

Régimes Monétaires et Théorie Quantitative du Produit Nominal au Portugal (1854-1998)¹

João Sousa Andrade

Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

resumo

A economia portuguesa, como aliás outras economias ocidentais, passou por vários regimes monetários desde meados do século XIX. Procura-se saber se a teoria quantitativa da moeda aplicada ao rendimento nominal, e não aos preços, explica o comportamento do rendimento nominal nos diferentes regimes monetários. A análise foca os períodos sugeridos pelos historiadores económicos, períodos que são condensados pelo método de Bai-Perron de forma a identificar rupturas estruturais das séries temporais. Depois de seleccionados os períodos a analisar e conhecendo as características de estacionaridade da oferta monetária e do rendimento nominal, aplica-se o método de co-integração de Joahansen a essas séries. Conclui-se que a teoria quantitativa do rendimento nominal da moeda não se aplica ao regime do padrão-ouro. A confirmação empírica sugere que essa teoria só se aplica num regime de inconvertibilidade da moeda.

L'économie portugaise, comme d'ailleurs d'autres économies occidentales, a connu différents régimes monétaires depuis la moitié du XXe siècle. Nous voulons savoir si la théorie quantitative de la monnaie appliquée au revenu nominal, et non aux prix, peut expliquer le comportement du revenu nominal dans différents régimes monétaires.

résumé / abstract

Nous concentrons notre analyse sur les périodes suggérées par les historiens économiques et nous les concentrons en utilisant la méthodologie de Bai-Perron pour l'identification des ruptures structurelles des séries temporelles. Après avoir pris la décision de savoir quelles périodes utiliser et connaissant les caractéristiques de stationnarité de l'offre de monnaie et du revenu nominal, nous appliquons la méthode de co-intégration de Johansen à ces deux séries. Notre conclusion est très intéressante: la théorie quantitative du revenu nominal de la monnaie ne peut être appliquée au régime de l'étalon-or. La confirmation empirique suggère que cette théorie ne peut être appliquée que dans un régime de monnaie inconvertible.

The Portuguese economy like other economies in occident has known some different monetary regimes since the middle of XIX century. We want to know if the quantity theory of money applied not to prices but to nominal income can explain the behaviour of nominal income in different monetary regimes. We concentrate on the periods used by economic historians and condensed them with the Bai-Perron methodology for identifying structural time breaks in time series. After deciding which periods to retain and knowing the stationarity characteristics of the money supply and the nominal income we applied the Johansen co-integration method to these series. Our conclusions are very interesting: the nominal income quantity theory of money can't be applied to the gold standard regime. The empirical evidence suggests its application only to an inconvertible regime.

¹ Je voudrais remercier Pedro Bação, Jacques Leonard, Jean-Pierre Berdot et Maria Adelaide Duarte pour leurs commentaires et suggestions. Je tiens aussi à remercier pour ses suggestions et corrections un *referee* de la revue *Notas Económicas*.





Présentation

Par cette étude, nous allons confirmer l'hypothèse d'une élasticité unitaire du produit nominal par rapport à l'offre de monnaie dans les cas des régimes de monnaie convertible. Du point de vue logique, cette hypothèse doit être considérée avant les études sur la théorie quantitative de la monnaie appliquée aux prix. Cette préoccupation concernant la formation de la demande globale nominale, nous la retrouvons dans la tradition monétariste. Cependant, le plus souvent, les discussions sur la neutralité de la monnaie font oublier l'antécédent logique de l'hypothèse de l'élasticité unitaire du produit nominal.

Notre étude sera appliquée à l'économie portugaise depuis 1854 jusqu'en 1998. Pendant cette longue période, l'économie portugaise a connu plusieurs régimes monétaires: aussi devons-nous savoir identifier et classer les différentes périodes. L'histoire économique ainsi que l'étude statistique de la période doivent être présentées. Ce travail étant accompli, nous devons tester notre hypothèse en tenant compte des techniques économétriques des séries non-stationnaires.

Dans une autre étude (Andrade, 2000), nous avons appliqué à l'ensemble de la période 1854-1998 une méthodologie du type suggérée par Bernanke et Mihov (1998), pour démontrer que l'élasticité du produit nominal par rapport à l'offre de monnaie n'était pas différente de l'unité pendant la période d'inconvertibilité de la monnaie portugaise. La valeur tendancielle des impulsions du produit nominal et de l'offre de monnaie qui résultent d'un choc de l'offre de monnaie, dans le contexte d'un modèle VAR, permettait la confirmation ou exclusion de la neutralité de la monnaie par rapport au revenu nominal. Mais comme l'a suggéré Mankiw (2000), il y a toujours le problème de retenir des effets qui ne sont pas différents de zéro du point de vue statistique.

Notre travail est organisé en 5 sections. Dans la première (I), nous présenterons l'importance de l'étude de la théorie quantitative du produit nominal. Nous tentons d'identifier les différents régimes que l'économie portugaise a connus de 1854 à 1998 en tenant compte de l'histoire des faits économiques portugais (II). Cette analyse sera enrichie par l'application de la méthodologie des ruptures temporelles de Bai-Perron aux données du produit nominal et de l'offre de monnaie et nous conduira à la délimitation des périodes pertinentes pour notre étude (III). Les caractéristiques du produit et de l'offre de monnaie seront analysées du point de vue de la présence d'une racine unitaire, de stationnarité, de persistance des chocs et de rupture de tendance (IV). Connaissant les périodes et les caractéristiques des variables, nous pouvons faire la recherche de modèles du produit nominal. Nous avons étudié la présence de vecteurs de co-intégration et des relations simples entre le produit nominal et l'offre de monnaie (IV). Finalement nous concluons (VI). Nous pouvons confirmer le quantitativisme du produit nominal durant les périodes de production de monnaie inconvertible. Dans une Annexe, nous indiquons les variables utilisées ainsi que leurs sources.

1. Introduction

Taylor (2000), Brainard et Perry (2000) ainsi que Cogley et Sargent (2002) ont démontré, pour les Etats-Unis, l'existence d'une réduction de la persistance du taux d'inflation depuis les années 80. Les conséquences de ce phénomène au niveau du modèle macroéconomique du taux de chômage naturel sont considérables². En fait, la neutralité de la monnaie³ ne devrait plus être retenue.

Les concepts de neutralité et, par conséquent, de non-neutralité de la monnaie, si chers aux économistes pour la compréhension du fonctionnement de l'économie se trouvent aujourd'hui

2 Voir (Hall, 1999) et (Taylor, 1998).

3 Et donc, de la politique monétaire. Mais on devrait aussi l'admettre, en général, pour les politiques de demande.

réduits à l'étude empirique d'une seule variable macroéconomique: le taux d'inflation. Nous considérons que le concept de neutralité de la monnaie est beaucoup plus profond que cela et qu'il est au cœur de nos conceptions sur le fonctionnement de l'économie. Il n'est pas légitime de le limiter à la confirmation des seules caractéristiques statistiques d'une seule variable macroéconomique. En outre, les problèmes d'équivalence observationnelle⁴ ne doivent pas être ignorés à ce propos.

Après les essais de Cantillon (1755) et Bodin (1568) sur la théorie quantitative de la monnaie, nous pouvons affirmer que cette théorie a atteint une version cohérente avec Ricardo, (1810-11). L'analyse dichotomique lui permettra de ne prendre que les seuls effets de la monnaie sur les prix sans qu'elle soit affectée par les facteurs réels. Il nous a fallu attendre Wicksell, (1906) pour accepter la théorie quantitative et refuser l'ancienne dichotomie. La théorie monétaire moderne (Patinkin, 1965, 1987) fut bâtie sur les rejets de la dichotomie et du postulat de l'homogénéité (Leontief, 1936-7).

L'équilibre économique n'est que le résultat de l'égalité de l'épargne et de l'investissement, mais le taux réel nécessaire à cet équilibre n'est pas connu d'avance⁵. Que peut y faire la politique monétaire? Simplement réduire les déséquilibres entre l'épargne et l'investissement. La stabilité des prix serait non seulement un indicateur de déséquilibre mais également un expédient minimum pour l'obtention d'un tel objectif. Les transformations sociales et politiques après la Première Guerre Mondiale, ainsi que l'évolution de l'analyse économique, ont conduit à des contraintes de liquidité dans la conduite de la politique économique, lesquelles ont détruit l'étalon-or et ont commandé la conduite de la politique monétaire⁶. La politique monétaire peut réduire les fluctuations mais pas les éliminer: les différences d'opinion à propos de la crise de 1929, entre Friedman, d'un côté, et les Autrichiens, de l'autre, sont bien connues. Pour Friedman, une politique monétaire différente aurait résolu la crise. Pour les Autrichiens, il aurait été impossible de l'éliminer. La crise avait pour origine les comportements du passé, des investissements mal ajustés, mais cohérents avec les politiques monétaires suivies. Le démon de Maxwell⁷ ne limite pas leur action au changement des prix, elle est plus profonde. Premièrement, les changements dans la quantité de monnaie ne peuvent jamais avoir les mêmes effets, au même moment, sur tous les biens⁸. Deuxièmement, les variations dans la quantité de monnaie introduisent un facteur dynamique dans le système économique⁹. Comment peut-on atteindre une monnaie neutre, en ce qui concerne les variables réelles de l'économie?

Beaucoup de temps s'est écoulé depuis ces affirmations de Mises jusqu'au commentaire du néo-keynésien Kaldor¹⁰ à propos des effets de distribution associés aux variations dans la quantité de monnaie. Pour le meilleur et pour le pire¹¹, les conséquences des changements dans la quantité de monnaie ne s'épuisent pas dans le niveau général des prix. Il nous faut prendre les différents effets sur les individus, les biens et la production. Nous devons accepter que les distorsions dans la structure productive sont la conséquence logique de l'éloignement des valeurs du taux d'intérêt réel de sa valeur d'équilibre¹². En conclusion, nous ne devons pas isoler

4 (Sargent, 1976).

5 (Hayek, 1978; Wicksell, 1898). Voir aussi (Cassel, 1928) et l'exposition faite dans (Humphrey, 2002).

6 (Hayek, 1936)

7 (Georgescu-Roegen, 1966). Faisant l'analogie avec le phénomène d'entropie, le démon correspond à une «nouvelle énergie» créée avec l'émission de monnaie.

8 «Changes in the quantity of money can never affect the prices of all goods and services at the same time and to the same extent». (Mises, 1949: 396).

9 «(E)very variation in the quantity of money introduces a dynamic factor into the static economic system». (Mises, 1912: 145).

10 (Kaldor, 1986).

11 N'oublions pas que si l'on rejette la neutralité de la monnaie, cela signifie qu'on pourra retourner à une conception de courte période de la courbe de Phillips. Le meilleur: la réduction temporelle du taux de chômage; le pire: le retour à des périodes inflationnistes.

