

**Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra**

Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF)  
Av. Dias da Silva, 165 – 3004-512 COIMBRA, PORTUGAL  
gemf@fe.uc.pt  
<http://gemf.fe.uc.pt>

JOÃO SOUSA ANDRADE

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

**ESTUDOS DO GEMF**

N.º 6

2003

**PUBLICAÇÃO CO-FINANCIADA PELA  
FUNDAÇÃO PARA A CIÊNCIA E TECNOLOGIA**



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

João Sousa Andrade  
GEMF – Faculdade de Economia, Universidade de Coimbra  
<http://www2.fe.uc.pt/~jasa>  
[jasa@sonata.fe.uc.pt](mailto:jasa@sonata.fe.uc.pt)

## Abstract

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.

## Résumé

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. 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.

JEL Codes: E42, E50, E51, E58, N10

KEYWORDS: Portugal, régimes monétaires, offre de monnaie, neutralité de la monnaie, ruptures structurelles, racines unitaires et co-intégration.

**TABLE DES MATIERES**

Présentation.....	3
I – Introduction .....	4
II – Régimes Monétaires dans l’Economie Portugaise .....	9
III – Application de la méthodologie de Bai-Perron.....	15
IV – Les Caractéristiques Statistiques du Produit Nominal et de l’Offre de Monnaie	17
V – Les Modèles du Produit Nominal .....	21
VI – Conclusion .....	29
ANNEXE : Les données utilisées dans l’analyse .....	32
Liste des Tableaux .....	33
Liste des Figures .....	33
Bibliographie.....	34

## Présentation

Par cette étude, nous allons confirmer l'hypothèse d'une élasticité unitaire du produit nominal par rapport à l'offre de monnaie. Du point de vue logique, cette hypothèse doit être considérée avant les études sur la théorie quantitative de la monnaie. 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 and Mihov (1998), en la simplifiant, pour démontrer que l'élasticité du produit nominal par rapport à l'offre de monnaie n'était pas différente de l'unité. Nous avons utilisé un modèle VAR pour obtenir les valeurs moyennes des impulsions du produit nominal et de l'offre de monnaie en résultat des chocs d'offre de monnaie. La valeur tendancielle de ces impulsions nous permettait, par comparaison, de confirmer ou non la neutralité de la monnaie par rapport au revenu nominal. Comme l'a suggéré Mankiw (2000), l'utilisation des valeurs des erreurs type des impulsions, comme critère d'analyse de l'inefficacité d'une politique, n'est pas la méthode la plus appropriée dans la mesure où, après quelques observations, il est naturel d'atteindre un des seuils dépassant le zéro.

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 perfectionnée 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 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.

## I – Introduction

Taylor (2000), Brainard and Perry (2000) ainsi que Cogley and 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 considérables<sup>1</sup>. En fait, la neutralité de la monnaie<sup>2</sup> 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 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 observationnelle<sup>3</sup> 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 (1810-1811). 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) et

---

<sup>1</sup> Voir Hall (1999) et Taylor (1998).

<sup>2</sup> Et donc, de la politique monétaire. Mais on devrait aussi l'admettre, en général, pour les politiques de demande.

<sup>3</sup> Sargent (1976).

Patinkin (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'avance<sup>4</sup>. Qu'est-ce 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 aussi un expédient minimum pour l'obtention d'un tel objectif. Les transformations sociales et politiques après la I GM (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 monétaire<sup>5</sup>. 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 Maxwell<sup>6</sup> 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 biens<sup>7</sup>. Deuxièmement, les variations dans la quantité de monnaie introduisent un facteur dynamique dans le système économique<sup>8</sup>. 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 Kaldor<sup>9</sup> à propos des effets de distribution associés aux variations dans la quantité de monnaie. Pour le meilleur et pour le pire<sup>10</sup>, les

---

<sup>4</sup> Hayek (1978), Wicksell (1898). Voir aussi Cassel (1928) et l'exposition faite dans Humphrey (2002).

<sup>5</sup> Hayek (1936)

<sup>6</sup> Georgescu-Roegen (1966). Faisant l'analogie avec le phénomène d'entropie, le démon correspond à une « nouvelle énergie » créée avec l'émission de monnaie.

<sup>7</sup> «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), p. 396.

<sup>8</sup> «(E)very variation in the quantity of money introduces a dynamic factor into the static economic system». Mises (1912), p. 145.

<sup>9</sup> Kaldor (1986).

<sup>10</sup> 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.

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'équilibre<sup>11</sup>.

En conclusion, nous ne devons pas isoler 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, 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 Milton Friedman et à André Chaîneau. Comme on le verra, après avoir commencé par la présentation d'une théorie du produit nominal, Milton Friedman le soumettra à la théorie quantitative des prix. Dans le cas d'André 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)<sup>12</sup> et Chaîneau (1964), furent intégrés dans son analyse macroéconomique.

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 nominal<sup>13</sup>. 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

---

<sup>11</sup> Mises (1912), p. 21 et 556.

<sup>12</sup> Première édition en 1950.

<sup>13</sup> «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), p. 109.

courte période vers l'équilibre de longue période<sup>14</sup>. 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. Ce bâtiment d'une théorie du revenu nominal se destinait 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 Anna Schwartz : la croissance soutenue de la monnaie relativement à la croissance du produit déterminera le comportement de longue période des prix<sup>15</sup>.

Avec Friedman, l'analyse macroéconomique a commencé à s'intéresser aux variables nominales. La macro 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 Châneau est, à ce propos, bien différente.

Dans une tradition française, qui remonte au XVIIIe Siècle, André Châneau<sup>16</sup> se propose de faire l'analyse macroéconomique encadrée dans 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 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. Châneau considère également, parallèlement à la croissance réelle, la croissance des prix qui caractérise les économies industrielles (Châneau (1992), p. 191). Les chocs provoqués par la

---

<sup>14</sup> Friedman (1973), p. 89.

<sup>15</sup> «A sustained change in the growth rate of money relative to growth in output determines the long-run behaviour of prices». Schwartz (1992), p.19.

<sup>16</sup> Voir surtout Châneau (1992), Châneau (1995) et Châneau (1996).

demande globale ont des conséquences déséquilibrantes différentes dans des systèmes monétaires 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 comment 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), p. 143)<sup>17</sup>.

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), pp. 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), p. 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), p. 207). En conséquence, nous devons 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 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), p. 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

---

<sup>17</sup> Voir, particulièrement, tout le chapitre 7.

d'achat de la monnaie. En tous cas, 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 ?

Les déséquilibres 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 monnaie (Chaîneau (1992), p. 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. 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.

## II – Régimes Monétaires dans l'Économie Portugaise

Une 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. Par la suite, nous retenons la définition de régime monétaire de Bordo : « comme 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 »<sup>18</sup>.

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 prix<sup>19</sup>.

---

<sup>18</sup> «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 and Jonung (1997), p. 5.

<sup>19</sup> L'importance de l'emploi naît seulement, au XXe siècle, dans les années 20.

