

**Étude de la corrélation entre les dépenses militaires  
et les taux d'intérêt nominaux et réels en  
Grande Bretagne de 1717 à 1913**

Par  
Valérie Gaudreault  
676 113

Mémoire présenté au Département de science économique  
de l'Université d'Ottawa  
Pour l'obtention du diplôme de Maîtrise  
Directeur du mémoire : Serge Coulombe

Ottawa, Ontario  
Février 1998

## Table des matières

1. Introduction.....	1
2. Modèle classique.....	3
2.1 L'offre.....	3
2.2 L'épargne et l'investissement.....	5
2.3 Chocs exogènes.....	9
2.4 Problème d'identification.....	11
2.5 Étude de cas.....	15
3. Une revue sélective de la littérature.....	17
3.1 L'étude de Benjamin et Kochin .....	17
3.1.1 Le cadre théorique.....	17
3.1.2 L'étude empirique.....	19
3.2 L'analyse de Barro .....	21
3.3 L'analyse de Coulombe .....	28
3.3.1 Le cadre théorique.....	28
3.3.2 L'analyse empirique.....	32
4. Étude empirique.....	37
4.1 Estimation des dépenses militaires.....	37
4.2 Estimation de la variable guerre.....	38
4.3 Les données.....	38
4.4 Évaluation de la stationnarité.....	39
4.5 Extraction de la tendance d'une série.....	40
4.6 Analyse des estimations de la corrélation.....	41
4.6.1 Test de signification.....	41
4.6.2 Résultats des estimation de la corrélation.....	44
5. Les conséquences de l'ouverture des marchés financiers en Grande Bretagne après la période des guerres Napoléoniennes.....	46
6. Annexes.....	49
7. Références.....	64

## 1. Introduction

Un de mes cours préférés à la maîtrise a été le cours de macroéconomie du professeur André Plourde. Dans un de ces cours de macroéconomie je me mis à feuilleter notre nouveau manuel, celui de David Romer intitulé *Advanced Macroeconomics*. Dans un chapitre portant sur le modèle de croissance de Solow, une application empirique attira mon attention immédiatement. J'étais alors l'assistante de recherche de Serge Coulombe qui travaillait sur une possibilité d'estimation des taux d'intérêt réel en Grande Bretagne pour la période 1717-1913. L'encadré de Romer portait sur une certaine étude, celle de Barro (1987), concernant la vérification de la corrélation entre les taux d'intérêt nominaux et les dépenses militaires en Grande Bretagne pour la période 1717-1913. Barro a cherché à montrer que l'évolution des taux d'intérêt réels peut s'expliquer par les variations des dépenses gouvernementales. Il démontrait qu'il existait une corrélation positive entre les taux d'intérêt nominaux et les dépenses militaires. Barro utilise comme taux d'intérêt réels les taux d'intérêt nominaux car il fait l'hypothèse que les anticipations inflationnistes sont nulles. Dans son projet de recherche, le professeur Coulombe a montré que la corrélation entre les prix et les taux d'intérêt nominaux pouvait refléter l'évolution cyclique des taux d'intérêt réels. L'analyse de ce dernier repose sur l'hypothèse que le niveau des prix était stationnaire durant la période de l'étalon-or et que les agents anticipaient le retour des prix vers leurs valeurs étalons à la suite d'un choc transitoire. L'utilisation des taux d'intérêt nominaux comme étant des taux d'intérêt réels, par Barro, a piqué ma curiosité, car Coulombe a principalement travaillé sur une nouvelle définition du taux d'intérêt réel en Grande Bretagne sous la période de l'étalon-or. C'est cette coïncidence qui m'a emmené à chercher à vérifier la corrélation entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt réels.

Nous analysons dans la présente étude la corrélation entre les dépenses gouvernementales militaires et les taux d'intérêt. Notamment, nous tenterons de vérifier si les taux d'intérêt réels qui ressortent de l'étude de Coulombe (1997) sont corrélés avec les indicateurs de dépenses gouvernementales qu'ont utilisés Barro (1987) et Benjamin et Kochin (1984). Le travail est divisé en trois sections.

À la première section, nous présentons le modèle classique pour expliquer la relation positive entre les dépenses gouvernementales temporaires et les taux d'intérêt. La deuxième section propose une revue des principales études portant sur la relation entre les taux d'intérêt nominaux et réels et les dépenses gouvernementales temporaires. L'article de Barro (1987) sera présenté ainsi que l'article de Benjamin et Kochin (1984). De plus, la méthode de calcul du taux d'intérêt réel proposée par Coulombe (1997) sera exposée en détail, car c'est précisément ce taux d'intérêt réel qui sera utilisé pour l'analyse de la corrélation entre le taux d'intérêt réel et les dépenses militaires dans cette étude. L'étude empirique de la corrélation entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt nominaux et réels de la Grande Bretagne de 1717 à 1913 est présenté à la quatrième section .

## 2. Le modèle classique<sup>1</sup>

On trouve dans de nombreux modèles économiques une relation positive entre les dépenses publiques et les taux d'intérêt réels. Dans cette section, nous montrons à l'aide d'un modèle macroéconomique extrêmement simple, le modèle classique, comment on peut expliquer une relation entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt réels. Dans un premier temps, nous discutons du cadre théorique sur lequel repose notre analyse en débutant par la présentation du côté de l'offre de l'économie. Dans un deuxième temps, nous présentons la relation entre l'épargne et l'investissement. Enfin, les chocs exogènes et le problème d'identification seront présentés respectivement aux sections suivantes. Une étude de cas proposé par Mankiw (1994) concernant la corrélation entre les taux d'intérêt nominaux et les dépenses gouvernementales temporaires en Grande Bretagne de 1717 à 1913 est présentée en dernier lieu.

### 2.1 L'offre

De manière à bien définir les fondements théoriques sur lesquels repose notre analyse, nous présentons, dans cette section ainsi qu'à la section 2.2, le cadre théorique utilisé. Le modèle que nous considérons est très simple. Il s'agit du modèle de long terme d'une économie fermée sans accumulation de capital. Le modèle montre comment les taux d'intérêt réels s'ajustent pour équilibrer l'épargne à l'investissement et maintenir le plein emploi. Nous posons comme hypothèses qu'il n'y a pas de monnaie dans ce modèle et que le niveau des prix

---

<sup>1</sup>Cette section s'inspire, dans une large mesure, de Mankiw (1994).

n'a pas d'incidence sur le modèle.

Le côté de l'offre de l'économie détermine le niveau de production. La production de biens et services dépend de deux éléments soit les facteurs de production et la fonction de production. Les facteurs de production sont le capital et le travail qui sont des intrants dans la fonction de production. Les facteurs de production sont considérés comme fixes pour simplifier l'analyse.

$$K = K^* \quad (1)$$

$$L = L^* \quad (2)$$

où, K est le stock de capital physique et L est la main-d'œuvre.

La fonction de production reproduit le niveau de technologie disponible pour la production. La technologie disponible est implicite de manière à ce que la fonction transforme le capital et le travail en production. On peut écrire la fonction de production comme suit :

$$Y = F (K^*, L^*) \quad (3)$$

$$= Y^*$$

Enfin, la production totale de l'économie doit être égale aux revenus totaux. Les facteurs de production et la fonction de production déterminent ensemble la production totale de l'économie qui par le fait même déterminent implicitement le revenu national.

## 2.2 L'épargne et l'investissement

Après avoir examiné le niveau de production on peut maintenant analyser comment cette production est divisée entre les divers éléments du modèle par l'examen du côté de la demande.

L'équilibre sur le marché des biens et services est représenté par l'équation suivante :

$$Y = C + I + G \quad (4)$$

où,

Y : la production agrégée ;

C : la consommation ;

I : l'investissement ;

G : les dépenses gouvernementales.

La consommation est la première variable de la demande globale. On peut représenter la fonction de consommation comme la relation entre la consommation et le revenu disponible (Y-T). De plus, comme le taux d'intérêt est un prix intertemporel, il détermine également le niveau de consommation. Ainsi, on représente la fonction de consommation comme suit :

$$C = C (Y^* - T^*, r) \quad (5)$$

où  $\frac{\delta C}{\delta r} < 0$

où T représente les impôts et r le taux d'intérêt. Les impôts qui sont une fonction du revenu sont supposés exogènes.

La deuxième variable de la demande globale est l'investissement. Cette variable est la composante la plus volatile du produit intérieur brut (PIB) car elle est très cyclique. On suppose que l'investissement est fonction du taux d'intérêt car ce dernier est le coût d'opportunité de l'investissement. Cette fonction est représentée comme suit :

$$I = I(r) \quad (6)$$

La première dérivée de la fonction d'investissement est inférieure à zéro :

$$\frac{\delta I}{\delta r} < 0$$

La troisième composante de la demande globale est constituée des dépenses gouvernementales qui sont considérés comme exogènes.

$$G = G^* \quad (7)$$

À présent, nous pouvons substituer les équations (5), (6) et (7) dans l'équation (4) pour obtenir l'équation suivante :

$$Y = C(Y^* - T^*, r) + I(r) + G^* \quad (8)$$

Les marchés financiers ont un rôle important dans l'économie. De ce fait, on sait que c'est par les taux d'intérêt que l'équilibre sur les marchés financiers est obtenu. Le dernier point abordé concerne la détermination de l'équilibre entre l'épargne et l'investissement par l'ajustement du taux d'intérêt.

À partir de l'équation (4), l'équilibre entre l'investissement et l'épargne, dans ce modèle, peut être représenté comme suit :

$$Y - C - G \equiv S = I \quad (9)$$

où, S représente l'épargne totale. L'épargne totale englobe l'épargne privée, l'épargne des ménages et des entreprises, et l'épargne publique. Si on sépare l'épargne totale du modèle en deux parties, soit : l'épargne privée et l'épargne des gouvernements on obtient :

$$(Y - T - C) + (T - G) = I \quad (10)$$

Le terme  $Y - T - C$ , appelé épargne privée, représente le revenu disponible des ménages moins la consommation des ménages qui comme mentionné précédemment est fonction du taux d'intérêt. Le terme  $T - G$  appelé l'épargne publique désigne les revenus du gouvernement moins les dépenses de celui-ci. Ainsi, l'épargne totale est simplement l'épargne publique additionnée de l'épargne privée.

Substituons les équations (5) et (6) dans l'équation ( 10 ) pour obtenir l'équation suivante :

$$Y - C(Y - T, r) - G = I(r) \quad (11)$$

Étant donné que les variables G et T sont considérés comme exogène et que le niveau de

production  $Y$  est fixe (3) on obtient :

$$Y^* - C(Y^* - T^*, r) - G^* = I(r) \quad (11')$$

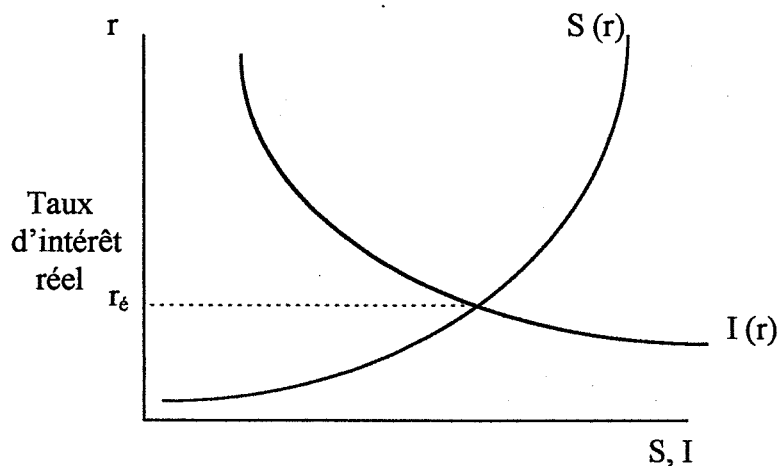
$$S^*(r) = I(r)$$

Le côté gauche de l'équation stipule que l'épargne nationale dépend du revenu  $Y$ , ainsi que des variables de politique budgétaire  $G$  et  $T$ . On constate que pour des valeurs fixes de  $Y$ ,  $T$  et  $G$  l'épargne nationale est une fonction du taux d'intérêt.

Si les taux d'intérêt sont très bas, la demande de fonds prêtables des investisseurs excède l'offre (égale à l'épargne totale). Les taux d'intérêt vont donc augmenter en conséquence.

Inversement, si les taux d'intérêt sont élevés alors l'épargne excède l'investissement ; l'offre de fonds prêtables est supérieur à la demande et les taux d'intérêt diminueront. L'équilibre du marché est représenté à la figure 1.

**Figure 1 : l'épargne fonction du taux d'intérêt**

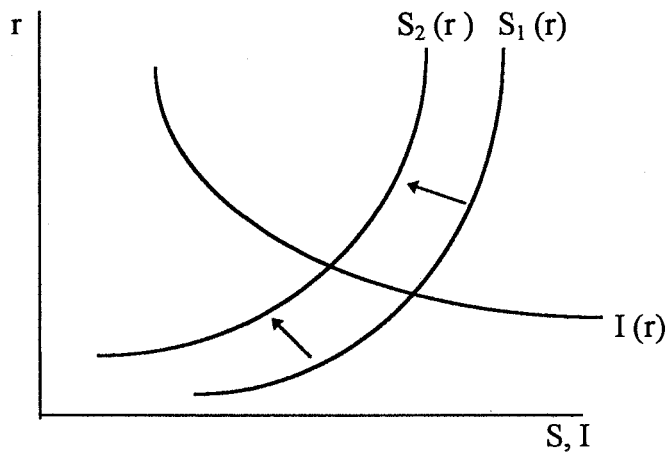


où  $r_e$  représente le taux d'intérêt d'équilibre.

## 2.3 Chocs exogènes

On peut utiliser le modèle classique exposé précédemment pour démontrer les impacts d'un changement de la politique budgétaire, car, comme on le sait, celle-ci a un impact direct sur le marché des fonds prêtables. Une modification de la politique budgétaire amène un changement de l'épargne nationale, de l'investissement et du taux d'intérêt d'équilibre. L'augmentation des dépenses gouvernementales et un changement dans la demande d'investissement sont les deux cas que nous analyserons.

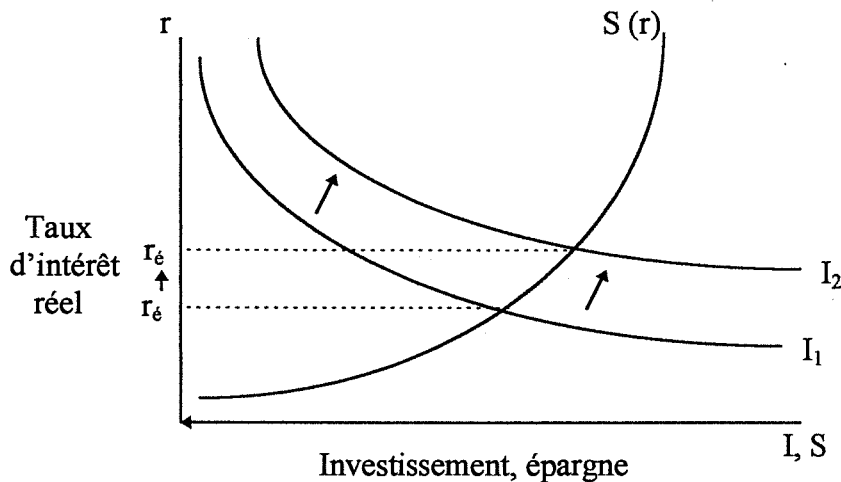
Le premier choc exogène que nous examinons concerne une augmentation de la demande de biens et services gouvernementaux, par exemple, en temps de guerre. La demande de biens et services augmente d'un montant égal à l'augmentation des dépenses gouvernementales. Le modèle classique prédit une compensation dans les autres secteurs de l'économie pour conserver un niveau de production ( $Y$ ) équivalent. Les niveaux de l'investissement et de la consommation devront diminuer proportionnellement à l'augmentation des dépenses gouvernementales pour conserver l'équation 11 à l'équilibre. Cette diminution découle de la hausse de  $r$ . Le marché des fonds prêtables sera affecté par l'augmentation des dépenses gouvernementales, car le gouvernement ne financera pas la guerre par une augmentation des impôts mais bien par un emprunt, ce qui aura pour effet de réduire l'épargne publique comme le stipule l'équation 11.

**Figure 2 : diminution de l'épargne**

Ainsi, ce sont les taux d'intérêt qui vont maintenir l'équilibre macroéconomique du modèle classique. Ce modèle prédit donc qu'une augmentation des dépenses publiques entraîne une augmentation du taux d'intérêt.

Enfin, la figure 3 présente les conséquences de l'augmentation de la demande d'investissement de  $I_1$  à  $I_2$  sur les taux d'intérêt. L'augmentation de l'investissement découle, par exemple, d'un changement des anticipations des entrepreneurs.

