

Le marché est-il capable d'anticiper le défaut d'un Etat souverain ? L'exemple de la Roumanie en 1933

Loredana URECHE-RANGAU¹
e-mail : loredana.ureche@univ-orleans.fr

Avril 2002.

Résumé : L'objet de cet article est d'analyser, à l'aide des cours cotés, si le marché boursier est capable d'anticiper un événement tel que le défaut d'un débiteur souverain. A cette fin, nous suivons le comportement des emprunts de l'Etat roumain, émis et cotés à la Bourse de Paris durant l'entre-deux-guerres, et qui sont sujets à défaut en 1933. Nous commençons par la compilation et l'étude de l'évolution des taux actuariels des titres roumains et leur écart par rapport à une obligation sans risque, qui est représentée par la rente 5% 1920 de l'Etat français. Nous proposons par la suite, une mesure synthétique de la qualité du crédit pour notre échantillon d'obligations de l'Etat roumain appelée probabilité de défaut contenue implicitement dans les cours boursiers de ces titres. Nous avons ensuite examiné les éventuelles différences qui apparaissent entre les probabilités de défaut des différents emprunts, plus précisément des deux rentes roumaines unifiées 4% et 5% 1929. L'hypothèse de départ est que ces probabilités de défaut sont censées être égales pour deux émissions du même débiteur. Par conséquent, si les différences entre les probabilités reflètent des erreurs de *pricing*, cela pourrait être utilisé dans la mise en oeuvre d'une stratégie simple et profitable.

Abstract : The aim of this study is to analyse, by using market prices, if the Stock Exchange Market is able to anticipate the default of a sovereign debtor. In order to illustrate this, we follow the behaviour of Romanian Government Bonds, issued and negotiated on the Paris Stock Exchange Market during the Interwar period, object of the default of 1933. We start by calculating the internal rates of return of these bonds and the spread with respect to the yield to maturity of a riskless bond, represented by the French Government 5% 1920 *rente*. We then propose a summary measure of the credit quality of our Romanian bonds, which is called the implied default probability calculated from the market prices of these bonds. We analyse the differences that seem to appear between the default probability of the different bonds, more particularly the Romanian unified *rentes* 4% and 5% 1929. We expect these default probabilities to be equal for two issues of the same borrower. Hence, if differences between the default probabilities are the result of some mispricing, one could use this difference in a simple and profitable trading strategy.

Code JEL : F34, G12, G15, E43

Mots clé : dette obligataire souveraine, taux actuariel, probabilité implicite de défaut, arbitrage

¹ Laboratoire d'Economie d'Orléans – Laboratoire Orléanais de Gestion, Université d'Orléans, Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion, Rue de Blois, B.P. 6739, tél : 02.38.41.70.37.

Je remercie l'ANPFVM et tout particulièrement L. Lesueur pour l'accueil et l'assistance de mon travail d'archives, G. Colletaz (L.E.O.) pour ses suggestions et son aide économétrique et M. Petit (Univ. Lille II) pour ses conseils et ses remarques. Les erreurs restantes me sont évidemment imputables.

Introduction : La Roumanie après la Première Guerre Mondiale

La crise que traverse l'Argentine et l'annonce, le 23 décembre 2001 d'un moratoire portant sur 142 milliards de dollars de dette publique marque une des plus importantes faillites d'un Etat depuis le XIX^{ème} siècle et ramène à l'ordre du jour la question de l'infailibilité d'un Etat souverain. Malgré le développement des marchés financiers, des techniques et des instruments de la dette, cette question des débiteurs souverains reste une question ouverte et, semble-t-il, aussi imprévisible que durant l'entre-deux-guerres. C'est la raison pour laquelle nous pensons qu'une analyse des défauts des débiteurs souverains durant les années 30 n'est pas sans intérêt, car ces défauts sont l'exemple typique de crise de la dette publique, que l'on retrouve, aussi bien dans le XIX^{ème} siècle que pendant les années 80. A chaque fois, la crise est précédée par un fort accroissement des montants empruntés, notamment par les pays en voie de développement. Ensuite, les difficultés de paiement se généralisent, générés essentiellement par des chocs extérieurs tels que les changements brutaux des prix des matières premières et des taux d'intérêt réels et des réductions dans la demande des pays industrialisés pour les exportations des pays en voie de développement.

De nombreuses études ont été réalisées sur les pays de l'Amérique Latine, aussi bien pour la période de l'entre-deux-guerres que pour les années 80. Dans cet article, nous prenons l'exemple de la Roumanie et de son défaut sur ses titres de dette publique cotés à la Bourse de Paris. Au début du XX^{ème} siècle, la Roumanie se trouve dans les relations financières internationales du côté des Etats débiteurs. L'insuffisance de l'épargne intérieure, qui conditionne le recours du gouvernement roumain aux marchés internationaux des capitaux réside dans un système de crédit et d'imposition archaïques qui détournent une bonne partie de cette épargne d'une utilisation productive. La Roumanie s'adresse régulièrement aux marchés financiers étrangers durant l'entre-deux-guerres. Pays émergent au début des années 30, déjà suffisamment endetté et dépendant presque exclusivement des exportations de matières premières afin d'effectuer le service de sa dette publique extérieure, la crise économique la touche de plein fouet. La récession, les mouvements brutaux des taux d'intérêt réels, la chute spectaculaire des prix des matières premières et la résurgence des mesures protectionnistes de la part des pays créanciers sont le point de départ des difficultés de son service de la dette.

Une caractéristique importante de la récession des années 30 en Roumanie est l'augmentation de l'annuité de la dette publique interne et surtout externe, conséquence de l'émission des emprunts extérieurs de stabilisation de 1929 et 1931 et des accords avec les créanciers étrangers (Convention de Berlin de 1928, réglementation des dettes découlant des traités de paix, approvisionnements faits durant les années d'après guerre, etc.).

De 1928 à 1933, le ratio annuité de la dette/ revenu total connaît une majoration à un niveau pratiquement écrasant:

Tableau 1 – Evolution du revenu national et de la dette publique de la Roumanie

Années	Indice du revenu national par tête d'habitant	Indice de l'annuité extérieure	Indices de la charge relative
1928	100	100	100
1929	96	130	135
1930	70,1	130	186
1931	52,6	152	289
1932	48,5	120	247
1933	47,8	93,7	195

Source : V. Slavescu, La situation économique de la Roumanie et sa capacité de paiement, *Mémorandum, Monitorul Oficial*, Bucaresti, 1934 et nos calculs.

