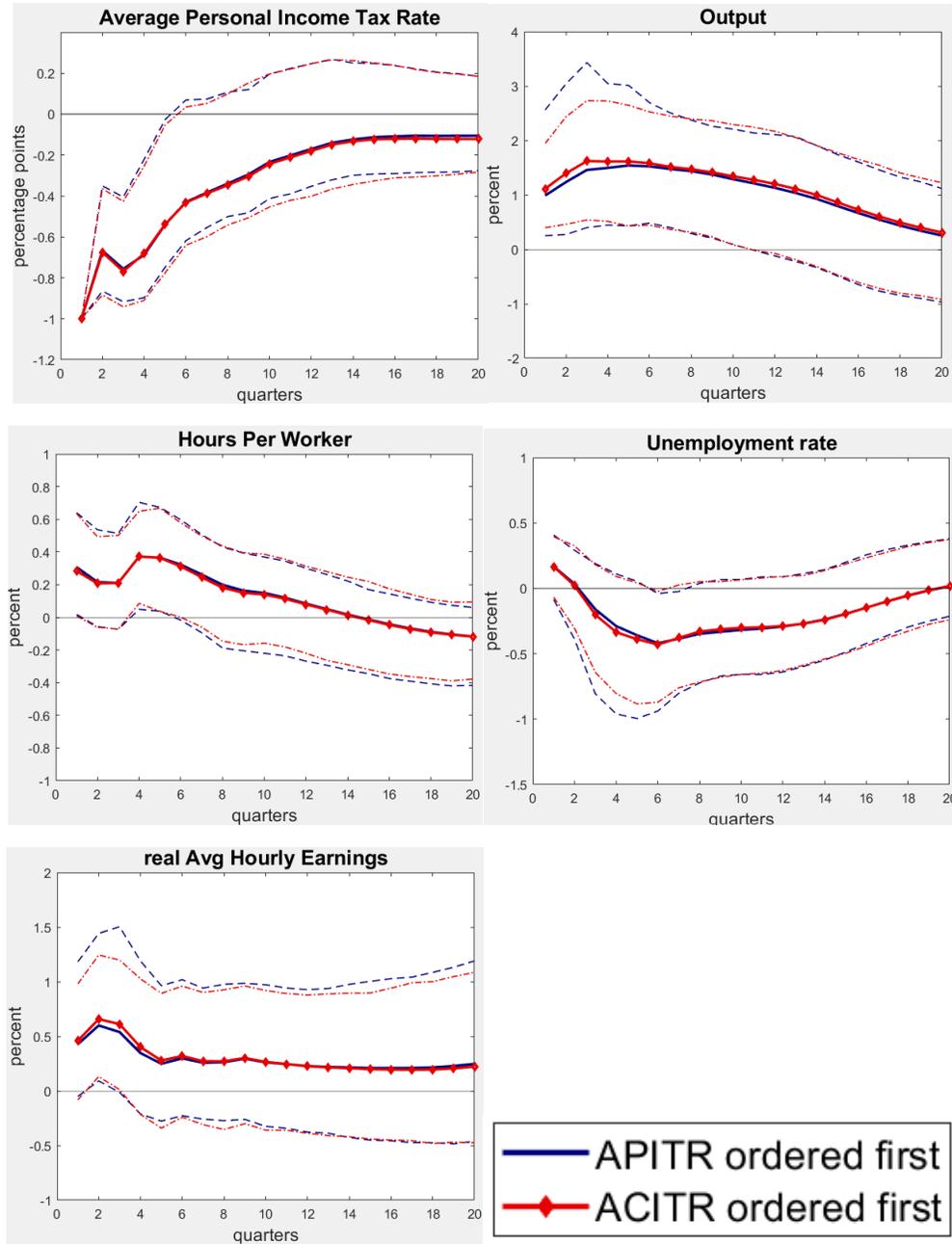
Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 4.6 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGHE) avec $k = 3$)



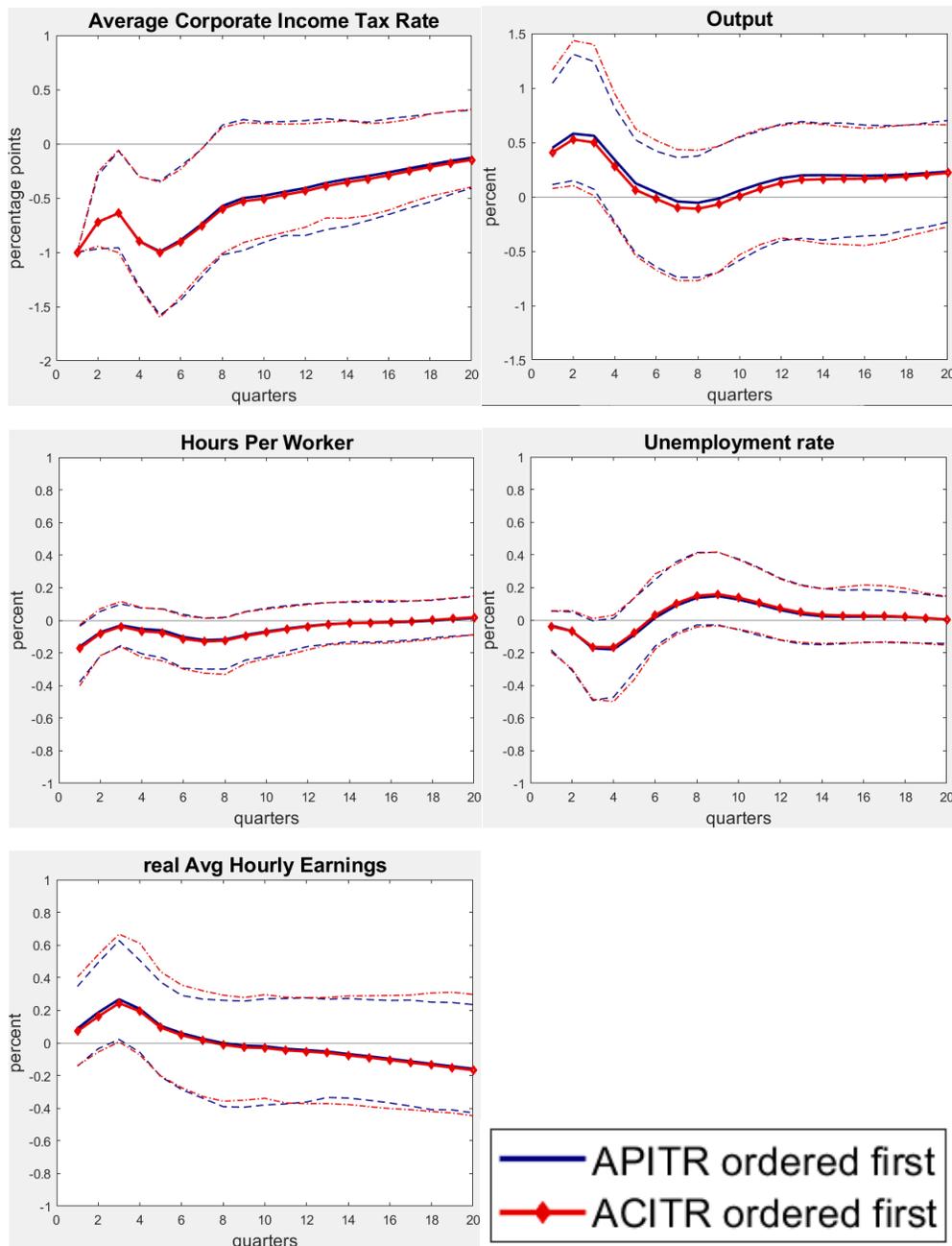
Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 4.7 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGHE) avec $k = 5$)