12 (Mises, 1912: 21 et 556).





les conséquences sur le niveau des prix des conséquences sur le volume et la structure de production. Ainsi, la conception d'une monnaie neutre fut-elle qualifiée, par Hayek, de "caricature"!

Nous soutenons la non-neutralité de la monnaie et, en même temps, au niveau national et pour les régimes monétaires inconvertibles, nous soutenons le quantitativisme du produit nominal. L'étude de ce dernier concept doit être prise comme préalable à l'étude de la neutralité de la monnaie. Pour présenter ce concept, nous ferons référence à M. Friedman et à A. Chaîneau. On insistera sur le fait que M. Friedman, après avoir commencé par la présentation d'une théorie du produit nominal, va soumettre son idée originale à la vieille théorie quantitative des prix. Dans le cas d'A. Chaîneau, on peut voir que les concepts de déséquilibre au niveau de l'analyse de l'équilibre général, présents, ou suggérés, dans Lange (1945), Patinkin, (1965)¹³; Chaîneau (1964), furent intégrés dans son analyse macroéconomique du revenu nominal.

Friedman nous a proposé la théorie quantitative de la monnaie comme une théorie de la demande de monnaie. On connaît sa célèbre définition selon laquelle la théorie quantitative de la monnaie considère non seulement la demande de monnaie comme stable mais la considère également comme prépondérante pour la détermination du produit nominal¹⁴. En conséquence, la théorie quantitative est devenue ainsi une théorie du revenu nominal. C'est dans ce sens qu'on doit prendre le modèle monétariste qui s'est développé après la première moitié des années soixante.

Friedman, en cohérence avec ses idées sur la monnaie, nous a encore proposé que l'analyse macroéconomique devrait expliquer: (a) les mécanismes qui conduisent, dans une courte période, à distinguer dans les variations nominales ce qui appartient aux prix et au produit; (b) l'ajustement de courte période du revenu nominal aux variations des variables autonomes; et enfin (c) la transition des états de courte période vers l'équilibre de longue période¹⁵. Ce programme de recherche est cohérent dans ses objectifs. Mais, entre les mains de Friedman, il y a là un problème soulevé par le quantitativisme des prix. Cette construction d'une théorie du revenu nominal était destinée à loger la neutralité de la monnaie. La position de Friedman est très nette: les changements de la quantité de monnaie, en excès de la croissance réelle, se traduiront, dans la longue période, par des changements des prix. D'une façon synthétique, comme l'a affirmé A. Schwartz: la croissance soutenue de la monnaie, relativement à la croissance du produit, déterminera le comportement de longue période des prix¹⁶.

Avec Friedman, l'analyse macroéconomique a commencé à s'intéresser aux variables nominales. La macroéconomie de type keynésien ne s'intéressait qu'aux seules variables réelles, et si elle admettait des changements des prix, ces variations n'étaient pas déterminées par l'offre de monnaie. Mais, pour Friedman, le quantitativisme des prix conduisait à la neutralité de la monnaie dans la longue période et, en conséquence, nous pouvons dire qu'il n'y a pas, chez Friedman, une place autonome pour un quantitativisme nominal. Le quantitativisme nominal est en même temps un quantitativisme des prix. La position monétariste d'André Chaîneau est, à ce propos, bien différente.

Dans une tradition française, qui remonte au XVIII^e siècle, A. Chaîneau¹⁷ se propose de mener une analyse macroéconomique encadrée par une modélisation en termes de circuit économique. Dans une représentation sans et avec production autonome de monnaie, il en arrive à la conclusion que les comportements monétaires sont responsables de l'instabilité de la demande

13 Première édition en 1950.

14 «The quantity theorist not only regards the demand for money as stable; he also regards it as playing a vital role in determining variables that he regards as of great importance for the analysis of the economy as a whole, such as the level of money income (...)». (Friedman, 1956: 109).

15 (Friedman, 1973: 89).

16 «A sustained change in the growth rate of money relative to growth in output determines the long-run behaviour of prices». (Schwartz, 1992:19).

17 Voir surtout (Chaîneau, 1992; Chaîneau, 1995; Chaîneau, 1996).



globale et que cette instabilité va se transmettre à toute l'économie. Son objectif principal est l'étude d'une économie avec production (disons élastique) de monnaie dont le coût de production marginal est nul. Cette production est nécessaire pour deux raisons: d'une part, satisfaire le désir de thésaurisation des ménages sans créer des situations déflationnistes, d'autre part, adapter la circulation monétaire à la croissance de l'économie. Chaîneau considère également, parallèlement à la croissance réelle, la croissance des prix qui caractérise les économies industrielles (Chaîneau, 1992: 191). Les chocs provoqués par la demande globale ont des conséquences déséquilibrantes différentes dans des systèmes monétaires avec et sans contrôle de production de monnaie.

On n'insistera jamais suffisamment sur l'absence de contenu du concept de demande endogène de monnaie de la part de certains auteurs keynésiens. De la demande individuelle de monnaie à la demande globale de monnaie, on franchit le pas de géant que Patinkin (1965) a qualifié comme allant de l'expérimentation individuelle à l'expérimentation du marché. Dans le cas de cette dernière, la demande de monnaie ne peut être différente de la quantité de monnaie qui circule. Et en même temps, c'est cette quantité, (ou offre), nominale de monnaie qui détermine la valeur globale demandée dans l'économie (Chaîneau, 1992: 143)¹⁸.

Dans sa théorie de l'équilibre macroéconomique, la demande et l'offre de monnaie sont deux concepts centraux. Pour Chaîneau, la demande et l'offre de monnaie sont des phénomènes indépendants et l'offre de monnaie précède la formation de la demande de monnaie (Chaîneau, 1992: 198 et 230). Les besoins d'endettement des entreprises auprès des banques déterminent la création monétaire tandis que la demande de monnaie est déterminée par les besoins d'encaisses de ménages (Chaîneau, 1992: 198). Les fondements microéconomiques de l'expérimentation individuelle sont les principes de l'indépendance de la demande et de l'offre de monnaie. Les conséquences de cette production de monnaie font d'elle un bien particulier: non seulement son offre est finalement indépendante de sa demande mais sa demande s'adaptera aussi à son offre (Chaîneau, 1992: 207). Aussi devons-nous accepter que ce qui se produit avec la monnaie est justement le contraire de ce qui se produit avec les autres biens. C'est justement ce type de comportement qui est à l'origine de la spécificité des conséquences des chocs monétaires.

Les deux phénomènes de demande et d'offre étant indépendants, le problème de création monétaire devient complexe en tant que résultat d'influences contradictoires. Nous pouvons penser à l'alimentation du circuit économique, soit en raison des besoins de financement bancaire des entreprises (c'est-à-dire en fonction des demandes anticipées de crédit bancaire), soit en fonction des encaisses monétaires du secteur non bancaire (Chaîneau, 1992: 199). Les conséquences sur la demande globale sont naturellement différentes dans un cas et dans l'autre. Si, dans le premier, on valorise les perspectives d'investissement, dans le deuxième, on valorise la stabilité du pouvoir d'achat de la monnaie. En tous cas, au niveau de l'expérimentation de marché, l'offre de monnaie déterminera le niveau nominal de la demande et de l'offre globale.

En résultat des décisions des entreprises, des banques et des ménages, la situation normale doit être celle d'un déséquilibre *ex ante* entre l'offre et la demande nominale de monnaie. Un programme de recherche macroéconomique, au-delà d'une théorie de détermination de la demande globale nominale, doit répondre aux questions suivantes: – comment se forme l'équilibre entre les différents flux monétaires du circuit? – quelles sont les conditions qui conduisent à la création des déséquilibres? – et, comment les déséquilibres sont-ils éliminés sachant qu'on aura toujours *ex post* l'égalité de la demande et de l'offre globale? André Chaîneau répond, plus précisément, aux deux premières questions.

Les déséquilibres nominaux sont éliminés par des ajustements des quantités et des prix. La valeur nominale de l'offre et de la demande globale ne peut être déterminée que par l'offre de

¹⁸ Voir, particulièrement, tout le chapitre 7.



monnaie (Chaîneau, 1992: 143). A supposer que, dans la longue période, les comportements de thésaurisation et de déthésaurisation soient neutres, la demande nominale globale aura une élasticité unitaire par rapport à l'offre de monnaie dans les régimes de monnaie inconvertible. C'est cette thèse que nous allons tester pour l'économie portugaise, par l'étude des différents régimes monétaires que l'économie portugaise a connus.

2. Régimes Monétaires dans l'Economie Portugaise

L'étude du comportement du produit nominal, par rapport à l'offre de monnaie, de 1854 à 1998, doit prendre en considération les différents régimes monétaires qui ont caractérisé cette période. Nous retenons la définition de régime monétaire de Bordo: "un ensemble de pratiques et d'institutions avec toute une série d'anticipations – anticipations des agents sur le comportement des décideurs et anticipations des décideurs à propos des réactions des agents à leurs décisions"¹⁹.

D'une façon trop empiriste, Neumann (1993) propose l'idée qu'un régime monétaire peut être décrit par un taux moyen de croissance de monnaie et par une variance de ce taux. Nous pensons qu'un régime ne peut ignorer des caractéristiques empiriques d'autres variables telles que le produit nominal et réel ainsi que les prix²⁰. Comme notre intérêt dans cette étude concerne le comportement du produit nominal, nous nous intéressons seulement à la manière dont ces deux variables (produit et monnaie) peuvent nous aider à délimiter les différents régimes. Pour des raisons de comparaison internationale, on étudiera aussi l'évolution des prix portugais, américains et anglais.

Normalement, l'étude des régimes monétaires commence par l'étalon-or, en passant sous silence les événements du XVIII^e siècle. Deux raisons le justifient: la dimension géographique limitée du régime et l'absence, très gênante, de statistiques disponibles. Le XIX^e siècle a vu le retour à la convertibilité de la livre anglaise en 1821 et l'adoption de l'étalon-or en 1850 par l'Australie, le Canada et le Portugal. L'évolution a été telle que, dans la deuxième décennie du XX^e siècle, la majorité des pays participant au commerce international étaient dans l'étalon-or. L'utilisation de ce type de changes fixes fut un facteur de croissance important du point de vue réel (Rose, 2000; Córdova and Meissner, 2000; Flandreau et Maurel, 2001; et Meissner, 2002) et financier (Bordo et Rockoff, 1996). L'idéologie de l'étalon-or dominait le XIX^e siècle. La majorité des pays, à la Conférence de Paris de 1867, étaient favorables à une Union Monétaire fondée sur l'or (Russell, 1898).

Soit pour des raisons de proximité et de dépendance vis-à-vis de l'Angleterre, soit aussi à cause de l'instabilité associée à l'émission de monnaie de papier, le Portugal n'a pas connu de mouvements comme au Brésil, avec les "papelistas" (Fritsch et Franco, 2000) et au Chili, avec les "papeleros" (Subercaseaux, 1922).