Comme notre intérêt dans cette étude concerne le comportement du produit nominal, nous nous intéressons seulement à la manière dont ces deux variables peuvent nous aider à délimiter 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<sup>e</sup> Siècle. Il existe à cela deux raisons : la dimension géographique limitée du régime et l'absence, très gênante, de statistiques disponibles. Le XIX<sup>e</sup> 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 les années dix du XX<sup>e</sup> 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 and Maurel (2001) et Meissner (2002)) et financier (Bordo and Rockoff (1996)). L'idéologie de l'étalon-or dominait le XIX<sup>e</sup> 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 and 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 para rapport à l'extérieur. En ce qui concerne le cas du Portugal, comme pays périphérique, c'est cette dernière asymétrie qui est importante (Eichengreen and 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 et pas le deuxième étalon-or.

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 conduit, en 1832, à la reconnaissance du cours légal des monnaies d'or d'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 des nouvelles mines d'or de la Californie et de l'Australie (Esteves and Ferramosca (2000)). Et en fait, le Portugal fut le premier pays, après l'Angleterre, à adopter l'étalon-or au XIXe Siècle.

Néanmoins le Portugal fut un très mauvais élève : déficits persistants tant au niveau externe qu'au niveau du budget de l'Etat (Mata and Valério (1995) et Reis (2002)). Pourtant le régime n'a pas mal fonctionné jusqu'en 1891, excepté l'épisode d'inconvertibilité pendant 2 mois 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 portugaise<sup>20</sup> n'a, en pratique, connu que le cours forcé. Si le Portugal a été l'un des premiers pays à adhérer à l'étalon-or, il a été le premier à éliminer dans la loi tout rapport entre la monnaie (l'Escudo) et l'or en 1975<sup>21</sup>.

Nous pouvons dire que, pendant la période de 1891-1931, la monnaie portugaise avait connu des changes flexibles. Les périodes 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, pendant des périodes de transition d'inconvertibilité, pour un possible retour à l'étalon-or (Bordo and 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 and Bainville (2002)<sup>22</sup>, Frieden (1997) et Hogendorn). 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 au Portugal et à celle précédant la I GM.

---

<sup>20</sup> Le Real puis l'Escudo.

<sup>21</sup> Dans la nouvelle Loi Organique de la Banque du Portugal.

<sup>22</sup> 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 and Bainville (2002), p. 25. Voir tout le Chapitre II, « L'Europe Avant la Guerre ».

Après la I GM, la monétisation des déficits budgétaires et l'instabilité politique<sup>23</sup> ont dominé les règles d'émission de monnaie. De 1931 à 1949, l'Escudo fut ancré à la Livre anglaise<sup>24</sup>. 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 and Santos (1995)).

De 1949 à 1973, l'Escudo fut ancré au Dollar. Les excédents extérieurs ont conduit le Portugal à posséder, à la fin de 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 and Santos (1995)).

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 maintenu 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 allemande<sup>25</sup>. 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.

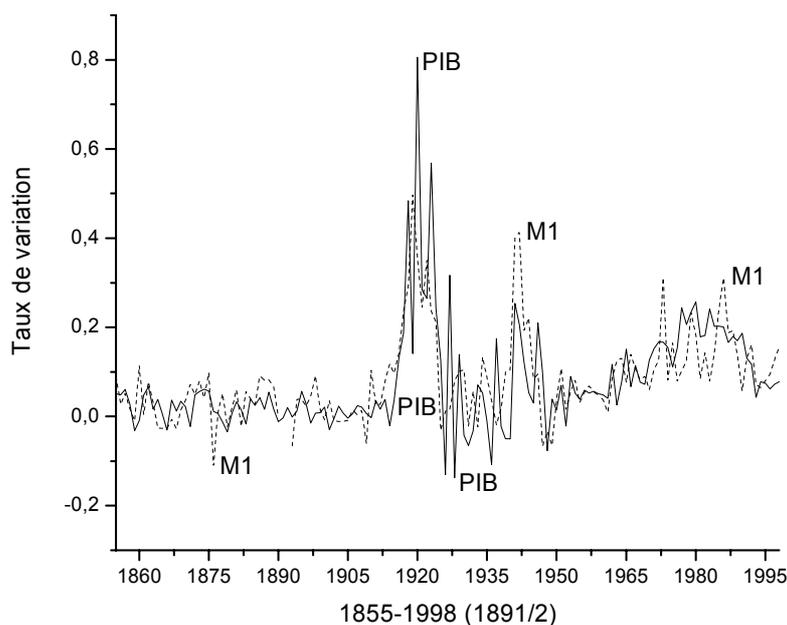
Dans la Figure 1, nous avons la représentation des taux de croissance du produit nominal et de l'offre de monnaie. Nous avons omis les valeurs de 1891 et 1892 pour l'offre de monnaie.

---

<sup>23</sup> De 1919 jusqu'au mois de mai 1926, 30 gouvernements se sont succédé.

<sup>24</sup> Sur l'éphémère expérience des 82 jours dans l'étalon-or, en 1931, on peut consulter Santos (1995).

<sup>25</sup> Dont le résultat était aussi la valorisation réelle de l'Escudo comme instrument pour réduire l'inflation portugaise.

**Figure 1 Evolution du Produit et de la Monnaie**

Nous pouvons constater que l'offre de monnaie, sauf pendant la période de la I GM, flotte 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 ( $\mu$ ), l'étalon type ( $\sigma$ ) et aussi le coefficient de variation ( $\sigma/\mu$ ). Ce coefficient mesure l'instabilité du comportement de n'importe quelle variable. Analysons le résumé des statistiques calculées dans le Tableau 1.

**Tableau 1 Caractérisation statistique des différentes périodes**

	DLP			DLQ			DLM		
	$\mu$	$\sigma$	$\sigma/\mu$	$\mu$	$\sigma$	$\sigma/\mu$	$\mu$	$\sigma$	$\sigma/\mu$
<b>1855-1890</b>	0,002	0,06	23,7	0,02	0,07	3,45	0,032	0,047	1,45
<b>1892-1914</b>	0,006	0,03	4,54	0,005	0,03	7,19	0,026	0,041	1,57
<b>1915-1931</b>	0,18	0,24	1,32	0,016	0,06	4,03	0,17	0,149	0,87
<b>1915-1945</b>	0,12	0,2	1,65	0,011	0,06	5,84	0,15	0,143	0,94
<b>1931-1949</b>	0,03	0,08	2,49	0,013	0,06	4,65	0,09	0,138	1,53
<b>1949-1972</b>	0,02	0,02	0,98	0,049	0,03	0,64	0,07	0,046	0,67
<b>1973-1998</b>	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 II GM (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 II GM (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 pays<sup>26</sup>. La croissance de l'économie portugaise fut très faible de 1892 jusqu'en 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 I GM ne diffèrent pas beaucoup.