La contraction graduelle du revenu national depuis 1928 se cumule à l'accroissement de l'annuité extérieure, d'où une majoration de la charge relative qui atteint, en 1931, l'indice 289. À la suite de la dépréciation de la livre sterling et à la suspension du paiement des dettes de guerre², le budget est allégé partiellement en 1932, l'indice de la charge relative descendant à 247. Mais on constate que la suspension de l'amortissement de l'année 1933 qui réduit le service de la dette publique par rapport aux paiements réels effectués en 1932, est loin de ramener la dette publique aux proportions normales des années 1928 et 1929, même en admettant que le revenu national soit demeuré invariable en 1933, ce qui n'est pas le cas.

Trouver les sommes en *lei* destinées au paiement de la dette publique présente un problème, le transfert de l'annuité externe, un autre. Se procurer les devises nécessaires à ce transfert par le moyen normal – l'excédent de la balance commerciale - devient impossible et une grande partie doit être prise sur le produit des emprunts de stabilisation et de développement.

La situation de la dette roumaine est en effet très préoccupante : le solde actif de la balance commerciale diminue de 64,78% entre le 1^{er} semestre 1932 et le 1^{er} semestre de 1933. Par conséquent, les achats de devises de la Banque Nationale de Roumanie sont médiocres et, malgré les retards apportés à la couverture des besoins commerciaux, insuffisants pour couvrir les échéances de la dette extérieure.

Le respect des obligations, correspondant au service intégral de la dette publique étant devenu impossible, des négociations ont lieu à Paris, de décembre 1932 à février 1933, avec les porteurs de la dette roumaine, en vue d'alléger les paiements extérieurs.

Le 15 août 1933, le transfert des sommes dues aux créanciers étrangers est suspendu d'une manière inattendue, en plein milieu des discussions sur la date d'ouverture des négociations (établie finalement pour le 5 septembre).³ Cette décision paraît avoir été guidée par plusieurs préoccupations principales :

² A la suite du moratoire Hoover concernant le paiement des réparations de guerre, la Roumanie conclut un premier accord avec les créanciers étrangers qui prévoit la réduction de l'annuité de la dette publique extérieure d'un montant égal à 2.197 millions de lei

³ Association des Porteurs Français de Valeurs Mobilières, *Note sur la décision du gouvernement roumain de suspendre le transfert du service de la dette extérieure à partir du 15 août 1933*, le 17 août 1933.

- a) le désir d'obtenir la suspension, le 15 août, de manière à englober l'échéance du 1^{er} octobre de l'emprunt 7,5% dont la provision doit être mise à la disposition des banquiers le 15 août (argument non décisif) ;
- b) mettre les porteurs devant un fait accompli qui les incite à hâter les négociations, la crainte d'un prolongement de la suspension complète devant les pousser à de plus larges concessions ;
- c) appeler de manière sensationnelle l'attention sur la nécessité de donner à la Roumanie de nouvelles facilités commerciales pour lui rendre possible le transfert du service de la dette ;
- d) provoquer accessoirement une nouvelle baisse des titres roumains qui rend plus avantageux leur rachat en bourse,
- e) s'assurer la solidarité du gouvernement entier au moment où sa politique est critiquée, en prenant une mesure supposée favorablement accueillie par l'opinion intérieure.

Une bonne partie des cercles compétents se rend compte de la maladresse et du danger de cette dernière mesure prise inopinément par le gouvernement roumain.

Dans cet article nous nous interrogeons sur la capacité des cours boursiers des obligations à anticiper le défaut de débiteur souverain ayant émis ces titres. A cette fin, nous analysons le comportement des emprunts roumains sujets à défaut en 1933. Nous commençons par la compilation et l'étude de l'évolution des taux actuariels des titres roumains et leur écart par rapport à une obligation sans risque, qui est représentée par la rente 5% 1920 de l'Etat français. Le choix de ce titre est motivé par ses caractéristiques techniques qui se rapprochent de celles des titres roumains et par sa bonne représentativité du marché français des titres d'Etat. Nous remarquons que l'évolution des taux actuariels peut être liée au déroulement des négociations visant l'allégement de la dette extérieure roumaine et l'établissement des accords avec les porteurs des titres roumains mais aussi aux conditions économiques, financières et monétaires que connaît la Roumanie durant l'entre-deux-guerres.

Nous proposons par la suite, dans le cadre des travaux notamment de Cumby et Pastine [2001], Cumby et Evans [1997] sur le *Brady bonds*, et de Merrick [2001] sur les *eurobonds* libellés en dollars de la Russie et de l'Argentine une mesure synthétique de la qualité du crédit pour notre échantillon d'obligations de l'Etat roumain représentée par la probabilité de défaut contenue implicitement dans les cours boursiers de ces titres. Cette probabilité est conditionnelle à l'absence de défaut à une date antérieure et est supposée constante postérieurement. Il s'agit d'un indicateur qui prend en compte toutes les caractéristiques de chaque obligation. Cela fait que nous pouvons l'utiliser comme élément de comparaison entre différents titres et au cours du temps car plus précis que le taux actuariel, le cours coté ou la prime de risque du titre. De plus, ses changements devraient être le résultat du seul changement dans le risque de crédit. Nous avons ensuite examiné les éventuelles différences qui apparaissent entre les probabilités de défaut des différents emprunts, plus précisément des deux rentes unifiées 4% et 5% 1929. L'hypothèse de départ est que ces probabilités de défaut sont censées être égales pour deux émissions du même débiteur. Par conséquent, si les différences entre les probabilités reflètent des erreurs de *pricing*, une obligation sous évaluée devrait avoir une probabilité implicite plus élevée et une obligation sur évaluée devrait avoir une probabilité de défaut moins élevée.

Nos résultats montrent qu'effectivement, si l'on arrive à identifier un titre sous évalué et un autre surévalué cela pourrait être utilisé dans la mise en oeuvre d'une simple stratégie profitable. Cette conclusion reste inchangée même si l'on introduit les différences des durations des deux titres. La profitabilité de cette stratégie met en évidence la présence des anomalies transitoires dans les prix relatifs de ces deux titres.

Par rapport aux articles mentionnés, dans nos régressions, nous corrigeons la différence de probabilités en partant de l'équation de base d'évaluation d'un actif financier dans un monde neutre au risque et nous introduisons également la différence de durations pour vérifier son impact sur les différences des cours.