Beaucoup d'asymétries furent attribuées à l'étalon-or. Citons-en quelques-unes: les conséquences des variations des prix sur la production; les centres financiers qui avaient un pouvoir de contrôle sur le taux d'intérêt; et finalement le type d'exigence faite aux pays excédentaires et déficitaires vis-à-vis de l'extérieur. En ce qui concerne le cas du Portugal, comme pays périphérique, c'est cette dernière asymétrie qui est importante (Eichengreen et Flandreau, 1997). Le Portugal a fait partie de ce que l'on considère comme le premier étalon-or (...- 1913), mais pas du deuxième (1925-1931). Ce qui veut dire que le Portugal a pu bénéficier du phénomène de crédibilité qui a caractérisé le premier étalon-or mais pas du deuxième.

L'économie portugaise a connu le cours légal des monnaies d'or françaises (rappelons que la première invasion de Napoléon eut lieu en 1807-1808) puis anglaises. La Guerre Civile a

19 «We define a regime as a set of arrangements and institutions accompanied by a set of expectations – expectations by the public with respect to policymaker's actions and expectations by policymakers about the public's reaction to their actions». (Bordo et Jonung, 1997: 5).

20 L'importance de l'emploi naît seulement, au XX^e siècle, dans les années 20.



conduit, en 1832, à la reconnaissance du cours légal des monnaies d'or de l'Angleterre et d'argent de l'Espagne, du Brésil et du Mexique. A partir de 1840 jusqu'en 1851, d'autres monnaies ont bénéficié du cours légal. En 1851, seules les monnaies d'or portugaises et anglaises pouvaient bénéficier du cours légal (Mendonça, 1996).

La Lettre de Loi du 29 juillet 1854 a appliqué au Portugal le modèle anglais d'étalon-or. Pour comprendre pourquoi cette adhésion ne fut pas difficile, au-delà de la circulation des monnaies d'or (anglaises), il faut ajouter le bas prix de l'or après 1840, en conséquence de la découverte et de l'exploitation des nouvelles mines d'or de la Californie et de l'Australie (Esteves et Ferramosca, 2000). Et en fait, le Portugal fut le premier pays, après l'Angleterre, à adopter l'étalon-or au XIX^e siècle.

Néanmoins le Portugal fut un très mauvais élève: déficits persistants tant au niveau externe qu'au niveau du budget de l'Etat (Mata et Valério, 1995; Reis, 2002). Pourtant le régime n'a pas mal fonctionné jusqu'en 1891, excepté l'épisode d'inconvertibilité effective d'une semaine²¹ lors de la crise financière de 1876. Des raisons politiques mais aussi financières, internes et internationales, ont dicté la fin de l'étalon-or, au mois de mai 1891. Depuis 1891, la monnaie portugaise²² n'a, en pratique, connu que le cours forcé. Le Portugal a été l'un des premiers pays à adhérer à l'étalon-or et il a été aussi le premier à éliminer, dans la Loi, tout rapport entre la monnaie (l'Escudo) et l'or en 1975²³.

Pendant la période de 1891-1931, la monnaie portugaise a connu des changes flexibles (Mata, 1991). Les années qui se succèdent, à la fin de la convertibilité, doivent être étudiées avec beaucoup d'attention. Premièrement, il faut tenir compte des pratiques d'émission des pays, lors des périodes d'inconvertibilité, qui visent un possible retour à l'étalon-or (Bordo et Redish, 1993). On dirait aujourd'hui que c'était un problème de crédibilité associé à la non convergence temporelle des politiques. Deuxièmement, la période en cause était une période d'intense internationalisation des relations économiques (Keynes et Bainville, 2002²⁴; Frieden, 1997; et Hogendorn, 1998) et, en certains aspects, elle l'a été aussi pour le Portugal.

Les règles ne pouvaient pas changer beaucoup si on voulait maintenir et améliorer les relations commerciales et financières. Aussi devons-nous être très attentifs à la période post étalon-or et à celle précédant la Première Guerre Mondiale.

Après la Première Guerre Mondiale, la monétisation des déficits budgétaires et l'instabilité politique²⁵ ont dominé les règles d'émission de monnaie. De 1931 à 1949, l'Escudo fut ancré à la Livre anglaise²⁶. Des accords conclus avec l'Angleterre ont conduit à des avoirs considérables en Livres, ce qui a maintenu cet ancrage de la monnaie portugaise au-delà de la fin de la Guerre (Bordo et Santos, 1995).

De 1949 à 1973, l'Escudo fut définitivement ancré au Dollar²⁷. Les excédents extérieurs ont conduit le Portugal à posséder, à la fin des années 1960, 2,25% du stock d'or mondial. L'affaire de l'emprunt de 1927 de la Société des Nations et le refus, en 1946, de l'entrée du Portugal à l'ONU ont conduit le régime de Salazar à ne solliciter la participation au Fonds Monétaire International et à la Banque Mondiale qu'en août 1959 (Bordo et Santos, 1995).

21 Cependant, l'autorisation donnée par le Gouvernement à la Banque du Portugal a été de 2 mois. Je dois cette correction au referee de Notas Económicas.

22 Le Real puis l'Escudo.

23 Dans la nouvelle Loi Organique de la Banque du Portugal.

24 Nous ne pouvons pas oublier les mots de Keynes à propos de cette période: «Quel extraordinaire épisode dans l'histoire du progrès économique de l'homme, cette époque qui prit fin en août 1914!», (Keynes et Bainville, 2002: 25). Voir tout le Chapitre II, «L'Europe Avant la Guerre».

25 De 1919 jusqu'au mois de mai 1926, 30 gouvernements se sont succédé.

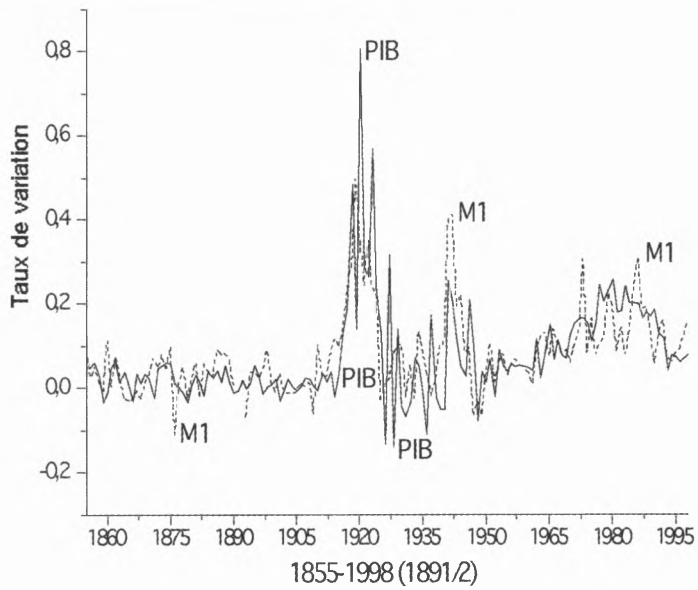
26 Sur l'éphémère expérience des 82 jours dans l'étalon-or, en 1931, on peut consulter (Santos, 1995).

27 Nous avons choisi l'année 1949 pour le début de l'après Guerre. On ne doit pas oublier que la période allant de 1939 à 1947, a été, du point de vue du taux de change, une période de transition. Voir (Valério, 1991: 9)

En 1977, en conséquence du premier choc pétrolier et de la Révolution des Œillets (avril 1974), l'accord signé avec le FMI a conduit à une politique de *crawling peg* qui s'est maintenue au-delà de l'entrée dans la CEE (janvier 1986). En 1991, les autorités monétaires portugaises ont essayé une politique de stabilisation de l'Escudo par rapport à la monnaie allemande²⁸. En avril 1992, l'Escudo a commencé sa participation au mécanisme de changes du SME (dans la marge des 6%). Ce qui s'est produit depuis est commun aux autres pays de l'UE.

Dans la Figure 1, nous avons la représentation des taux de croissance du produit nominal et de l'offre de monnaie. Nous avons omis les valeurs de 1891 et 1892 pour l'offre de monnaie.

Figure 1 – Evolution du Produit et de la Monnaie



Nous pouvons constater que l'offre de monnaie, sauf pendant la période de la Première Guerre Mondiale, flote de façon plus intensive que le produit. Tenant compte des périodes de convertibilité, de non-convertibilité et aussi d'ancrage de la monnaie portugaise, nous avons calculé, pour les taux de croissance des prix (DLP), du produit (DLQ) et de l'offre de monnaie (DLM), la moyenne (μ), l'étalon type (σ) et aussi le coefficient de variation (σ/μ). Ce coefficient mesure l'instabilité du comportement de n'importe quelle variable. Analysons le résumé des statistiques calculées dans le Tableau 1.

28 Dont le résultat était aussi la valorisation réelle de l'Escudo comme instrument pour réduire l'inflation portugaise.

Tableau 1 – Caractérisation statistique des différentes périodes

	DPL			DLQ			DLM		
	μ	σ	σ/μ	μ	σ	σ/μ	μ	σ	σ/μ
1855-1890	0,002	0,06	23,7	0,02	0,07	3,45	0,032	0,047	1,45
1892-1914	0,006	0,03	4,54	0,005	0,03	7,19	0,026	0,041	1,57
1915-1931	0,18	0,24	1,32	0,016	0,06	4,03	0,17	0,149	0,87
1915-1945	0,12	0,2	1,65	0,011	0,06	5,84	0,15	0,143	0,94
1931-1949	0,03	0,08	2,49	0,013	0,06	4,65	0,09	0,138	1,53
1949-1972	0,02	0,02	0,98	0,049	0,03	0,64	0,07	0,046	0,67
1973-1998	0,13	0,06	0,47	0,027	0,03	1,25	0,14	0,07	0,49

La période la plus stable – quelle que soit la variable choisie – est celle après la Seconde Guerre Mondiale. Il est très intéressant de constater que la plus forte instabilité des prix a été vécue sous l'étalon-or. Dans l'après Seconde Guerre Mondiale (1949-1972), le taux de croissance du produit a été le plus élevé, et le moins instable. Les performances comparées des différentes périodes au Portugal ne s'éloignent pas beaucoup de celles d'autres pays²⁹. La croissance de l'économie portugaise fut très faible de 1892 à 1949. Si l'on retient les prix et l'offre de monnaie, on constate que la période de convertibilité (1855-1890) et d'inconvertibilité avant la Première Guerre Mondiale ne diffèrent pas beaucoup.