**Figure 3 : l'épargne et l'investissement fonction du taux d'intérêt**



Comme l'épargne est liée positivement aux taux d'intérêt, l'augmentation de l'investissement amène une augmentation des taux d'intérêt. Plus le taux d'intérêt est élevé, plus les individus vont épargner ce qui rétablit l'équilibre sur le marché des fonds prêtables.

Nous traitons dans la prochaine section du problème qui survient lorsque les économistes tentent de réconcilier les données macroéconomiques avec la théorie. Il s'agit du problème d'identification suivant la terminologie de Mankiw (1994, pp.68 à 69).

## 2. 4 Problème d'identification<sup>2</sup>

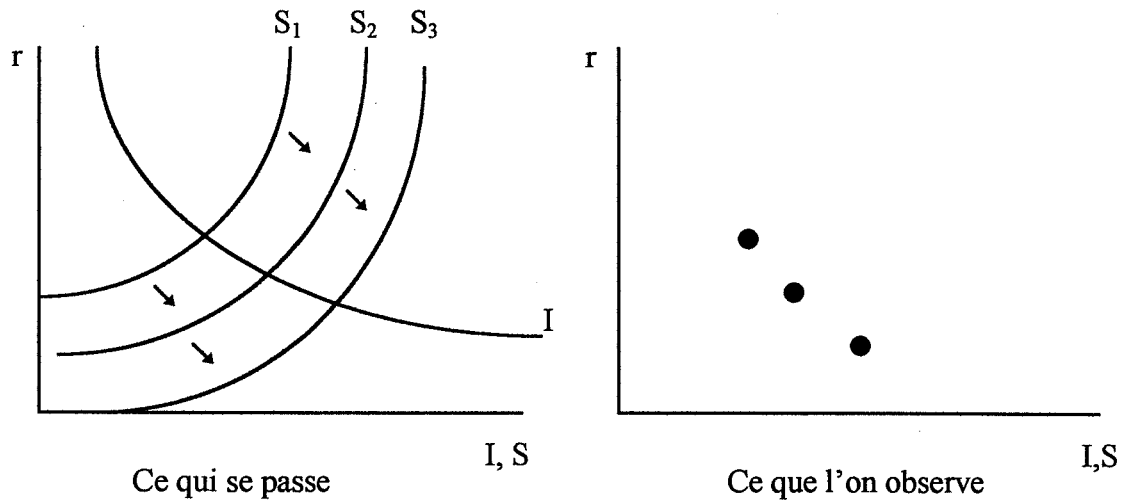
Le modèle classique suppose que l'investissement dépend du taux d'intérêt. La courbe d'investissement a une pente négative due au fait que lorsque les taux d'intérêt sont élevés, les

<sup>2</sup> Il est à noter que le problème d'identification d'un point de vue macroéconomique est différent du problème d'identification des économètres.

projets d'investissement sont moins rentables. Par contre, l'analyse des données macroéconomiques ne démontre pas de relation évidente entre ces deux variables. Années après années, lorsque les taux d'intérêt étaient bas, les niveaux d'investissement n'étaient pas toujours élevés et lorsque les taux d'intérêt étaient élevés, les niveaux d'investissement n'étaient pas en tout temps bas. La difficulté de réconcilier la théorie à partir des données découle d'un problème d'identification. Ce problème survient lorsque les variables sont liées entre elles de plus d'une manière. L'analyse des données peut faire ressortir différentes relations et il est difficile de discerner lesquelles sont celles que l'on veut étudier. Pour illustrer le problème d'identification, nous présentons aux figures 4 à 6 ce qui survient sur le marché des fonds prêtables quand on observe des changements simultanés des fonctions d'épargne et d'investissement.

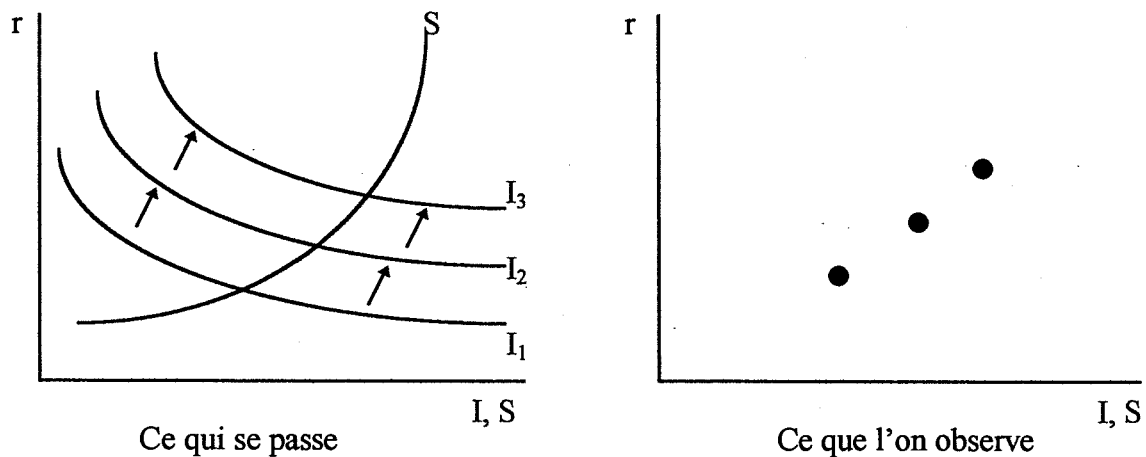
La figure 4 présente les conséquences d'un changement de politique fiscale qui réduit le taux de taxation et qui a pour conséquence d'augmenter le niveau d'épargne de  $S_2$  à  $S_3$  ou de  $S_1$  à  $S_2$ . Une augmentation du taux de taxation amène à l'opposé une réduction du taux d'épargne de  $S_2$  à  $S_1$  ou encore de  $S_3$  à  $S_2$ . Dans un tel cas, on devrait observer une relation négative entre l'investissement et le taux d'intérêt si la fonction d'investissement est stable. L'équilibre se déplace le long de la courbe d'investissement.

**Figure 4 : un changement du niveau d'épargne**



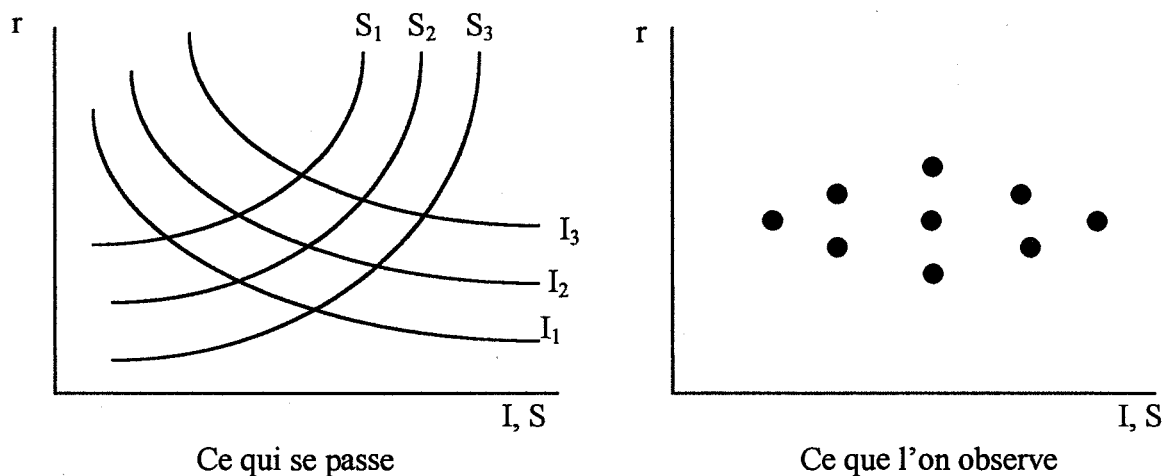
Le deuxième choc exogène présenté à la section 2.3 analysait les conséquences d'un changement du niveau d'investissement, nous présentons à la figure 5, sur un plan  $I, S$  et  $r$ , l'augmentation du niveau d'investissement de  $I_2$  à  $I_3$  ou de  $I_1$  à  $I_2$  et d'une réduction du niveau d'investissement de  $I_2$  à  $I_1$  ou de  $I_3$  à  $I_2$ . Dans un tel cas, on devrait observer une relation positive entre le taux d'intérêt, car la fonction d'investissement bouge et la courbe d'épargne est stable.

**Figure 5 : un changement du niveau d'investissement**



Enfin, la figure 6 représente la combinaison des figures 4 et 5.

**Figure 6 : combinaison des changements des taux d'épargne et d'investissement**



Somme toute, dans les faits, le taux d'intérêt change parfois à cause du changement de la fonction d'épargne et quelquefois, dû au changement de la fonction d'investissement. De ce fait, si la fonction d'épargne est stable, et l'investissement varie, on observe une relation positive entre l'investissement et le taux d'intérêt. Par contre, si la fonction d'investissement est stable et la fonction d'épargne change dans le temps, on observera une relation négative entre l'investissement et les taux d'intérêt. Dans le cas de changement simultané des deux fonctions, la figure 6 illustre que l'on peut identifier la relation entre le taux d'intérêt et la fonction d'investissement ou d'épargne. Bref, la relation empirique que nous souhaitons observer dépend de la variable qui est en train de changer.

## 2.5 Étude de cas

L'étude de cas 3.2 du chapitre 3 de Mankiw (1994) analyse l'article de Benjamin et Kochin (1984) concernant la corrélation entre les taux d'intérêt nominaux et les dépenses gouvernementales temporaires.

Mankiw conclut qu'après observation du graphique du taux d'intérêt nominal et des dépenses gouvernementales temporaires, en fonction du PIB en Grande Bretagne pour la période allant de 1730 à 1919, on peut déduire qu'il y a corrélation apparente entre les deux variables. Les données rencontrent les prédictions de la théorie. Par contre, l'auteur soulève un problème intéressant concernant l'utilisation de la guerre pour tester la théorie. Il affirme que durant la guerre beaucoup d'événements externes influencent possiblement les taux d'intérêt. La rationalisation des biens et services est un exemple d'action qui aura une influence sur les taux d'intérêt réel. Ainsi, la dépense publique est une variable exogène qui varie en temps de guerre et influence les taux d'intérêt. La théorie prédit l'effet de la variable exogène sur la variable endogène toute chose étant égal par ailleurs. Par contre, dans les faits, plusieurs variables peuvent changer en même temps et ainsi avoir un effet sur les taux d'intérêt. L'effet provoqué peut-être dans la même direction que celui amené par la variation des dépenses gouvernementales, amplifiant la corrélation. À l'opposé, cette influence peut amener un effet en sens contraire, diminuant ainsi la corrélation entre les deux variables. Il s'agit du problème d'identification expliqué précédemment.

L'exposition du modèle classique nous permet de comprendre pourquoi la théorie prédit une relation précise entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt. Dans, la section suivante,

nous analysons en détail les études de Barro (1987), de Benjamin et Kochin (1984) et de Coulombe (1997) que nous présenterons en détail.

### 3. Une revue sélective de la littérature

Notre analyse incorpore les éléments théoriques et empiriques de trois études soit Benjamin et Kochin (1984), Barro (1987) et Coulombe (1997). Dans le contexte de notre étude, les deux dernières sont les plus importantes, car, nous tentons de vérifier si le taux d'intérêt réel tel qu'estimé par Coulombe (1997) est lié positivement à l'évolution des dépenses militaires comme dans Barro (1987).

#### 3.1 L'étude de Benjamin et Kochin

L'article de Benjamin et Kochin (1984) fournit une explication à la cause de la corrélation entre les dépenses gouvernementales temporaires et le taux d'intérêt. Dans un premier temps, le cadre théorique qui est utilisé par les auteurs est présenté. Dans un deuxième temps, nous présentons l'étude empirique réalisée par les auteurs.

##### 3.1.1 Le cadre théorique

L'augmentation des dépenses gouvernementales entraîne une substitution intertemporelle temporaire. C'est sur cette base que repose l'explication de Benjamin et Kochin. Les conséquences d'une défaite ou d'une victoire présumée auront un impact important sur les revenus futurs, conséquemment sur les taux d'intérêt qui prévaudront en temps de guerre. Les taux d'intérêt augmentent, car, "the change in intertemporal demands is converted into an intertemporal reallocation of resources via a rise in the real rate of interest"<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Benjamin et Kochin, (1984, p.595)

Pour expliquer l'augmentation temporaire des taux d'intérêt les auteurs utilisent un modèle à horizon infini. Les auteurs font les hypothèses suivantes : tous les individus sont identiques, le modèle en est un d'économie fermée et finalement, les guerres sont financées par les taxes courantes. C'est précisément l'hypothèse de financement des guerres par les taxes courantes, qui procure une occasion d'observer le comportement des gouvernements qui financent largement les déficits budgétaires par l'endettement.

Le caractère temporaire de la guerre et l'espoir de retour au temps de paix est, selon les auteurs, central pour l'analyse. La conclusion générale des auteurs concernant la substitution de la consommation entre les périodes, est la même que celle de Barro, présenté subséquemment, les gens réduiront leurs consommations en temps de guerre et il y aura une substitution de la consommation pour la période temps de paix ce qui amènera une augmentation des taux d'intérêt en temps de guerre. Par contre, les auteurs expliquent la différence entre le mouvement des taux d'intérêt à court et à long terme. Selon eux, il n'y a pas de raison pour que les taux d'intérêt à très court terme fluctuent positivement en temps de guerre. Par contre, si les obligations à très court terme viennent à échéance avant que la guerre se termine, alors la probabilité que les taux d'intérêt augmentent devient positive. À l'opposé, les taux d'intérêt à long terme suivront un chemin plus ardu et la détermination de celui-ci sera plus complexe.

### **3.1.2 L'étude empirique**

La dernière partie de l'étude de Benjamin et Kochin consiste en une étude empirique de la Grande Bretagne de 1729 à 1931. Les auteurs ont construit une série appelé "variable guerre" à partir de l'équation suivante :

$$\log D = \alpha + \beta t + \varepsilon$$

où,  $D$  représente les dépenses gouvernementales réelles,  $t$  représente le temps,  $\alpha$  est la constante et  $\beta$  le coefficient du paramètre  $t$ .

Ils ont estimé cette équation pour la période 1729-1931. Les résidus de cette régression,  $\varepsilon$ , constituent la variable guerre. Cette méthode permet la différenciation des dépenses dites régulières et celles dites non régulières. Lorsque les dépenses gouvernementales sont extraordinairement élevées, les individus prévoient que ces niveaux très élevés ne seront que temporaires et que ceux-ci reviendront éventuellement à leurs niveaux normaux. C'est précisément ce facteur qui va amener les taux d'intérêt à augmenter (l'explication de cette augmentation est fournie antérieurement). Étant donné que l'estimation contraint les déviations de la tendance à effectuer un retour à leurs moyennes, l'utilisation des écarts du logarithme de la tendance linéaire des dépenses gouvernementales réelles, permet de saisir l'effet des taux d'intérêt sur les dépenses gouvernementales.

La dernière étape effectuée par les auteurs consiste à évaluer la corrélation entre le taux d'intérêt et les dépenses gouvernementales non régulières. Les taux d'intérêt ne sont pas une variable stationnaire, ainsi la procédure d'estimation est plus complexe. Les taux d'intérêt nominaux proviennent de Homer (1963) qui a compilé un taux d'intérêt à partir des titres de rentes perpétuelles du gouvernement britannique pour la période 1717-1931. Les auteurs évaluent l'effet de la guerre sur le changement des taux d'intérêt nominaux. L'équation utilisée pour tester la corrélation est la suivante :

$$\Delta R_t = a + b \Delta \text{Guerre}_t + \varepsilon_t$$

Le résultat obtenu est le suivant (les statistiques t sont entre parenthèses) :

$$\Delta R_t = 0,006 + 0,24 \Delta \text{Guerre}_t$$

(0,35) (3,51)

$$R^2 = 0,06 \quad \text{D.W.} = 2,11$$

Ainsi, à un niveau de confiance élevé, les auteurs ont conclu qu'ils ne pouvaient pas rejeter l'hypothèse de corrélation entre les deux variables. Par contre, le bas niveau du coefficient de détermination, 0,06, indique que la variable guerre n'a pratiquement pas de pouvoir d'explication sur la valeur des taux d'intérêt nominaux. Par contre :

"... the consol rate has, the advantage of incorporating the implicit short rate between any future period of war and peace, it has the disadvantage of incorporating all other future short rates as well. In part our choice of the empirical counterpart to "the" interest rate suffers from the defect inherent in any interest rate measure : it is impossible ex post to measure the interest rate relevant between war and peace ex ante."<sup>4</sup>

Des difficultés importantes limitent la capacité des auteurs à évaluer la théorie. Par conséquent, les résultats obtenus en utilisant cette mesure de corrélation doivent être interprétés en gardant à l'esprit ces difficultés. Enfin, les auteurs notent que la corrélation a été plus apparente lors des sous-périodes incluant seulement le temps de guerre.