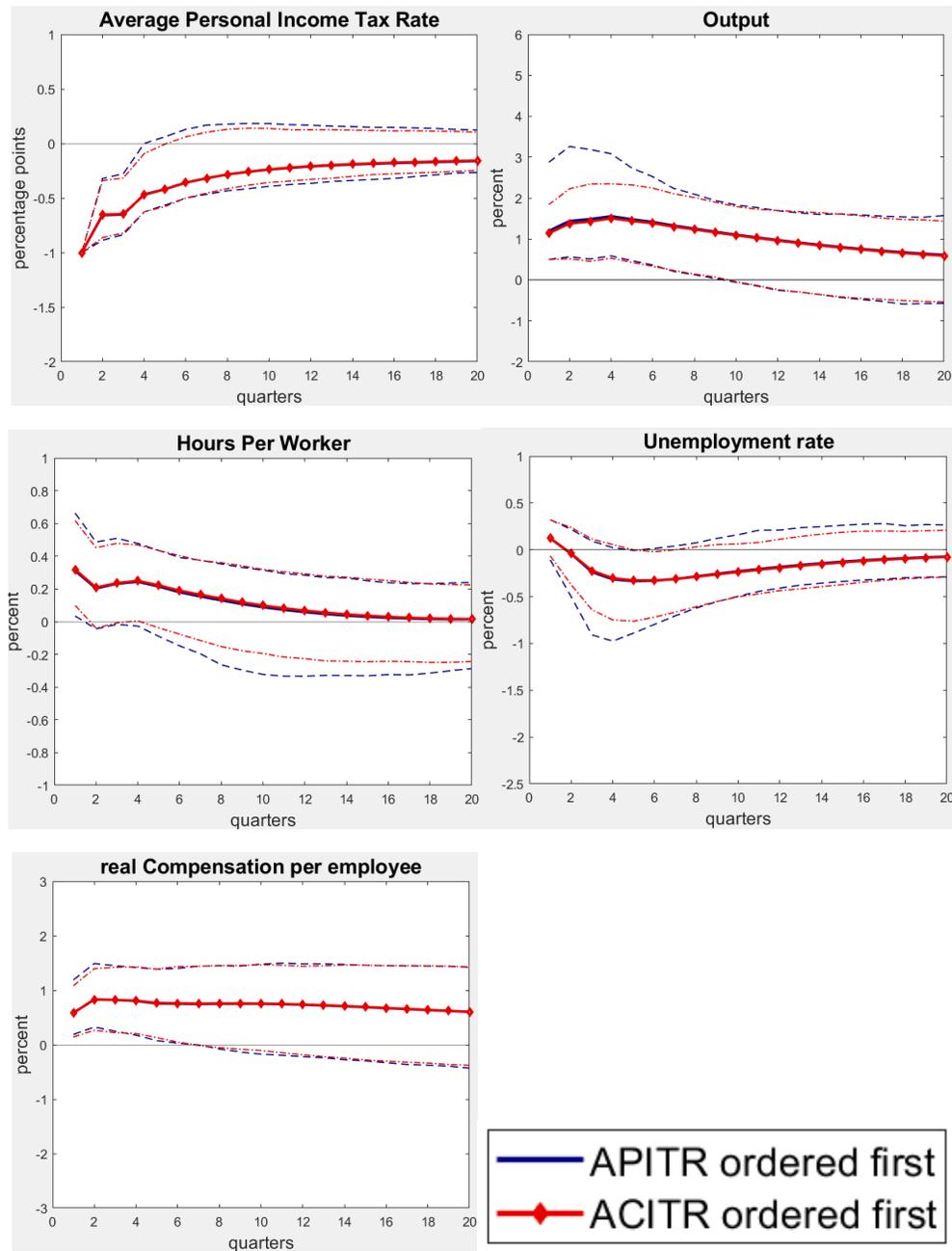
Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 4.8 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGHE) avec k = 5)



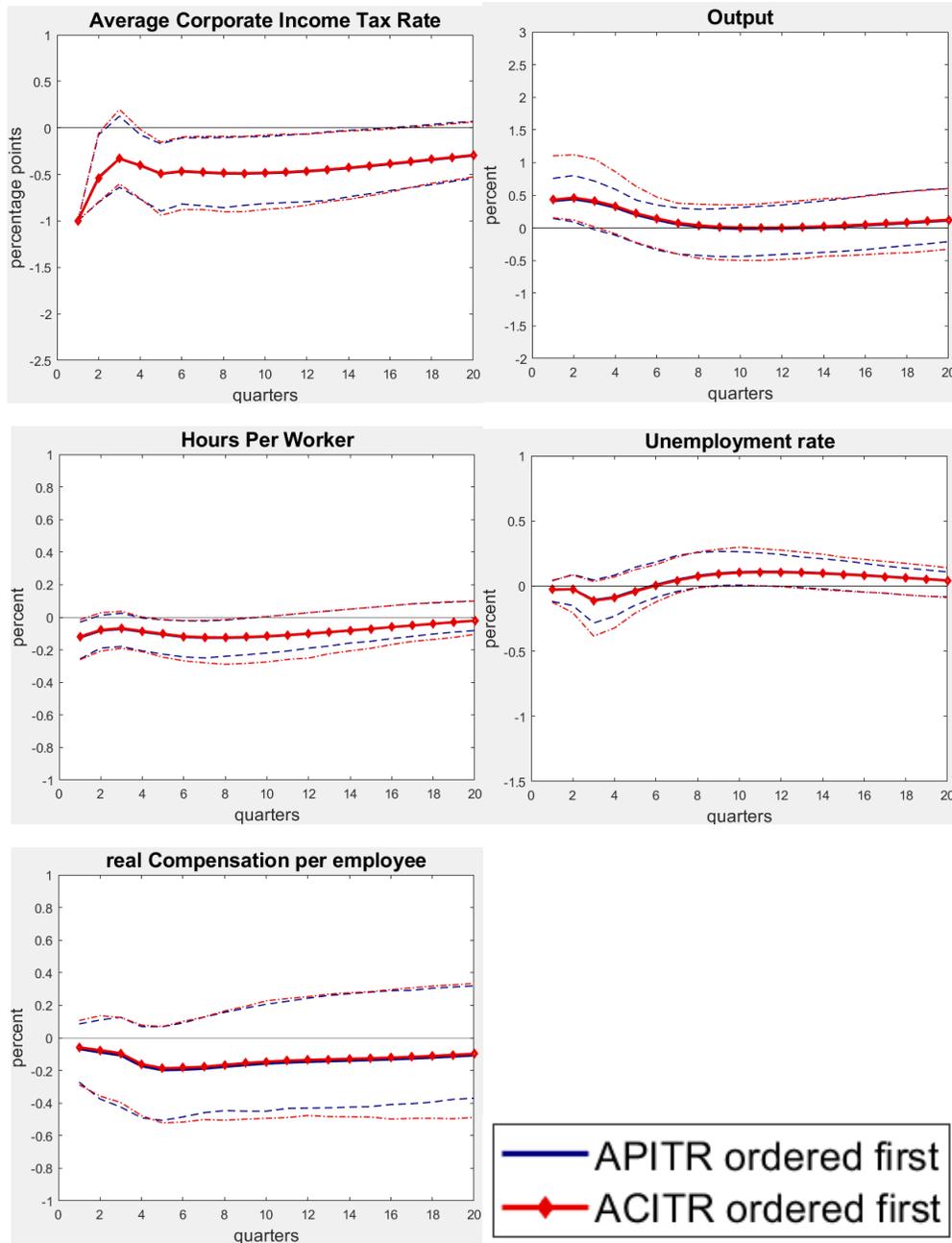
Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 4.9 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification alternative (rCOEALLEMP) avec k = 3)