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

	USA DLP*			UK DLP*			Port DLP*		
	$\mu$	$\sigma$	$\sigma/\mu$	$\mu$	$\sigma$	$\sigma/\mu$	$\mu$	$\sigma$	$\sigma/\mu$
<b>1855-1890</b>	0,002	0,024	11,46	-0,008	0,015	-1,807	0,005	0,008	1,635
<b>1892-1914</b>	0,011	0,018	1,57	0,017	0,019	1,142	0,027	0,039	1,471
<b>1915-1931</b>	0,021	0,025	1,21	0,012	0,027	2,157	0,158	0,057	0,359
<b>1915-1945</b>	0,018	0,023	1,24	0,019	0,025	1,32	0,102	0,075	0,733
<b>1931-1949</b>	0,02	0,022	1,12	0,029	0,022	0,749	0,035	0,007	0,206
<b>1949-1972</b>	0,032	0,012	0,37	0,051	0,019	0,372	0,033	0,028	0,829
<b>1973-1998</b>	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 portugaise avec ceux des Etats-Unis et de l'Angleterre. Pour les deux dernières économies, nous avons utilisé des indices de prix à la consommation. 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 and Prescott (1980)), avec un  $\lambda=400$  pour obtenir des valeurs de tendance<sup>27</sup> (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 portugaise entre les GMs, et après la chute de Bretton-Woods. Pour ces périodes, le taux d'inflation portugaise 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 XIX<sup>ème</sup> 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 les valeurs de l'après II GM, de 1949-1972, avec les valeurs postérieures de 1973-1998, on s'aperçoit que

<sup>26</sup> Voir Bordo and Santos (1995), Bordo (1993) et aussi Bordo and Jonung (2001).

<sup>27</sup> Grâce aux données disponibles, nous n'avons pas eu besoin de faire la correction des valeurs des points finaux (end points).

l'augmentation du taux d'inflation par 4 fut accompagnée d'une réduction de l'instabilité.

### III – Application de la méthodologie de Bai-Perron

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 and Perron (1998), Bai and Perron (2001b) et Bai and Perron (2001a)) 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  $\text{SupF}_T(k)$  a comme hypothèse nulle la présence de  $k$  ruptures contre  $(k-1)$ . La valeur UDmax correspond à la valeur  $\text{SupF}_T(k)$  pour  $k$  maximum. WDmax, contrairement à UDmax, correspond à une moyenne pondérée des tests individuels  $\text{SupF}_T(k)$ .

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, Wu and Zidek (1997)) et les valeurs de UDmax et WDmax.

Pour l'étude du produit nominal<sup>28</sup> (LYC) nous supposons, au-delà d'une constante, l'offre de monnaie (LMC) comme variables dont les coefficients ne

---

<sup>28</sup> 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.

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 tendance<sup>29</sup>.

**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		(5%)	0,004	206,6	2,18	
(8,58)	(7,22)	(5,96)	(4,99)	(8,58)		(7,22)	(5,96)	(4,99)	
UDmax	WDmax				UDmax	WDmax			
906,43	1558,55				451,63	776,56			
(8,88)	(9,91)	(5%)		(8,88)	(9,91)	(5%)			
1890	1913	1940	1977	(90%)	1890	1913	1940	1977	(90%)
1889-91	1898-915	1938-44	1967-80		1886-00	1916-19	1918-42	1933-89	

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 I GM, soit au début soit à la fin (1913 ou 1918) ; la troisième au début de la II GM (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 XIX<sup>e</sup> 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 I GM (1854-1890 et 1854-1913). De même que nous devons isoler la période entre les deux GM. Un changement dans le régime du taux de change s'étant produit après 1949, nous identifierons la période entre les deux GMs comme allant de 1914 à 1948.

<sup>29</sup> Beaucoup d'autres hypothèses furent utilisées mais celles-ci nous semblent les plus adéquates face aux résultats obtenus.

## IV – Les Caractéristiques Statistiques du Produit Nominal et de l’Offre de Monnaie

Prenant en considération les périodes choisies, nous proposons comme première tâche, 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  $t$ ,  $\left(\frac{\hat{\rho}-1}{\hat{\sigma}_\rho}\right)$ , et du  $Z$ ,  $\left(N \cdot (\hat{\rho}-1)\right)$ , 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  $\rho$ . De cette façon, on aura une idée de la valeur probable la plus élevée du  $\rho$ . 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 and Mankiw (1987) et 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)<sup>30</sup>. 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 ( $\rho>1$ ). Ces deux tests doivent être lus conjointement. De l’ensemble des critères d’information sur l’analyse de persistance d’une série (Pivetta and 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

<sup>30</sup> Nous avons utilisé le code de Simon van Norden (1990) actualisé par Jeff Gable (1993) pour la version 4 du RATS.

appliqué l'étude de Perron (1997) qui teste le cas de racine unitaire autour d'une tendance avec différents types de ruptures dans la tendance<sup>31</sup>.

Les résultats sont inclus dans le Tableau 4<sup>32</sup>.

---

<sup>31</sup> Nous avons seulement retenu les cas où nous ne pouvons rejeter une quelconque rupture dans la série.

<sup>32</sup> Notes du Tableau 4. (a) 18 observations ; (b) 17 obs. ; (c) sans constante ; (d) 29 obs. ; (e) changement de l'inclinaison de la tendance avec les deux segments de cette tendance sans discontinuité ; (f) changement dans l'inclinaison ; (g) 15 obs. ; (h) changement dans l'inclinaison et dans la constante ; (i) 11 obs. ; (j) stationnaire aussi en niveaux ; (k) 24 obs. ; et (l) 30 obs. Une \* pour rejet de H0 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*** (j)	-31,54*** (j)		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(l)	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(l)	-	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(l)	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(l)	-	0,65** / 0,64**	0,68	-5,85*** (1920)(e)

Pour mieux interpréter le Tableau 4, nous exemplifierons avec la lecture 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'auto corrélation 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 proposé 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  $R_2$ , nous ne devons pas rejeter l'hypothèse de marche aléatoire contre la stationnarité de la série et, en accord avec la valeur de  $N_2$ , 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. Ceci étant, l'application du test de Perron n'a aucun sens. Par contre, dans la ligne 4, il a été appliqué conduisant à une rupture en 1891, en supposant pour cette année une rupture du type (e)<sup>33</sup>, 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 conclusions.

- LYC, 1854-1890. Le test de Bhargava ( $R_2$ ) 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.

---

<sup>33</sup> Voir la note antérieure.

- DLYC, 1949-1998. Pour cette variable, nous ne pouvons rejeter la stationnarité autour d'une tendance par une rupture en 1989. Toutes les autres valeurs rejettent l'hypothèse de stationnarité.

## V – Les Modèles 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 structuraux 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.

En tenant compte des caractéristiques de non-stationnarité des variables LYC et LMC, nous avons commencé par la recherche des relations de co-intégration, employant la méthode de Johansen. Pour les deux dernières périodes, nous avons trouvé un vecteur de co-intégration entre LYC et LMC. Au-delà de cette recherche, nous avons également essayé des modèles de DLYC avec la présence d'une variable ECM,  $(LYC_{t-1} - LMC_{t-1})$  :

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

où h et k peuvent avoir des valeurs différentes. Les résultats ne furent pas distincts. Pour les trois premières périodes, il n'a pas été possible de rejeter  $\lambda = 0$ . Les modèles retenus pour chaque période sont dans le Tableau 5<sup>34</sup>. Les étoiles ont la signification normale. Nous donnons l'exemple de la première équation (1956-1890). L'étalon-type de l'estimation ( $\sigma$ ) est de 2,8%. Les tests LM, AR(1) et ARCH(1), conduisent à accepter l'hypothèse nulle d'absence d'auto corrélation et de processus ARCH, d'ordre 1, des erreurs. L'hypothèse nulle de distribution Normale<sup>35</sup> des erreurs ne peut, elle aussi, être rejetée. Finalement nous avons appliqué des tests DF<sup>36</sup> aux résidus qui confirment l'hypothèse de stationnarité. Nous avons également calculé l'équation de longue période,

$$DLYC = C\_LP + \beta\_LP \cdot DLMC$$

<sup>34</sup> DLYC{1} est équivalent à DLYC<sub>t-1</sub>.