L'organisation de l'article est la suivante : la première section présente, très brièvement, les titres de la dette roumaine qui constituent notre échantillon et les termes principaux des accords d'allègement de la dette conclus avec les associations des porteurs étrangers. Dans une deuxième section nous analyserons la construction et l'évolution des taux actuariels des titres roumains. La troisième section propose une mesure de la qualité du crédit de l'Etat roumain, représentée par la probabilité implicite de défaut contenue dans les cours boursiers des titres de la dette roumaine. Enfin, la quatrième section s'interroge sur la possibilité de mise en oeuvre d'une stratégie profitable d'arbitrage entre deux rentes de l'Etat roumain et enfin, la dernière section conclut.

Section 1 : La dette internationale de la Roumanie en 1933, le défaut et les accords d'allègement de la dette

Le tableau 2 synthétise les principales caractéristiques des titres roumains cotés à la Bourse de Paris⁴ qui font l'objet du défaut de 1933 :

Tableau 2 – Caractéristiques techniques des titres de la dette publique roumaine

Caractéristiques techniques	Titre	Particularités
EMPRUNTS DIRECTS DE L'ETAT ROUMAIN		
Date d'émission Montant nominal émis Maturité Coupon Amortissement	Rente unifiée 4% 1929 1er janvier 1929 357.000.000 francs – or 1er juillet 1970 10 francs – or semestriel au pair	Du 1er janvier 1931 au 31 décembre 1950 le service de l'emprunt est assuré pour des pourcentages croissants prévus dans l'Accord de Paris du 31 mai 1928.
Date d'émission Montant nominal émis Maturité Coupon Amortissement	Rente unifiée 5% 1929 1er janvier 1929 74.000.000 francs - or 1er juillet 1970 12,5 francs – or semestriel au pair	Du 1er janvier 1931 au 31 décembre 1950 le service de l'emprunt est assuré pour des pourcentages croissants prévus dans l'Accord de Paris du 31 mai 1928.
EMPRUNTS DE LA CAISSE AUTONOME DES MONOPOLES DU ROYAUME DE ROUMANIE		
	Emprunt de stabilisation 7%	Garantis par un privilège de

⁴ A ces titres s'ajoute l'emprunt de consolidation des Bons du Trésor 4% 1922 libellé en livres sterling ; cet emprunt doit être traité séparément à cause du risque de taux de change qui se rajoute au risque de défaut. Par conséquent, il n'est pas traité dans cet article.

Date d'émission Montant nominal Prix d'émission Maturité Coupon Amortissement	1929 12 février 1929 561.638.000 francs – or 92% 1er février 1959 44,675 francs – or semestriel au pair	premier rang sur les recettes brutes des monopoles (sauf celui des allumettes) et sur tous les revenus de la CAM. Utilisation prévue : la mise en oeuvre du programme de stabilisation du leu roumain et de développement du pays.
Date d'émission Prix d'émission Montant nominal Maturité Coupon Amortissement	Emprunt de développement 7,5% 1931 26 mars 1931 86,5% 940.750.000 francs – or 1er avril 1971 18,75 francs – or semestriel au pair	La CAM garantit le service de l'emprunt par un privilège de premier rang sur ses encaissements brutes. Utilisation prévue : des investissements productifs.

Source : Les prospectus d'émission.

La situation de ces emprunts en 1933 est la suivante :

Tableau 3 – La situation des emprunts roumains au moment du défaut

	Montant total emprunté	Capital restant au moment du défaut
Rente 4% unifié 1929	357.000.000 francs – or	344.282.552 francs – or
Rente 5% unifié 1929	74.000.000 francs – or	71.935.701 francs – or
Emprunt 7% 1929	561.638.000 francs – or	532.005.222 francs – or
Emprunt 7,5% 1931	940.750.000 francs – or	932.464.252 francs – or

Source : Nos calculs.

Nous pouvons remarquer que l'amortissement des cinq emprunts roumains est réalisé dans une proportion assez faible au moment du défaut. Cela est du aussi bien au fait que la plupart de ces emprunts sont contractés au maximum trois ans avant le défaut qu'aux remboursements partiels prévus par l'accord qui gouverne l'émission des rentes unifiées 4% et 5% 1929. Par conséquent, des sommes considérables restent à payer au moment du défaut.

Les principaux accords conclus avec les associations des porteurs étrangers, dont l'Association Nationale des Porteurs Français des Valeurs Mobilières, et leur contenu sont décrits dans le tableau 4.

Tableau 4 – Le résumé des accords d'allègement de la dette publique roumaine

Accord	Clauses principales
EMPRUNTS DIRECTS DE L'ETAT ROUMAIN	
Du 18 février 1933	Suspension des amortissements pour la période du 1er janvier 1933 au 31 mars 1935.
Du 26 octobre 1933	Maintien de la suspension des amortissements ; Concernant le service des intérêts, pendant la période du 1er avril 1933 au 31 mars 1934, les paiements en espèces sont réduits à 62,5% du montant prévu par les contrats d'émission ou les conventions en vigueur.
Du 24 juillet 1934	Maintien de la suspension des amortissements jusqu'au 31 mars 1937 ; Pour les coupons, établissement des pourcentages

	à payer en espèces pour la période du 1er avril 1934 au 31 mars 1937 : 25% la première année, 35% la deuxième et 42% la troisième année.
Du 1 ^{er} mars 1937	Maintien de la suspension des amortissements jusqu'au 31 mars 1938 ; Seulement 45% du plein coupon à payer en espèces.
Pour la période du 1 ^{er} avril 1938 au 31 mars 1939	Maintien de la suspension des amortissements jusqu'au 31 mars 1939 ; Un pourcentage de 47% du plein coupon à payer en espèces.
Du 9 août 1939	Prolonge les conditions du précédent jusqu'au 31 mars 1940.
EMPRUNTS DE LA CAISSE AUTONOME DES MONOPOLES DU ROYAUME DE ROUMANIE⁵	
De juillet 1934	Suspension de l'amortissement jusqu'au 1er octobre 1936 pour l'emprunt de stabilisation et jusqu'au 1er mars 1937 pour celui de développement ; Pour les coupons, établissement des pourcentages à payer en espèces pour la période 1934 - 1937 : 50% la première année, 53% la deuxième et 55% la troisième année.
Du 1er mars 1937	Maintien de la suspension des amortissements jusqu'au 31 mars 1938 ; Pour les coupons de la période du 1er avril 1937 au 31 mars 1938, le pourcentage à payer en espèces s'élève à 65%.
Pour la période du 1 ^{er} avril 1938 au 31 mars 1939	Prolongement de la suspension des amortissements jusqu'au 31 mars 1939 ; Le pourcentage de coupons à payer en espèces est fixé à 68%.
Du 9 août 1939	Prolonge les clauses du précédent accord jusqu'au 31 mars 1940.