Tableau 2 – Caractérisation du taux d'inflation pour le Portugal, EUA et RU

	USA	DPL		UK	DLQ		Port.	DLM	
	μ	σ	σ/μ	μ	σ	σ/μ	μ	σ	σ/μ
1855-1890	0,002	0,024	11,46	-0,008	0,015	-1,807	0,005	0,008	1,635
1892-1914	0,011	0,018	1,57	0,017	0,019	1,142	0,027	0,039	1,471
1915-1931	0,021	0,025	1,21	0,012	0,027	2,157	0,158	0,057	0,359
1915-1945	0,018	0,023	1,24	0,019	0,025	1,32	0,102	0,075	0,733
1931-1949	0,02	0,022	1,12	0,029	0,022	0,749	0,035	0,007	1,206
1949-1972	0,032	0,012	0,37	0,051	0,019	0,372	0,033	0,028	0,829
1973-1998	0,052	0,017	0,33	0,076	0,033	0,438	0,125	0,042	0,336

Dans le Tableau 2, nous avons également comparé le taux d'inflation portugais avec ceux des Etats-Unis et de l'Angleterre. Comme la réaction de Triffin (1997) à Cassel (1930), sur la stabilité des prix de 1850 à 1910, s'est fondée sur le comportement cyclique de l'économie, qui conduisait, ce dernier, à comparer des prix à différentes phases du cycle, nous avons utilisé le filtre de Hodrick-Prescott (Hodrick et Prescott, 1980), avec un $\lambda = 400$ pour obtenir des valeurs de tendance³⁰ (DLP*). Au-delà de la considérable instabilité de la première période pour les Etats-Unis, les résultats diffèrent d'une façon nette pour le taux d'inflation portugais dans l'Entre-deux-Guerres et après la chute de Bretton-Woods. Pour ces périodes, le taux d'inflation portugais est bien plus élevé qu'aux Etats-Unis et qu'en Angleterre. D'une façon générale, nous constatons que l'économie portugaise est plus inflationniste que les économies dominantes depuis la première moitié du XIXe siècle. Pour le seul cas de l'économie portugaise, nous pouvons confirmer les valeurs instables du taux d'inflation de 1855 à 1914. Quand on compare

29 Voir (Bordo et Santos, 1995; Bordo, 1993; Bordo et Jonung, 2001).

30 Grâce aux données disponibles, nous n'avons pas eu besoin de faire la correction des valeurs des points finaux (end points).



les valeurs de l'après Seconde Guerre Mondiale, de 1949-1972, avec les valeurs postérieures de 1973-1998, on s'aperçoit que la multiplication par 4 du taux d'inflation fut accompagnée d'une réduction de l'instabilité.

3. Périodisation de l'Histoire Monétaire Portugaise

L'étude d'une période historique déterminée suppose un découpage en sous-périodes. Ce découpage se fonde à la fois sur des connaissances historiques et économiques de ladite période et sur certaines techniques statistiques-économétriques. Ces techniques permettent la confirmation ou la révision du découpage basé sur les seules caractéristiques économiques de la période. C'est ce que nous ferons ici.

Pour l'obtention empirique des différentes phases de l'économie portugaise, nous appliquerons la méthodologie de Bai-Perron (Bai et Perron, 1998, 2001a, 2001b) aux variables qui, dans ce contexte, sont plus importantes pour nous: le produit nominal et l'offre de monnaie.

La méthode de Bai-Perron cherche à obtenir le nombre de ruptures d'une série ayant pour base le modèle linéaire suivant:

$$y_t = x'_t \cdot \beta + z'_t \cdot \delta_j + \mu_t$$

avec $j=1, \dots, m+1$. Où m est le nombre de ruptures, x représente les variables dont les coefficients ne changent pas et z le vecteur des variables dont les coefficients changent pour chacun des $m+1$ régimes. Deux tests sont utilisés pour l'hypothèse nulle d'absence de rupture contre l'existence d'un certain nombre de ruptures: UDmax et WDmax. Le test $\text{Sup}F_T(k)$ a comme hypothèse nulle la présence de k ruptures contre $(k-1)$. La valeur UDmax correspond à la valeur $\text{Sup}F_T(k)$ pour k maximum. WDmax, contrairement à UDmax, correspond à une moyenne pondérée des tests individuels $\text{Sup}F_T(k)$.

Nous avons suivi la stratégie proposée par les deux auteurs. Le choix du nombre de ruptures a été fait sur le critère d'information LWZ (Liu et al., 1997) et les valeurs de UDmax et WDmax.

Pour l'étude du produit nominal³¹ (LYC) nous supposons, au-delà d'une constante, l'offre de monnaie (LMC) comme variables dont les coefficients ne changent pas. Pour l'offre de monnaie (LMC), nous avons supposé seulement la constante. Dans les deux cas, la variable z n'est que la tendance³².

31 Nos variables sont calculées par tête. LYC et LMC signifient logarithme du produit nominal par tête et logarithme de M1 para tête. DLYC et DLMC ne sont que les taux de variation du produit par tête et de M1 par tête.

32 Beaucoup d'autres hypothèses furent utilisées mais celles-ci nous semblent les plus adéquates face aux résultats obtenus.

Tableau 3 – Application de la méthode de Bai-Perron (1854-1998)

LYC 1854-1998					LMC 1854-1998				
m = 4		Z = T	X = [1, MC [†]		m = 4		Z = T	X = 1	
SupFt(1)	SupFt(2)	SupFt(3)	SupFt(4)		SupFt(1)	SupFt(2)	SupFt(3)	SupFt(4)	
44,49	645,31	45,62	906,43		0,004	206,6	2,18	451,63	
(8,58)	(7,22)	(5,96)	(4,99)	(5%)	(8,58)	(7,22)	(5,96)	(4,99)	(5%)
UDmax		WDmax			UDmax		WDmax		
906,43	1558,55				451,63	776,56			
(8,88)	(9,91)	(5%)			(8,88)	(9,91)	(5%)		
1890	1913	1941	1977		1890	1918	1940	1977	
1889-91	1898-915	1938-44	1967-80 (90%)		1886-00	1916-19	1918-42	1933-89 (90%)	

Comme nous pouvons le constater, que ce soit pour LYC ou pour LMC, nous avons 4 ruptures pour l'ensemble de la période (1854-1998). On pourrait avoir des doutes sur la troisième rupture dans LMC, mais la quatrième rupture annule les doutes possibles. L'identification des périodes de ruptures au niveau des 90% de probabilité est bien moins précise dans le cas de l'offre de monnaie que dans le cas du produit.

La première rupture correspond à la fin de l'étalon-or; la deuxième à la Première Guerre Mondiale, soit au début soit à la fin (1913 ou 1918); la troisième au début de la Seconde Guerre Mondiale (1940, 1941); et finalement la quatrième au début des politiques de stabilisation après la crise du pétrole et la Révolution de 1974. Ces indications de la méthode de Bai-Perron nous aident à préciser les phases, ou périodes particulières, que nous devons étudier depuis la moitié du XIXe siècle jusqu'en 1998. Nous sommes dans l'obligation d'étudier la période de l'étalon-or ainsi que la période jusqu'à la veille de la Première Guerre Mondiale (1854-1890 et 1854-1913). De même que nous devons isoler la période de l'Entre-deux-Guerres. Un changement dans le régime du taux de change s'étant produit après 1949, nous identifierons la période de l'Entre-deux-Guerres comme allant de 1914 à 1948.

4. Les Caractéristiques Statistiques du Produit Nominal et de l'Offre de Monnaie

Prenant en considération les périodes choisies, nous procédons d'abord à l'étude des caractéristiques de stationnarité des séries du produit et de l'offre de monnaie. Notre étude ne cherche pas à comparer des régimes du point de vue théorique et empirique. Par exemple, quel doit être le comportement de l'offre de monnaie et du produit nominal pendant l'étalon-or et qu'en a-t-il été très exactement? Nous étudierons le comportement des séries pour aboutir à des modèles explicatifs du produit nominal par l'offre de monnaie.

Au-delà des tests usuels ADF, du t , $((\hat{\rho} - 1)/\hat{\sigma}_p)$, et du Z , $(N \cdot (\hat{\rho} - 1))$, pour l'hypothèse nulle de racine unitaire, nous avons utilisé un certain nombre d'autres tests. Normalement, nos préoccupations résident dans le rejet ou l'acceptation d'une racine unitaire, mais d'autres possibilités doivent être envisagées quand on veut connaître la persistance des chocs sur les valeurs d'une série. Ainsi, parallèlement aux tests ADF, pour $\rho = 1$, nous utilisons la méthode de (Stock, 1991) pour le calcul de l'intervalle de 90% du ρ . De cette façon, on aura une idée de la valeur probable la plus élevée du ρ . Nous testons aussi l'hypothèse nulle de stationnarité en utilisant le test KPSS (Kwiatowski, et al., 1992). La valeur $A(1)$, parfois aussi identifiée comme $\psi(1)$, nous donne, en k , l'effet retenu d'un choc unitaire k périodes avant (Campbell et Mankiw, 1987; Cochrane, 1988). Ce type d'information peut être très utile du point de vue de la connaissance de la persistance de chocs sur une variable. Nous avons également appliqué les tests proposés par Bhargava (1986)³³.

33 Nous avons utilisé le code de (Simon van Norden, 1990) actualisé par (Jeff Gable, 1993) pour la version 4 du RATS.



Le test R (R_1 et R_2 ; R_2 pour le cas de la présence de drift) a comme hypothèse nulle une marche aléatoire contre le cas de stationnarité, tandis que N (N_1 et N_2 ; N_2 pour le cas de la présence de drift) a comme hypothèse nulle une marche aléatoire contre le cas de comportement explosif ($p > 1$). Ces deux tests doivent être lus conjointement. De l'ensemble des critères d'information sur l'analyse de persistance d'une série (Pivetta et Reis, 2002), nous préférons l'addition des coefficients des retards. L'ordre du processus autorégressif fut choisi en fonction du critère de Schwarz, qui pénalise, comme on le sait, le nombre de paramètres d'un modèle. Finalement, nous avons appliqué l'étude de (Perron, 1997) qui teste le cas de racine unitaire autour d'une tendance avec différent types de ruptures dans la tendance³⁴.

Les résultats sont présentés dans le Tableau 4³⁵.

34 Nous avons seulement retenu les cas où nous ne pouvons pas rejeter une quelconque rupture dans la série et où, en même temps, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'une tendance temporelle.

35 Notes du Tableau 4. (a) 18 observations; (b) 17 obs.; (c) sans constante; (d) 29 obs.; (e) changement de l'inclination de la tendance avec les deux segment de cette tendance sans discontinuité; (f) changement dans l'inclination; (g) 15 obs.; (h) changement dans l'inclination et dans la constante; (i) 11 obs.; (j) stationnaire aussi en niveaux; (k) 24 obs; et (l) 30 obs. Une * pour rejet de H_0 à 10%, deux pour 5% et trois pour 1%. Pour le KPSS, les étoiles signifient non rejet à 2,5%, 5% et 10%.