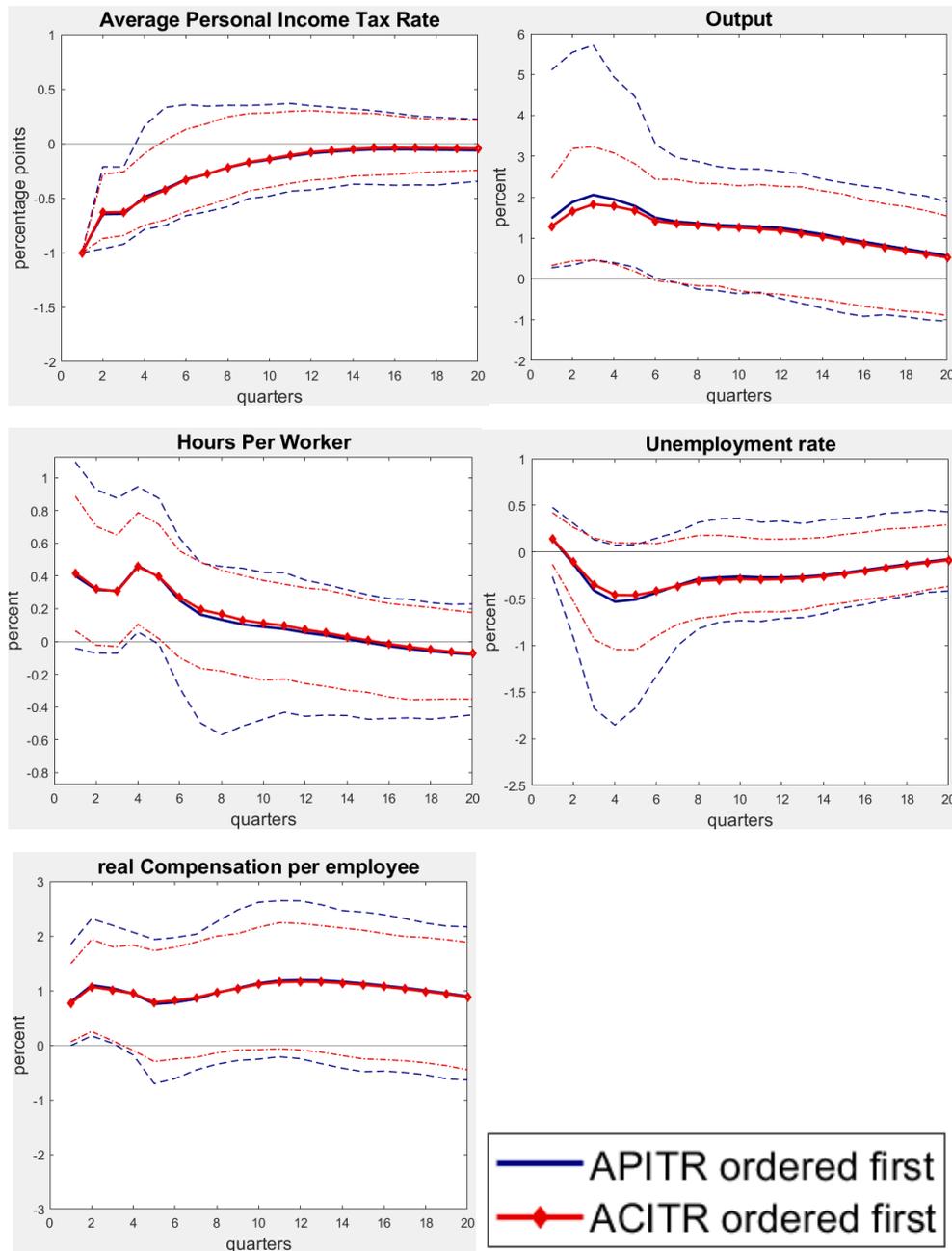
Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 4.10 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Analyse de robustesse (Spécification alternative (rCOEALLEMP avec k = 3))



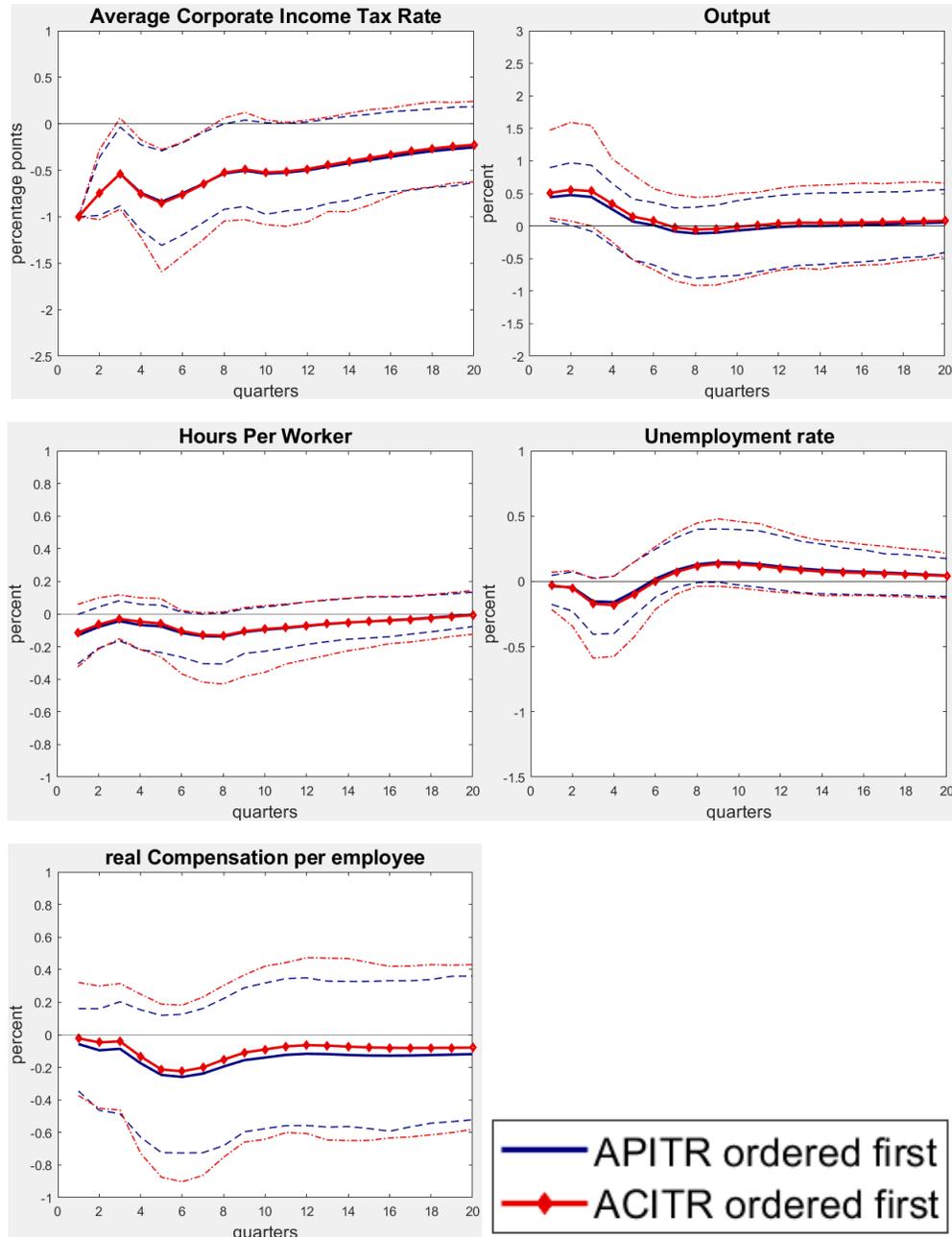
Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 4.11 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification alternative (rCOEALLEMP avec k = 5))



Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 4.12 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Analyse de robustesse (Spécification alternative (rCOEALLEMP avec k = 5))



Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

4.3 Interprétation des résultats

Les résultats de Mertens et Ravn (2013) ont déjà établi que le marché de l'emploi ne réagit pas de façon significative aux baisses dans le taux d'imposition moyen sur les revenus corporatifs ($ACITR_t$) (Mertens et Ravn, 2013 : 1240). Les réponses non-significatives du salaire réel moyen ($rAVGHE_t$) et des compensations annuelles réelles par employé ($rCOEALLEMP_t$) suite à une baisse dans le taux d'imposition moyen sur les revenus corporatifs ($ACITR_t$) sont donc cohérentes avec les résultats de Mertens et Ravn (2013).

Ces auteurs trouvent cependant une réaction positive du marché de l'emploi suite à une baisse du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels ($APITR_t$), avec une hausse du taux d'emploi et des heures travaillées par employé et une baisse du taux de chômage (Mertens et Ravn, 2013 : 1240). Les réponses du salaire réel moyen ($rAVGHE_t$) et des compensations annuelles réelles par employé ($rCOEALLEMP_t$) que nous avons estimées suite à une baisse du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels nous permettent d'en apprendre plus sur la dynamique entre l'offre et la demande de travail. En effet, dans ce contexte, l'augmentation du salaire réel moyen indique que la demande de travail a augmenté plus que l'offre.

5. Salaire réel et productivité moyenne du travail

Dans cette section, nous proposons de déterminer si et dans quelle mesure la hausse du salaire réel en réponse à une baisse du taux d'impôt sur les revenus personnels reflète une amélioration de la productivité du travail.

5.1 Cadre théorique

Considérons une entreprise représentative œuvrant dans un marché caractérisé par une concurrence monopolistique. La condition de premier ordre associée au problème de minimisation des coûts de cette entreprise s'écrit :

$$(30) \quad w = Cm * MPL$$

où w est le salaire réel, Cm est le coût marginal réel et MPL est la productivité marginale su travail.

Maintenant, supposons que l'entreprise a une fonction de production du type Cobb-Douglas

$$(31) Y = zK^\alpha L^{1-\alpha}$$

où z est la technologie, K est le stock de capital total et L l'emploi total. La productivité marginale du travail est donc donnée par :

$$(32) MPL = zK^\alpha L^{-\alpha} = \alpha \frac{Y}{L} = \alpha APL$$

où APL est la productivité moyenne du travail. En d'autres termes, la productivité moyenne du travail est proportionnelle à sa productivité marginale.

Ainsi, nous avons :

$$(33) w = \alpha Cm * APL$$

ce qui implique que :

$$(34) d\ln(w) = d\ln(Cm) + d\ln(APL)$$

Autrement dit, la réponse du salaire réel peut être décomposée en un changement du coût marginal réel et un changement dans la productivité moyenne du travail. On peut donc utiliser les réponses dynamiques du salaire réel et de la productivité moyenne du travail suite à une réduction du taux moyen d'imposition personnel ($APITR$) pour déterminer dans quelle mesure les variations dans les salaires réels sont attribuables aux variations dans la productivité moyenne du travail.

5.2 Analyse empirique

On modifie le modèle VAR de base utilisé dans la 1^{ière} partie du mémoire en remplaçant le logarithme naturel du salaire réel moyen ($rAVGHE_t$) par le logarithme naturel de la production américaine réelle divisé par l'emploi américain total ($rAVGPROD$), soit une mesure de la productivité moyenne du travail. Les effets des chocs de politique fiscale sont donc estimés en ayant recours au vecteur ($n \times 1$) de variables observables: $Y_t = [APITR_t, ACITR_t, RGDP_t, GOV_t, DEBT_t, HperW_t, UNR_t, rAVGPROD]$. La structure de retards ayant également 4 retards.

La figure 5.1 illustre les dynamiques de la productivité moyenne du travail ($rAVGPROD$) et de certaines variables en réponse à une baisse d'un point de pourcentage du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels ($APITR_t$). Cette baisse fait augmenter de façon significative la productivité moyenne du travail pendant 4 trimestres après le choc. La hausse devient cependant non-significative à compter du 5^{ème} trimestre. Ces résultats demeurent très robustes lorsque nous considérons des structures alternatives à 3 et 5 retards (voir figures 5.3 et 5.4).

La figure 5.2 illustre quant à elle les réponses à une baisse d'un point de pourcentage du taux d'imposition moyen sur les revenus corporatifs ($ACITR_t$). Encore une fois, le choc ne semble pas avoir d'effet significatif sur nos variables d'intérêt, incluant la productivité moyenne du travail. Ce manque de significativité demeure lorsque nous considérons 3 et 5 retards. Pour économiser l'espace, nous ne rapportons pas ces résultats.

La figure 5.5 illustre conjointement les réponses dynamiques des salaires réels et de la productivité moyenne du travail suite à une réduction du taux moyen d'imposition personnel ($APITR$) pour les périodes où ces dernières sont toutes les deux significatives. Il est facile de constater que :