Source : ANPFVM.

Notre analyse porte donc sur les obligations en circulation au moment du défaut et qui font l'objet des accords entre l'Etat roumain et les associations des porteurs. Nous présentons, dans les sections suivantes, une mesure possible de la qualité du crédit - appelée *probabilité de défaut* - qui tient compte des caractéristiques individuelles de chaque titre et nous analysons son évolution entre la date d'émission du titre et la date de défaut. Enfin, nous mettons en évidence l'existence d'une stratégie profitable de *trading* qui exploite l'information contenue dans cette mesure de la qualité du crédit

Section 2 : L'évolution des taux actuariels des emprunts roumains en tant qu'indicateur de défaut

Il y a relativement peu d'études qui estiment le taux actuariel des titres internationaux cotés pendant les années 1920-1930. Ces études se concentrent sur les emprunts libellés en dollars ou en livres sterling des pays latino-américains. Madden et al. [1937] et les rédacteurs du *South American Journal* sont les premiers à rendre compte

⁵ L'amortissement est suspendu en août 1933 pour l'emprunt 7,5% 1931 et en décembre 1933 pour l'emprunt 7% 1929. Le coupon du 1er octobre 1933 de l'emprunt 7,5% 1931 et celui du 1er février 1934 de l'emprunt 7% 1929 sont payés à raison de 50% de leur montant nominal.

des rendements réalisés sur les titres internationaux émis dans les années 1920 ; Edelstein [1977] évalue les rendements des portefeuilles britanniques, domestiques et internationaux durant les 40 années qui précèdent la première guerre mondiale ; Lindert et Morton [1987] estiment les taux de rendement des titres qui constituent la dette de dix Etats souverains emprunteurs entre 1850 et 1970, en les suivant de la date d'émission jusqu'à la fin de leur vie ou bien jusqu'à l'année 1983. Eichengreen et Portes [1986, 1988] présentent un réel élargissement des estimations et des interprétations sur la période de l'entre-deux-guerres, en calculant les taux de rendement sur un échantillon de titres libellés en dollars et en sterling émis dans les années 1920, ayant pour emprunteurs aussi bien des gouvernements étrangers que des Etats souverains, des provinces, des municipalités et des sociétés privées. Quant au marché français, les travaux de Vaslin [1999] présentent pour la première fois la série hebdomadaire du taux actuariel à long terme durant le XIX^{ème} siècle, ayant comme titre support la rente 3% de l'état français⁶.

Dans ce cadre, une première étape de notre travail est représentée par l'estimation du taux actuariel hebdomadaire des titres internationaux émis par l'Etat roumain et cotés à la bourse de Paris durant l'entre-deux-guerres. Cette étude utilise la méthodologie proposée par ces articles mais elle est fondée sur des données inédites et s'appuie sur les particularités des obligations roumaines découlant de leurs caractéristiques techniques et des accords conclus avec les porteurs étrangers concernant l'allègement de la dette publique roumaine à partir de 1933.

Notre échantillon est donc composé des 5 emprunts cotés à Paris de l'Etat roumain :

- la rente unifiée 4% 1929 ;
- la rente unifiée 5% 1929 ;
- l'emprunt de stabilisation 7% 1929 de la Caisse Autonome des Monopoles;
- l'emprunt de développement 7,5% 1931 de la Caisse Autonome des Monopoles ;

Nous suivons ces emprunts à partir de la date de leur première cotation sur le marché boursier français et jusqu'au 31 décembre 1939. Il s'agit du 12 avril 1929 pour les rentes 4% et 5% unifiées, du 27 décembre 1929 pour l'emprunt de stabilisation 7% et du 11 septembre 1931 pour l'emprunt de développement 7,5%.

Les données utilisées

La base de données est constituée des cours hebdomadaires de ces différentes obligations, collectés dans *Les Cours Authentiques des Agents de Change*. Nous avons pris le dernier cours du vendredi. Ensuite, pour chacun de ces titres nous avons inventorié les paiements d'intérêts et les remboursements de principal, tels qu'ils étaient prévus par les prospectus d'émission ou par les arrangements successifs relatifs à la dette extérieure de l'Etat roumain⁷. Le nombre de titres en vie à chaque

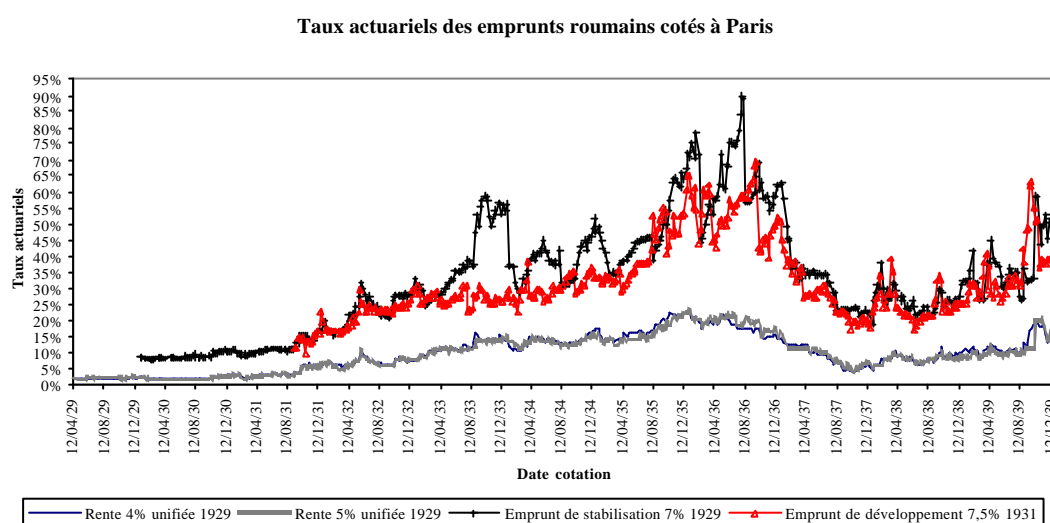
⁶ Il faut aussi citer Hautcoeur et Sicsic [1999]. Ces auteurs reconstituent une courbe des taux d'intérêt à moyen terme sur les obligations de l'Etat français à partir du cours des rentes françaises et d'un taux à long terme anticipé.