Tableau 4 – Tests de racine unitaire et de stationnarité

		Obs	Det	L	ADF T	ADF Z	Stock91	KPSS u	KPSS t	A1	Drift	R&N	AR	Perron TB		
1	LYC	1854-1890	37	T	1	3,73**	-25,93***	[0,64	0,93]	1,88	0,13**	0,66 (a)	C	0,47 / 0,21**	0,98	-3,99(1878)(a)
2	LMC	1854-1890	37	T	0	-1,35	-5,08	[0,957	1,04]	3,33	0,20	1,26(a)	C	0,22 / 0,18**	1,005	
3	DLMC	1855-1890	36	C	0	-5,43***	-32,39***	[---	0,64]	0,22***	0,14**	0,41(b)	-	1,80** / 0,72**	0,35(c)	
4	LYC	1854-1913	60	T	1	-3,00	-13,60	[0,761	1,02]	3,00	0,56	1,14(d)	C	0,17 / 0,05	0,98	4,43(1891)(e)
5	DLYC	1854-1913	60	C	0	-5,91***	-44,83***	[---	0,56]	0,25***	0,04***	0,37(d)	-	1,50** / 0,94**	0,07	
6	LMC	1854-1913	60	T	0	-2,98	-14,80	[0,76	1,03]	3,50	0,62	0,71(d)	-	0,21 / 0,03**	0,86	-9,05*** (1889)(f)
7	DLMC	1855-1913	59	C	0	-7,08***	-54,46***			0,10***	0,09***	0,34(d)	-	1,82** / 0,60**	0,06	
8	LYC	1915-1945	31	C	0	-2,88*	-2,44	[0,76	0,995]	2,24	0,64	2,21(g)	C	0,10 / 0,04	0,92	-5,41* (1918)(h)
9	DLYC	1915-1945	31	C	0	-4,18***	-23,14***	[---	0,83]	0,57*	0,16*	0,62(g)	-	1,50** / 1,24**	0,55	
10	LMC	1915-1945	31	T	1	-3,00	-11,90	[0,762	1,025]	1,41	0,23	3,21(g)	C	0,08 / 0,06	1,01	-3,72(1917)(e)
11	DLMC	1915-1945	31	C	0	-2,38	-10,23	[0,826	1,017]	0,38**	0,28	0,78(g)	-	0,66 / 0,57**	0,67	-3,43(1930)(e)
12	LYC	1949-1972	24	T	0	0,77	1,52	[1,02	1,05]	2,32	0,52	1,72(i)	C	0,20 / 0,04	1,007	
13	DLYC	1949-1972	24	T	0	-7,13***()	-31,54***()			1,18	0,07***	0,50(i)	-	1,30** / 0,84**	0,69	-8,31*** (1969)(e)
14	LMC	1949-1972	24	T	0	-1,72	-3,37	[0,92	1,042]	2,35	0,55	1,91(i)	C	0,18 / 0,05	1,006	
15	DLMC	1949-1972	24	T	0	-3,81***	-18,76***	[0,63	0,92]	0,90	0,06***	0,51(i)	-	-1,02** / 0,10**	0,49	
16	LYC	1973-1998	26	C	1	-3,29**	-1,08	[0,72	1,019]	2,59	0,58	4,48(i)	C	0,07 / 0,03	1,007	-4,93(1988)(h)
17	DLYC	1973-1998	26	T	0	-2,29	-8,97	[0,86	1,04]	1,42	0,41	0,84(i)	-	0,40 / 0,39**	0,824	
18	LMC	1973-1998	26	C	0	-1,39	-0,44	[0,93	1,03]	2,62	0,33	1,63(i)	C	0,21 / 0,19**	1,01	-3,72(1983)(f)
19	DLMC	1973-1998	26	C	0	-3,95***	-20,48***	[---	0,86]	0,24***	0,09***	0,55(i)	-	1,29** / 0,19**	0,21	
20	LYC	1949-1998	50	T	6	-3,68**	-22,00**	[0,65	0,94]	0,79	0,19	6,05(k)	C	0,02 / 0,01	1,003	-4,12(1975)(f)
21	DLYC	1949-1998	50	C	1	-1,90	-5,75	[0,88	1,03]	1,13	0,44	0,80(k)	-	0,43 / 0,19**	0,83	-5,45** (1989)(f)
22	LMC	1949-1998	50	T	0	-2,97	-4,04	[0,76	1,03]	4,97	1,10	2,87(k)	C	0,04 / 0,02	1,006	-3,00(1967)(e)
23	DLMC	1949-1998	50	T	0	-4,89***	-32,88***	[---	0,76]	1,44	0,24	0,45(k)	-	1,01** / 0,14**	0,49	
24	LYC	1854-1998	145	T	2	-1,83	-6,29	[0,91	1,04]	4,61	0,81	2,82(i)	C	0,01 / 0,004	1,003	-3,29(1926)(e)
25	DLYC	1855-1998	144	C	5	-3,69***	-48,08***	[0,63	0,89]	0,56*	0,06***	0,05(i)	-	1,10** / 1,05**	0,69	-5,56** (1922)(f)
26	LMC	1854-1998	145	T	2	-1,64	-4,51	[0,91	1,03]	4,67	0,94	2,69(i)	C	0,01 / 0,004	1,004	-3,29(1904)(e)
27	DLMC	1855-1998	144	C	0	-5,19***	-46,20***	[---	0,68]	1,23	0,11***	0,38(i)	-	0,65** / 0,64**	0,68	-5,85*** (1920)(e)





Pour interpréter le Tableau 4, prenons l'exemple de la ligne 2, LMC, 1854-1890. Nous avons 37 observations. Le test ADF a été fait avec tendance (T) et on a rejeté la possibilité d'autocorrélation des erreurs par un test LM avec 0 retards. Les valeurs du t et du Z ne rejettent pas la racine unitaire. Le calcul par la méthodologie proposée par Stock nous conduit, au niveau de 90%, à une valeur limite supérieure à 1. Les tests KPSS, sans tendance et avec tendance (KPSS_u et KPSS_t), rejettent la stationnarité. La valeur d'A1 signifie que 18 ans après un choc unitaire, la variable LMC retient encore la valeur 1,26 (supérieure à la valeur du choc). Le test de Bhargava doit être fait avec drift (C). En accord avec la valeur de R2, nous ne devons pas rejeter l'hypothèse de marche aléatoire contre la stationnarité de la série et, en accord avec la valeur de N2, nous rejetons l'hypothèse de marche aléatoire contre l'hypothèse d'un processus explosif. Faisant une représentation autorégressive de la variable LMC, la somme des coefficients est égale à 1,005. Dans ce cas, l'application du test de Perron n'a aucun sens. Par contre, dans la ligne 4, il a conduit à une rupture en 1891, en supposant pour cette année une rupture du type (e)³⁶, mais il n'a pas conduit à rejeter la présence d'une racine unitaire.

Après les tests décrits dans le Tableau 4, nous sommes en mesure de dire quelles variables doivent être retenues comme stationnaires ou lesquelles doivent être prises comme ayant une racine unitaire. Résumons nos résultats.

- LYC, 1854-1890. Le test de Bhargava (R2) ne rejette pas l'hypothèse de marche aléatoire. Les autres tests et indicateurs nous conduisent à accepter la stationnarité de la série.
- DLMC, 1855-1890, 1855-1913, 1949-1972, 1973-1998, 1949-1998 1855-1998. DLYC, 1854-1913, 1915-1945, 1949-1972, 1855-1998. La plupart, ou même la totalité des valeurs, nous conduisent à accepter la stationnarité.
- DLMC, 1915-1945. Il est intéressant de constater que seul le test KPSS_u et la valeur des coefficients AR rejettent l'hypothèse de variable avec une racine unitaire.
- DLYC, 1973-1998. Nous n'avons aucun doute sur la présence d'une racine unitaire dans cette variable.
- DLYC, 1949-1998. Pour cette variable, nous ne pouvons pas rejeter la stationnarité autour d'une tendance avec une rupture en 1989. Toutes les autres valeurs rejettent l'hypothèse de stationnarité.

5. Les Modèles de Détermination du Produit Nominal

Une fois que nous connaissons les caractéristiques de racine unitaire du produit nominal et de l'offre de monnaie, pendant des périodes sélectionnées en raison des changements structureaux et des comportements d'émission et de taux de change, nous pouvons passer à la recherche des modèles du produit nominal en fonction de l'offre de monnaie. Notre objectif consiste donc à obtenir des modèles pour les périodes 1854-1890, 1854-1913, 1949-1998 et 1914-1998, qui recouvrent l'étalon-or portugais, son influence sur l'économie portugaise, le post Bretton Woods et la période depuis la fin de l'étalon-or international. On utilisera les caractéristiques de non-stationnarité des variables LYC et LMC.

Apparemment la recherche d'une élasticité unitaire du produit nominal est équivalente, empiriquement, à la stationnarité de la vitesse de circulation de la monnaie. Nous préférons deux autres démarches. L'obtention des modèles dynamiques pour le produit et des modèles multivariés qui résultent de l'application de la méthodologie de Johansen au produit et à la monnaie. Cette dernière méthodologie permet la détermination conjointe des deux variables retenant l'interdépendance qui peut exister entre elles et l'obtention des valeurs des paramètres de longue période qui en résultent. Avec les modèles à une équation, nous avons des résultats pour analyser les trois premières périodes et, avec les modèles de co-intégration nous pouvons analyser les deux dernières périodes.

36 Voir la note antérieure.

Les modèles dynamiques ont été le résultat des estimations de l'équation ECM

$$DLYC_t = \beta_0 + \lambda \cdot ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^h \beta_i \cdot DLYC_{t-i} + \sum_{j=0}^k \beta_j \cdot DLMC_{t-j} + \epsilon_t$$

avec $ECM_{t-1} = (LYC_{t-1} - LMC_{t-1})$, où l'hypothèse nulle de λ ne fut jamais rejetée.

Les modèles retenus pour chaque période sont dans le Tableau 5³⁷. Les étoiles ont la signification normale. Nous donnons l'exemple de la première équation (1856-1890). L'écart-type de l'estimation (σ) est de 2,8%. Les tests LM, AR(1) et ARCH(1), conduisent à accepter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation et de processus ARCH, d'ordre 1, des erreurs. L'hypothèse nulle de distribution normale³⁸ des erreurs ne peut, elle aussi, être rejetée. Finalement nous avons appliqué des tests DF³⁹ aux résidus qui confirment l'hypothèse de stationnarité. Nous avons également obtenu l'équation de longue période,

$$DLYC = C_LP + \beta_LP \cdot DLMC$$

et appliqué un test de Wald pour la nullité des coefficients de cette dernière équation. Le test (type Wald) de restriction $\beta_LP = 1$, conduit à rejeter cette hypothèse.

Quelles leçons pourrions-nous retirer de ces trois équations? Les tests usuels confirment l'absence de problèmes avec les résidus. Le comportement du produit nominal pendant les périodes de l'étalon-or (Eq 1)⁴⁰ et de son influence (Eq 2) rejettent l'hypothèse d'une élasticité unitaire du produit ($\beta_LP \neq 1$). L'étude du comportement jusqu'en 1913 (Eq 2) doit tenir compte de la stabilité du modèle, dans la mesure où il couvre deux périodes avec des règles d'émission très différentes.