<sup>35</sup> Test de Jarque-Bera proposé par Doornik and Hansen (1994).

<sup>36</sup> Dickey-Fuller.

ainsi qu'un test de Wald pour la nullité des coefficients. Le test, type Wald, de  $\beta_{LP} = 1$ , 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 la période de l'étalon-or (Eq 1<sup>37</sup>) rejette l'hypothèse d'une élasticité unitaire du produit par rapport à l'offre de monnaie ( $\beta_{LP} \neq 1$ ). L'étude du comportement jusqu'en 1913 (Eq 2) doit prendre en considération la stabilité du

**Tableau 5 Modèles à une équation**

DLYC	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)
DLYC{3}			
DLYC{4}			
DLMC		0,170** (2,53)	
DLMC{1}	0,187** (1,86)	0,189** (2,62)	
DLMC{4}			0,155* (1,84)
$\sigma$	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 <sub>LP</sub>	0,015		
$\beta_{LP}$	0,187*	0,485***	1,027***
Wald	3,458*	21,784***	11,423***
$\beta_{LP}=1$	66,874***	12,885***	0,008

modèle, dans la mesure où il couvre, en principe, deux périodes avec des règles d'émission très différentes.

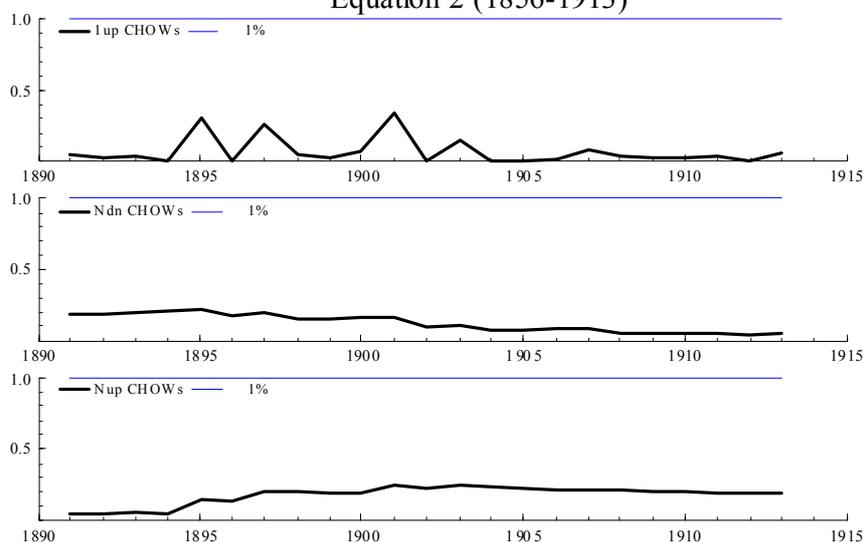
Dans la Figure 2, nous avons l'évolution des trois types de tests de Chow proposés par Hendry and Doornik (2001)<sup>38</sup> et calculés pour la période après la chute de l'étalon-or. Comme on peut le constater, ces tests éliminent toute hypothèse

<sup>37</sup> Voir le Tableau 5. Les valeurs sont standardisées. Ce qui signifie que, s'ils dépassent l'unité, on doit refuser la stabilité des coefficients au niveau de 5%.

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.

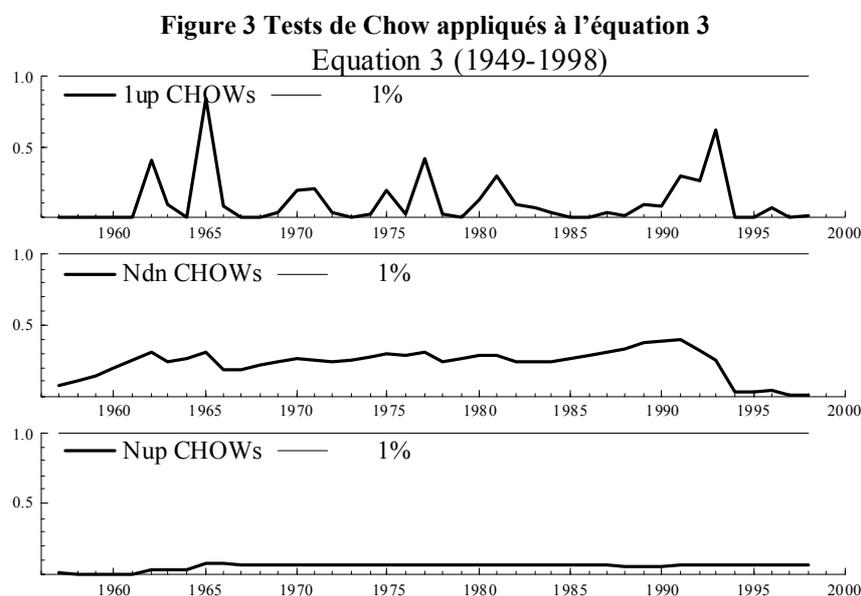
Le comportement du produit nominal pour la période 1949-1998 donné par la troisième équation (Eq 3) ne rejette pas la présence d'une élasticité unitaire par rapport à l'offre de monnaie. Comme, pendant cette période, nous avons connu des changements considérables du point de vue de la politique monétaire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

**Figure 2 Tests de Chow appliqués à l'équation 2**  
Equation 2 (1856-1913)



<sup>38</sup> Hendry and Doornik (2001), p. 254 : « 1-Step Chow test », « Break-point Chow test » et « Forecast Chow test ».

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 I GM. Par contre, elle s'applique à la période allant de la II GM à nos jours.

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

Comme nous l'avons déjà dit plus haut, divers essais sur d'éventuelles relations de co-intégration nous ont conduits au non rejet de cette hypothèse pour les sous-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.

### 1949-1998

Le seul cas admis pour une relation de co-intégration inclut 4 retards et rejette la présence de constante dans le VAR associé<sup>39</sup>. Dans le Tableau 6, sont présentés les résultats de la statistique de la trace. Contrairement à ces résultats, les statistiques de

<sup>39</sup> Qu'on désignera dorénavant par VECM, dans la mesure où l'on a un VAR avec un ECM.

la valeur propre maximale rejettent l'hypothèse d'un vecteur de co-intégration. Les valeurs des coefficients du vecteur de longue période, le résultat de la contrainte d'une élasticité unitaire et les tests sur les résidus du VECM avec contrainte sont présentés dans les Tableaux 7, 8 et 9.