⁷ Nous utilisons seulement les informations qui étaient disponibles à un moment donné au porteur de l'époque. Par conséquent, tous les flux de remboursement et de coupons après 1940 (dernière date pour laquelle le porteur de l'époque détenait des informations sur le futur) sont supposés comme étant ceux prévus par les prospectus d'émission.

date provient soit de l'*Annuaire des Valeurs admises à la Cote Officielle de la Bourse de Paris* soit des nos propres tableaux d'amortissement. Les remboursements sont pris en compte soit au pair, soit aux prix prévus dans les contrats d'émission. Le détachement des coupons étant semestriel, cet élément est également pris en compte dans le calcul des taux actuariels. Il faut préciser que les cours qui entrent dans les calculs sont des cours nus, à savoir les cours cotés corrigés du coupon couru. Cela nous permet par la suite de calculer les taux actuariels de ces titres⁸.

Résultats

Le graphique suivant synthétise l'évolution du taux actuariel des emprunts roumains de 1929 à 1939.

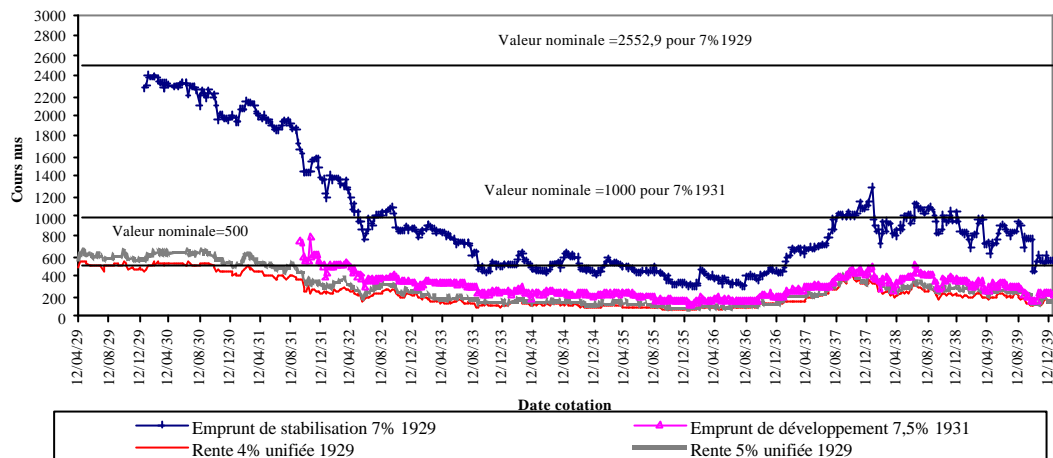


Graphique 1

Tout d'abord, nous remarquons la forte variation de ces taux actuariels qui atteignent des valeurs extrêmement élevées allant jusqu'à 90%. Ceci s'explique par une forte prime de risque de ces titres, résultant des craintes (confirmées par la suite) de défaut de l'Etat roumain. Après le défaut, les cours des emprunts roumains baissent de manière considérable, les titres perdent entre la moitié et plus des trois quarts de leur valeur comme nous pouvons le constater sur le Graphique 2, des cours pied de coupon. Le titre qui semble le plus affecté est l'emprunt de stabilisation. Il est également celui qui voit son prix chuter le plus fortement. Une explication possible réside dans le fait qu'il s'agit de l'emprunt sur lequel l'Etat fait défaut en dernier (décembre 1933), après avoir déjà suspendu le paiement des annuités des rentes unifiées (février 1933) et de l'emprunt de développement (août 1933). Les anticipations quant à une suspension probable des paiements sur cet emprunt deviennent de plus en plus crédibles.

⁸ Ces calculs ont été réalisés grâce surtout aux informations recueillies auprès de l'Association Nationale des Porteurs Français de Valeurs Mobilières (ANPFVM); il s'agit essentiellement des textes des négociations et des accords d'allégement de la dette roumaine, des Rapports des Assemblées Générales, des circulaires et des coupures de presse pour la période 1920-1939.

Cours nus des emprunts roumains



Graphique 2

Ces deux graphiques montrent qu’une discussion plus approfondie de l’évolution de ces taux actuariels n’est pas sans intérêt, notamment en prenant séparément les deux rentes unifiées d’un côté et les deux emprunts liés à la stabilisation de la monnaie roumaine (7% 1929 et 7,5% 1931) de l’autre, étant données les caractéristiques intrinsèques de ces emprunts.

En ce qui concerne les deux rentes unifiées, nous remarquons un accroissement des taux actuariels dès la fin de l’année 1931. Peut-être que les causes doivent être recherchées dans la situation de la Roumanie durant l’année 1931 : une aggravation brusque de la situation des banques due à l’incapacité de paiement des débiteurs, surtout agricoles (effet de l’accumulation des intérêts et d’une aggravation de la baisse des prix) et les répercussions de la crise bancaire des pays de l’Europe Centrale sous la forme de retraits de crédits étrangers et de la panique des déposants. Le point culminant de la crise est atteint au mois d’octobre, lorsque la Banque *Marmorosch, Blank & Co*, une des plus grandes banques d’affaires du pays, ferme ses guichets. Cela a sûrement nui au crédit du pays qui devient ainsi plus risqué. La remontée des prix des produits agricoles au cours de l’année 1932 semble influencer de manière positive le crédit international du pays mais cet effet est de très courte durée car vers la fin de 1932 les taux actuariels commencent à augmenter de manière considérable. Cela devient plus compréhensible si l’on précise que le 7 décembre 1932 une communication du gouvernement roumain aux porteurs⁹ précise qu’ « en raison de la prolongation et de la gravité de la crise, *un aménagement du service de la dette extérieure* est...indispensable au succès même des mesures de restauration financière et économique qui devront être prises.... ». Il s’agit d’une première communication d’une longue série de lettres et projets de rédactions, concrétisées en une première réunion en quatre séances entre le 19 et le 22 décembre 1932. Un premier accord définitif est conclu le 18 février 1933 visant l’allègement du service des rentes unifiées 4% et 5%. Les taux actuariels ne peuvent pas rester insensibles à tous ces

⁹ ANPFVM, Dossier 320-A-3.