37 DLYC{1} est équivalent à DLYCt-1. On n'a retenu aucune estimation pour la dernière période car on n'a pas pu rejeter l'hypothèse nulle des coefficients du produit et de la monnaie.

38 Test de Jarque-Bera proposé par (Doornik et Hansen, 1994).

39 Dickey-Fuller.

40 Voir le Tableau 5.



Tableau 5 – Modèles à une équation

	Eq 1	Eq 2	Eq 3
	1856-1890	1856-1913	1949-1998
Const.	0,15** (2,64)		
DLYC {1}		0,260** (2,22)	0,430*** (3,78)
DLYC {2}			0,419*** (3,78)
DLCY {3}			
DLYC {4}			
DLMC		0,170** (2,53)	
DLMC {1}	0,187** (1,86)	0,189** (2,62)	
DLMC {4}			0,155* (1,84)
σ	0,028	0,024	0,040
AR (1)	0,163	2,542	0,145
ARCH (1)	2,274	1,721	0,007
N (J-B)	2,054	2,431	1,47
ADF (t)	-5,24***	-7,67***	-7,17***
ADF (Z)	-31,72***	-58,43***	-50,63***
C_LP	0,015		
β _LP	0,187*	0,485***	1,027***
Wald	3,458*	21,784***	11,423***
β _LP = 1	66,874***	12,885***	0,008

Dans la Figure 2⁴¹, nous avons l'évolution des trois types de tests de Chow proposés par (Hendry et Doornik, 2001)⁴² et calculés pour la période après la chute de l'étalon-or. Comme on peut le constater, ces tests éliminent toute hypothèse d'instabilité du modèle associé à des changements dans les coefficients. Ainsi, pour cette période, 1856-1913, nous pouvons représenter le comportement du produit nominal par une seule équation qui est stable pour toute la période, et nous ne pouvons accepter l'élasticité unitaire du produit par rapport à l'offre de monnaie.

Le comportement du produit nominal pour la période 1949-1998, donné par la troisième équation (Eq 3), ne rejette pas la présence d'une élasticité unitaire par rapport à l'offre de monnaie. Comme, pendant cette période, nous avons connu des changements considérables du point de vue de la politique monétaire et de change, nous avons aussi fait l'estimation des tests de Chow (Figure 3).

41 Les valeurs sont standardisées. Ce qui signifie que, si elles dépassent l'unité, on doit refuser la stabilité des coefficients au niveau de 5%.

42 (Hendry et Doornik, 2001), p. 254: «1-Step Chow test», «Break-point Chow test» et «Forecast Chow test».

Figure 2 – Tests de Chow appliqués à l'équation 2

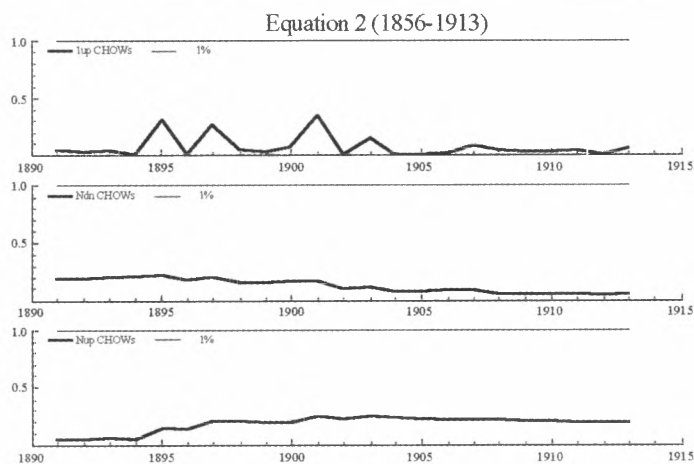
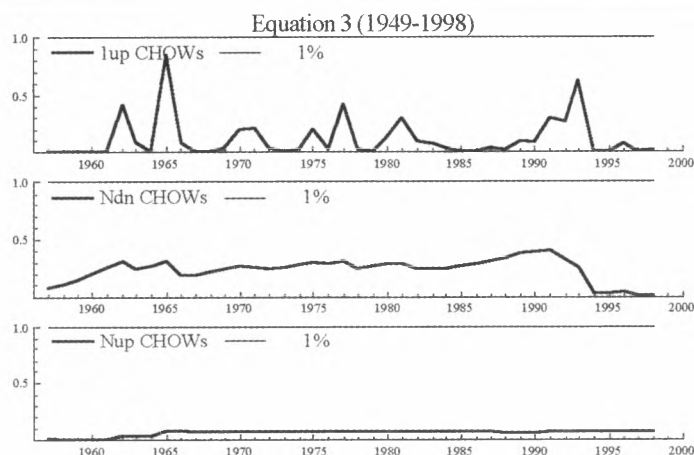


Figure 3 – Tests de Chow appliqués à l'équation 3



Nous pouvons voir que l'équation proposée est parfaitement stable depuis 1957 jusqu'à 1998.

Les conclusions que l'on peut retirer d'après ces trois équations sont nettes: la théorie quantitative du produit nominal ne peut être acceptée ni pour la période de l'étalon-or ni pour la période de forte globalisation avant la Première Guerre Mondiale. Par contre, elle s'applique à la période allant de la Seconde Guerre Mondiale à nos jours.

Nous passons maintenant à l'étude des modèles multivariés obtenus pour les variables non-stationnaires employant la méthodologie de Johansen.

Divers essais sur d'éventuelles relations de co-intégration nous ont conduit au non rejet de cette hypothèse pour les périodes de 1949-1998 ainsi que pour 1914-1998.



Notre recherche d'un vecteur de co-intégration fut conduite jusqu'à 4 retards, même si nous pensons qu'un nombre aussi élevé de retards n'est pas réaliste. Nous présenterons les résultats pour 1949-98 et pour 1914-98. Les résultats sont dans les Tableaux 6, 7 et 8, où, entre parenthèses, nous avons les valeurs de l'écart-type. On présentera les tests pour chaque période.

1949-1998

Le seul cas admis pour une relation de co-intégration inclut 4 retards et rejette la présence de constante dans le VAR associé⁴³ (1949-98 (RC)). Dans le Tableau 6, sont présentés les résultats de la statistique de la trace. Contrairement à ces résultats, les statistiques de la valeur propre maximale rejettent l'hypothèse d'un vecteur de co-intégration.

Tableau 6 – Co-intégration entre LYC et LMC

	L	λ	Trace	n.s. 5%
1949-98 (RC)	4 $r = 0$	0.236	20.91	19.96
	$r \leq 1$	0.139	7.47	9.24
1914-98	3 $r = 0$	0.157	15.05	12.53
	$r \leq 1$	0.006	0.55	3.84
1914-98 (RC)	4 $r = 0$	0.209	24.29	19.96
	$r \leq 1$	0.050	4.36	9.24

Tableau 7 – Coefficients des Modèles Normalisés

Min	β	Const	$\beta = 1$	α_{DLYC}	α_{DLMC}
1949-98 (RC)	-1.018	-0.406	0.033	-0.033	0.100
	(0.049)	(0.398)	0.855	(0.028)	(0.036)
1914-98	-1.009		0.033	-0.008	0.039
	(0.035)		0.855	(0.015)	(0.012)
1914-98 (RC)	-0.989	-0.344	0.043	-0.026	0.049
	(0.052)	(0.490)	0.836	(0.019)	(0.015)

43 Qu'on désignera dorénavant par VECM, dans la mesure où l'on a un VAR avec un ECM.

Tableau 8 – Equations et tests LM aux résidus avec $\beta = 1$

1949-98 (RC)	DLYC	AR 1-1 test	F (1,40) =	0.254 [0.617]
	DLMC	AR 1-1 test	F (1,40) =	1.090 [0.303]
	DLYC	Normality	$\chi^2_2 =$	2.352 [0.308]
	DLMC	Normality	$\chi^2_2 =$	11.066 [0.004]***
	DLYC	ARCH 1-1	F (1,39) =	0.035 [0.853]
	DLMC	ARCH 1-1	F (1,39) =	0.213 [0.647]
1914-98	DLYC	AR 1-1	F (1,77) =	4.121 [0.046]*
	DLMC	AR 1-1	F (1,77) =	0.996 [0.322]
	DLYC	Normality	$\chi^2_2 =$	5.046 [0.080]
	DLMC	Normality	$\chi^2_2 =$	18.095 [0.0001]**
	DLYC	ARCH 1-1	F (1,76) =	1.288 [0.260]
	DLMC	ARCH 1-1	F (1,76) =	0.017 [0.897]
1914-98 (RC)	DLYC	AR 1-1	F (1,75) =	0.094 [0.760]
	DLMC	AR 1-1	F (1,75) =	2.566 [0.113]
	DLYC	Normality	$\chi^2_2 =$	8.452 [0.014]*
	DLMC	Normality	$\chi^2_2 =$	22.880 [0.000]**
	DLYC	ARCH 1-1	F (1,74) =	0.001 [0.937]
	DLMC	ARCH 1-1	F (1,74) =	2.438e-005 [0.996]

La méthode de Johansen nous conduit à accepter la relation de longue période pour le produit nominal et l'offre de monnaie (Tableau 7):

$$LYC = 0,406451 + 1,018027 \cdot LMC$$

Le test LR de contrainte du coefficient de LMC égale à l'unité ne rejette pas cette hypothèse ($\chi^2_1 = 0.033$, pour un niveau de significativité de 85.5%, Tableau 7). Le seul problème posé par le modèle VECM avec contrainte d'élasticité unitaire (Tableau 8) concerne la normalité⁴⁴ des résidus de l'équation de l'offre de monnaie. Mais ce problème n'est pas grave (Johansen, 1995: 29).

En conclusion, pour cette période après la II GM, nous pouvons accepter l'application de la théorie du revenu nominal à l'économie portugaise. L'ajustement du produit à la situation de l'équilibre est plus lent que celui de l'offre de monnaie ($|l-0.033| < 0.100$, Tableau 7). Dans les deux cas, le processus d'ajustement se fait très lentement.

1914-1998

Nous avons obtenu deux relations de co-intégration pour cette période. La première était préférable si l'on tient compte des valeurs des indicateurs d'information Akaike et Schwarz. Mais l'absence de constante dans une fonction du produit nominal n'est pas satisfaisante⁴⁵. Par ailleurs, la deuxième relation, qui inclut une constante dans l'espace de co-intégration, conduit à

44 Test de Jarque-Bera (Doornik et Hansen, 1994).

45 Cette constante traduira la croissance tendancielle.



un modèle VECM sans problèmes d'auto corrélation des résidus. Tant dans le cas de la première relation de co-intégration que dans la seconde, le test de la valeur propre maximale conduit à accepter l'existence d'un vecteur de co-intégration.