**Tableau 6 Co-intégration entre LYC et LMC 1949-1998 (4 retards)**

Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None *	0.235612	20.90897	19.96	24.60
At most 1	0.138861	7.474986	9.24	12.97

**Tableau 7 Betas du Modèle pour 1949-1998 avec 4 retards**

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)		
LYC	LMC	C
1.000000	-1.018027 (0.04889)	-0.406451 (0.39766)
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)		
D(LYC)	-0.032717 (0.02789)	
D(LMC)	0.100215 (0.03647)	

**Tableau 8 Test LR de contrainte d'élasticité unitaire (1949-98)**

LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	0.033254
Probability	0.855303
Cointegrating Eq:	
LYC(-1)	1.000000
LMC(-1)	-1.000000
C	-0.515083 (0.14018) [-3.67457]

**Tableau 9 Equations et tests LM aux résidus (1949-98)**

DLYC	AR 1-1 test	F(1,40) =	0.25420 [0.6169]
DLMC	AR 1-1 test	F(1,40) =	1.0896 [0.3028]
DLYC	Normality test	Chi <sup>2</sup> (2) =	2.3522 [0.3085]
DLMC	Normality test	Chi <sup>2</sup> (2) =	11.066 [0.0040]**
DLYC	ARCH 1-1 test	F(1,39) =	0.034513 [0.8536]
DLMC	ARCH 1-1 test	F(1,39) =	0.21286 [0.6471]

La méthode de Johansen nous conduit à accepter la relation de longue période pour le produit nominal et l'offre de monnaie (Tableau 6 et 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 (Tableau 8). Le seul problème posé par le modèle VECM avec contrainte d'élasticité unitaire (Tableau 9) concerne la normalité<sup>40</sup> des résidus de l'équation de l'offre de monnaie. Mais ce problème n'est pas grave (Johansen (1995), p. 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 (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 ne nous plaît pas<sup>41</sup>. Par ailleurs, la deuxième relation, qui inclut une constante dans l'espace de co-intégration, conduit à 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. Les résultats de l'application de la méthode de Johansen, tests et valeurs des coefficients de longue période, sont dans les Tableaux 10, 11, 15 et 16 ; les résultats des tests de contrainte de l'élasticité unitaire sont inclus dans les Tableaux 12 et 17 ; les valeurs obtenues pour le modèle VECM sont présentées dans les Tableaux 13 et 18 ; et finalement les résultats des tests sur les résidus de chacune des équations sont inclus dans les Tableaux 14 et 19.

---

<sup>40</sup> Test de Jarque-Bera (Doornik and Hansen (1994)).

<sup>41</sup> Cette constante traduira la croissance tendancielle.

**Tableau 10 Co-intégration entre LYC et LMC 1914-1998 (3 retards) (a)**

Sample: 1914 1998				
Included observations: 85				
Trend assumption: No deterministic trend				
Series: LYC LMC				
Lags interval (in first differences): 1 to 3				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None *	0.156839	15.04912	12.53	16.31
At most 1	0.006431	0.548371	3.84	6.51

**Tableau 11 Betas du Modèle pour 1914-1998 avec 3 retards (a)**

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LYC	LMC
1.000000	-1.009169
	(0.03475)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LYC)	-0.007850
	(0.01528)
D(LMC)	0.039302
	(0.01185)

**Tableau 12 Test LR de contrainte d'élasticité unitaire (1914-98) (a)**

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	0.032965
Probability	0.855926

Cointegrating Eq:	CointEq1
LYC(-1)	1.000000

LMC(-1)	-1.000000
---------	-----------

**Tableau 13 Valeurs du modèle VECM (1914-1998) (a)**

Determinant Residual Covariance	6.20E-05
Log Likelihood	177.8557
Log Likelihood (d.f. adjusted)	170.5506
Akaike Information Criteria	-3.636484
Schwarz Criteria	-3.176691

**Tableau 14 Equations et tests LM aux résidus (1914-98) (a)**

DLYC	AR 1-1 test	F(1,77) =	4.1215 [0.0458]*
DLMC	AR 1-1 test	F(1,77) =	0.99577 [0.3215]
DLYC	Normality test	Chi <sup>2</sup> (2) =	5.0457 [0.0802]
DLMC	Normality test	Chi <sup>2</sup> (2) =	18.095 [0.0001]**
DLYC	ARCH 1-1 test	F(1,76) =	1.2878 [0.2600]
DLMC	ARCH 1-1 test	F(1,76) =	0.016938 [0.8968]

**Tableau 15 Co-intégration entre LYC et LMC 1914-1998 (4 retards) (b)**

Sample: 1914 1998  
 Included observations: 85  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: LYC LMC  
 Lags interval (in first differences): 1 to 4  
 Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None *	0.209029	24.28760	19.96	24.60
At most 1	0.049952	4.355611	9.24	12.97

**Tableau 16 Betas du Modèle pour 1914-1998 avec 4 retards (b)**

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LYC	LMC	C
1.000000	-0.989051 (0.05180)	-0.343706 (0.49001)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LYC)	-0.026462 (0.01868)
D(LMC)	0.049017 (0.01492)

**Tableau 17 Test LR de contrainte d'élasticité unitaire (1914-98) (b)**

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	0.042680
Probability	0.836330

Cointegrating Eq:	CointEq1
LYC(-1)	1.000000
LMC(-1)	-1.000000
C	-0.221503 (0.24485) [-0.90466]

**Tableau 18 Valeurs du modèle VECM (1914-98) (b)**

Determinant Residual Covariance	5.88E-05
Log Likelihood	182.2749
Log Likelihood (d.f. adjusted)	172.7619
Akaike Information Criteria	-3.570868
Schwarz Criteria	-2.967390

**Tableau 19 Equations et tests LM aux résidus (1914-98) (b)**

DLYC	AR 1-1 test	F(1,75) = 0.093990 [0.7600]
DLMC	AR 1-1 test	F(1,75) = 2.5663 [0.1134]
DLYC	Normality test	Chi <sup>2</sup> (2) = 8.4521 [0.0146]*
DLMC	Normality test	Chi <sup>2</sup> (2) = 22.880 [0.0000]**
DLYC	ARCH 1-1 test	F(1,74) = 0.0011381 [0.9732]
DLMC	ARCH 1-1 test	F(1,74) = 2.4384e-005 [0.9961]

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 VECM<sup>42</sup> du deuxième modèle; et les valeurs des coefficients d'ajustement des deux variables à l'équilibre de longue période sont bien irréalistes dans le premier modèle (Tableau 11). Pourtant, les coefficients d'ajustement à l'équilibre du deuxième modèle (Tableau 16) sont très faibles, ce qui signifie des vitesses d'ajustement très lentes, surtout pour le cas du produit nominal.

Nous pouvons constater que ces deux relations ne rejettent pas l'hypothèse d'une élasticité unitaire du produit par rapport à la monnaie.

## VI – 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 Friedman<sup>43</sup>. 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 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.

---

<sup>42</sup> Le critère d'absence d'auto corrélation fut même indiqué par Johansen (1995), p. 21, pour décider du choix de la dimension du modèle.

<sup>43</sup> Le comportement de non neutralité dans la courte période fut surtout exploité par les keynésiens. Voir l'exemple de Weintraub and Weintraub (1972).

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 II GM ne peut pas être considéré comme surprenant, nous ne pouvons pas en dire autant du choix d'une période qui met ensemble l'étalon-or et la période suivante d'inconvertibilité jusqu'à la I GM. 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 I GM est responsable de l'identification de cette période comme constituant une période homogène<sup>44</sup>. Le taux de change de la livre n'a pratiquement pas changé de 1892 à 1913 (avec une petite valorisation de la monnaie portugaise)<sup>45</sup>. Pendant la même période, l'évolution 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 II GM (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 II GM 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.

---

<sup>44</sup> 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.

<sup>45</sup> Mata and Valério (1993), p. 261. Voir aussi pour l'économie internationale Bordo and Schwartz (1995) et les références qui y sont faites.

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 I GM 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.

Si l'on suit les observations de Friedman et Chaîneau, il nous faut dans un avenir proche procéder à l'étude de la division des effets purement réels et à celle de prix.