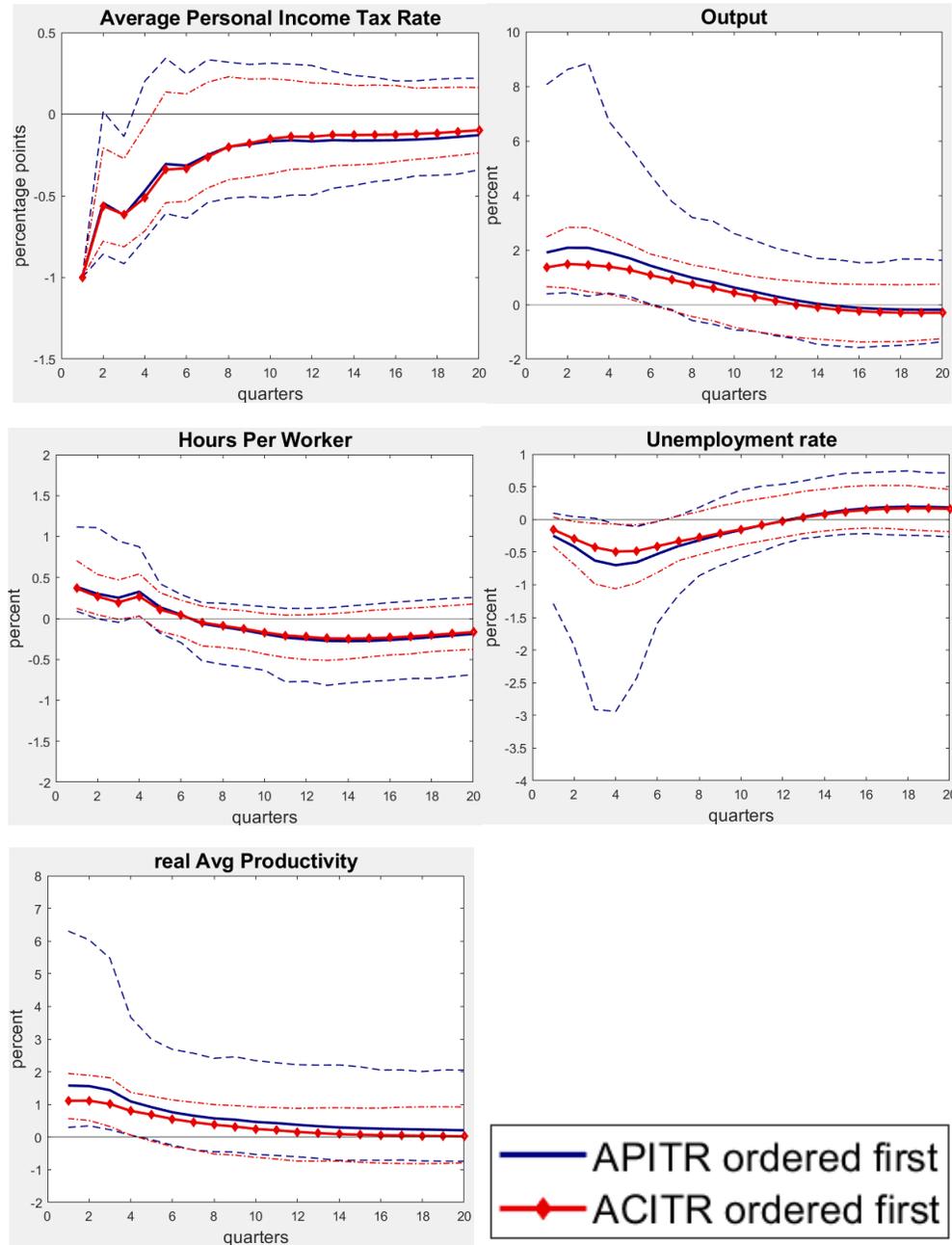
$$\frac{\partial rAVGHE}{\partial APITR} < \frac{\partial rAVGPROD}{\partial APITR}$$

et

$$\frac{\partial rCOEALLEMP}{\partial APITR} < \frac{\partial rAVGPROD}{\partial APITR}$$

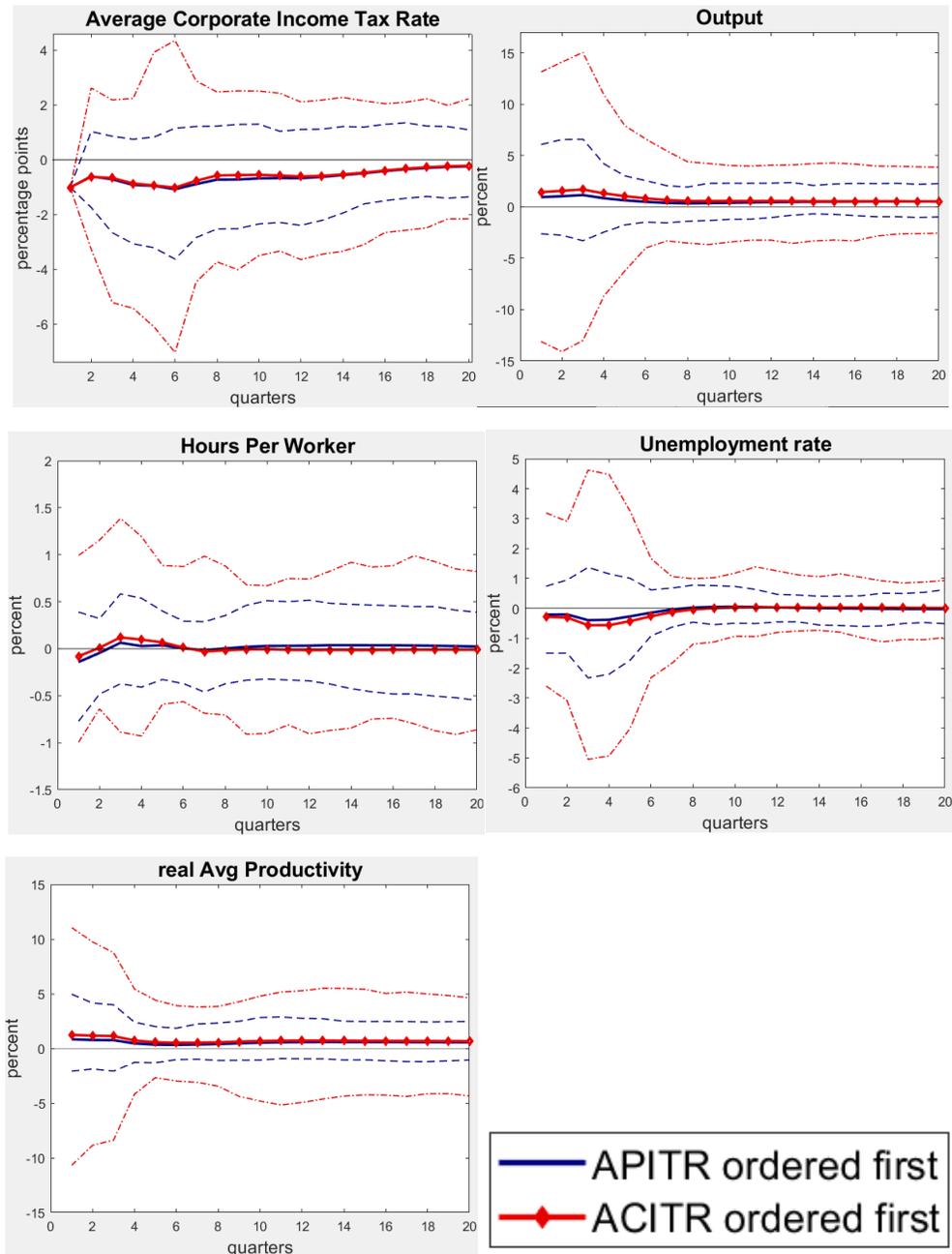
et ce pour n'importe quel horizon. En fait, dans certains cas, la hausse du salaire réel correspond à moins que 50% de la hausse de la productivité moyenne du travail. Puisque l'augmentation des salaires réels est toujours inférieure à l'augmentation de la productivité moyenne du travail, ces résultats suggèrent que le coût marginal réel de production diminue significativement en réponse à une baisse du taux moyen d'imposition personnel.