mouvements ; ils continuent leur augmentation, signe claire de la détérioration du crédit extérieur de la Roumanie et de l'accroissement de la prime de risque de ses obligations. Le défaut des emprunts de la Caisse Autonome intervient par la suite et cela ne peut que soutenir cette tendance. Malgré une légère diminution des taux actuariels au début de l'année 1934 (probablement à la suite d'un signe de reprise économique après la crise), la nécessité de l'adoption d'un nouvel accord sur la dette extérieure en juillet 1934 déstabilise à nouveau le crédit du pays et propage vers la hausse les primes de risque des obligations de l'Etat roumain. De plus, la dépréciation continue du leu roumain suivant la crise mondiale, les efforts de financement inflationniste de la défense du pays et la politique de restrictions dans le commerce extérieur et dans la circulation des devises, initiée principalement pour assurer le transfert de la dette extérieure, pèsent lourdement sur les taux actuariels des titres roumains qui connaissent une tendance d'accroissement presque jamais interrompue. La vague de spéculations avec les devises qui affecte de manière très grave la situation interne et externe du leu durant les années 1935-1936 se reflète dans les taux qui atteignent leur maximum au cours de cette période. Dans l'attente de la fin des accords concernant la dette et d'une éventuelle reprise des transferts, et sur le fonds d'une croissance économique dopée par le développement de l'industrie de l'armement, les primes de risque des titres roumains se détendent vers la fin de l'année 1936. Cette évolution positive se prolonge durant l'année 1937 dans l'espoir, peut être, que la situation économique assez florissante de la Roumanie au cours de ces années et un nouvel accord sur la dette, qui prolonge les allègements d'une durée d'un an, offriront les moyens nécessaires à une reprise normale du service de la dette à la fin de ce dernier (avril 1938). L'impossibilité de faire face à ses engagements extérieurs et la conclusion de l'accord du mois d'avril 1938 (jusqu'à mars 1939), puis sa prolongation pour encore une année en 1939, arrêtent ce mouvement descendant des taux actuariels à partir de 1938. Les premiers signes de guerre contribuent également à l'augmentation des taux à partir de 1939.

L'évolution des deux emprunts 7% et 7,5% de la Caisse Autonome des Monopoles suit les mêmes tendances. Toutefois, leurs taux actuariels sont plus volatils, ce qui est le résultat aussi bien du fait des hésitations dans les négociations quant à l'allègement de leur service que de l'interruption brutale, durant les négociations et de manière unilatérale, du paiement de leurs annuités. Il faut également préciser que les garanties de ces emprunts ont dû jouer un rôle important dans l'évolution de leurs taux actuariels. Il s'agit essentiellement des revenus de la Caisse Autonome des Monopoles, résultant des recettes brutes des monopoles exploités par cette Caisse ; la crise économique des années 30 et la situation très délicate de la monnaie roumaine au cours de ces mêmes années ont nécessairement rendu difficile le transfert des sommes afférentes au service extérieur de ces emprunts. Autrement dit, les garanties promises se retrouvent sans aucune valeur. Cela aurait pu augmenter la prime de risque et les anticipations de défaut de ces titres.

Section 3 : Une mesure de la qualité de crédit de l'Etat roumain : la probabilité implicite de défaut

A l'aide du taux actuariel nous analysons la prime de risque des emprunts roumains. Il s'agit d'une question importante car la compréhension des déterminants de la qualité du crédit intéresse aussi bien le créancier que le débiteur et joue un rôle essentiel dans

l'émission des nouveaux titres de dette. Cependant, cette mesure de la qualité du crédit par le biais des taux actuariels ou des cours boursiers¹⁰ des obligations est imparfaite malgré le fait qu'elle peut offrir une première image de la capacité de paiement du débiteur. Les prix et les taux actuariels des obligations ayant des caractéristiques différentes vont évoluer de manière différente dans le temps et vont réagir différemment aux changements de l'environnement économique. De même, les différences dans les coupons, les maturités ou les amortissements se reflètent dans des sensibilités différentes par rapport aux taux d'intérêt et à la qualité perçue du crédit.

Suivant les travaux de Cumby et Pastine [2001], Cumby et Evans [1997], Merrick [2001] nous proposons dans cette section une mesure synthétique du risque de crédit des obligations de l'Etat roumain représentée par la probabilité implicite de défaut contenue dans les cours observés sur le marché boursier français. Il s'agit donc d'une mesure qui regroupe toutes les caractéristiques de chacune des obligations et qui permet de réaliser des comparaisons entre les différents titres et au cours du temps. Globalement, les changements qui interviennent dans cette mesure doivent être le résultat du seul changement dans le risque anticipé de crédit. Néanmoins, nos résultats montrent que les probabilités implicites des différentes obligations ne sont pas identiques. Par conséquent, nous essayons par la suite de trouver un lien entre les différences de prix des obligations présentant des caractéristiques similaires et les différences de leurs probabilités implicites. Nous étudions également la présence des effets de durée. Cela permet d'inférer des conclusions sur le *pricing* de ces titres et la présence d'éventuelles opportunités d'arbitrage.

Les études ayant pour objectif le *pricing* des titres de dette risquée sont toutes basées sur les travaux de Merton [1974] relatifs à la dette des entreprises et font des hypothèses quant au processus stochastique exogène suivi par la valeur des actifs de l'entreprise. Duffee [1999], Duffie et Singleton [1999] parmi beaucoup d'autres proposent des élargissements relatifs à la modélisation de la structure par termes des obligations et d'autres produits dérivés sujets au risque de défaut et de la probabilité instantanée de défaut¹¹. Cependant, ces modèles sont assez compliqués et difficiles à estimer de manière empirique, par exemple à cause du fait que la valeur de l'entreprise est difficilement quantifiable. Les mêmes questions apparaissent dans le cas d'une dette souveraine, la volonté d'un Etat d'honorer ses dettes étant inobservable par les porteurs¹². Cela nous conduit à faire appel à une méthodologie proposée par Cumby et Pastine [2001], Cumby et Evans [1997] qui à son tour repose sur les travaux de Bierman et Haas [1975], Yawitz [1977], Yawitz et al. [1985].

Cette méthode utilise l'égalité entre le cours d'une obligation et la valeur présente de ses flux futurs anticipés pour calculer sa probabilité de défaut à chaque période. On suppose que l'arrivée de l'information sur le marché implique une révision des

¹⁰ Voir Edwards [1986] ou Stone [1991].

¹¹ Une autre mesure du risque de crédit, utilisée dans les articles de Jarrow et al. [1994] ou Das et Tufano [1995] serait représentée par la notation (les *ratings*). Cela ne nous intéresse pas, les notations étant inexistantes à l'époque de l'entre-deux-guerres.