Ainsi, les dépenses gouvernementales temporaires peuvent expliquer certaines fluctuations importantes dans les prix et les taux d'intérêt. L'effet produit est de même nature que l'effet des investissements chez Keynes et Wicksell mais la source d'instabilité est déplacée

---

<sup>4</sup> idem p.598

du secteur privé au secteur public. Benjamin et Kochin ont mentionné que l'augmentation des dépenses gouvernementales en temps de guerre va être financée par la création de monnaie et par l'emprunt et que ceci va amener l'augmentation des taux d'intérêt. La Grande Bretagne n'a pas pu utiliser cette méthode, car elle était dans un régime d'étalon-or à l'exception faite de la période des guerres Napoléonienne allant de 1793 à 1815. Barsky et Summer (1985) montre que la corrélation positive entre les taux d'intérêt nominaux et le niveau des prix tient également en temps de paix.

### 3.2 L'analyse de Barro

L'article de Barro (1987) fournit une explication plus approfondie de la corrélation entre les dépenses gouvernementales temporaires et les taux d'intérêt. Selon l'auteur, les fluctuations des dépenses gouvernementales ont de nombreux effets sur l'économie. Les effets se font sentir aux niveaux des taux d'intérêt, de la consommation, de l'investissement et de la demande globale. De plus, les fluctuations des dépenses gouvernementales ont un effet direct sur le niveau des prix et un effet indirect sur la croissance monétaire. La balance des comptes courants et les déficits budgétaires sont aussi affectés par les fluctuations des dépenses gouvernementales. Dans cette section, nous présentons l'étude de Barro(1987) de façon suffisamment détaillée.

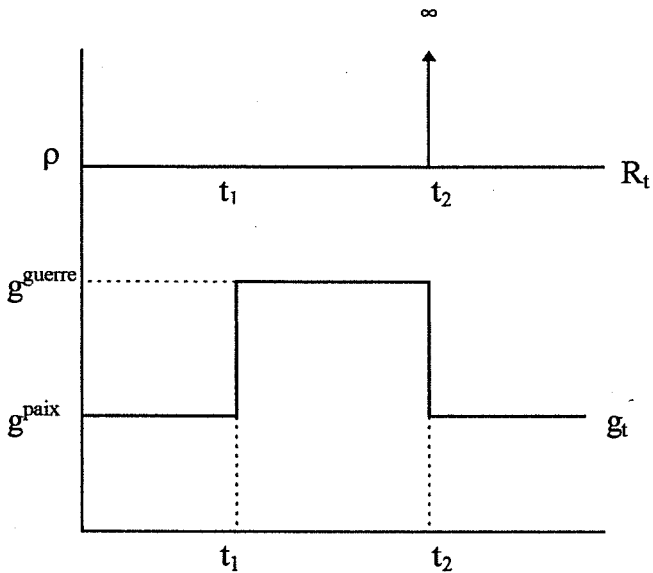
Barro (1987) aborde le cas de la Grande Bretagne pour diverses raisons. La disponibilité des données, plus que dans tout autre pays pour une aussi longue période, est la raison principale du choix de la Grande Bretagne. Une seconde explication pour le choix de la Grande Bretagne est que pendant les 18<sup>ième</sup> et 19<sup>ième</sup> siècles, la Grande Bretagne a connu bon nombre de guerres ce qui permet d'extraire et d'analyser les variations des dépenses gouvernementales temporaires. Barro utilise les taux d'intérêt nominaux calculés par Homer (1963) pour les titres

de rente perpétuelle du gouvernement britannique. Il suppose que les anticipations inflationnistes sont nulles. Ainsi, il considère les taux d'intérêt nominaux comme étant des taux d'intérêt réels.

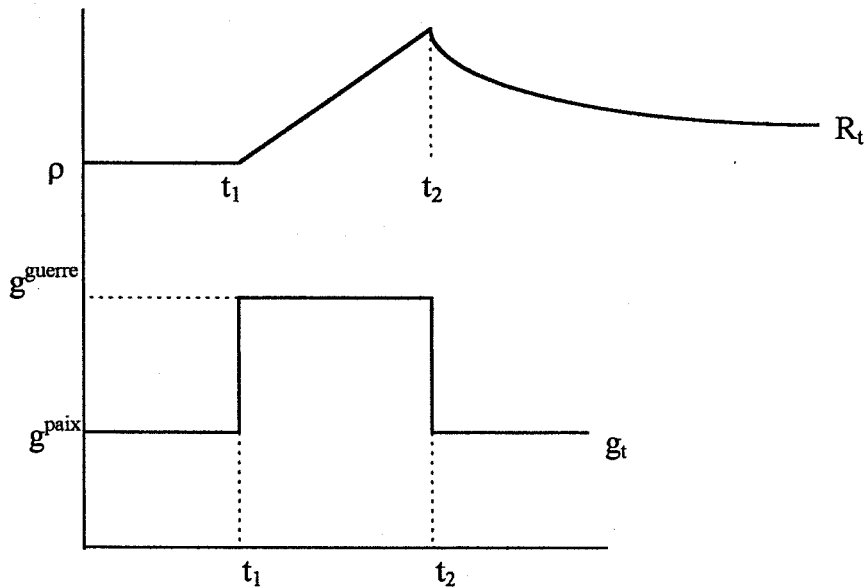
Enfin, Barro considère les dépenses militaires comme des dépenses gouvernementales non-anticipées reflétant un caractère temporaire. Non-prévisible, les dépenses militaires constituent un excellent exemple de dépenses gouvernementales temporaires. La variation des dépenses militaires en temps de guerre et en temps de paix a une influence sur les taux d'intérêt.

Barro (1987) considère une économie fermée et explique l'effet de l'augmentation des dépenses gouvernementales en différenciant le cas du temps de guerre de celui du temps de paix. Le cadre théorique de l'auteur suppose que les agents sont clairvoyants et qu'ils maximisent leurs utilités. L'auteur explique les considérations théoriques des dépenses gouvernementales et des taux d'intérêt réels en temps de guerre et en temps de paix. L'hypothèse faite est qu'à l'état stationnaire, les individus feront face à un taux d'intérêt égal à  $\rho$ , c'est-à-dire au taux marginal de substitution intertemporel. Ainsi, à l'état stationnaire, les individus sont satisfaits de l'ajustement de la consommation à travers le temps. L'horizon de planification, comme dans le cas de Benjamin et Kochin, est un horizon infini. Les graphiques suivants proviennent de Barro (1987, pp. 224 et 226).

**Figure 7: sentiers des dépenses gouvernementales et des taux d'intérêt réels en temps de guerre et de paix**



**Figure 8 : sentiers des dépenses gouvernementales et des taux d'intérêt réels en temps de guerre et de paix, prenant en considération les biens d'investissement**



La figure 7 représente le sentier d'évolution des dépenses gouvernementales et des taux d'intérêt réels en temps de guerre et de paix. Selon la figure 7, la période de guerre se situe entre

la période  $t_1$  et la période  $t_2$ . En premier lieu, avant le temps  $t_1$ , l'individu fait face à un taux d'intérêt à court terme égale au taux d'intérêt  $R_t$  et au taux marginal de substitution intertemporel,  $\rho$ . En second lieu, au temps  $t_1$ , il y a annonce d'une guerre ; si les entreprises ne possèdent pas de stocks de biens alors les individus devront réduire leurs consommations pour compenser l'augmentation des dépenses gouvernementales,  $g$ . Les niveaux de consommation des individus et des entreprises demeureront les mêmes durant cette période. Ainsi, le taux marginal de substitution intertemporel,  $\rho$ , demeure égale au taux d'intérêt  $R_t$ . En effet, uniquement une situation de guerre anticipée amène une chute du niveau des taux marginaux de substitution intertemporel  $\rho$ , au temps  $t_1$ , car les individus sont prévenus et tenteront d'ajuster leurs niveaux de consommation. En troisième lieu, à la deuxième période, temps  $t_2$ , la guerre se termine. Les dépenses gouvernementales,  $g$ , diminuent et celles-ci retourneront à leurs niveaux habituels. Par contre, les individus anticipaient cette chute des dépenses gouvernementales,  $g$ . Au temps  $t_2$ ,  $R_t$  excédera  $\rho$ , conséquemment les individus changeront leurs plans de consommation. Par contre, au temps  $t_2$ , le niveau de consommation retournera à son niveau normal pour rétablir l'équilibre des taux d'intérêt égaux aux taux marginaux de substitution intertemporels.

L'effet de la guerre n'est pas le même au niveau des taux d'intérêt réels à court terme et des taux d'intérêt réels à long terme. L'auteur insiste sur le fait qu'il n'y a aucun effet sur les taux d'intérêt réels à court terme. À l'opposé, il y a un effet sur les taux d'intérêt réels à long terme, car ceux-ci incluent les taux d'intérêt réels élevés qui prévaudront à la période  $t_2$ . La provenance de cette hausse des taux d'intérêt réels à la période  $t_2$  est expliquée subséquemment. En ce sens, l'auteur a conclu qu'il devrait y avoir une relation positive entre les taux d'intérêt réels et les dépenses gouvernementales temporaires pour une période de temps supérieure à  $t_2$ .

La figure 8 représente le sentier des dépenses gouvernementales et les taux d'intérêt réels en temps de guerre et de paix, cependant les biens d'investissement sont pris en considération. On peut constater que l'équilibre est brisé au temps  $t_1$ , les investisseurs veulent se débarrasser de leurs stocks de capital jusqu'à la période  $t_2$ . Après la période  $t_2$ , les investisseurs procèdent à la reconstruction de leurs stocks de capital.

"...The short-term real interest rate,  $R_t$ , depends positively on current and lagged values of  $g_t$ . The lagged values matter because they led to reductions in the capital stock and thereby to a higher current marginal product of capital. Future values of  $g_t$  also matter- however, the effect on current short-term real interest rates is negatives, whereas that on current long rates is uncertain (because future short rates rise)."<sup>5</sup>

Ainsi, la corrélation entre les taux d'intérêt réels à court terme et les dépenses gouvernementales, selon l'auteur, devrait être positive.

En résumé, l'augmentation des dépenses gouvernementales temporaires entraîne l'augmentation des taux d'intérêt réels ; à l'opposé, l'augmentation des dépenses gouvernementales permanentes n'entraîne pas cet effet. La raison est simple ; lorsque les dépenses gouvernementales sont élevées temporairement, les ménages anticipent une consommation future plus profitable qu'elle ne l'est présentement. Les ménages accepteront cette situation seulement si les taux d'intérêt réels offerts sont plus élevés. À l'opposé, si les dépenses gouvernementales augmentent de façon permanentes, et que la consommation est réduite, alors l'espérance de celle-ci sera également amoindrie. Dans ce cas, aucun mouvement dans les taux d'intérêt réels ne sera nécessaire pour accepter une situation de consommation réduite dans le cas des consommateurs. La prédiction est que les taux d'intérêt réels seront

---

<sup>5</sup> Barro (1987, p. 224)

élevés en temps de guerre.

L'auteur a estimé de deux façons l'effet possible des dépenses militaires sur les taux d'intérêt nominaux. Barro a modélisé la détermination du taux d'intérêt sous la forme suivante :

$$r_t = a_0 + a_1 g_t + u_t,$$

où le coefficient de  $a$  est positif.

Les données de la Grande Bretagne de 1729 à 1918 indique que les taux d'intérêt nominaux à long terme ont un comportement de marche aléatoire. L'auteur a modélisé le terme d'erreur de l'équation par un procédé autorégressif de premier ordre comme étant :

$$u_t = \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t$$

où  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc et le coefficient  $\lambda$  a une valeur comprise entre 0 et 1 mais sensiblement plus près de 1.

Enfin, l'auteur a estimé une régression ayant comme variable dépendante le taux d'intérêt et comme variable indépendante les dépenses militaires. Les écart-types sont entre parenthèse.

Le premier résultat est le suivant :

#### Période 1730-1913

$$R_t = 3,54 + 6,1 g_t \quad \lambda = 0,909$$

(0,20) (1,3)                      (0,029)

$$\sigma = 0,243, \quad R^2 = 0,89, \quad R^2(\text{pour } R_t - R_{t-1}) = 0,14, \quad DW = 2,2$$

où l'auteur a simplement estimé les maximums de vraisemblances conditionnels aux séries construites pour les dépenses militaires  $g_t$ . Pour la période estimée le coefficient de  $g_t$  est de 6,1 et l'écart-type de ce coefficient est de 1,3. Enfin, le résultat indique que pour une augmentation d'un point de pourcentage du ratio des dépenses militaires, le taux d'intérêt nominal augmente de 6,1 point de base.

La deuxième façon d'estimer l'effet des dépenses militaires sur les taux d'intérêt par Barro (1987) consiste à estimer l'effet des 5 périodes précédentes des dépenses militaires sur les taux d'intérêt. En effet, la théorie montre que les taux d'intérêt  $R_t$  actuel réagit positivement à la variable retardée de  $g_t$  dû à l'effet cumulatif des stocks de capitaux. Pour la période allant de 1730 à 1913 les résultats obtenus pour les estimations sont les suivants :

Période 1730-1913

$$R_t = 3,54 + 7,9 g_t - 2,9 g_{t-1} + 3,1 g_{t-2} + 3,9 g_{t-3} - 5,1 g_{t-4} + 3,3 g_{t-5} \quad \lambda = 0,917$$

(0,20) (1,5) (1,9) (1,9) (1,9) (1,9) (1,5) (0,030)

$$\sigma = 0,234, R^2 = 0,90, R^2(\text{pour } R_t - R_{t-1}) = 0,22, DW = 2,2$$

L'équation démontre l'effet de l'inclusion de 5 variables retardées additionnelles. L'auteur ne peut expliquer avec certitude la provenance des effets négatifs des valeurs retardées de  $g_{t-1}$  et de  $g_{t-4}$  mais il souligne par contre que l'ajout d'autres valeurs retardées ne change en rien les résultats obtenus.

Bref, comparativement à Benjamin et Kochin (1984) qui ont utilisé la variable guerre modélisé en prenant les résidus de la régression  $\log D = \alpha + \beta_t + \varepsilon$ , Barro a utilisé le ratio des dépenses militaires et du PIB réel. Les deux études ont par contre utilisé les mêmes procédures d'estimation de la corrélation. Les résultats obtenus vont dans la même direction à savoir que l'on observe une corrélation positive entre les deux variables. La relation est cependant moins évidente pour la période postérieure à 1816.

### 3.3 L'analyse de Coulombe

Dans cette section, nous présentons, de façon formelle, le modèle théorique de Coulombe (1997) qui démontre que la relation entre le niveau des prix, lorsque celui-ci est stationnaire, et le taux d'intérêt nominal peuvent être utilisés pour estimer les taux d'intérêt réels pour la période de l'étalon-or. L'analyse de l'auteur permet de reconsidérer le paradoxe de Gibson, c'est-à-dire la relation empirique entre les taux d'intérêt nominaux et le niveau des prix. Premièrement, le cadre théorique est présenté de façon sommaire. Deuxièmement, nous présentons la méthode de calcul des taux d'intérêt réels en Grande Bretagne pour les périodes allant de 1717 à 1792 et de 1816 à 1913 car s'est précisément ce taux d'intérêt qui est utilisé pour étudier la corrélation entre le taux d'intérêt réels et les dépenses militaires à la section 4.

#### 3.3.1 Le cadre théorique

Le but de l'analyse est de montrer comment les taux d'intérêt réels sont évalués subjectivement par les agents dans différents régimes monétaires. En Grande Bretagne de 1717 à 1914, la livre Sterling était convertible en or à un taux fixe. Cette politique de convertibilité de l'or permettait de préserver un niveau de prix stationnaire à la condition que le niveau du prix de l'or soit aussi stationnaire. L'auteur a développé un modèle théorique où le système des prix, tout dépendant du système monétaire, véhicule ou ne véhicule pas la même information intertemporelle. L'auteur dans la section *évaluation subjective du taux d'intérêt réel et régimes monétaires*, présente un modèle de choix intertemporels individuels à la Fisher. Les hypothèses élaborées par l'auteur sont les suivantes : les agents rationnels ont un horizon de planification de 2 périodes et ils forment des anticipations de l'évolution des prix qui sont compatibles avec la règle monétaire. Ce modèle a pour principal but de souligner le rôle des prix comme support

d'information intertemporelle. Le rôle des prix est différent lorsqu'on considère deux régimes monétaires distincts. Le premier régime monétaire est celui où l'autorité monétaire préconise une règle qui vise à garder le taux d'inflation faible ou nul. La règle est la suivante :

$$p_t = p_{t-1} + \pi + \epsilon_t \quad (R1)$$

où,  $\pi$  est le taux d'inflation et  $\epsilon_t$  est un bruit blanc. C'est un régime inflationniste où le niveau des prix dérive. Coulombe (1997) montre que le niveau des prix suivra un sentier (R1) si 1° le PIB est intégré d'ordre un, 2° la relation entre le niveau des prix et l'offre de monnaie est décrite par la théorie quantitative de la monnaie, et 3°, le taux de croissance de la masse monétaire est gardé constant au taux  $\pi$ .