La méthode de Johansen conduit aux deux relations (Tableau 11 et 16) de longue période:

$$LYC = 1,009169 \cdot LMC, \text{ et}$$

$$LYC = 0,343706 + 0,989051 \cdot LMC$$

Nous avons déjà suggéré que nous préférons la deuxième relation. Plusieurs arguments lui sont favorables: le fait que la vitesse de circulation de la monnaie n'est pas égale à 1; l'absence de problèmes d'auto corrélation des erreurs dans les deux équations VECM⁴⁶ du deuxième modèle (Tableau 8); et les valeurs des coefficients d'ajustement des deux variables à l'équilibre de longue période sont bien irréalistes dans le premier modèle (Tableau 7). Pourtant, les coefficients d'ajustement à l'équilibre du deuxième modèle (Tableau 7) sont très faibles, ce qui signifie des vitesses d'ajustement très lentes, surtout pour le cas du produit nominal.

Nous devons insister sur le fait que ces deux relations (Tableau 7) ne rejettent pas l'hypothèse d'une élasticité unitaire du produit par rapport à la monnaie.

6. Conclusion

Nous soutenons une théorie monétaire quantitativiste du revenu nominal sans que cette position nous oblige à accepter la neutralité de la monnaie. C'est-à-dire, nous acceptons l'idée de non neutralité de la monnaie et le quantitativisme du produit nominal. L'indétermination des variations réelles et des prix est bien présente dans Chaîneau et dans certaines observations de Friedman⁴⁷. Cette même indétermination est au cœur des analyses autrichiennes.

Après l'introduction, où nous avons brièvement présenté nos idées sur la question de la neutralité de la monnaie, sur les différences entre l'expérimentation individuelle et de marché ainsi que sur l'importance du quantitativisme du produit nominal, nous avons tenté de diviser la période s'étendant de 1854 à 1998, en tenant compte des comportements des autorités monétaires portugaises et des événements mondiaux. Ensuite, nous avons essayé d'appliquer des techniques d'analyse empirique pour confirmer la division en périodes homogènes, que ce soit du point de vue du comportement du produit nominal ou de celui de l'offre de monnaie. L'analyse empirique identifie parfaitement les périodes-clés de notre histoire (voir les Tableaux 2 et 3).

Mais si le choix d'une (seule) période après la Seconde Guerre Mondiale ne peut pas être considéré comme surprenant, nous ne pouvons pas en dire autant du choix d'une période qui regroupe l'étalon-or et la période suivante d'inconvertibilité jusqu'à la Première Guerre Mondiale. Cependant, les données statistiques pour les différentes périodes nous conduisaient à ce choix et, en outre, le modèle à une équation a confirmé ce choix. Nous pensons que la période de globalisation qui a caractérisé cette période, depuis la moitié du XIXe siècle jusqu'à la Première Guerre Mondiale est responsable de l'identification de cette période comme constituant une période homogène⁴⁸. Le taux de change de la livre n'a pratiquement pas changé de 1892 à 1913 (avec une petite appréciation de la monnaie portugaise)⁴⁹. Pendant la même période, l'évolution

46 Le critère d'absence d'autocorrélation fut même indiqué par (Johansen, 1995: 21), pour décider du choix de la dimension du modèle.

47 Le comportement de non neutralité dans la courte période fut surtout exploité par les keynésiens. Voir l'exemple de (Weintraub et Weintraub, 1972).

48 Il est vrai que nous avons substitué les valeurs du taux de variation de l'offre de monnaie de 1891 et 1892 par des valeurs estimées avec un modèle ARIMA. Mais il ne s'agit que de deux observations.

49 (Mata et Valério, 1993: 261). Voir aussi pour l'économie internationale (Bordo et Schwartz, 1995) et les références qui y sont faites.

des prix au Portugal fut pratiquement égale à celle de l'Angleterre. Nous pouvons admettre que l'économie portugaise était intégrée dans une économie mondiale où les prix, et leur évolution, étaient connus et, par conséquent, ne dépendaient pas de l'offre de monnaie, comme le suggère la théorie quantitative du produit nominal.

La période depuis la Seconde Guerre Mondiale (plus exactement depuis 1949) avait été identifiée par une rupture dans l'après première crise du pétrole et la Révolution de 1974. Les modèles que nous avons retenus pour l'après Seconde Guerre Mondiale supportent bien cette rupture dans la mesure où les coefficients sont stables.

Les modèles estimés pour la période 1856-90 et 1856-1913 rejettent l'hypothèse d'une élasticité unitaire du produit nominal par rapport à l'offre de monnaie, tandis que le modèle estimé pour la période 1949-98 ne rejette pas cette élasticité. Pour cette dernière période, nous avons obtenu une relation de co-intégration par la méthode de Johansen. Le vecteur obtenu ne rejette pas l'hypothèse d'une élasticité unitaire. Le modèle VECM associé présente des valeurs réduites d'ajustement des variables à l'équilibre. L'ajustement du produit nominal est particulièrement lent. Ce résultat confirme l'idée des économistes monétaristes de l'existence d'ajustements lents aux variations de l'offre de monnaie. Nous avons aussi pu constater l'existence d'une relation de co-intégration pour la période de 1914-98. Pour les deux cas dans lesquels elle peut être obtenue, nous avons vu qu'on ne rejette pas l'hypothèse d'une élasticité unitaire et que les ajustements à l'équilibre sont encore plus lents, surtout pour le cas du produit nominal.

En conclusion, pour les périodes s'étendant de 1914 et 1949 à 1998, nous ne pouvons rejeter la théorie quantitative du produit nominal de la monnaie dans l'économie portugaise: une variation de l'offre de monnaie conduit à une variation (relative) identique du produit nominal. Pendant le régime d'étalon-or et celui de convertibilité et d'inconvertibilité jusqu'en 1913, la théorie quantitative du produit nominal est parfaitement rejetée: une variation de l'offre de monnaie ne conduit pas à une variation (relative) identique du produit nominal. Nous pensons que la différence des résultats réside dans le fait que, dans un régime de monnaie inconvertible, la monnaie n'a qu'une nature nationale et, par conséquent, l'offre de monnaie détermine la valeur de la demande nominale dans l'espace national. Tandis que, dans un régime de monnaie convertible, la chaîne causale doit partir de l'offre mondiale de métal vers la valeur du produit mondial. Le cas d'inconvertibilité avant la Première Guerre Mondiale correspond au cas où l'économie portugaise faisait partie intégrante d'une économie mondiale dans laquelle le produit nominal était déterminé par l'offre mondiale d'or.

Dans la logique de M. Friedman et d'A. Chaîneau, il faut alors procéder à l'étude du partage entre effets purement réels et effets prix.





Bibliographie

- Andrade, J. S. (2000), Un Essai d'Application de la Théorie Quantitative de la Monnaie à l'Economie Portugaise, 1854 – 1998, *Estudos do GEMF*, 4, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra
- Banco de Portugal (plusieurs années), Relatório do Conselho de Administração, Lisboa.
- Banco de Portugal (2002), Vol. I – Séries Estatísticas: versão revista e prolongada para 1994 e 1995, http://www.bportugal.pt/publish/serlong/s1_p.htm.
- Bai, J.; Perron, P. (1998), Estimating and Testing linear Models with Multiple Structural Changes, *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, J.; Perron, P. (2001a), *Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models*, Working Paper, Boston University, Boston.
- Bai, J.; Perron, P. (2001b), *Multiple Structural Change Models: A Simulation Analysis*, Working Paper, Boston University, Boston.
- Batista, D., et al. (1997), New Estimates for Portugal's GDP, 1910-1958, *História Económica, Banco de Portugal*, 7.
- Bernanke, B. S.; Mihov, I. (1998), The Liquidity Effect and Long-run Neutrality, *Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy*, 49, 149-94.
- Bhargava, A. (1986), On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series, *Review of Economic Studies*, LIII, 369-84.
- Bodin, J. (1568), *La Réponse de Jean Bodin à M. de Malestroit*, Paris, Édition Henri Hauser, A. Colin (1932).
- Bordo, M. (1993), The Gold Standard, Bretton Woods and Other Monetary Regimes: A Historical Appraisal, *FRB of St.L. Economic Review*, 75, 2, 123-91.
- Bordo, M.; Jonung, L. (1997), A Return to the Convertibility Principle? Monetary and Fiscal Regimes in Historical perspective, the International Evidence, in Leijonhufvud, A. (ed.), *Monetary Theory as a Basis for Monetary Policy*, London, Macmillan.
- Bordo, M.; Jonung, L. (2001), A Return to the Convertibility Principle? Monetary and Fiscal Regimes in Historical Perspective, The International Evidence, *Economic Papers*, 159.
- Bordo, M.; Redish, A. (1993), Maximizing Seignorage Revenue during Temporary Suspensions of Convertibility: A Note, *Oxford Economic Papers*, 45,1, 157-68.
- Bordo, M.; Rockoff, H. (1996), The Gold Standard as a Good Housekeeping Seal of Approval, *Journal of Economic History*, 56, 2, 389-428.
- Bordo, M.; Santos, F. T. (1995), «Portugal and the Bretton Woods International Monetary System», in Reis, J. (ed.), *International Monetary System in Historical Perspective*, New York, Macmillan, 181-208.
- Bordo, M.; Schwartz, A. (1995), Taxas de Câmbio Fixas Enquanto Regra Contigente em Países Centrais e Periféricos – evidência do período 1880-1990, in Macedo, J. B. et al. (eds.), *Convertibilidade Cambial, Conferência Comemorativa do 140º Aniversário da Adesão de Portugal ao Padrão-Ouro*, Lisboa, Banco de Portugal – F.L.A.D., 29-110.
- Brainard, W.; Perry, G. (2000), Making Policy in a Changing World, in Perry, G.; Tobin, J. (eds.), *Economic Events, Ideas, and Policies: The 1960s and After*, Washington, Brookings Institution Press.
- Campbell, J.; Mankiw, G. (1987), Are Output Fluctuations Transitory, *Quarterly Journal of Economics*, 102, 4, 857-80.