¹² Voir également les travaux d'Aghion [1992] qui propose un modèle de *signalling* sur le volume des réserves du pays débiteur pour éclaircir certains aspects concernant l'évaluation des différents instruments de la dette sur le marché secondaire ou l'article de Cole et al. [1995] sur l'exclusion des marchés des capitaux des pays débiteurs qui font défaut et leur retour sur ces marchés ultérieurement à la suite de paiements partiels.

anticipations des agents quant à la qualité du crédit et cela se reflète par la suite dans le cours des obligations.

Soit $r_t(s)$ la probabilité à la date t que le service de l'obligation ne soit pas assuré et que, par conséquent, le titre soit en défaut en $t+s$. Cette probabilité est conditionnelle à une situation de non défaut avant $t+s$. On suppose qu'à chaque moment la probabilité de défaut à n'importe quel date ultérieure est une constante. Autrement dit, $r_t(s) = r_t, \forall s$. A chaque période, la probabilité conditionnelle est actualisée.

Dans notre cas, il s'agit d'obligations à coupon fixe. Prenons le cas d'une telle obligation, avec N périodes jusqu'à l'échéance et qui n'est pas en défaut en t . Pour une obligation sans risque, la valeur en t des flux (coupon et amortissement) dus en $t+s$ sera : $CF/(1+r_{t,s})^s$ avec CF la série des cash flows futurs de ce titre et $r_{t,s}$ le taux actuariel de cette obligation d'échéance s . Mais les obligations que nous analysons sont des titres qui ont une probabilité de défaut non nulle ; par conséquent, afin d'écrire l'égalité entre le cours coté en t et la valeur présente en t des flux à payer en $t+s$ il faut corriger cette dernière par $(1-r_t)^s$ qui est la probabilité de non défaut entre t et $t+s$.

On arrive donc à l'égalité suivante :

$$P_t = \sum_{i=1}^N \frac{CF_i}{(1+r_t)^i} * (1-r_t)^i$$

avec :

P_t = le cours coté en t de l'obligation ;

CF_i = l'annuité que cette obligation paye en i ($i \geq t$);

r_t = le taux actuariel d'une obligation sans risque en t ;

ρ_t = la probabilité de défaut en t .

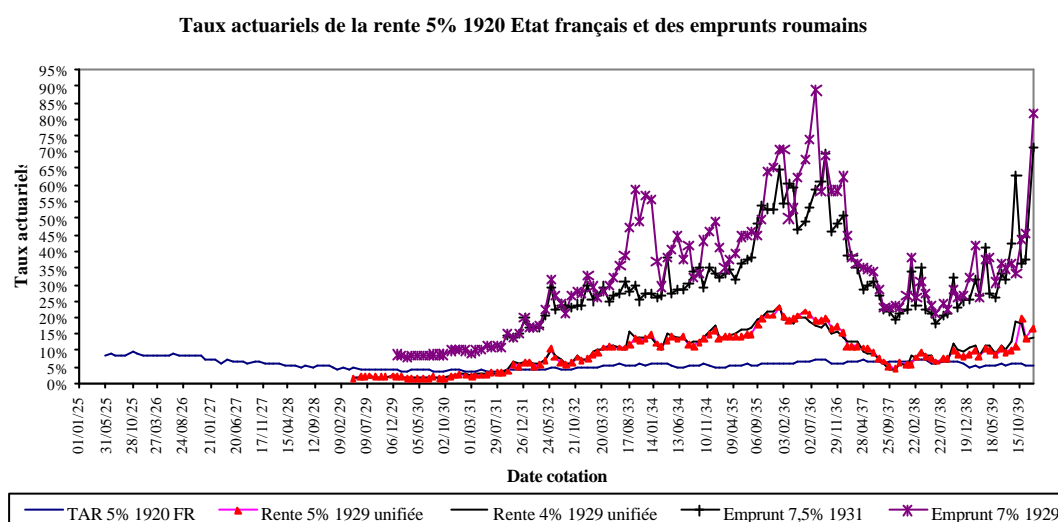
N = la maturité de l'obligation.

Le cours coté et les annuités de l'obligation sont connues ; le taux actuariel d'une obligation sans risque peut être calculé à partir de son prix sur le marché boursier. Nous pouvons donc, à l'aide de cette égalité, estimer les probabilités de défaut. Comme Cumby et Pastine [2001] le soulignent, ces probabilités doivent être interprétées plutôt comme des mesures synthétiques de la qualité du crédit que comme de vraies probabilités actuarielles de défaut. Cela parce que dans les calculs on suppose implicitement qu'il s'agit de probabilités risque - neutre et cette neutralité au risque des agents peut surestimer les probabilités de défaut. De plus, les résultats peuvent être également surestimés dans la mesure où on ne tient pas compte des éventuelles sommes récupérées après le défaut.

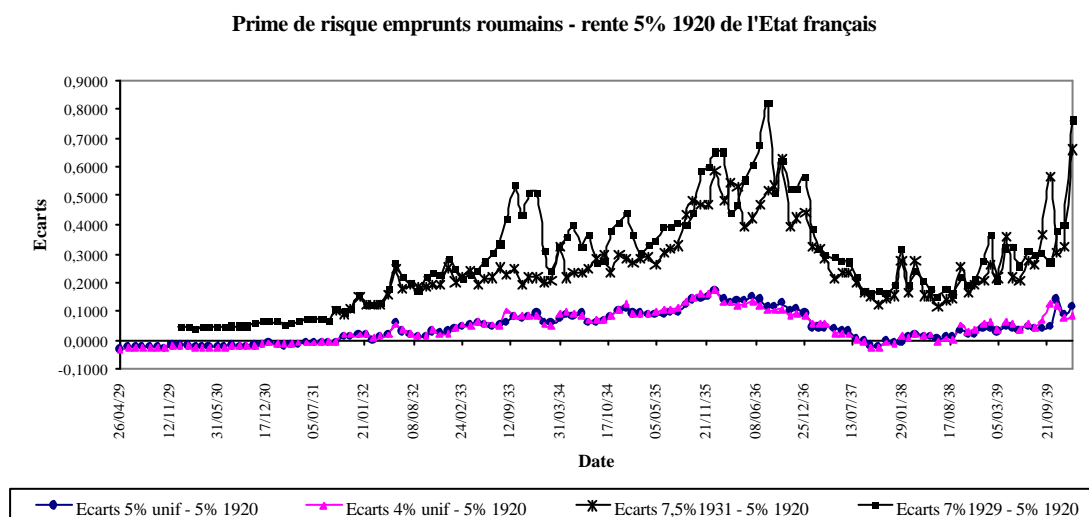
Une étape préliminaire consiste à choisir une obligation sans – risque et à calculer son taux actuariel. Nos obligations de l'Etat roumain étant cotées sur le marché français, nous avons pris comme obligation sans risque la rente 5% 1920 amortissable de l'Etat français. Il s'agit d'une obligation qui est, du point de vue de ses caractéristiques techniques, la plus proche des titres analysés¹³ ; de plus, elle est représentative du