Le second régime monétaire est celui où l'autorité monétaire cherche à maintenir le niveau des prix  $p_t$  autour de la tendance suivante :

$$\mu_t = p_0 + \pi t$$

où,  $\mu_t$  est un bruit blanc représentant un élément stochastique dans la vitesse de circulation monétaire et où la stabilité des prix est observée au cas spécifique où  $\pi_t = 0$ .

Si le produit national suit une marche aléatoire et sous l'hypothèse de la théorie quantitative de la monnaie, Coulombe montre que le niveau des prix suivra le sentier (R2) :

$$p_t - \mu_t = (1 - \alpha) - (p_{t-1} - \mu_{t-1}) + \epsilon_t \quad (R2)$$

où  $\alpha$  est compris entre zéro et 1 et où le taux de croissance tendanciel visé  $\pi$  est nul.

La banque centrale ajuste la quantité de monnaie conformément à un processus de correction partielle des erreurs. McCulloch (1991) soumet ce type de fonction de réaction afin d'entretenir la stabilité des prix. Dans ce cas, le niveau des prix suis un sentier AR(1).

Coulombe montre que pour la règle (R1), l'agent optimisateur ajuste sa consommation dans le temps de sorte que le logarithme du taux marginal de substitution intertemporel (TMSI) est :

$$\text{TMSI} = r_t - \pi$$

soit la règle de Fisher habituelle où le niveau des prix n'a pas d'importance. Seul le taux d'inflation tendanciel entre dans la détermination du taux d'intérêt réel.

Dans le cas (R2), les agents rationnels vont suivent la règle suivante :

$$\text{TMSI} = r_t + \alpha (p_t - \mu_t) - \pi \quad (2)$$

L'équation précédente dénote que l'évaluation du taux d'intérêt réel de l'agent prend en considération le logarithme du niveau courant des prix. Au temps  $t$ , si le niveau des prix outrepassa sa valeur tendancielle, pour la prochaine période, les agents anticiperont une baisse du niveau des prix de l'ordre de  $\alpha (p_t - \mu_t) - \pi$ .

Enfin, l'auteur note que "c'est la comparaison entre le niveau des prix  $p_t$  et une valeur étalon  $\mu_t$  qui fait ressortir une information pertinente quant aux choix intertemporels."<sup>6</sup> Dans le cas où le taux d'inflation est nul, on observe la stabilité des prix et la règle d'optimisation se résume à :

$$\text{TMSI} = r_t + \alpha (p_t - p_0) \quad (2')$$

où  $p_0$  est le niveau d'équilibre de long terme du niveau des prix, la valeur étalon.

Coulombe montre également que si le niveau des prix suit un régime AR(2), la règle d'optimisation est :

$$\text{Taux d'intérêt réel} = r_t + (\alpha_1 - \alpha_2) (p_t - p_0) + \alpha_2 (p_t - p_{t-1}) \quad (2'')$$

Enfin, ce sont précisément les équations (2') et (2'') qui seront utilisées pour estimer le taux d'intérêt réel. Nous présentons à la section suivante la méthode de calcul du taux d'intérêt réel qui est utilisé notamment, à la quatrième partie, pour le calcul de la corrélation entre les taux d'intérêt et les dépenses gouvernementales temporaires.

---

<sup>6</sup> Coulombe (1997, p.7)

### 3.3.2 La méthode de calcul du taux d'intérêt réel

Suivant le travail de Coulombe (1997), le taux d'intérêt réel a été estimé à partir du logarithme du taux de rendement des titres de rentes perpétuelles et du niveau des prix. L'auteur montre en premier lieu que l'évolution du niveau des prix durant l'étalon-or en Grande Bretagne peut être considéré comme un processus stationnaire en niveau<sup>7</sup>. L'auteur émet que l'anticipation des agents sur le niveau des prix peut être représenté par un processus autorégressif de type ARMA. Deuxièmement, l'auteur a utilisé la méthode de Box et Jenkins (1976) pour déterminer le processus autorégressif ARMA approprié. Le résultat est un processus AR(1) pour la période 1717-1792 et un processus de type AR(2) pour la période 1814-1913.

L'indice des prix de la Grande Bretagne de 1717-1913 provient de Mitchell et Jones (1971). Les taux d'intérêt nominaux sont tirés d'Homer (1963) qui a compilé un taux d'intérêt à partir des titres de rente perpétuelle du gouvernement britannique pour la période 1717-1913. Ce taux d'intérêt nominal est appelé taux d'intérêt nominal à long terme. Le taux d'intérêt nominal à court terme est le taux des obligations d'épargne de trois mois de la Grande Bretagne

Pour la première période, le processus AR(1) estimé est le suivant, les écarts-types sont entre parenthèses :

$$p_t = 0,47 + 0,89 p_{t-1}$$

$$(0,0055) \quad (0,052)$$

où,  $p$  est le niveau des prix.

---

<sup>7</sup> Coulombe (1997), Kuchciak (1997), Mills (1990) concluent en ce sens.

Le processus AR(2) estimé pour la seconde période est :

$$p_t = 0,27 + 1,14 p_{t-1} - 0,20 p_{t-2}$$

(0,0054) (0,098) (0,098)

Pour évaluer le taux d'intérêt réel pour la première période, l'auteur utilise l'équation (2') et pour la deuxième période il utilise l'équation (2'').

Le tableau 1 ci-dessous présente respectivement les statistiques descriptives des estimations du taux d'intérêt réel pour les périodes allant de 1718 à 1792 et de 1818 à 1913.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives du taux d'intérêt réel en Grande Bretagne calculés à partir du taux d'intérêt à long terme**

**Période 1718-1792**

Niveau	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Taux de rendement réel	3,55	1,67	1,16	7,81
Taux de rendement nominal	3,57	0,64	2,83	5,41

**Période 1818-1913**

Niveau	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Taux de rendement réel	3,25	1,90	-0,40	8,65
Taux de rendement nominal	3,17	0,40	2,25	4,42

On peut constater que la moyenne du taux d'intérêt réel est de 3,55% pour la période pré-napoléonienne. L'écart-type est de 1,67, la valeur minimale est de 1,16% et la valeur maximale est de 7,81%. Le taux de rendement nominal pour cette période est en moyenne de 3,57%, affiche un écart-type de 0,64% et oscille entre un minimum de 2,83% et un maximum de 5,41%.

Pour ce qui est de la période 1816-1913, la moyenne du taux d'intérêt est de 3,25%, l'écart-type est de 1,90, ce qui est un peu plus variable que la période précédente, la valeur minimale est de -0,40% et la valeur maximale est de 8,65%. En comparaison, le taux de rendement nominal est beaucoup moins variable que le taux d'intérêt réel, son écart-type est de 0,40%. Sa valeur moyenne est de 3,17% et il affiche une valeur minimum de 2,25% et un maximum de 4,42%.

De plus, l'estimation des taux d'intérêt réels a été effectuée avec des taux d'intérêt nominaux à court terme pour la période 1825-1914. Les résultats des estimations des taux d'intérêt réels à court terme se trouvent au tableau ci-dessous. La moyenne est de 3,22%, l'écart-type de 2,02, le minimum est de -0,81% et le maximum est de 7,73%. Le taux de rendement nominal pour cette période est en moyenne de 3,35%, affiche un écart-type de 1,16 et oscille entre un minimum de 0,96% et un maximum de 7,00%.

**Tableau 2 : Statistiques descriptives des taux d'intérêt réels en Grande Bretagne calculés à partir du taux d'intérêt à court terme**

**Période 1825-1913**

Niveau	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Taux de rendement réel	3,22	2,02	-0,81	7,73
Taux de rendement nominal	3,35	1,16	0,96	7,00

La procédure d'estimation du taux d'intérêt réel pour la Grande Bretagne de 1717 à 1913 suggéré par Coulombe (1997) sera celle utilisée à la section suivante pour le calcul de la corrélation entre le taux d'intérêt réel et les dépenses gouvernementales temporaires.

Coulombe (1997) compare les séries de taux d'intérêt réels estimées durant l'étalon-or à des séries de taux d'intérêt réels anticipés au Canada pour la période inflationniste allant de 1952 à 1994. Les taux d'intérêt nominaux utilisés pour l'exercice est le taux de rendement moyen des obligations à long terme du gouvernement du Canada, car s'est précisément ces taux qui semblent se rapprocher des titres de rente perpétuelles utilisées pour la période de l'étalon-or en Grande Bretagne. Il note (p.16) que durant cette période le niveau des prix n'est pas stationnaire et un modèle Markov avec changement de régime a été utilisé pour estimer les taux d'intérêt réels de cette période. Les séries ont été estimées par N. Ricketts de la Banque du Canada en suivant la méthode proposée dans Ricketts (1996). Les taux d'intérêt réels de cette période varient entre -2,32% et 9,46% et l'écart-type est de 2,71% ce qui indique une plus grande variabilité que celle estimée pour la période d'étalon-or à partir de l'anticipation d'un retour du niveau des prix.

L'auteur note (p.17) que les taux d'intérêt nominaux sont beaucoup plus variables dans l'après-guerre qu'ils ne l'étaient durant la période de l'étalon-or. Le gros de la variabilité des taux d'intérêt nominaux provient de la période allant de 1970 à 1982, période où le taux d'inflation a varié considérablement. Les taux d'intérêt réels varient autour des 3,00% jusqu'en 1970, dans les années 70 il est en général négatif ou nul et, depuis 1980 il excède en moyenne les 6,00% ce qui est passablement élevé. L'expérience parallèle a permis à l'auteur d'illustrer jusqu'à quel point les taux d'intérêt nominaux s'ajustent dans un monde inflationniste. En effet, durant la période d'étalon-or, le taux d'intérêt nominal était beaucoup plus stable.

Notons enfin qu'il conclut que "dans un régime de stabilité des prix, le taux d'intérêt nominal a moins besoin de s'ajuster pour deux raisons : le taux d'inflation anticipé est constant (et nul) et une partie de l'information intertemporelle est véhiculée par le système de prix."<sup>8</sup> C'est grâce à ces estimations des taux d'intérêt réels de Coulombe que nous pouvons vérifier la théorie de manière originale, à savoir s'il y a présence ou non d'une relation positive entre les taux d'intérêt réels et les dépenses militaires.

---

<sup>8</sup> Coulombe (1997, p.17)

## 4. Étude empirique

Dans la présente section, nous proposons deux façons d'estimer la corrélation entre les dépenses gouvernementales temporaires et les taux d'intérêt nominaux et réels. Aux deux premières sous-sections, les méthodes de calcul des séries des dépenses gouvernementales temporaires et de la variable guerre sont présentées. Les séries seront utilisées pour l'analyse empirique de la corrélation entre les dépenses publiques et les taux d'intérêt réels. À la section 4.3, nous présentons la provenance des données ainsi que les difficultés de construction de la banque de données. La stationnarité de la série ratio des dépenses militaires au PIB réel ainsi que la méthode d'extraction de la tendance d'une série sont analysées aux sous-sections 4 et 5. Enfin, à la sous-section 6, nous présentons les résultats des estimations de la corrélation entre les dépenses gouvernementales temporaires ou la variable guerre et les taux d'intérêt nominaux ou réels.

### 4.1 Estimation des dépenses militaires

Nous avons préalablement établi que la meilleure mesure des dépenses gouvernementales temporaires disponibles sont les dépenses militaires. Les fluctuations des dépenses gouvernementales de nature temporaire peuvent être obtenues en calculant le montant total des dépenses militaires par année. Ainsi, les dépenses militaires ont été compilées et celles-ci représentent la somme des dépenses de l'armée, de la marine, de l'artillerie et des votes de crédit

spéciaux<sup>9</sup>. À la figure, 1 de l'annexe A, nous présentons un graphique du ratio des dépenses militaires et du PIB réel pour la période allant de 1717 à 1920. Les différentes guerres sont indiquées selon les périodes appropriées.

## 4.2 Estimation de la variable guerre

Nous avons estimé la variable guerre de la même façon que les auteurs Benjamin et Kochin ainsi, les résidus de la tendance linéaire  $\log D = \alpha + \beta t + \varepsilon$  constitue la **variable guerre**. Les dépenses militaires ont été dégonflées par le niveau des prix suivant l'analyse de Benjamin et Kochin (1984) présentée à la section 3.

## 4.3 Les données

L'indice des prix de la Grande Bretagne de 1717-1913 provient de Mitchell et Jones (1971). Cet indice est constitué des biens de consommation de l'indice des prix de Shumpeter-Gilboy de 1717 à 1789. L'indice des prix de Gayer, Rostow et Schwartz constituent l'indice de 1790-1845. L'indice des prix pour la période 1846 à 1931 provient de *Sauerbeck-Statistics Prices Indices*. Les séries ont été ajustées en multipliant le ratio moyen des 5 dernières années chevauchées des deux premières séries. Les données des dépenses militaires proviennent de Mitchell et Deane (1962).

Les taux d'intérêt nominaux sont tirés d'Homer (1963) qui a compilé un taux d'intérêt à partir des titres de rente perpétuelle du gouvernement britannique pour la période 1717-1913. Ce

---

<sup>9</sup> Voir la note de bas de page 6 de Benjamin et Kochin (1984) pour plus d'information concernant les difficultés de la construction de la base de données des dépenses militaires en Grande Bretagne.

taux d'intérêt nominal est appelé taux d'intérêt nominal à long terme. Le taux d'intérêt nominal à court terme est le taux des obligations d'épargne de trois mois de la Grande Bretagne. En fait, l'indice des prix, les taux d'intérêt nominaux à court et à long terme sont les mêmes que ceux utilisés par Coulombe (1997).

Les données du produit intérieur brut de la Grande Bretagne proviennent de Feinstein (1972) pour la période 1856-1913. Pour la période 1830-1855, les données sont tirées de Deane (1968). Pour ce qui est de la période avant 1830, les données proviennent de Deane and Cole (1967) et ces données constitues une estimation à 10 ans d'intervalle. Les dépenses de l'armée, de la marine, de l'artillerie ainsi que les dépenses spéciales et l'octroi de crédits spéciaux ont été combinés pour obtenir les dépenses militaires totales. Les données pour les dépenses militaires font références à l'ordre dans lesquelles celles-ci ont été effectuées plutôt que l'année calendrier. Pour la période 1855 à 1919, les données de l'année fiscale se sont terminé le 31 mars, ces données ont été traitées comme étant les années calendriers précédentes. Le même procédé a été appliqué pour les années 1801 à 1855, l'année fiscale se terminant le 5 janvier. Pour la période 1752 à 1799, l'année fiscale s'est terminé le 10 octobre, ces années ont été traitées comme des années calendriers. Le même procédé a été appliqué pour la période 1729 à 1751 pour lequel l'année fiscale se terminant le 29 septembre.

#### **4.4 Évaluation de la stationnarité**

Il est connu que les séries chronologiques ne sont pas toujours stationnaires. La stationnarité d'une série chronologique fait référence à la capacité d'une série de revenir à sa moyenne. Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) est la technique utilisée pour déterminer la présence de racine unitaire. Si la statistique-t du test ADF est plus petite (en valeur absolue) que

celle des valeurs critiques, alors on ne peut rejeter l'hypothèse de présence d'une racine unitaire. Les résultats de la valeur de la statistique-t du test ADF et des valeurs critiques obtenues pour la variable ratio dépenses militaires et du PIB réel et la variable guerre pour chacune des périodes se trouvent au tableau 3 ci-dessous.

**Tableau 3 : Statistiques des tests de racines unitaires ADF**

Variable	Période	Statistique test ADF	Valeur critique*
Ratio dépenses militaires/PIB réel	1717-1913	-7,6422	-2,8765

\*La valeur critique MacKinnon correspond une hypothèse de racine unitaire à un seuil de rejet de 5%.

Les résultats montrent que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour la variable ratio dépenses militaires au PIB réel car  $7,6422 > 2,8765$ . De plus, selon la représentation graphique de la variable guerre suggère que la série chronologique est stationnaire.

#### 4.5 Extraction de la tendance d'une série

L'utilisation du filtre Hodrick-Prescott permet d'extraire la tendance d'une série en utilisant la procédure suggérée par Hodrick et Prescott<sup>10</sup>. La valeur du paramètre utilisée pour aplanir la série est de 100. Cette tendance a été extraite de la série chronologique du ratio des dépenses militaires de façon à isoler la composante temporaire.

<sup>10</sup> Pour une discussion plus détaillée de la pertinence de l'utilisation du filtre Hodrick et Prescott, on peut se référer au chapitre 1 de Box, Jenkins et Reinsel (1994).