Figure 5.1 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Spécification de base (rAVGPROD)



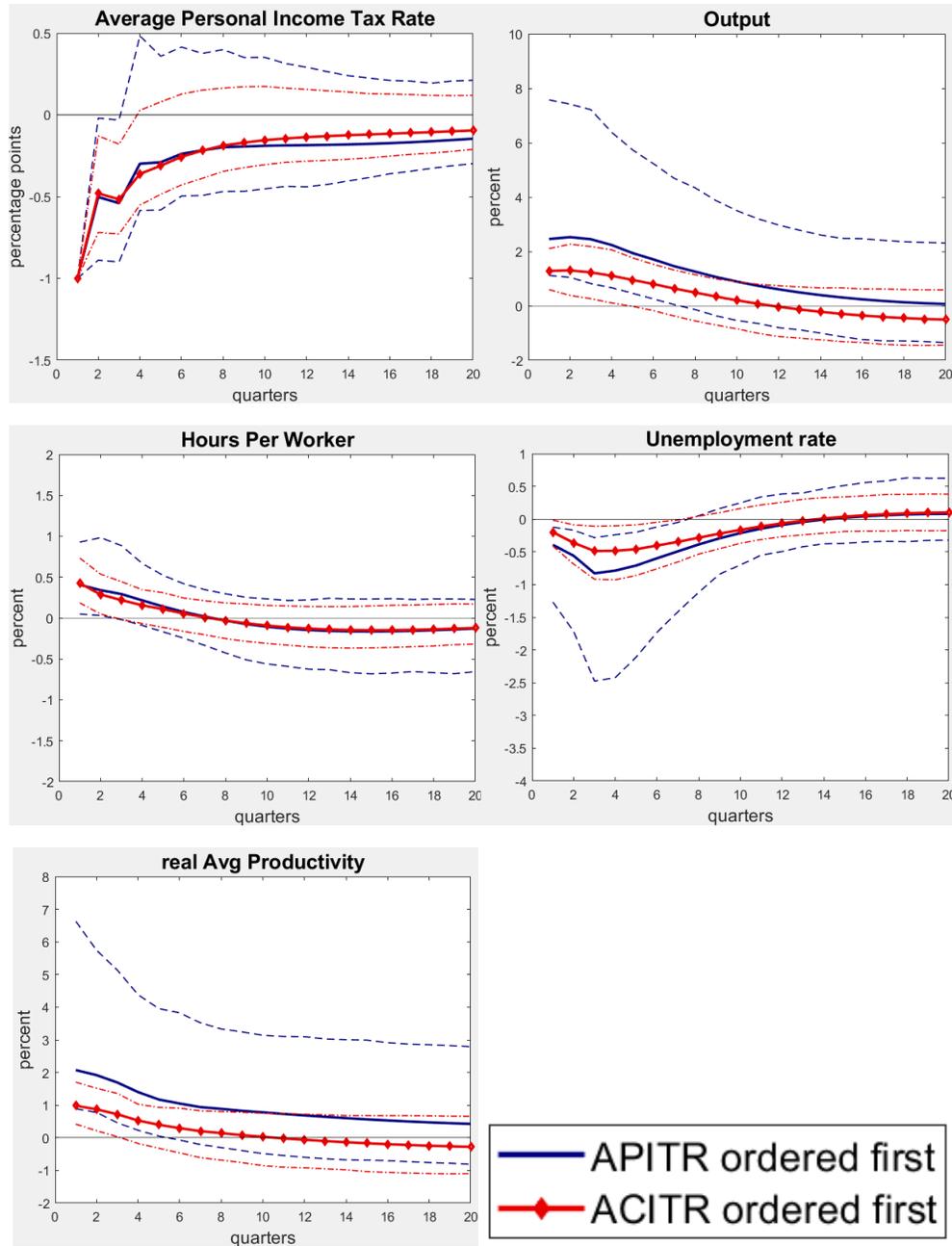
Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 5.2 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition corporatif (ACITR) – Spécification de base (rAVGPROD)



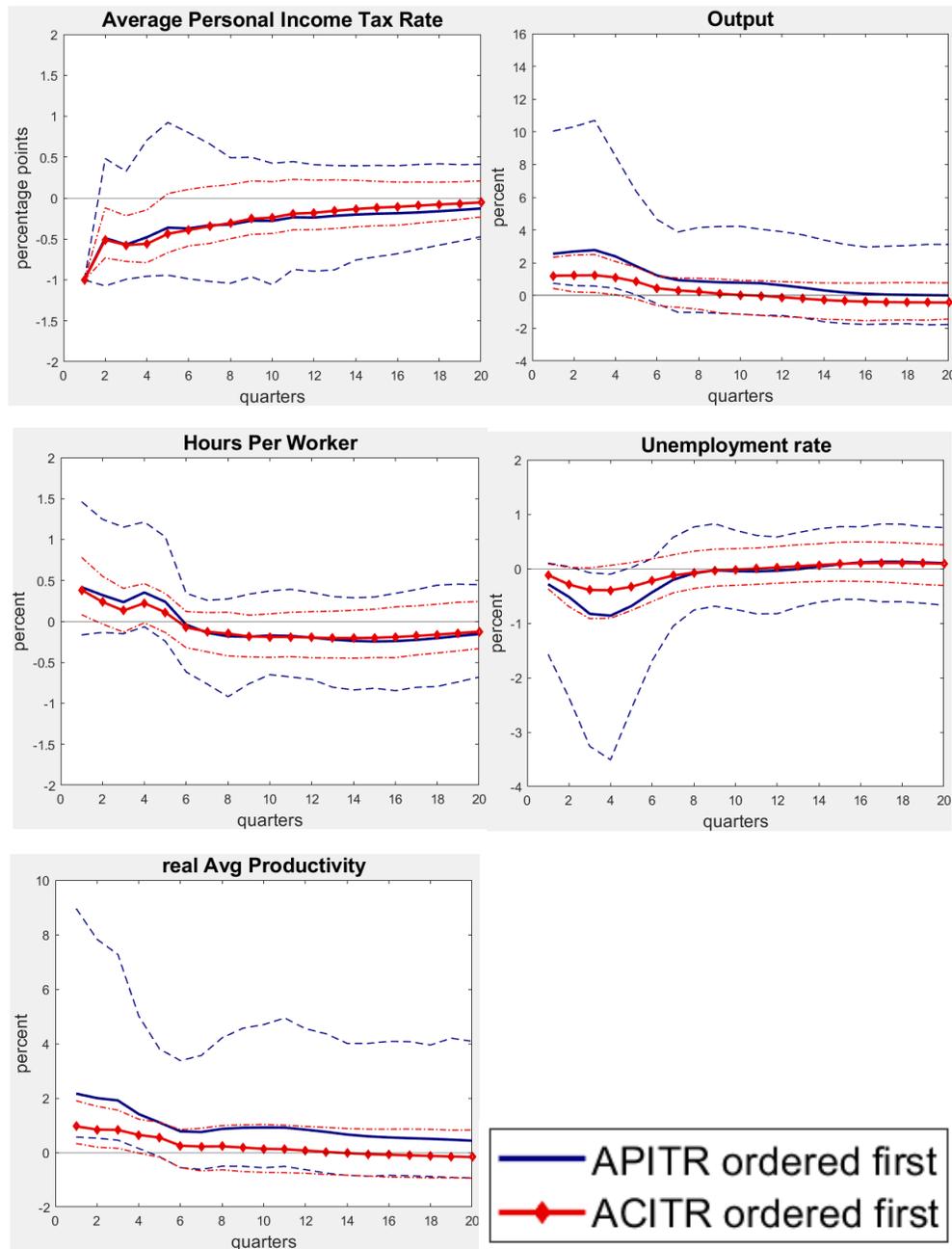
Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 5.3 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGPROD) avec k = 3)