## **ANNEXE : Les données utilisées dans l'analyse**

Les données que nous avons utilisées ont été empruntées à Nunes, Mata and Valério (1989), Batista, et al. (1997) et Pinheiro, et al. (1998). Cette dernière publication a été actualisée par le 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.

Les valeurs des indices des prix à la consommation pour l'économie américaine et anglaise sont de Wheelock and 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/>).

## Liste des Tableaux

Tableau 1 Caractérisation statistique des différentes périodes .....	13
Tableau 2 Caractérisation du taux d'inflation pour le Portugal, EUA et RU .....	14
Tableau 3 Application de la méthode de Bai-Perron (1854-1998) .....	16
Tableau 4 Tests de racine unitaire et de stationnarité .....	19
Tableau 5 Modèles à une équation.....	22
Tableau 6 Co-intégration entre LYC et LMC 1949-1998 (4 retards).....	25
Tableau 7 Betas du Modèle pour 1949-1998 avec 4 retards.....	25
Tableau 8 Test LR de contrainte d'élasticité unitaire (1949-98) .....	25
Tableau 9 Equations et tests LM aux résidus (1949-98).....	25
Tableau 10 Co-intégration entre LYC et LMC 1914-1998 (3 retards) (a) .....	27
Tableau 11 Betas du Modèle pour 1914-1998 avec 3 retards (a) .....	27
Tableau 12 Test LR de contrainte d'élasticité unitaire (1914-98) (a).....	27
Tableau 13 Valeurs du modèle VECM (1914-1998) (a) .....	27
Tableau 14 Equations et tests LM aux résidus (1914-98) (a) .....	27
Tableau 15 Co-intégration entre LYC et LMC 1914-1998 (4 retards) (b) .....	28
Tableau 16 Betas du Modèle pour 1914-1998 avec 4 retards (b).....	28
Tableau 17 Test LR de contrainte d'élasticité unitaire (1914-98) (b) .....	28
Tableau 18 Valeurs du modèle VECM (1914-98) (b) .....	28
Tableau 19 Equations et tests LM aux résidus (1914-98) (b).....	28

## Liste des Figures

Figure 1 Evolution du Produit et de la Monnaie.....	13
Figure 2 Tests de Chow appliqués à l'équation 2 .....	23
Figure 3 Tests de Chow appliqués à l'équation 3 .....	24

## Bibliographie

- Andrade, J. S. (2000), "Un Essai d'Application de la Théorie Quantitative de la Monnaie à l'Economie Portugaise, 1854 - 1998."4, 2000. Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra: Coimbra.
- Bai, J. and P. Perron (1998), "Estimating and Testing linear Models with Multiple Structural Changes". *Econometrica*, 66, pp. 47-78.
- (2001a), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models." Boston University: Boston.
- (2001b), "Multiple Structural Change Models: A Simulation Analysis." 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. and I. Mihov (1998), "The Liquidity Effect and Long-run Neutrality". *Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy*, 49, pp. 149-94.
- Bhargava, A. (1986), "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series". *Review of Economic Studies*, LIII, pp. 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". *FRBof St.L. Economic Review*, 75:2, pp. 123-91.
- Bordo, M. and L. Jonung 1997, "A Return to the Convertibility Principle ? Monetary and Fiscal Regimes in Historical perspective, the International Evidence", in A. Leijonhufvud ed., *Monetary Theory as a Basis for Monetary Policy*. London: Macmillan.
- (2001), "A Return to the Convertibility Principle ? Monetary and Fiscal Regimes in Historical Perspective. The International Evidence." *Economic Papers*, 159.
- Bordo, M. and A. Redish (1993), "Maximizing Seignorage Revenue during Temporary Suspensions of Convertibility: A Note". *Oxford Economic Papers*, 45:1, pp. 157-68.
- Bordo, M. and H. Rockoff (1996), "The Gold Standard as a Good Housekeeping Seal of Approval". *Journal of Economic History*, 56:2, pp. 389-428.
- Bordo, M. and F. T. d. Santos 1995, "Portugal and the Bretton Woods International Monetary System", in J. Reis ed., *International Monetary System in Historical Perspective*. New York: Macmillan, pp. 181-208.
- Bordo, M. and A. Schwartz 1995, "Taxas de Câmbio Fixas Enquanto Regra Contingente em Países Centrais e Periféricos - evidência do período 1880-1990", in J. B. d. Macedo, B. Eichengreen and J. Reis eds., *Convertibilidade Cambial, Conferência Comemorativa do 140º Aniversário da Adesão de Portugal ao Padrão-Ouro*. Lisboa: Banco de Portugal - F.L.A.D., pp. 29-110.

Brainard, W. and G. Perry 2000, "Making Policy in a Changing World", in G. Perry and J. Tobin eds., *Economic Events, Ideas, and Policies: The 1960s and After*. Washington: Brookings Institution Press.

Campbell, J. and G. Mankiw (1987), "Are Output Fluctuations Transitory". *Quarterly Journal of Economics*, 102:4, pp. 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, pp. 511-29.

----- (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*. Paris: Cujas.

----- (1992), *Manuel de Macro-Économie Élémentaire*. Paris: Armand Colin.

----- (1995), "Le Bouclage du Circuit Économique." *Estudos do GEMF, Universidade de Coimbra*.

----- 1996, "Équilibre, Déséquilibre, Monnaie", in ISEG ed., *Ensaio de Homenagem a Manuel Jacinto Nunes*. Lisboa: ISEG-UTL, pp. 191-211.

Cochrane, J. (1988), "How Big is the Random Walk in GNP ?" *Journal of Political Economy*, 96:5, pp. 893-920.

Cogley, T. and T. Sargent 2002, "Evolving Post-World War II Inflation Dynamics", in B. Bernanke and K. Rogoff eds., *NBER Macroeconomics Annual 2001*. Cambridge, Ma.: The M.I.T. Press.

Córdova, J. E. L. and C. Meissner (2000), "Exchange Rate Regimes and International Trade: Evidence from the Classical Gold Standard Era." CIDER, University of California at Berkeley.

Doornik, J. A. and H. Hansen (1994), "A practical test for univariate and multivariate normality." Nuffield College, University of Oxford.

Eichengreen, B. and M. Flandreau. (1997), *The Gold Standard in Theory and History*. London: Routledge.

Esteves, R. P. and F. Ferramosca (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. and M. Maurel (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 B. E. a. M. Flandreau ed., *The Gold Standard in Theory and History*. London: Routledge, pp. 207-27.

Friedman, M. 1956, "The Quantity Theory of Money: a restatement", in R. Clower ed., *Monetary Theory, 1969*. Harmondsworth: Penguin Books Ltd., pp. 94-111.