## **4.6 Analyse des estimations de la corrélation**

Dans cette section, on présente les résultats des estimations de la corrélation. Nous avons estimé la corrélation pour 3 sous-périodes soit, de 1717 à 1792, de 1818 à 1913 pour les taux d'intérêt nominaux et réels à long terme et de 1825 à 1913 pour les taux d'intérêt nominaux et réels à court terme. Nous avons estimé la corrélation pour les 3 périodes seulement, car, nous possédons que les estimations du taux d'intérêt réel pour ces 3 périodes. Mais auparavant, nous examinons la signification des coefficients de corrélation et des régressions.

### **4.6.1 Test de signification**

Les tests de signification servent, en général, à vérifier si les résultats des échantillons peuvent vérifier si l'hypothèse nulle peut être rejetée. Pour la présente étude, nous avons utilisé les statistiques  $t$  des coefficients de corrélation. Les résultats obtenus sont présentés aux tableaux ci-dessous. Il est à noter que pour la période allant de 1825 à 1913, les taux d'intérêt nominaux et réels sont ceux à court terme, à l'opposé, pour les périodes 1818 à 1913, les taux d'intérêt nominaux et réels sont ceux à long terme.

**Tableau 4 : Corrélation entre le ratio des dépenses militaires au PIB réel et les taux d'intérêt nominaux de 1717 à 1792, de 1818 à 1913 et de 1825 à 1913.**

	1717-1792	1818-1913	1825-1913
Coefficient de corrélation	0,42	0,234	0,176
Statistique t <sup>11</sup>	3,979	2,35	1,66

**Tableau 5 : Corrélation entre le ratio des dépenses militaires au PIB réel et les taux d'intérêt réels de 1717 à 1792, de 1818 à 1913 et de 1825 à 1913.**

	1717-1792	1818-1913	1825-1913
Coefficient de corrélation	0,055	-0,067	-0,118
Statistique t <sup>11</sup>	0,47	-0,66	1,098

<sup>11</sup> Les statistiques t sont calculées à partir de la formule suivante (Baillargeon (1989), p.410.).

$$t = \frac{r(n-2)^{1/2}}{(1-r^2)^{1/2}} \sim t$$

où, r est le coefficient de corrélation, n est le nombre d'observations, le niveau de confiance est de 95% et où les valeurs critiques des statistiques t sont égales à 1,990 pour la période 1717 à 1792 (l'échantillon est égal à 760, à 1,984 pour la période 1818 à 1913 (l'échantillon est égal à 96) et à 1,987 pour la période de 1825 à 1913.

**Tableau 6 : Corrélation entre la variable guerre et les taux d'intérêt nominaux de 1717 à 1792, de 1818 à 1913 et de 1825 à 1913.**

	1717-1792	1818-1913	1825-1913
Coefficient de corrélation	0,659	-0,618	-0,44
Statistique t <sup>11</sup>	5,53	-7,62	-4,57

**Tableau 7 : Corrélation entre la variable guerre et les taux d'intérêt réels de 1717 à 1792 et de 1818 à 1913 et de 1825 à 1913.**

	1717-1792	1818-1913	1825-1913
Coefficient de corrélation	0,487	-0,61	-0,632
Statistique t <sup>11</sup>	4,77	-7,46	-7,6

Pour chacune des estimations, des tests de statistiques t à deux queues (two tails), à un niveau de confiance de 95%, nous permettent de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle le coefficient de corrélation est égal à 0 pour les estimations des coefficients de corrélation des tableaux 4, 6 et 7. Les coefficients de corrélation entre le ratio des dépenses militaires et du PIB réel et les taux d'intérêt réels pour les périodes 1717 à 1792, 1818 à 1913 et 1825 à 1913 ne sont pas significatifs. Ainsi, pour chacune des périodes, les coefficients de corrélation sont significativement différent de 0 à l'exception des coefficients de corrélation présentés au tableau 5. Enfin, nous présentons à la sous-section suivante l'interprétation des résultats des estimations de la corrélation.

#### 4.6.2 Résultats des estimations de la corrélation

Les résultats des estimations de la corrélation ont été présentés aux tableaux 4 à 7. Après avoir présenté les résultats des estimations des coefficients de corrélation, les statistiques descriptives des estimations des taux d'intérêt nominaux, des taux d'intérêt réels, des ratios des dépenses gouvernementales et du PIB réel et la variable guerre sont présentées aux figures 1 à 13 de l'annexe A et aux tableaux 1, 2, 3 et 4 de l'annexe B. Rappelons qu'étant donné que les coefficients de corrélation entre le ratio des dépenses militaires et du PIB réel et les taux d'intérêt réels pour les trois périodes ne sont pas significatifs, les résultats d'estimation ne feront pas partie de l'analyse.

Après analyse des tableaux 4 à 7 et des figures 1 à 13 nous pouvons constater immédiatement les points suivants :

- 1- Les valeurs des coefficients de corrélation pour l'estimation des périodes 1717 à 1792 révèlent la présence d'une corrélation positive entre les taux d'intérêt et les ratios des dépenses militaires au PIB réel ou de la variable guerre.
- 2- Les valeurs des coefficients de corrélation pour les sous-périodes supérieurs à 1813 indiquent une corrélation négative entre les taux d'intérêt et les ratios des dépenses militaires au PIB réel ou de la variable guerre à l'exception du ratio des dépenses militaires au PIB réel et des taux d'intérêt nominaux.

Les figures 2, 8 et 11 de l'annexe A indiquent clairement que les taux d'intérêt nominaux ou réels sont corrélés avec les dépenses militaires que ce soit au niveau de la variable guerre ou au niveau des ratios des dépenses militaires et du PIB réel. La figure 2 indique manifestement une corrélation positive entre les taux d'intérêt nominaux et les ratios des dépenses militaires et du PIB réel lors des périodes de guerres. Le coefficient de corrélation entre les deux séries est de

0,42. En effet, l'examen de la figure 2 montre que ces deux variables sont corrélées lors des périodes de guerre de la succession autrichienne, de la guerre de 7 ans et de la guerre de l'indépendance américaine.

Enfin, lorsqu'il s'agit de la variable guerre, la figure 8 démontre que pour la période 1717 à 1792 les corrélations les plus apparentes entre les taux d'intérêt nominaux et la variable guerre se situe au même endroit que ceux observés entre les taux d'intérêt nominaux et les ratios dépenses militaires et PIB réels. Encore une fois, ce sont lors des périodes de guerre de la succession autrichienne, de la guerre de 7 ans et de la guerre de l'indépendance américaine que les corrélations sont les plus apparentes. Pour cette période, le coefficient de corrélation entre ces deux séries est de 0,659. Enfin, le coefficient de corrélation entre le taux d'intérêt réels et la variable guerre a une valeur de 0,487. De ce fait, la figure 11 indique une corrélation importante entre les deux variables seulement lors de la guerre de l'indépendance américaine.

Toutes les figures représentant les séries des périodes 1818 à 1913 et de 1825 à 1913 n'indiquent aucune corrélation positive entre les variables étudiées à l'exception des figures représentant les ratios des dépenses militaires et du PIB réel et les taux d'intérêt nominaux où les coefficients de corrélation sont respectivement de 0,234 et de 0,176. De ce fait, on peut dire que les corrélations entre le ratio des dépenses militaires au PIB réel et les taux d'intérêt nominaux sont semblables à celles observées par Barro, Benjamin et Kochin pour toutes les périodes. Cela étant, nous présentons diverses explications concernant l'absence de corrélation entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt nominaux et réels pour achever cette présente étude.

## **5. Les conséquences de l'ouverture des marchés financiers en Grande Bretagne après la période des guerres Napoléoniennes**

Nos résultats d'estimation de la corrélation entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt réels en Grande Bretagne de 1717 à 1913 indique assez clairement qu'il y a une corrélation positive pour les périodes d'estimation allant de 1717 à 1792. Par contre, pour les périodes d'estimation de 1818 à 1913 et de 1825 à 1913, la corrélation entre les 2 variables est négative dans trois cas sur quatre. Or, les auteurs Barro, Benjamin et Kochin soutiennent que l'on devrait observer une relation positive entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt réels. En fait, le modèle macroéconomique issu du modèle classique, prédit une relation de cause à effet entre ces deux variables. Nous avons de plus expliqué clairement la provenance de cette corrélation en exposant un modèle à deux périodes, période de guerre et période de paix, et en expliquant le rôle de la substitution intertemporelle ainsi que les conséquences de la nature temporaire de la guerre. Le rôle de la substitution intertemporelle est cruciale dans la présente analyse, car c'est précisément dû à cet effet de substitution qu'il y a corrélation entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt réels. Les effets de privation et d'excès de demande de la part des individus et des entreprises, sont les conséquences de la nature temporaire de la guerre.

De plus, comme mentionné par Mankiw (1994) il faut préciser que la théorie prédit l'effet de la variable exogène sur la variable endogène toute chose étant égal par ailleurs. Par contre, en temps réel, plus d'une variable exogène peut changer en même temps et ainsi avoir un effet sur les taux d'intérêt. Cette observation est peut-être la clé de l'explication de la corrélation négative observée entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt réels en Grande Bretagne pour les sous-périodes supérieures à 1813.

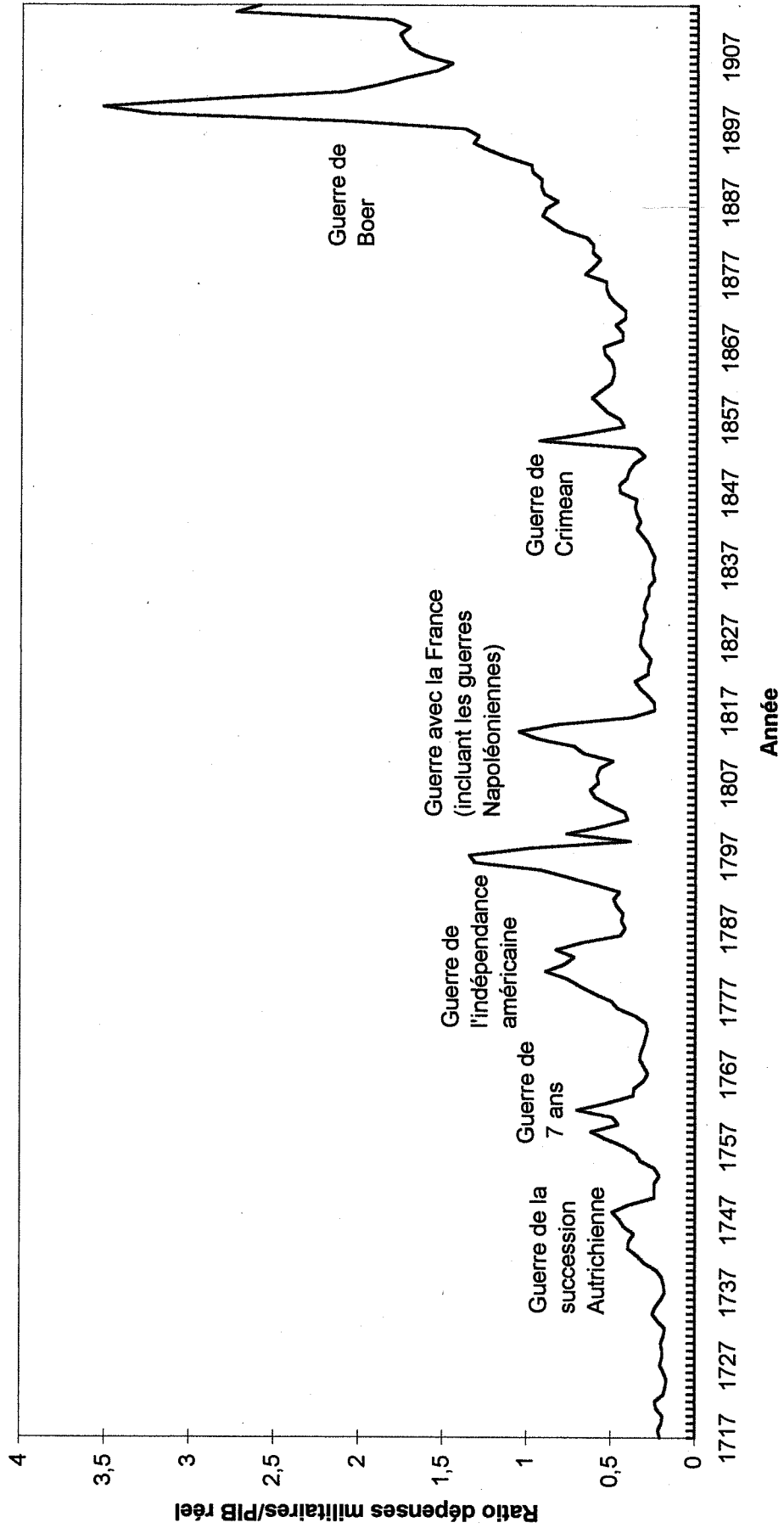
Après la période des guerres napoléoniennes, la Grande Bretagne a commencé à ouvrir ses marchés financiers au reste du monde. Ainsi, la Grande Bretagne a passé d'une situation d'économie fermée à un contexte d'économie ouverte avec mobilité des capitaux. Cette situation implique que le taux d'intérêt mondial est maintenant le taux d'intérêt qui prévaut en Grande Bretagne. Ainsi, une petite économie n'aura pas d'influence sur le taux d'intérêt mondial par contre, une économie dominante, comme la Grande Bretagne, aura quant à elle une influence sur ce taux d'intérêt. Alors, les taux d'intérêt nominaux de la Grande Bretagne devraient être proche des taux d'intérêt mondiaux. On peut dire que la mobilité des capitaux a peut-être eu une influence sur les taux d'intérêt de la Grande Bretagne et une influence sur la non-corrélation entre les taux d'intérêt et les dépenses militaires en Grande Bretagne de 1813 à 1913. Sur ce dernier point, Benjamin et Kochin ont trouvé une forte corrélation entre les taux d'intérêt nominaux et les dépenses militaires lors de la subdivision des périodes incluant seulement les périodes de guerre. On sait que lors d'une guerre, l'économie se referme sur elle-même et n'a pas accès aux marchés financiers mondiaux de ce fait, les taux d'intérêt nominaux qui seront en vigueur sont ceux du pays et non pas celui que l'on observe sur les marchés internationaux. Ainsi, une corrélation entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt nominaux devrait être observée. Enfin, selon les résultats obtenus dans la présente étude, il semble que les taux d'intérêt mondiaux ont possiblement influencé l'économie de la Grande Bretagne après la période des guerres napoléoniennes, car on note une corrélation négative entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt nominaux ou réels.

Afin d'améliorer la présente analyse il faudrait introduire d'autres variables pour effectuer les estimations de la corrélation. Cette solution simple à première vue, pose par contre le problème de la disponibilité des données. La Grande Bretagne a conservé beaucoup de

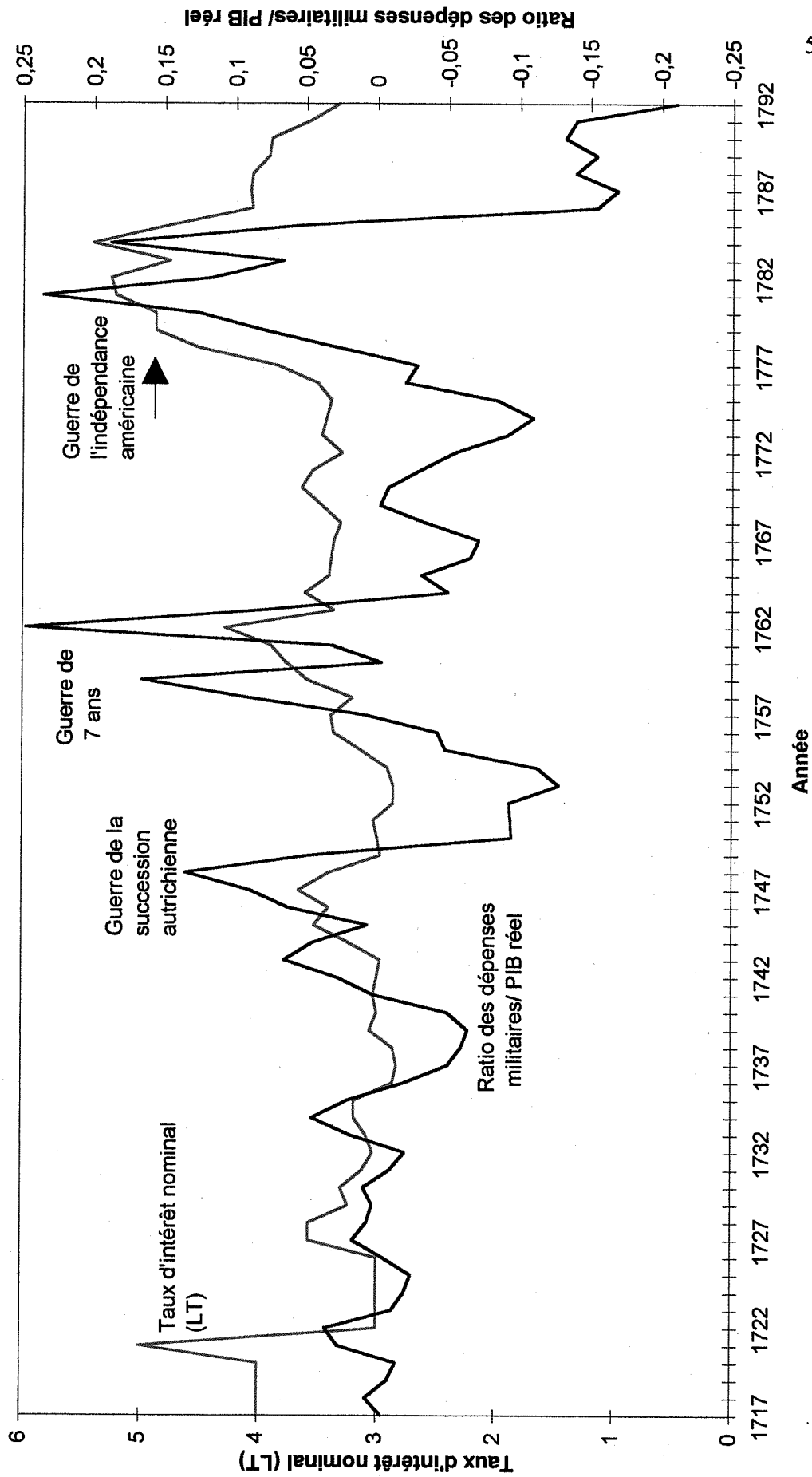
registres contenant des données sur divers sujets cependant, les séries chronologiques ne remontent pas nécessairement jusqu'au 18<sup>ième</sup> et 19<sup>ième</sup> siècle. Même si celles-ci remontent jusqu'au début du 18<sup>ième</sup> siècle, la construction d'une banque de données cohérentes souligne un problème de compilation.