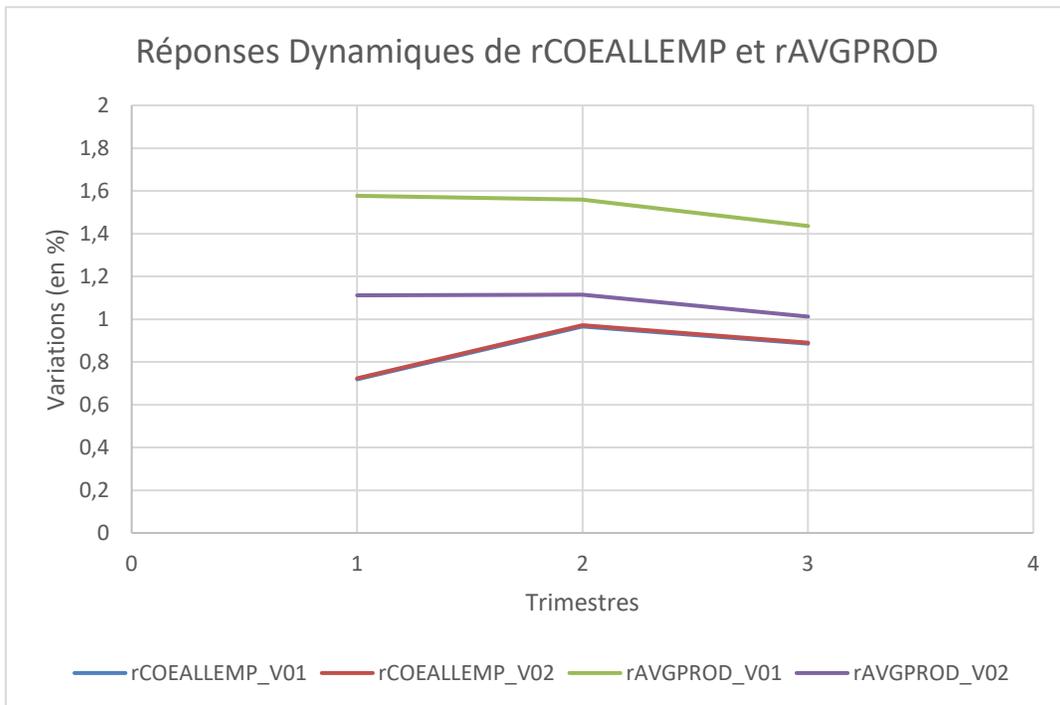
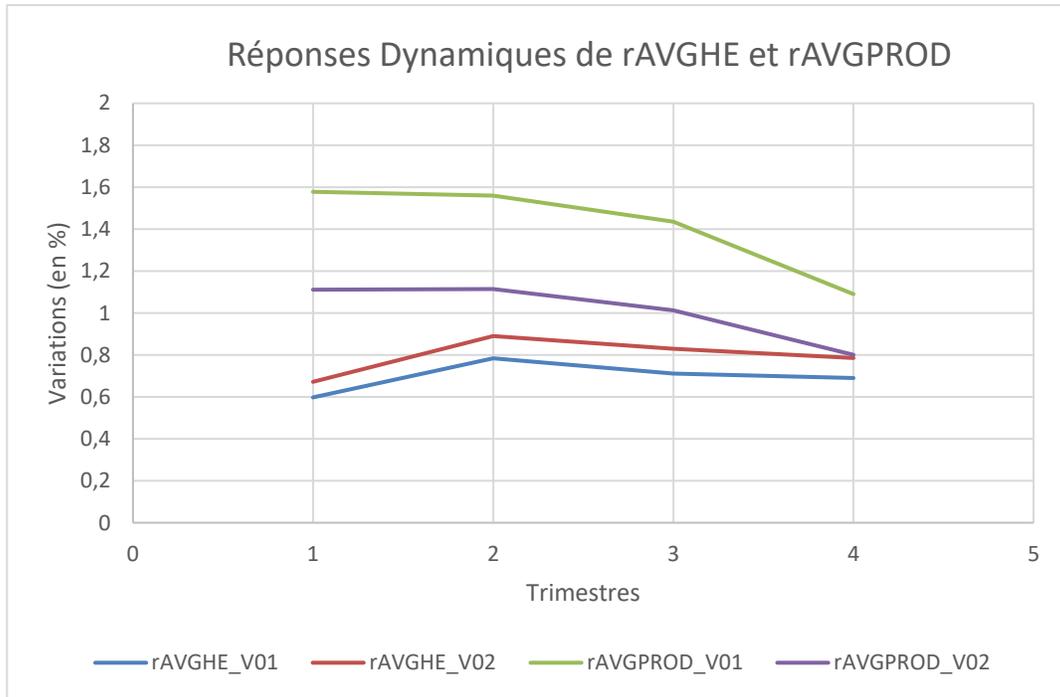
Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 5.4 : Réponses dynamiques suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR) – Analyse de robustesse (Spécification de base (rAVGPROD) avec k = 5)



Note : Les lignes pointillées sont les intervalles de confiance (degré de confiance de 95%).

Figure 5.5 : Réponses dynamiques des salaires réels et de la productivité moyenne du travail suite à une réduction d'un point de pourcentage dans le taux moyen d'imposition personnel (APITR)



VAR01	APITR ordered first
VAR02	ACITR ordered first

6. Conclusion

Ce mémoire avait pour but d'estimer les effets des chocs de politique fiscale sur les salaires réels aux États-Unis pour la période allant de 1950 et 2006 en utilisant la méthodologie développée dans Mertens et Ravn (2013). Cette dernière implique l'estimation d'un vecteur autorégressif (VAR) dans lequel les changements exogènes et non anticipés de politique fiscale sont identifiés à l'aide de l'approche narrative.

Nos résultats ont démontré que les salaires réels ne réagissent pas de façon significative à une baisse du taux d'imposition moyen sur les revenus corporatifs ($ACITR_t$). Cependant, en réaction à une baisse du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels, les salaires réels augmentent significativement. Ces résultats sont pertinents car ils viennent compléter ceux de Mertens et Ravn (2013) qui suggèrent qu'une telle baisse fait augmenter significativement le taux d'emploi et les heures travaillées par employé tout en faisant diminuer de façon significative le taux de chômage. Nous avons donc pu conclure qu'une baisse du taux d'imposition moyen sur les revenus personnels fait augmenter la demande de travail plus que l'offre.