- 1973, "A Theoretical Framework for Monetary Analysis, *Journal of Political Economy*, 78, 1970", in A. Walters ed., *Money and Banking*. Harmondsworth: Penguin Books, Ltd., pp. 69-104.
- Fritsch, W. and G. H. Franco 2000, "Brazilian Experience with the Gold Standard", in P. M. Aceña and J. Reis 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 J. Taylor ed., *Monetary Policy Rules*. Chicago: NBER, University of Chicago Press.
- Hayek, F. v. (1936), *La Teoria Economica y el Ciclo Economico*. Madrid: Espasa-Calpe.
- (1978), *Denationalisation of Money, the Argument Refined*. London: Institute of Economic Affairs.
- Hendry, D. and J. Doornik. (2001), *Empirical Econometric Modelling Using PcGive 10*. London: Timberlake Consultants.
- Hodrick, R. and E. Prescott (1980), "Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation." Carnegie-Mellon.
- Hogendorn, C., "Capital Mobility in Historical Perspective". *Journal of Policy Modeling*, 20:2, pp. 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, pp. 59-83.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- Kaldor, N. (1986), *The Scourge of Monetarism (1980)*. Oxford: Oxford University Press.
- Keynes, J. M. and J. Bainville. (2002), *Les Conséquences Economiques de la Paix (1920) et Les Conséquences Politiques de la Paix (1920)*. Paris: Gallimard.
- Kwiatowski, 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, pp. 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.
- Liu, L., S. Wu and J. V. Zidek (1997), "On Segmented Multivariate Regressions". *Statistica Sinica*, 7, pp. 497-525.
- Mankiw, N. G. (2000), "The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment." Harvard University: Cambridge, MA.

Mata, E. and N. Valério. (1993), *História Económica de Portugal*. Lisboa: Editorial Presença.

----- 1995, "Estabilidade monetária, Disciplina Orçamental e Desempenho Económico em Portugal desde 1854", in J. B. d. Macedo, B. Eichengreen and J. Reis eds., *Convertibilidade Cambial, Conferência Comemorativa do 140º Aniversário da Adesão de Portugal ao Padrão-Ouro*. Lisboa: Banco de Portugal-F.L.A.D., pp. 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, pp. 73-98.

Mises, L. v. (1912), *The Theory of Money and Credit*. London: Jonathan Cape (1934).

----- (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, pp. 192-9.

Nunes, A. B., E. Mata and N. Valério (1989), "Portuguese Economic Growth, 1833-1985". *Journal of European Economic History*, 18:2, pp. 291-330.

Patinkin, D. (1965), *Money, Interest and Prices*. New York: Harper & Row.

----- 1987, "Neutrality of Money", in J. Eatwell, M. Milgate and P. Newman 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, pp. 355-85.

Pinheiro, M., et al. (1998), *Séries Longas para a Economia Portuguesa*. Lisboa: Banco de Portugal.

Pivetta, F. and R. Reis (2002), "The Persistence of Inflation in the United States." Harvard University Press.

Portugal, B. d. (2002), "Vol.I - Séries Estatísticas: versão revista e prolongada para 1994 e 1995." Vol. 2002. [http://www.bportugal.pt/publish/serlong/s1\\_p.htm](http://www.bportugal.pt/publish/serlong/s1_p.htm).

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), pp. 47-127.

Rose, A. K. (2000), "One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade". *Economic Policy*, 30, pp. 7-45.

Russell, H. B. (1898), *International Monetary Conferences*. New York: Harper and Brothers.

Santos, F. T. d. 1995, "O Último a Aderir ao Padrão-Ouro, Julho-Setembro 1931", in J. B. d. Macedo, B. Eichengreen and J. Reis eds., *Convertibilidade Cambial, Conferência Comemorativa do 140º Aniversário da Adesão de Portugal ao Padrão-Ouro*. Lisboa: Banco de Portugal-F.L.A.D., pp. 231-48.

- Sargent, T. (1976), "The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics". *Journal of Political Economy*, 84:3, pp. 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, pp. 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 R. Solow and J. Taylor eds., *Inflation, Unemployment and Monetary Policy*. Cambridge, Ma.: The M.I.T. Press.
- (2000), "Low Inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms". *European Economic Review*, 44:7, pp. 1389-408.
- Triffin, R. 1997, "The Myth and Realities of the So-called Gold Standard (1968)", in B. E. a. M. Flandreau ed., *The Gold Standard in Theory and History*. London: Routledge, pp. 140-60.
- Weintraub, S. and R. Weintraub (1972), "The Full Employment Model: A Critique". *Kyklos*, 25:1, pp. 83-100.
- Wheelock, D. and M. Bordo (1998), "Price Stability and Financial Stability: The Historical Record". *F.R.B. of St. Louis Review*, 98:5, pp. 41-62.
- Wicksell, K. (1898), *Interest and Prices*. London: Macmillan (1965).
- (1906), *Lectures on Political Economy, T. II*. London: Routledge and Sons. (1934).

# ESTUDOS DO G.E.M.F.

(Available on-line at <http://gemf.fe.uc.pt>)

## 2003

- N.º 6 *Régimes Monétaires et Théorie Quantitative du Produit Nominal au Portugal (1854-1998)*  
- João Sousa Andrade
- N.º 5 *Causas do Atraso na Estabilização da Inflação: Abordagem Teórica e Empírica*  
- Vítor Castro
- N.º 4 *The Effects of Households' and Firms' Borrowing Constraints on Economic Growth*  
- Maria da Conceição Costa Pereira
- N.º 3 *Second Order Filter Distribution Approximations for Financial Time Series with Extreme Outliers*  
- J. Q. Smith e António A. F. Santos
- N.º 2 *Output Smoothing in EMU and OECD: Can We Forego Government Contribution? A risk sharing approach*  
- Carlos Fonseca Marinheiro
- N.º 1 *Um modelo VAR para uma Avaliação Macroeconómica de Efeitos da Integração Europeia da Economia Portuguesa*  
- João Sousa Andrade

## 2002

- N.º 8 *Discrimination des facteurs potentiels de croissance et type de convergence de l'économie portugaise dans l'UE à travers la spécification de la fonction de production macro-économique. Une étude appliquée de données de panel et de séries temporelles*  
- Marta Simões e Maria Adelaide Duarte
- N.º 7 *Privatisation in Portugal: employee owners or just happy employees?*  
- Luís Moura Ramos e Rita Martins

- N.º 6 *The Portuguese Money Market: An analysis of the daily session*  
- Fátima Teresa Sol Murta
- N.º 5 *As teorias de ciclo políticos e o caso português*  
- Rodrigo Martins
- N.º 4 *Fundos de acções internacionais: uma avaliação de desempenho*  
- Nuno M. Silva
- N.º 3 *The consistency of optimal policy rules in stochastic rational expectations models*  
- David Backus and John Driffill
- N.º 2 *The term structure of the spreads between Portuguese and German interest rates during stage II of EMU*  
- José Soares da Fonseca
- N.º 1 *O processo desinflationista português: análise de alguns custos e benefícios*  
- António Portugal Duarte

## 2001

- N.º 14 *Equity prices and monetary policy: an overview with an exploratory model*  
- Fernando Alexandre e Pedro Bação
- N.º 13 *A convergência das taxas de juro portuguesas para os níveis europeus durante a segunda metade da década de noventa*  
- José Soares da Fonseca
- N.º 12 *Le rôle de l'investissement dans l'éducation sur la croissance selon différentes spécifications du capital humain.*  
- Adelaide Duarte e Marta Simões
- N.º 11 *Ricardian Equivalence: An Empirical Application to the Portuguese Economy*  
- Carlos Fonseca Marinheiro
- N.º 10 *A Especificação da Função de Produção Macro-Económica em Estudos de Crescimento Económico.*  
- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
- N.º 9 *Eficácia da Análise Técnica no Mercado Accionista Português*  
- Nuno Silva