Dans ce travail, nous avons examiné la corrélation entre les dépenses militaires et les taux d'intérêt nominaux et réels. Les résultats sont concluants pour la période 1717 à 1792 par contre, ceux-ci ne le sont pas pour les périodes postérieures à 1813. Ce mémoire semble donc avoir répondu aux deux objectifs que nous avons établis, soit d'améliorer notre connaissance des origines de la corrélation entre les taux d'intérêt nominaux et réels et les dépenses militaires en regard à la littérature actuelle et vérifier la corrélation entre les taux d'intérêt nominaux et réels et les dépenses militaires en Grande Bretagne.

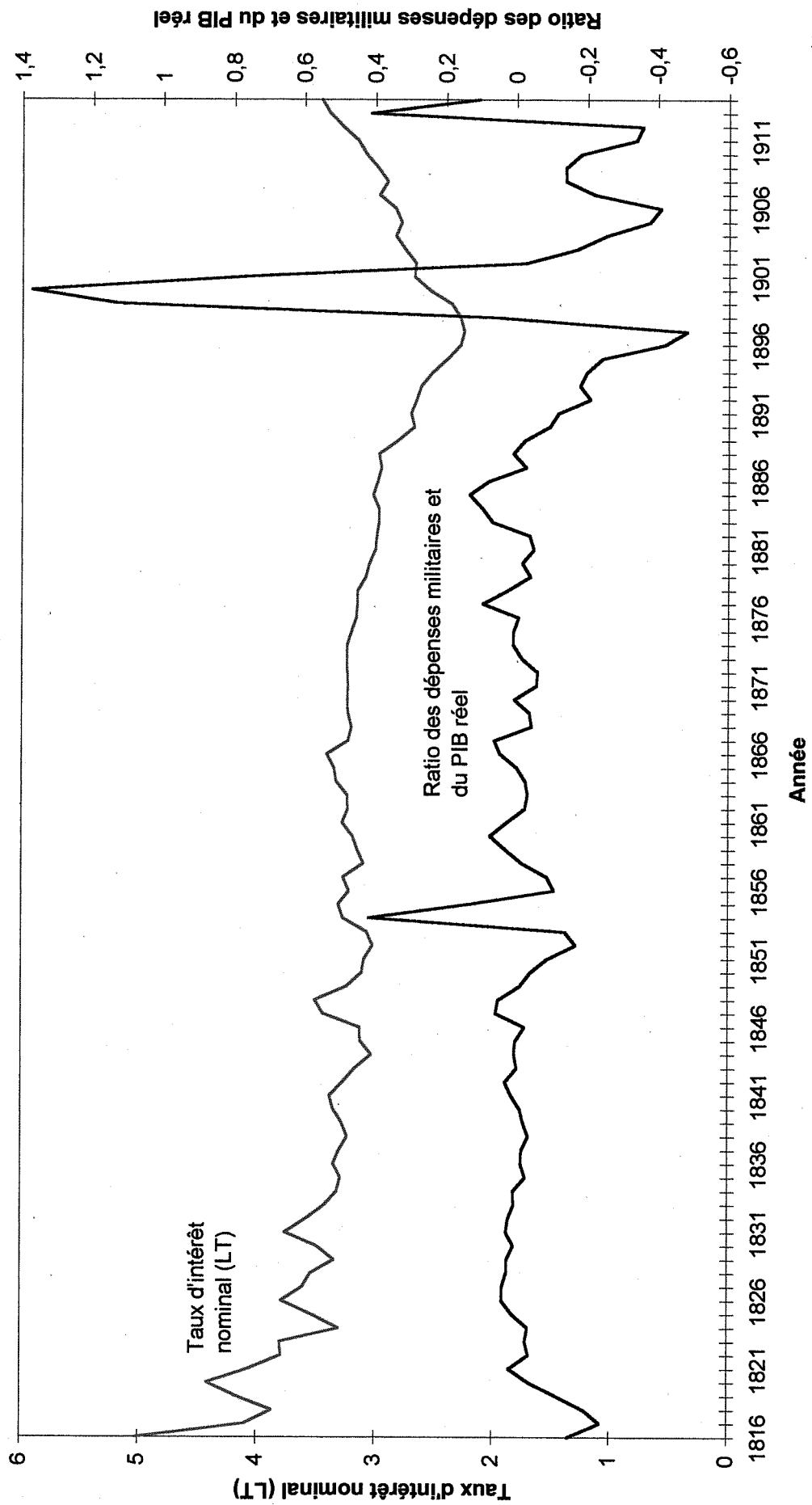
**Annexe A**  
**Figure 1**  
**Ratio des dépenses militaires/PIB réel en Grande Bretagne**  
**période 1717-1914**



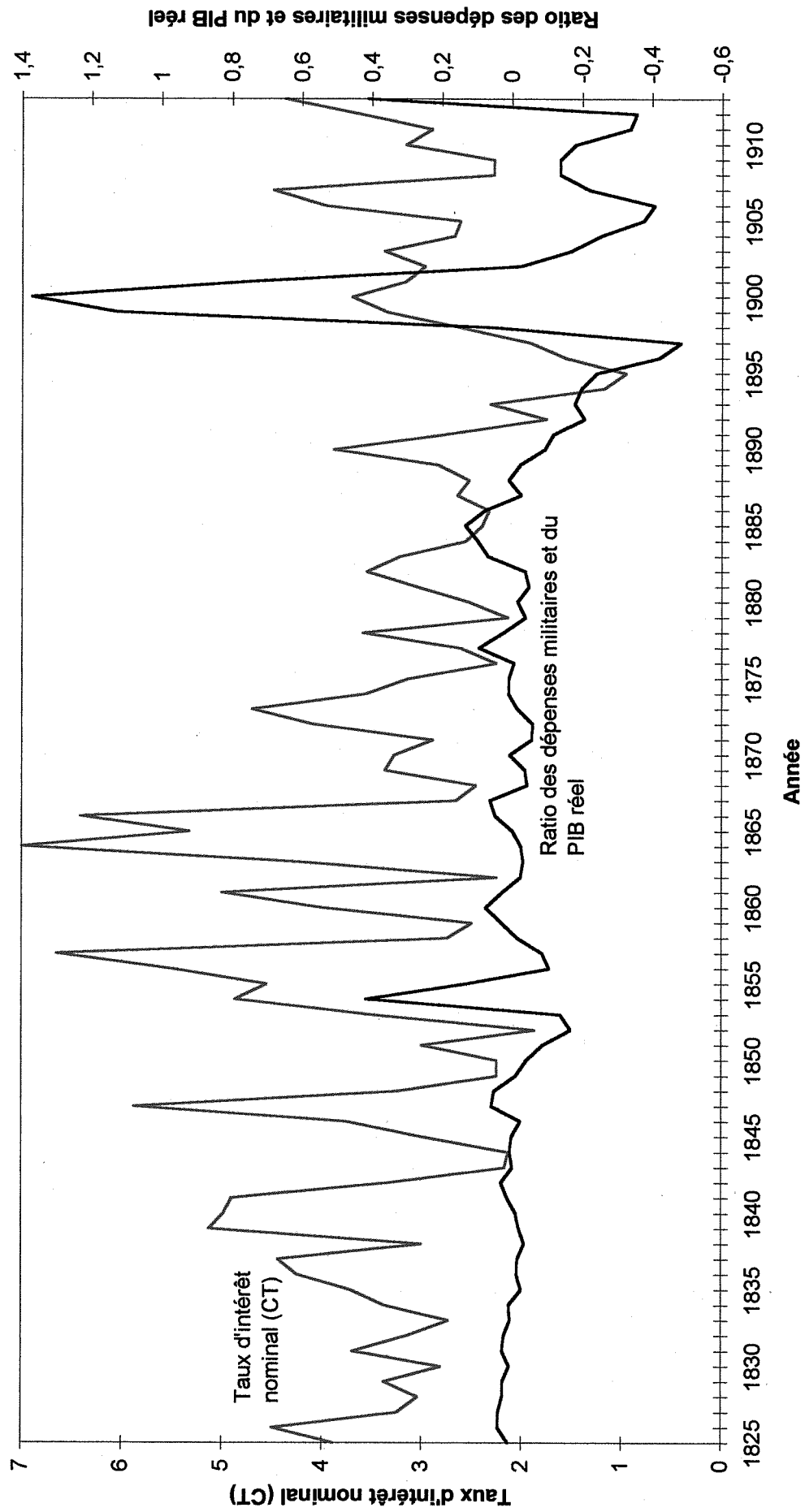
**Figure 2**  
**Taux d'intérêt nominal (LT) et ratio des dépenses militaires et du PIB réel**  
**Période 1717-1792**



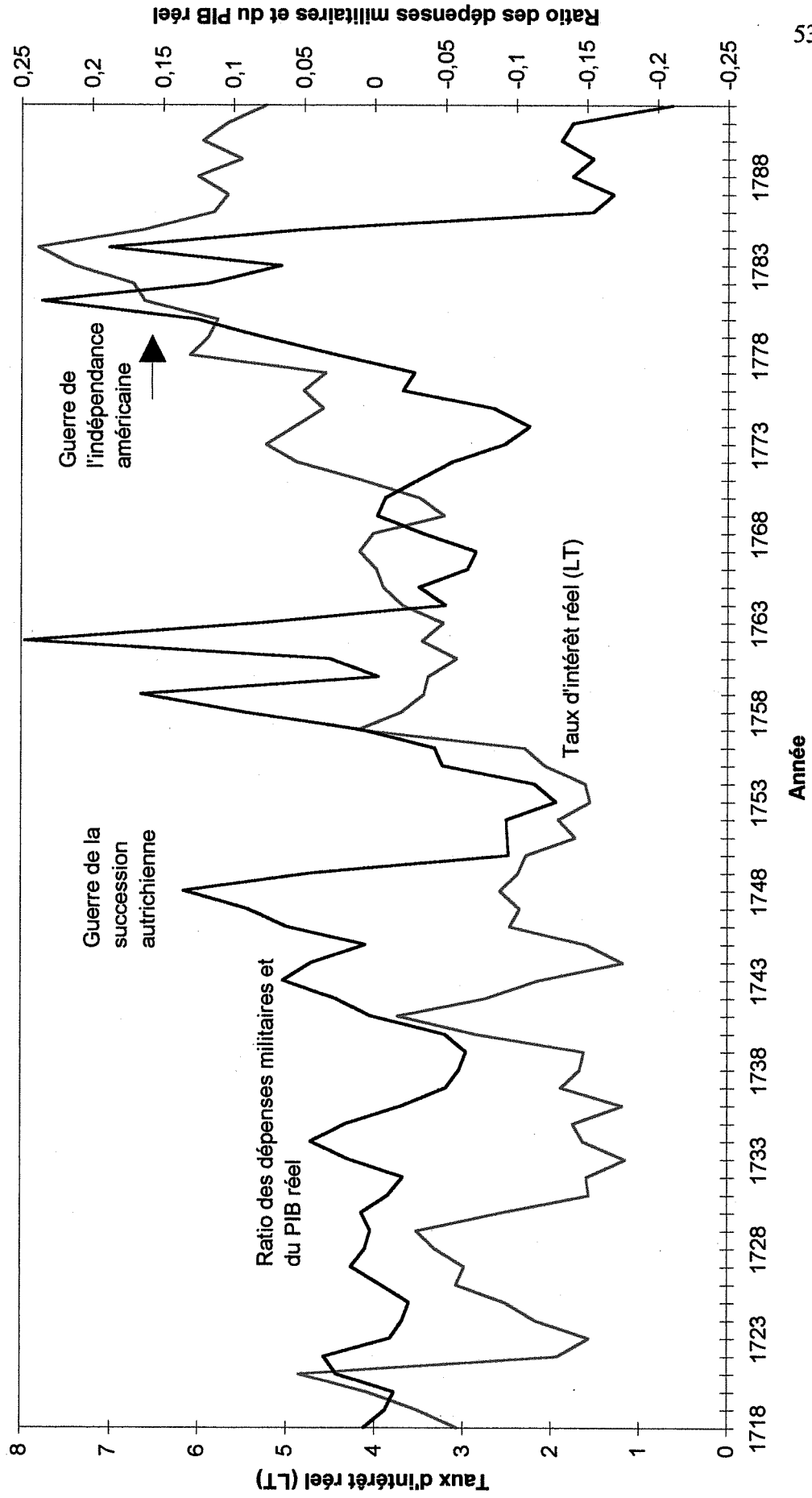
**Figure 3**  
**Taux d'intérêt nominal (LT) et ratio des dépenses militaires et du PIB réel**  
**Période 1816-1914**



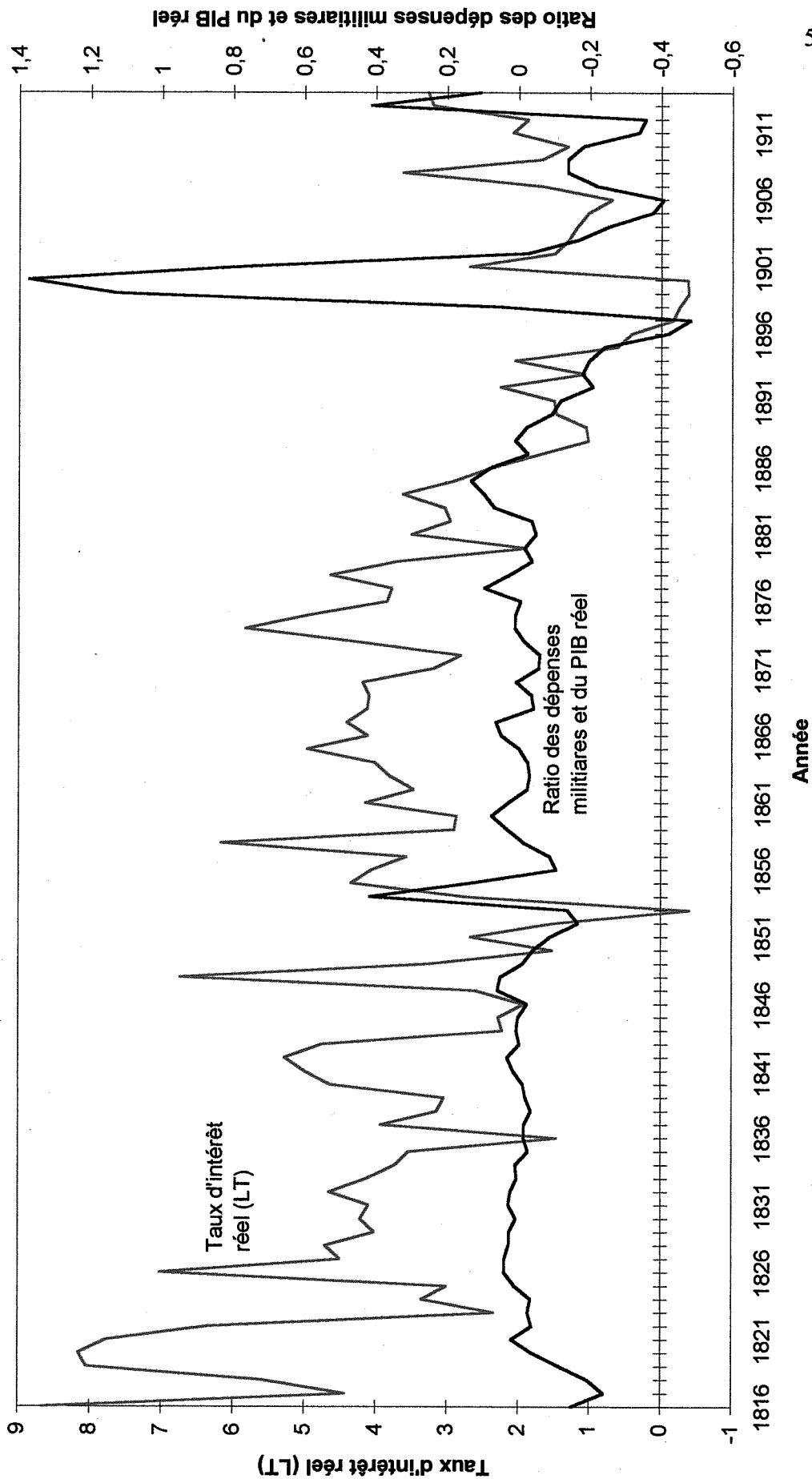
**Figure 4**  
**Taux d'intérêt nominal (CT) et ratio des dépenses militaires et du PIB réel**  
**Période 1825-1913**