Dans un deuxième temps, ce mémoire tentait de déterminer dans quelle mesure la hausse des salaires réels résultant d'une baisse du taux d'imposition sur le revenu personnel reflète un accroissement de la productivité moyenne du travail. Nous avons alors posé l'hypothèse que la fonction de production agrégée de l'économie américaine est représentée par une fonction Cobb-Douglas ce qui implique que la productivité moyenne de chaque facteur de production est proportionnelle à sa productivité marginale. Une estimation des effets des chocs de politique fiscale dans un VAR incluant une mesure de la productivité moyenne du travail nous a ainsi permis de constater que l'augmentation des salaires réels est toujours inférieure à l'augmentation de la productivité moyenne du travail et donc, que le coût marginal réel de production diminue en réponse à une baisse du taux moyen d'imposition personnel.

Ces résultats sont intéressants dans la mesure où de nombreuses études se sont intéressées aux effets des chocs de politique fiscale sur plusieurs indicateurs du marché du travail (taux d'emploi, chômage, heures travaillées) mais peu ont choisi de se concentrer sur la réponse des salaires réels à de tels chocs. Ils permettent aussi aux décideurs politiques d'avoir une meilleure idée des mécanismes de transmission et des implications potentielles d'une politique fiscale expansionniste. Finalement, les conclusions de ce mémoire peuvent potentiellement servir à

discipliner certains modèles théoriques quant à la dynamique régissant l'offre et la demande de travail en réponse aux changements de taxes. Nous laissons l'exploration de ce dernier aspect à de futures études.

7. Bibliographie

- 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*, Nov. 2002, Vol. 117, no. 4, p. 1329–1368.
- Burnside, Craig, Martin Eichenbaum, et Jonas D. M. Fisher. (2003). «Fiscal Shocks and Their Consequences». *NBER Working Paper*, no. 9772, p. 1-44.
- Cacciatore Matteo, (2018). «Économétrie des Séries Temporelles : Théorie et Applications (Partie 2)». *Économétrie des Séries Temporelles*. HEC Montréal. p. 3-80.
- Caldara, Dario, et Christophe Kamps. (2008). «What are the effects of fiscal policy shocks? A VAR-based comparative analysis». *Working Paper Series*, no. 877, European Central Bank, p. 1-46.
- Favero, Carlo, et Francesco Giavazzi. (2012). «Measuring Tax Multipliers: The Narrative Method in Fiscal VARs». *American Economic Journal: Economic Policy*. Vol. 4, p. 69-94.
- Francis, Neville, et Valerie A. Ramey. (2009). «Measures of Per Capita Hours and Their Implications for the Technology-Hours Debate». *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 41, no. 6, p. 1071-1097.
- Kanga Mamphet Rebecca, (2016). «Évaluation Empirique des Effets Macroéconomique de la Politique Budgétaire au Canada». *Université du Québec à Montréal*, p. 1-61.
- Mertens, Karel, et Morten O. Ravn. (2013). «The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States». *American Economic Review*, Vol. 103, no. 4, p. 1212-1247.
- Mountford, Andrew, et Harald Uhlig. (2009). «What are the effects of fiscal policy shocks?». *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24, no. 6, p. 960-992.
- Perotti, Roberto. (2004). «Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries». *Working paper*, no. 276, p. 1-59.
- Ramey, Valerie A., et Matthew. D. Shapiro. (1998). «Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending.» *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol 48, p. 145-194.
- Romer, Christina D., et David H. Romer. (1989). «Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz». *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual: 1989*, edited by Olivier Jean Blanchard and Stanley Fischer, p. 121-170. Cambridge, MA: MIT Press.
- Romer, Christina D., et David H. Romer. (2009a). «A Narrative Analysis of Postwar Tax Changes». Unpublished, p. 1-93.
- Romer, Christina D., et David H. Romer. (2010). «The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks». *American Economic Review*. Vol. 100, no. 3, p. 763-801.

8. Annexe 1 – Données utilisées

Le taux d'imposition moyen sur les revenus personnels ($APITR_t$) correspond à la somme des recettes publiques fédérales tirées des revenus personnels (NIPA Table 3.2 ligne 3) et des contributions aux programmes gouvernementaux d'assurance sociale (NIPA Table 3.2 ligne 11) divisée par l'assiette fiscale attribuable aux revenus personnels. L'assiette fiscale attribuable aux revenus personnels correspond quant à elle aux revenus personnels totaux (NIPA table 2.1 ligne 1) moins les transferts publics (NIPA table 2.1 ligne 17) plus les contributions aux programmes gouvernementaux d'assurance sociale. Le taux d'imposition moyen sur les revenus corporatifs ($ACITR_t$) correspond aux recettes publiques tirées des revenus corporatifs excluant celles tirées des revenus des réserves fédérales (NIPA table 3.2 ligne 9) divisées par l'assiette fiscale attribuable aux revenus corporatifs. L'assiette fiscale attribuable aux revenus corporatifs correspond aux profits corporatifs (NIPA table 1.12 ligne 13) moins les profits des réserves fédérales (NIPA table 6.16 B-C-D). Les assiettes fiscales attribuables aux revenus personnels et corporatifs sont divisées par le déflateur du PIB (NIPA table 1.1.9 ligne 1) et par la population totale tel que dans Francis et Ramey (2009). La production réelle par capita ($RGDP_t$) correspond à la production réelle telle que définie par le PIB (NIPA table 1.1.3 ligne 1) divisée par la population totale tel que dans Francis et Ramey (2009). Les dépenses publiques réelles par capita (GOV_t) correspondent aux dépenses de consommation publiques fédérales et à l'investissement public exprimés en terme réel (NIPA table 1.1.3 ligne 22) et divisé par la population totale tel que dans Francis et Ramey (2009). $DEBT_t$ correspond à la dette fédérale détenue par le public tel que dans Favero et Giavazzi (2012). Les heures travaillées par employé ($HperW_t$) correspondent aux heures totales travaillées dans l'économie divisées par l'emploi total tel que dans Francis et Ramey (2009). Le taux de chômage (UNR_t) est exprimé en pourcentage et est ajusté pour tenir compte des effets de saisonnalité (FRED, Unemployment Rate, Percent, Monthly, Seasonally Adjusted). $rAVGHE_t$ correspond au salaire moyen des employés du secteur manufacturier, ajusté pour tenir compte des effets de saisonnalité (FRED, Average Hourly Earnings of Production and Nonsupervisory Employees, Manufacturing, Dollars per Hour, Monthly, Seasonally Adjusted) et divisé par le déflateur du PIB (NIPA table 1.1.9 ligne 1). $rCOEALLEMP_t$ correspond aux compensations annuelles totales, ajustées pour tenir compte des effets de saisonnalité (FRED, National Income: Compensation of Employees, Paid, Billions of Dollars, Quarterly, Seasonally Adjusted Annual Rate), divisées par le déflateur du PIB (NIPA table 1.1.9 ligne 1) et par les employés totaux ajustés pour tenir compte

des effets de saisonnalité mais excluant les employés du secteur agricole (FRED, All Employees, Total Nonfarm, Thousands of Persons, Monthly, Seasonally Adjusted). $rAVGPROD$ correspond à la production américaine réelle divisée par l'emploi américain total. Cette dernière série est obtenue en soustrayant le logarithme naturel du taux d'emploi du logarithme naturel de la production réelle par capita. Finalement, les données couvrent la période allant de 1950 à 2006 aux États-Unis (Mertens et Ravn, 2013 : 1245).