- N.º 8 *The Risk Premiums in the Portuguese Treasury Bills Interest Rates: Estimation by a cointegration method*  
- José Soares da Fonseca
- N.º 7 *Principais factores de crescimento da economia portuguesa no espaço europeu*  
- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
- N.º 6 *Inflation Targeting and Exchange Rate Co-ordination*  
- Fernando Alexandre, John Driffill e Fabio Spagnolo
- N.º 5 *Labour Market Transition in Portugal, Spain, and Poland: A Comparative Perspective*  
- Paulino Teixeira
- N.º 4 *Paridade do Poder de Compra e das Taxas de Juro: Um estudo aplicado a três países da UEM*  
- António Portugal Duarte
- N.º 3 *Technology, Employment and Wages*  
- John T. Addison e Paulino Teixeira
- N.º 2 *Human capital investment through education and economic growth. A panel data analysis based on a group of Latin American countries*  
- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
- N.º 1 *Risk Premiums in the Portuguese Treasury Bills Interest Rates from 1990 to 1998. An ARCH-M Approach*  
- José Soares da Fonseca

## 2000

- N.º 8 *Identificação de Vectores de Cointegração: Análise de Alguns Exemplos*  
- Pedro Miguel Avelino Bação
- N.º 7 *Imunização e M-quadrado: Que relação?*  
- Jorge Cunha
- N.º 6 *Eficiência Informacional nos Futuros Lisboa 3M*  
- Nuno M. Silva
- N.º 5 *Estimation of Default Probabilities Using Incomplete Contracts Data*  
- J. Santos Silva e J. Murteira
- N.º 4 *Un Essai d'Application de la Théorie Quantitative de la Monnaie à l'économie portugaise, 1854-1998*  
- João Sousa Andrade
- N.º 3 *Le Taux de Chômage Naturel comme un Indicateur de Politique Economique? Une application à l'économie portugaise*  
- Adelaide Duarte e João Sousa Andrade

N.º 2 *La Convergence Réelle Selon la Théorie de la Croissance: Quelles Explications pour l'Union Européenne?*  
- Marta Cristina Nunes Simões

N.º 1 *Política de Estabilização e Independência dos Bancos Centrais*  
- João Sousa Andrade

### 1999

N.º 9 *Nota sobre a Estimação de Vectores de Cointegração com os Programas CATS in RATS, PCFIML e EViews*  
- Pedro Miguel Avelino Bação

N.º 8 *A Abertura do Mercado de Telecomunicações Celulares ao Terceiro Operador: Uma Decisão Racional?*  
- Carlos Carreira

N.º 7 *Is Portugal Really so Arteriosclerotic? Results from a Cross-Country Analysis of Labour Adjustment*  
- John T. Addison e Paulino Teixeira

N.º 6 *The Effect of Dismissals Protection on Employment: More on a Vexed Theme*  
- John T. Addison, Paulino Teixeira e Jean-Luc Grosso

N.º 5 *A Cobertura Estática e Dinâmica através do Contrato de Futuros PSI-20. Estimação das Rácios e Eficácia Ex Post e Ex Ante*  
- Helder Miguel C. V. Sebastião

N.º 4 *Mobilização de Poupança, Financiamento e Internacionalização de Carteiras*  
- João Sousa Andrade

N.º 3 *Natural Resources and Environment*  
- Adelaide Duarte

N.º 2 *L'Analyse Positive de la Politique Monétaire*  
- Christian Aubin

N.º 1 *Economias de Escala e de Gama nos Hospitais Públicos Portugueses: Uma Aplicação da Função de Custo Variável Translog*  
- Carlos Carreira

### 1998

N.º 11 *Equilíbrio Monetário no Longo e Curto Prazos - Uma Aplicação à Economia Portuguesa*  
- João Sousa Andrade

N.º 10 *Algumas Observações Sobre o Método da Economia*  
- João Sousa Andrade

- N.º 9 *Mudança Tecnológica na Indústria Transformadora: Que Tipo de Viés Afinal?*  
- Paulino Teixeira
- N.º 8 *Portfolio Insurance and Bond Management in a Vasicek's Term Structure of Interest Rates*  
- José Alberto Soares da Fonseca
- N.º 7 *Financial Innovation and Money Demand in Portugal: A Preliminary Study*  
- Pedro Miguel Avelino Bação
- N.º 6 *The Stability Pact and Portuguese Fiscal Policy: the Application of a VAR Model*  
- Carlos Fonseca Marinheiro
- N.º 5 *A Moeda Única e o Processo de Difusão da Base Monetária*  
- José Alberto Soares da Fonseca
- N.º 4 *La Structure par Termes et la Volatilité des Taux d'intérêt LISBOR*  
- José Alberto Soares da Fonseca
- N.º 3 *Regras de Comportamento e Reformas Monetárias no Novo SMI*  
- João Sousa Andrade
- N.º 2 *Um Estudo da Flexibilidade dos Salários: o Caso Espanhol e Português*  
- Adelaide Duarte e João Sousa Andrade
- N.º 1 *Moeda Única e Internacionalização: Apresentação do Tema*  
- João Sousa Andrade

**1997**

- N.º 9 *Inovação e Aplicações Financeiras em Portugal*  
- Pedro Miguel Avelino Bação
- N.º 8 *Estudo do Efeito Liquidez Aplicado à Economia Portuguesa*  
- João Sousa Andrade
- N.º 7 *An Introduction to Conditional Expectations and Stationarity*  
- Rui Manuel de Almeida
- N.º 6 *Definição de Moeda e Efeito Berlusconi*  
- João Sousa Andrade
- N.º 5 *A Estimação do Risco na Escolha dos Portafólios: Uma Visão Selectiva*  
- António Alberto Ferreira dos Santos
- N.º 4 *A Previsão Não Paramétrica de Taxas de Rentabilidade*  
- Pedro Manuel Cortesão Godinho
- N.º 3 *Propriedades Assimptóticas de Densidades*  
- Rui Manuel de Almeida

N.º 2 *Co-Integration and VAR Analysis of the Term Structure of Interest Rates: an empirical study of the Portuguese money and bond markets*  
- João Sousa Andrade e José Soares da Fonseca

N.º 1 *Repartição e Capitalização. Duas Modalidades Complementares de Financiamento das Reformas*  
- Maria Clara Murteira

## 1996

N.º 8 *A Crise e o Ressurgimento do Sistema Monetário Europeu*  
- Luis Manuel de Aguiar Dias

N.º 7 *Housing Shortage and Housing Investment in Portugal a Preliminary View*  
- Vítor Neves

N.º 6 *Housing, Mortgage Finance and the British Economy*  
- Kenneth Gibb e Nile Istephan

N.º 5 *The Social Policy of The European Community, Reporting Information to Employees, a U.K. perspective: Historical Analysis and Prognosis*  
- Ken Shackleton

N.º 4 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: aplicação à economia portuguesa*  
- Carlos Fonseca Marinheiro

N.º 3 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: discussão teórica*  
- Carlos Fonseca Marinheiro

N.º 2 *As taxas de juro no MMI e a Restrição das Reservas Obrigatórias dos Bancos*  
- Fátima Assunção Sol e José Alberto Soares da Fonseca

N.º 1 *Uma Análise de Curto Prazo do Consumo, do Produto e dos Salários*  
- João Sousa Andrade