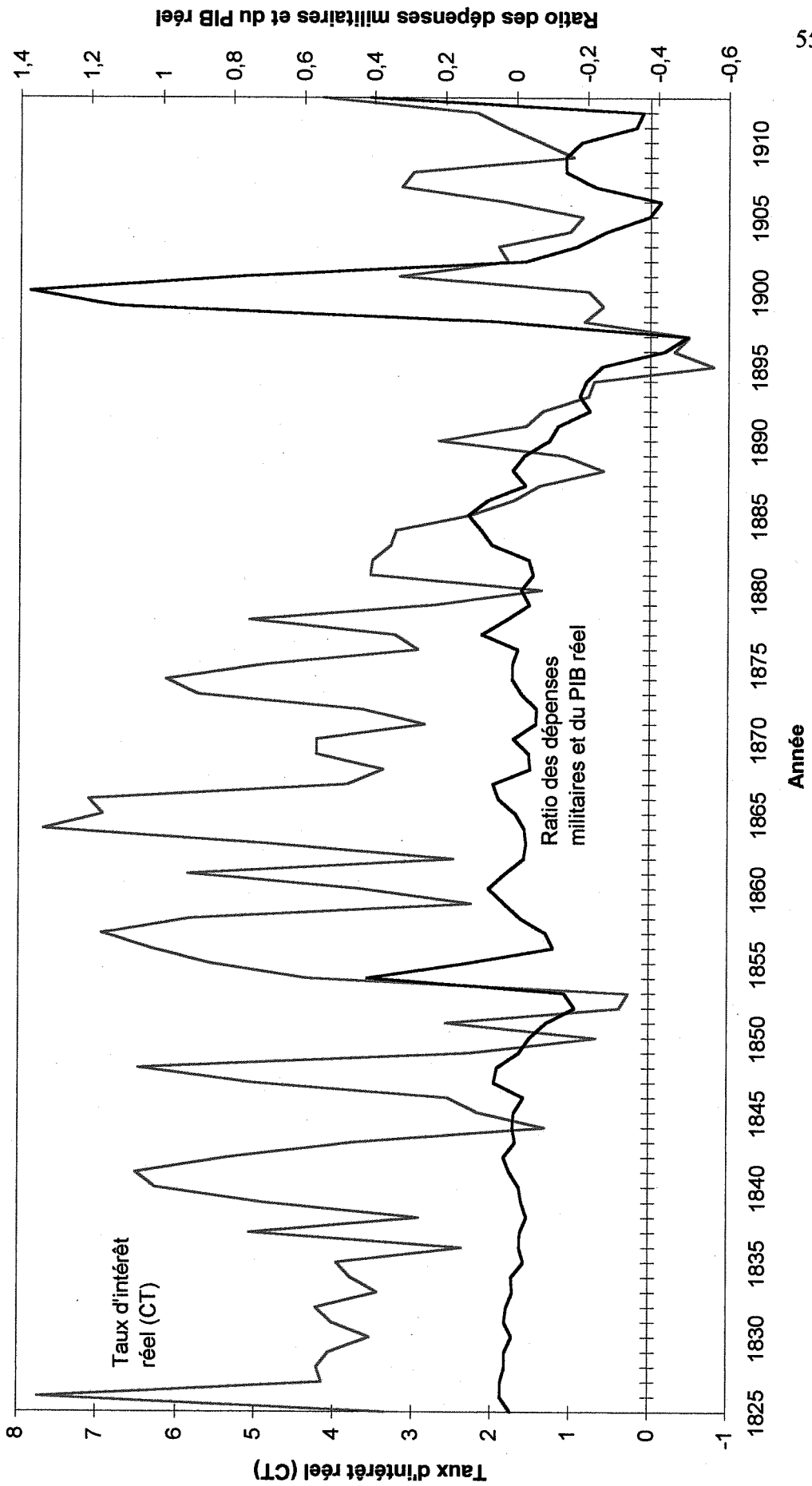
**Figure 5**  
**Taux d'intérêt réel (LT) et ratio des dépenses militaires et du PIB réel**  
**Période 1718-1792**



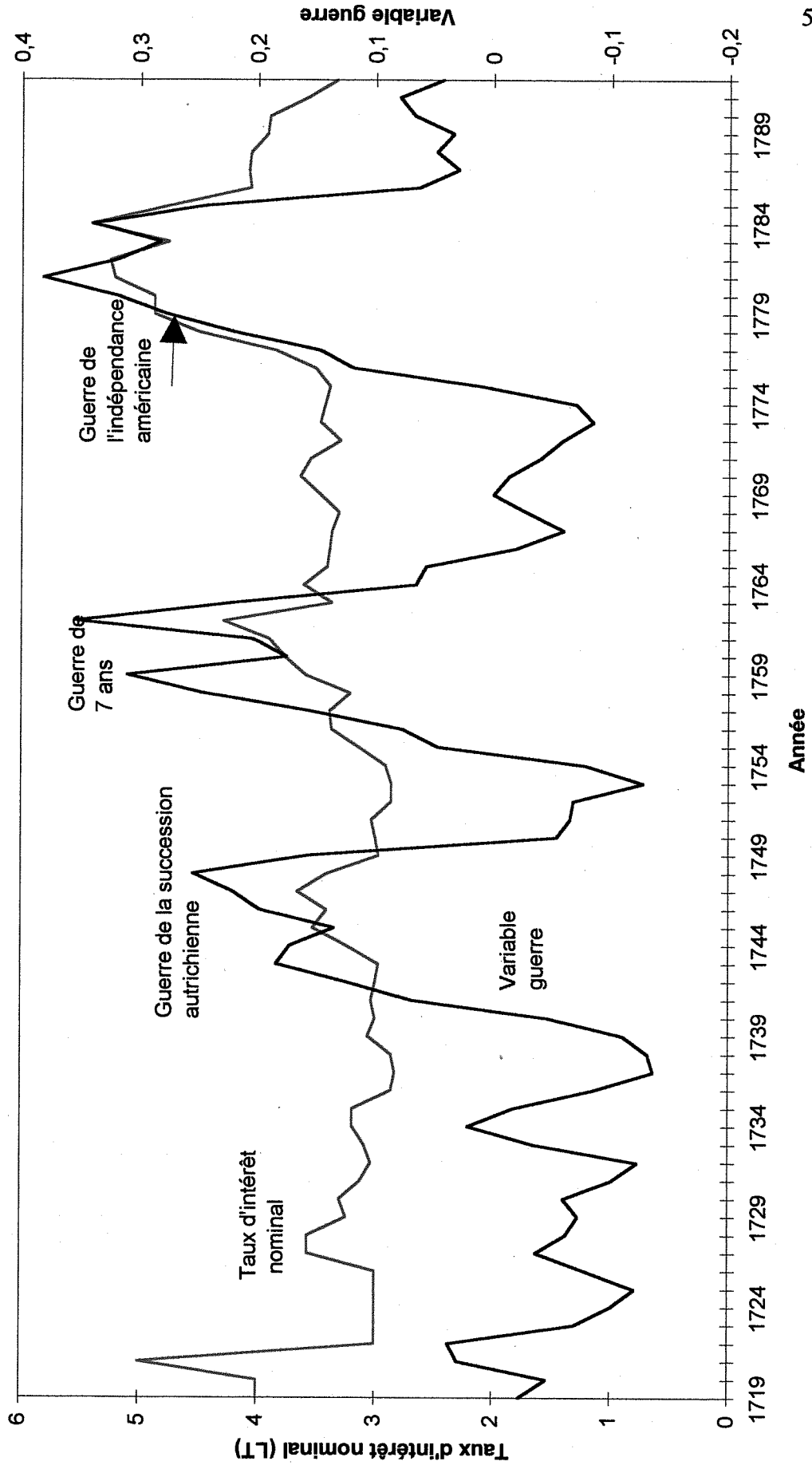
**Figure 6**  
**Taux d'intérêt réel (LT) et ratio des dépenses militaires et du PIB réel**  
**Période 1816-1914**



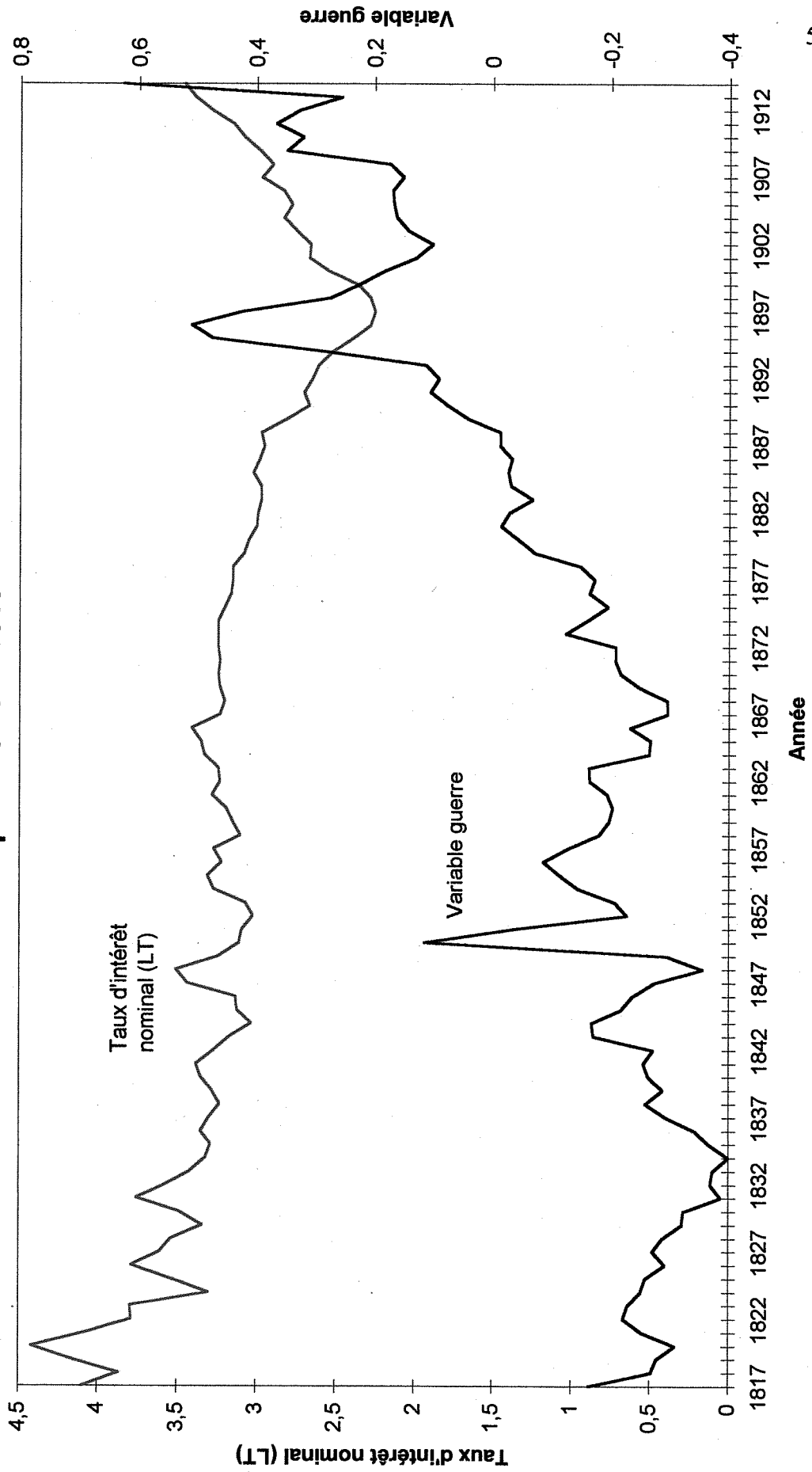
**Figure 7**  
**Taux d'intérêt réel (CT) et ratio des dépenses militaires et du PIB réel**  
**Période 1825-1913**



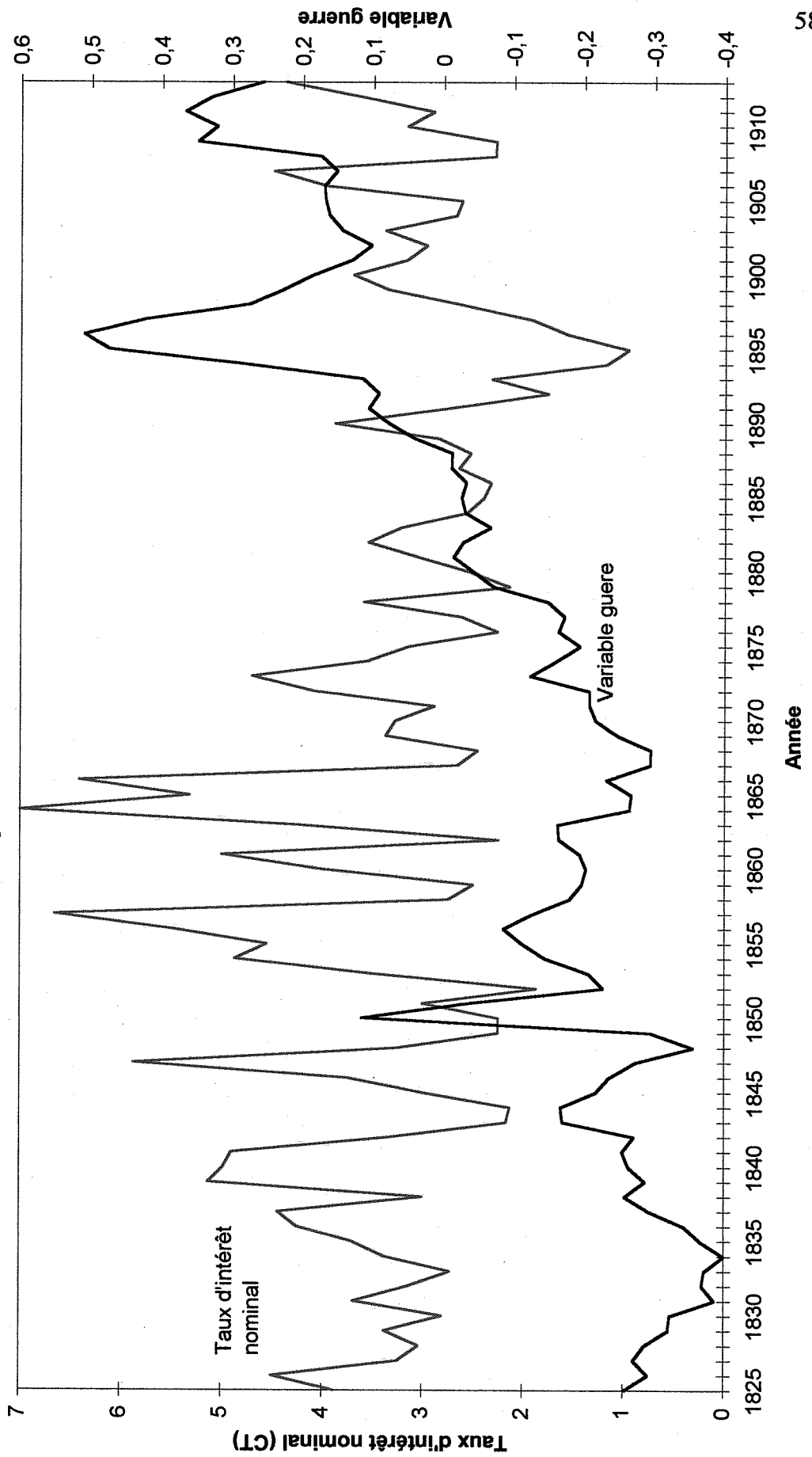
**Figure 8**  
**Taux d'intérêt nominal (LT) et variable guerre en Grande Bretagne**  
**période 1717-1792**