- Cantillon, R. (1755), *Essai sur la Nature du Commerce en Général*, Paris, I.N.E.D. (1952).
- Cassel, G. (1928), The Rate of Interest, the Bank Rate, and the Stabilization of Prices, *Quarterly Journal of Economics*, 42, 511-29.
- Cassel, G. (1930), The Supply of Gold, *Interim Report of the Gold Delegation of the Financial Committee*, League of Nations, Geneva.
- Chaîneau, A. (1964), *La Demande d'Encaisses Monétaires*, Pari, Cujas.
- Chaîneau, A. (1992), *Manuel de Macro-Économie Élémentaire*, Paris, Armand Colin.
- Chaîneau, A. (1995), Le Bouclage du Circuit Économique, *Estudos do GEMF*, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra
- Chaîneau, A. (1996), Équilibre, Déséquilibre, Monnaie, in ISEG (ed.), *Ensaio de Homenagem a Manuel Jacinto Nunes*, Lisboa, ISEG-UTL, 191-211.
- Cochrane, J. (1988), How Big is the Random Walk in GNP?, *Journal of Political Economy*, 96, 5, 893-920.
- Cogley, T.; Sargent, T. (2002), Evolving Post-World War II Inflation Dynamics, in Bernanke, B.; Rogoff, K. (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2001*, Cambridge, Ma., The M.I.T. Press.
- Córdova, J. E. L.; Meissner, C. (2000), *Exchange Rate Regimes and International Trade: Evidence from the Classical Gold Standard Era*, CIDER, University of California at Berkeley.
- Doornik, J. F.; Hansen, H. (1994), *A practical test for univariate and multivariate normality*, Nuffield College, University of Oxford.
- Eichengreen, B.; Flandreau, M. (1997), *The Gold Standard in Theory and History*, London, Routledge.
- Esteves, R. P.; Ferramosca, F. (2000), *O Mecanismo dos Câmbios em Padrão-Ouro. Estabilidade Cambial e Violações dos Pontos de Ouro, 1854-1891*, WP, FEUP, Faculdade de Economia da U. Porto.
- Flandreau, M.; Maurel, M. (2001), *Monetary Union, Trade Integration and Business Fluctuations in 19th Century Europe: Just Do It*, CEPR, London.
- Frieden, J. A. (1997), The Dynamics of International Monetary Systems: International and domestic Factors in the Rise, Reign, and Demise of the Classical Gold Standard (1992), in Eichengreen, B.; Flandreau, M. (ed.), *The Gold Standard in Theory and History*, London, Routledge, 207-27.
- Friedman, M. (1956), The Quantity Theory of Money: a restatement, in R. Clower (ed.), *Monetary Theory*, 1969, Harmondsworth, Penguin Books, 94-111.
- Friedman, M. (1973), A Theoretical Framework for Monetary Analysis, *Journal of Political Economy*, 78, (1970), in A. Walters (ed.), *Money and Banking*, Harmondsworth, Penguin Books, 69-104.
- Fritsch, W.; Franco, G. H. (2000), Brazilian Experience with the Gold Standard, in Aceña, P. M.; Reis, J. (eds.), *Monetary Standards in the Periphery, Paper, Silver and Gold, 1854-1933*, New York, St. Martin's Press.
- Georgescu-Roegen, N. (1966), *Analytical Economics, issues and problems*, Cambridge, Ma., Harvard University Press.
- Hall, R. (1999), Comment on "Rethinking the Role of the NAIRU in Monetary Policy: implications of model formulation and uncertainty" by Arturo Estrella and Frederic Mishkin, in Taylor, J. (ed.), *Monetary Policy Rules*, Chicago, NBER, University of Chicago Press.
- Hayek, F. (1936), *La Teoria Economica y el Ciclo Economico*, Madrid, Espasa-Calpe.
- Hayek, F. (1978), *Denationalisation of Money, the Argument Refined*, London, Institute of Economic Affairs.



- Hendry, D.; J. Doornik, J. (2001), *Empirical Econometric Modelling Using PcGive 10*, London, Timberlake Consultants.
- Hodrick, R.; Prescott, E. (1980), *Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, Carnegie-Mellon.
- Hogendorn, C. (1998), Capital Mobility in Historical Perspective, *Journal of Policy Modeling*, 20, 2, 141-61.
- Humphrey, T. (2002), Knut Wicksell and Gustav Cassel on the Cumulative Process and the Price-Stabilizing Policy Rule, *FRB of Richmond, Economic Quarterly*, 88, 3, 59-83.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
- Kaldor, N. (1986), *The Scourge of Monetarism (1980)*, Oxford, Oxford University Press.
- Keynes, J. M.; Bainville, J. (2002), *Les Conséquences Économiques de la Paix (1920) et Les Conséquences Politiques de la Paix (1920)*, Paris, Gallimard.
- Kwiatkowski, D., et al. (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?, *Journal of Econometrics*, 54, 1-3, 159-78.
- Lange, O. (1945), *Price Flexibility and Full Employment*, Westport, Greenwood Press (1978).
- Leontief, W. (1936-7), The Fundamental Assumption of Mr. Keynes' Monetary Theory of Unemployment, *Quarterly Journal of Economics*, LI.
- Wu Liu, L. S.; Zidek, J. V. (1997), On Segmented Multivariate Regressions, *Statistica Sinica*, 7, 497-525.
- Mankiw, N. G. (2000), *The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment*, Harvard University, Cambridge, MA.
- Mata, E. (1991), «Exchange Rate and Exchange Policy in Portugal 1891-1931 Revisited», *Estudos de Economia*, XII, 2, 33-41.
- Mata, E.; Valério, N. (1993), *História Económica de Portugal*, Lisboa, Editorial Presença.
- Mata, E.; Valério, N. (1995), Estabilidade monetária, Disciplina Orçamental e Desempenho Económico em Portugal desde 1854, in Macedo, J. B. et al. (eds.), *Convertibilidade Cambial, Conferência Comemorativa do 140º Aniversário da Adesão de Portugal ao Padrão-Ouro*, Lisboa, Banco de Portugal-F.L.A.D., 259-84.
- Meissner, C. (2002), A New World Order: Explaining the Emergence of the Classical Gold Standard, WP9233, NBER.
- Mendonça, A. (1996), The Introduction of the Gold Standard in Portugal, in ISEG (ed.), *Ensaio de Homenagem a Manuel Jacinto Nunes*, Lisboa, ISEG, UTL, 73-98.
- Mises, L. (1912), *The Theory of Money and Credit*, London, Jonathan Cape (1934).
- Mises, L. (1949), *Human Action, a treatise on economics*, N. Haven, Yale University Press.
- Neumann, M. (1993), Commentary (Michael Bordo, The Gold Standard, Bretton Woods and Other Monetary Regimes: A Historical Appraisal), *FRBStL, Economic Review*, March/April, 192-9.
- Nunes, A. B. et al. (1989), «Portuguese Economic Growth, 1833-1985», *Journal of European Economic History*, 18, 2, 291-330.
- Patinkin, D. (1965), *Money, Interest and Prices*, New York, Harper & Row.
- Patinkin, D. (1987), Neutrality of Money, in Eatwell, J. et al. (eds.), *The New Palgrave: a Dictionary of Economics*, London, Macmillan, pp. 639-45.



- Perron, P. (1997), Further Evidence on Breaking Trend Function in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80, 355-85.
- Pinheiro, M., et al. (1998), *Séries Longas para a Economia Portuguesa*, Lisboa, Banco de Portugal.
- Pivetta, F.; Reis, R. (2002), *The Persistence of Inflation in the United States*, Harvard University Press..
- Reis, J. (1991), A Evolução da Oferta Monetária Portuguesa 1854-1912, *História Económica*, 3, Banco de Portugal
- Reis, J. (2002), An "Art", not a "Science"? Central Bank Management in Portugal under the Gold Standard, 1854-1891, *WP 6-02*, Banco de Portugal.
- Ricardo, D. (1810-11), «The High Price of Bullion, a Proof of the Depreciation of Bank Notes», in P. Sraffa (ed.), *The Works and Correspondence of David Ricardo*, Cambridge, C.U.P., (1951), 47-127.
- Rose, A. K. (2000), One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade, *Economic Policy*, 30, 7-45.
- Russell, H. B. (1898), *International Monetary Conferences*, New York, Harper and Brothers.
- Santos, F. T. (1995), O Último a Aderir ao Padrão-Ouro, Julho-Setembro 1931, in Macedo, J. B. et al. (eds.), *Convertibilidade Cambial, Conferência Comemorativa do 140º Aniversário da Adesão de Portugal ao Padrão-Ouro*, Lisboa, Banco de Portugal-F.L.A.D., 231-48.
- Sargent, T. (1976), The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics, *Journal of Political Economy*, 84, 3, 631-40.
- Schwartz, A. (1992), *Monetarism and Monetary Policy*, London, Institute of Economic Affairs.
- Stock, J. (1991), Confidence Intervals for the Largest Autoregressive Root in U. S. Macroeconomic Time Series, *Journal of Monetary Economics*, 28, 435-59.
- Subercaseaux, G. (1922), *Monetary and Banking Policy of Chile*, Oxford, Clarendon Press.
- Taylor, J. (1998), Monetary Policy Guidelines for Unemployment and Inflation Stability, in Solow, R.; Taylor, J. (eds.), *Inflation, Unemployment and Monetary Policy*, Cambridge, Ma., The M.I.T. Press.
- Taylor, J. (2000), Low Inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms, *European Economic Review*, 44, 7, 1389-408.
- Triffin, R. (1997), The Myth and Realities of the So-called Gold Standard (1968), in Eichengreen, B.; Flandreaud, M. (eds.), *The Gold Standard in Theory and History*, London: Routledge, 140-60.
- Weintraub, S.; Weintraub, R. (1972), The Full Employment Model: A Critique, *Kyklos*, 25, 1, 83-100.
- Valério, N. (1991), Periodozação da História Monetária de Portugal, *Estudos de Economia*, XII, 2, 3-18
- Wheelock, D.; Bordo, M. (1998), Price Stability and Financial Stability: The Historical Record, *F.R.B. of St. Louis Review*, 98, 5, 41-62.
- Wicksell, K. (1898), *Interest and Prices*, London, Macmillan (1965).
- Wicksell, K. (1906), *Lectures on Political Economy, T. II*, London, Routledge and Sons. (1934).

**Annexe: Les données utilisées dans l'analyse**

Les données statistiques que nous avons utilisées ont été empruntées à plusieurs publications (Tableau 9). Les valeurs dans (Pinheiro, et al, 1998) ont été actualisées par la Banque du Portugal (Banque du Portugal, 2002). La crise provoquée par la chute de l'étalon-or en 1891 a conduit à des valeurs non normales pour l'offre de monnaie. En 1891, son taux de croissance fut inférieur à -70% et, en 1892, il atteignit presque + 20%. Nous avons corrigé ces valeurs du taux de croissance par des prévisions avec un modèle ARIMA(1,1,2) pour des données allant de 1855 à 1889. Dans certains cas, nous avons fait l'homogénéisation des séries avant 1953, par l'application des taux de croissance.

Les valeurs des indices des prix à la consommation pour l'économie américaine et anglaise sont de (Wheelock et Bordo, 1998). Nous les avons actualisées avec des données du Bureau of Labor Statistics (<http://stats.bls.gov/>) et de la page des National Statistics on Line (<http://www.statistics.gov.uk/>).

Tableau 9 – Sources des données statistiques**PIB**

1854-1909	(Nunes et al., 1989)
1910-1952	(Batista et al., 1997)
1953-1993	(Pinheiro et al., 1999)
1994-1998	(Banco de Portugal, 1996; 1998; 2000)

M1

1854-1912	(Reis, 1991)
1913-1946	(Mata et Valério, 1993: Tableau E.1.3)
1947-1993	(Pinheiro et al., 1998)
1994-1998	(Banco de Portugal, 1996; 1998; 2000)

Population

1854-1952	(Nunes et al., 1989)
1953-1993	(Pinheiro et al., 1998)
1994-1998	(Banco de Portugal, 1996; 1998; 2000)