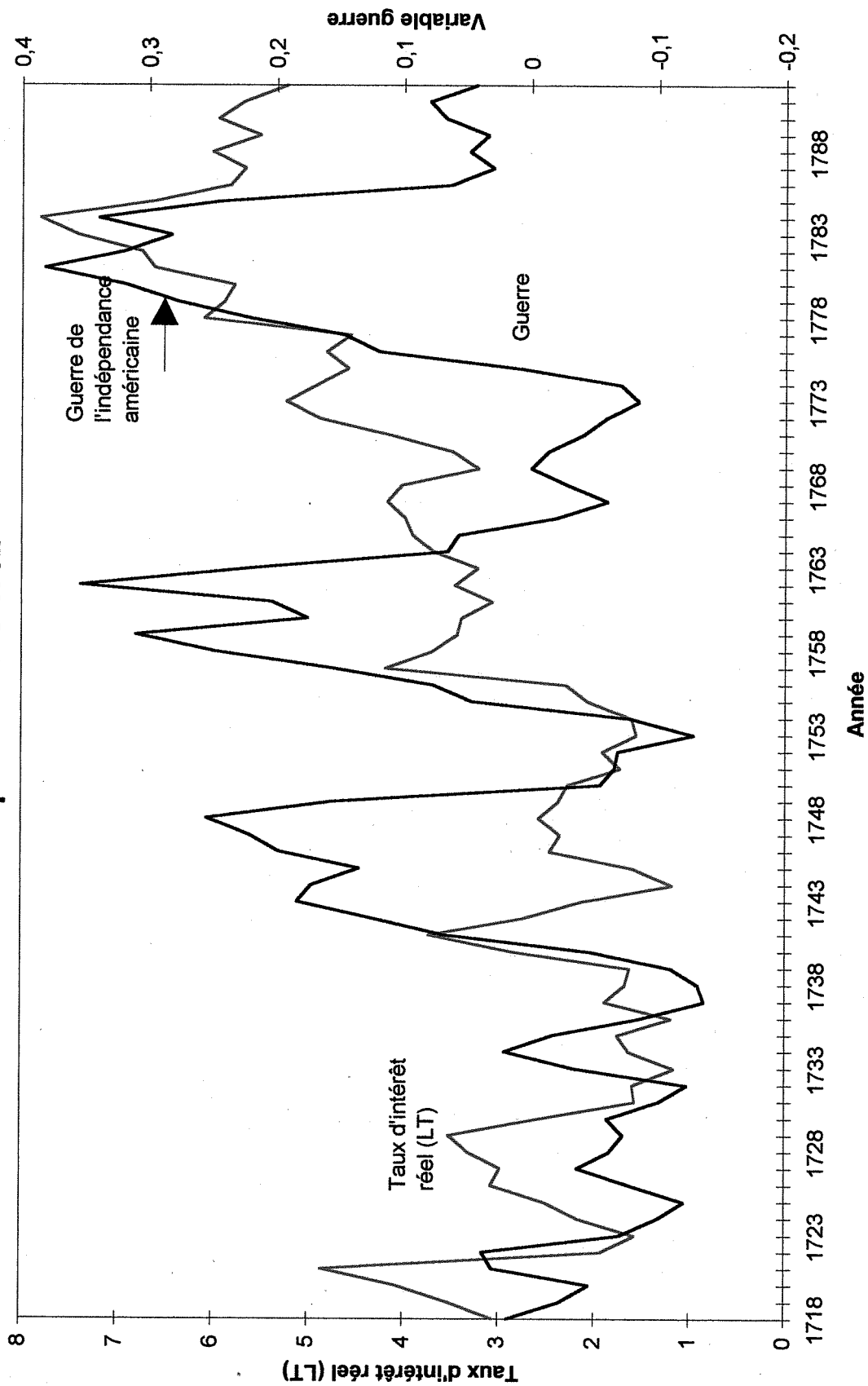
**Figure 9**  
**Taux d'intérêt nominal (L.T) et variable guerre en Grande Bretagne**  
**période 1816-1913**



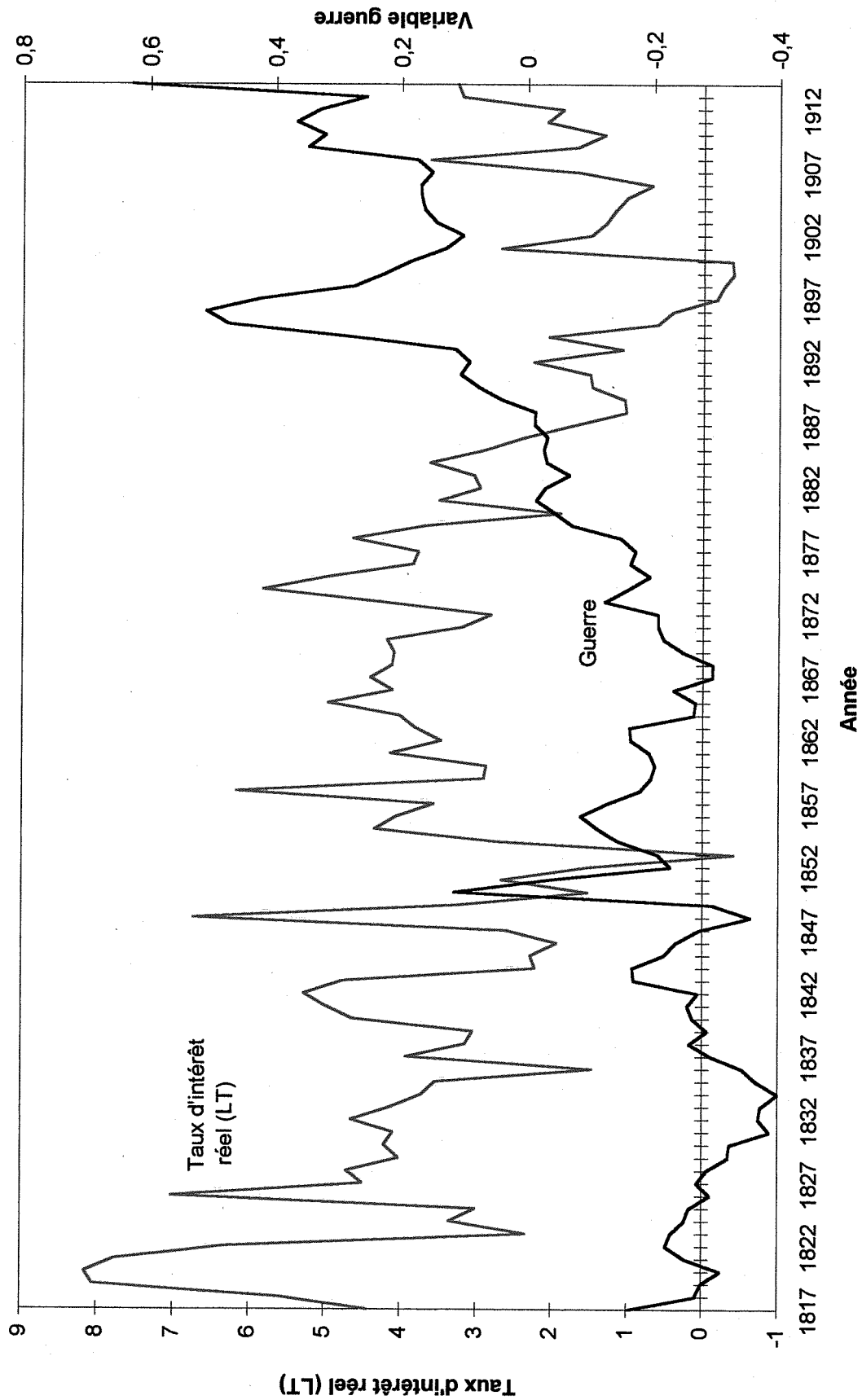
**Figure 10**  
**Taux d'intérêt nominal (CT) et variable guerre en Grande Bretagne**  
**période 1825-1913**



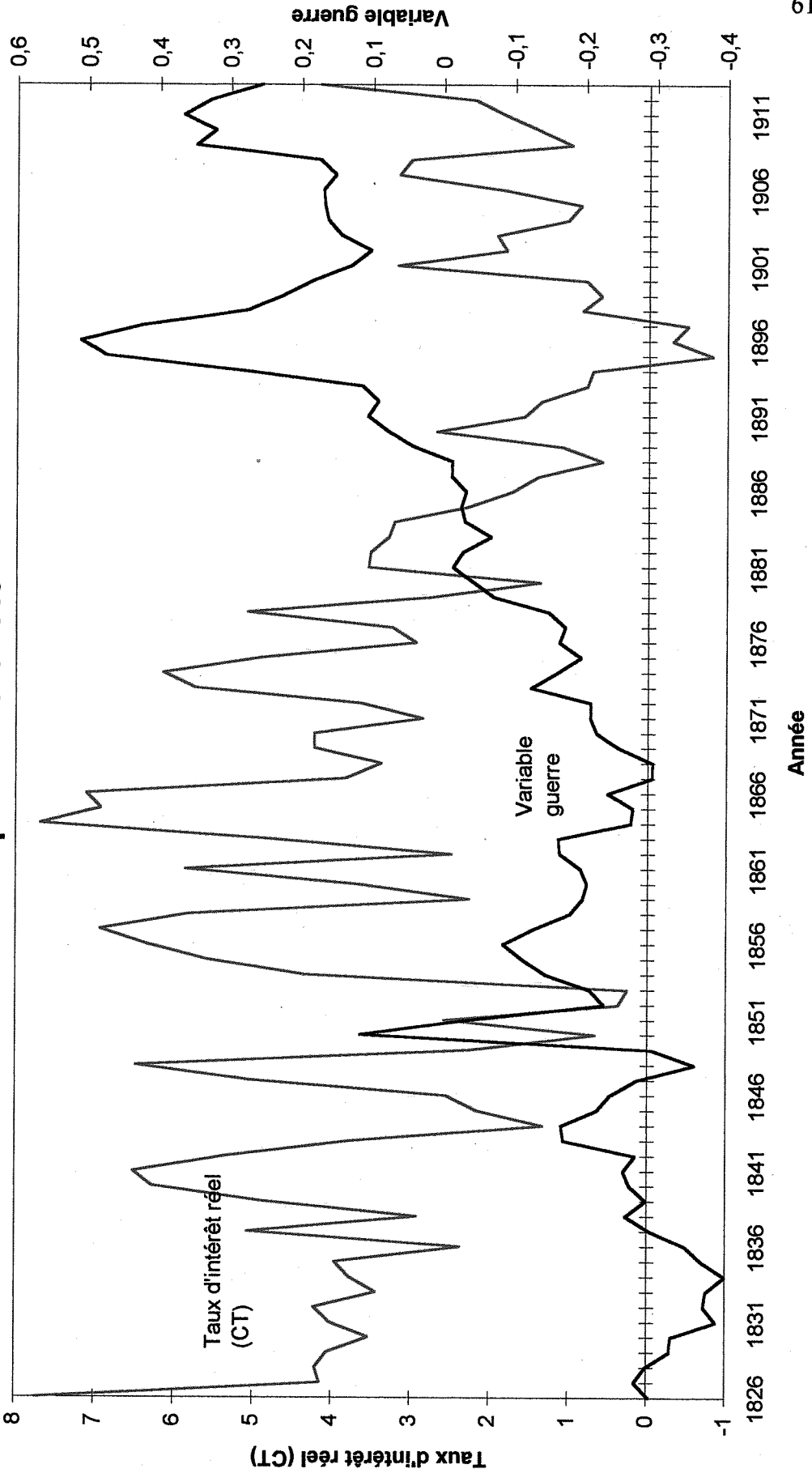
**Figure 11**  
**Taux d'intérêt réel (LT) et variable guerre en Grande Bretagne**  
**période 1718-1792**



**Figure 12**  
**Taux d'intérêt réel (LT) et variable guerre en Grande Bretagne**  
**période 1816-1914**



**Figure 13**  
**Taux d'intérêt réel (CT) et variable guerre en Grande Bretagne**  
**période 1825-1913**



## Annexe B

**Tableau 1 : Statistiques descriptives des ratios dépenses militaires/Pib réel**

**Période 1718-1792**

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Ratio dépenses militaires/Pib	-0,0074	0,088	-0,21	0,25

**Période 1818-1913**

Niveau	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Ratio dépenses militaires/Pib	-0,0059	0,249	-0,482	1,37

**Période 1825-1913**

Niveau	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Ratio dépenses militaires/Pib	-0,0044	0,25	-0,48	1,37

**Tableau 2 : Statistiques descriptives de la variable guerre****Période 1718-1792**

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Guerre	0,058	0,14	-0,13	0,38

**Période 1818-1913**

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Guerre	-0,088	0,23	-0,4	0,62

**Période 1825-1913**

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Guerre	-0,08	0,22	-0,4	0,62

## 7. Références

- Ahmed, S., (1986), "Temporary and permanent government spending in an open economy : some evidence for the United Kingdom", *Journal of Monetary Economics* 17, 197-224
- Barro, R. J., (1979), "On the determination of the public debt", *Journal of Political Economy* 87, 940-971
- Barro, R. J., (1987), "Government spending, interest rates, prices, and budget deficits in the United Kingdom, 1701-1918", *Journal of Monetary Economics* 20, 221-247
- Benjamin, D. J. and L. A. Kochin, (1984), "War, prices and interest rates : A martial solution to the Gibson paradox", M. D. Bordo and A. J. Schartz, eds., *A Retrospective on the Classical Gold Standard, 1821-1931*, University of Chicago Press, Chicago, IL., 587-604
- Box E.P.G., Jenkins M. G. and C.G. Reinsel (1994), *Time Series Analysis*, Prentice Hall, United States of America
- Cagan, P. (1984), "Mr. Gibson's Paradox - Was it There ?" M. D. Bordo and A. J. Schartz, eds., *A Retrospective on the Classical Gold Standard, 1821-1931*, University of Chicago Press, Chicago, IL., 604-610
- Campbell, J. Y., and Mankiw, N.G. (1987), "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review Proceedings* 77, 111-117
- Corbae, D. et S. Ouliaris (1989), "A Random Walk Through the Gibson Paradox", *Journal of Applied Econometrics* 4, 295-303
- Coulombe, Serge (1997), *La nature intertemporelle de l'information véhiculée par le système de prix*, texte présenté au colloque Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire, organisé par la Banque du Canada, les 3 et 4 mai 1997.
- Deane, P., (1968), "New estimates of gross national product for the United Kingdom 1830-1914", *Review of Income and Wealth* 14, 95-112
- Deane, P., and W.A. Cole, *British Economic Growth, 1688-1959*, 2<sup>nd</sup> ed. Cambridge University Press, Cambridge.
- Feinstein, C.H., (1972), *National Income, Expenditure and Output of the United Kingdom, 1855-1965*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Kuchciak, C. (1997), *The Behaviour of Prices Under Changing Monetary Regime : The United States and Great Britain*, Thèse de maîtrise, Université d'Ottawa

- Lee, C.J. and C. Petruzzi, (1987 a), "Prices, Interest Rates, and the Monetary Standard : A study of the Gibson-Kitchen Phenomenon", *Journal of Macroeconomics* 9, 185-202
- Mankiw, N. G. (1994), *Macroeconomics*, Worth Publishers, New York.
- Mills, Terence C., (1990), "A note on the Gibson Paradox during the Gold standard", *Explorations in Economic History* 27, 277-286
- Mitchell, B.R. and P. Deane, (1962), *Abstract of British Historical Statistics*, Cambridge University Press, Cambridge
- Mitchell, B.R. and H. Jones, (1971), *Second Abstract of British Historical Statistics*, Cambridge University Press, Cambridge
- Ricketts, N., (1996), *La mesure et l'interprétation des taux d'intérêt réels à court terme et de l'inflation attendue*, *Revue de la Banque du Canada*, été, 23-39
- Romer, David, (1996), *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, United States of America
- Sargent, T. J., (1973), "Interest Rates and Prices in the Long Run : A study of the Gibson Paradox", *Journal of Money Credit and Banking* 5, 383-449
- Shiller, R. J. and J. J. Siegel, (1977), "The Gibson Paradox and Historical Movements in Real Interest Rates", *Journal of Political Economy* 85, 891-907
- Summer, S., (1993), "The role of the Gold standard in the Gibson Paradox", *Bulletin of Economic Research* 45, 215-228