¹³ Montant nominal émis de 16.150 millions de francs, émission au pair (à 100 francs), coupons semestriels payés les 1^{er} mai et 1^{er} novembre, jouissance le 1^{er} mai 1920, remboursement avec prime de remboursement de 50 francs par titre, durée de vie totale 60 ans.

marché des fonds publics de l'Etat français car son pourcentage dans la capitalisation boursière totale des obligations françaises d'Etat évolue entre 25 et 10%. Les données relatives à la rente 5% 1920 de l'Etat français sont mensuelles¹⁴ ; par conséquent, les calculs du taux actuariel de l'obligation sans risque et, par la suite, des probabilités de défaut implicites des obligations roumaines seront faits sur des données mensuelles. Le taux actuariel de l'obligation sans risque est calculé de la même manière que les taux actuariels des obligations de l'Etat roumain. L'écart entre ce taux actuariel sans risque et le taux actuariel des titres roumains, risqués, nous donne la prime de risque.



Graphique 3



Graphique 4

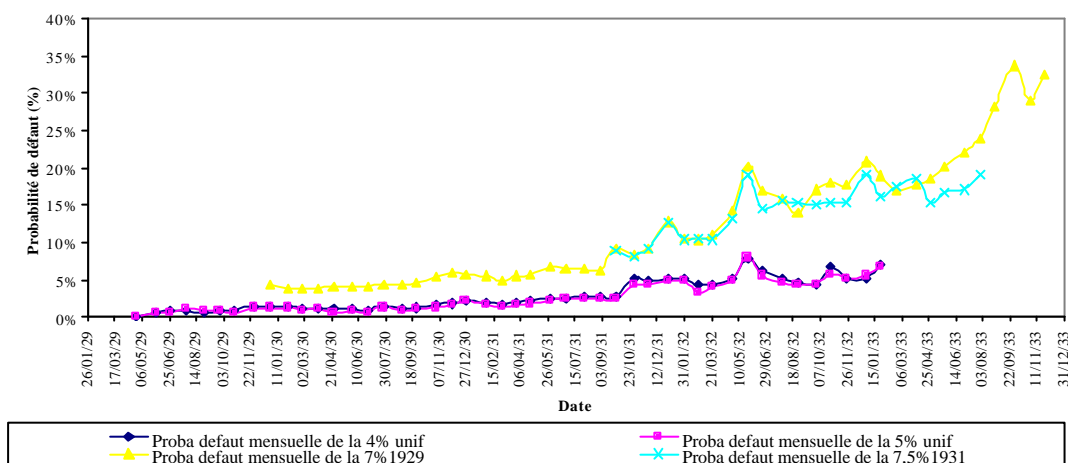
L'écart des taux actuariels est nettement positif pour les deux emprunts 7 et 7,5% de l'Etat roumain, pendant toute la période entre la date de leur première cotation et le 31 décembre 1939. Dans le cas des deux rentes unifiées, les résultats pourraient sembler un peu plus contradictoires, car l'on remarque deux sous périodes au cours desquelles cet écart est négatif (autrement dit, le taux actuariel de la rente 5% 1920 de l'Etat

¹⁴ Il s'agit du dernier cours coté le dernier vendredi du mois que nous avons également relevé dans *Les Cours Authentiques des Agents de Change*.

français est supérieur au taux actuariel des rentes 4 et 5% de l'Etat roumain). Il s'agit des années 1929 à 1931 et de la fin de l'année 1937. En ce qui concerne la première sous période, on peut expliquer cet écart par les avantages supplémentaires que la rente 5% 1920 offre aux porteurs, à savoir sa prime de remboursement, ce qui procure un rendement interne supérieur par rapport aux rentes roumaines qui, elles, sont émises et remboursées au pair. Cependant, dès que des anticipation d'une possible non soutenabilité de la dette roumaine apparaissent en fin 1931, le taux actuariel des rentes roumaines dépasse celui de la rente 5% 1920 et cela de manière significative. Quant à la deuxième sous - période, les causes du retournement des taux peuvent être recherchées dans la crise monétaire et financière passagère traversée par l'économie française, et qui a sûrement affecté le cours boursier des obligations publiques¹⁵.

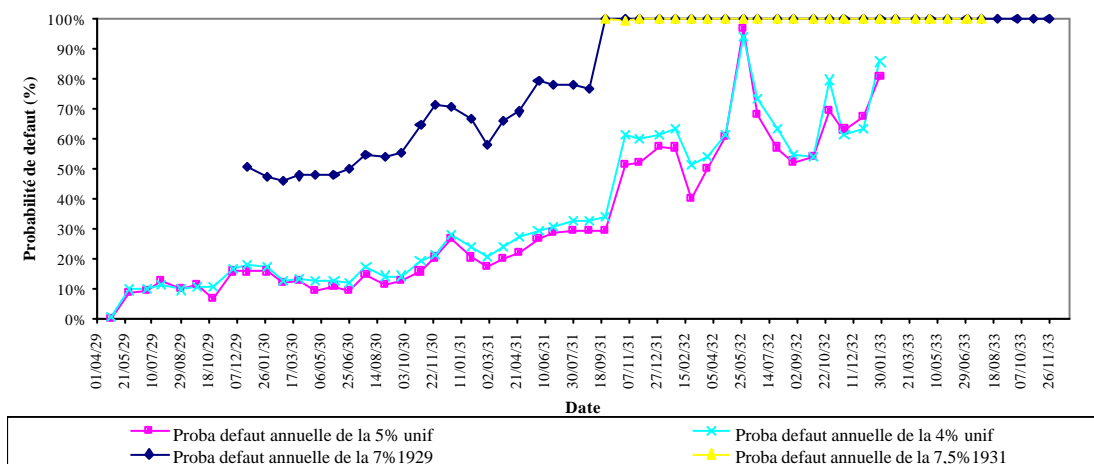
Les deux graphiques suivants présentent l'évolution de la probabilité de défaut mensuelle et annuelle des titres roumaines.

Evolution de la probabilité de défaut mensuelle des emprunts de l'Etat roumain



Graphique 5

Evolution de la probabilité de défaut annuelle des emprunts de l'Etat roumain



Graphique 6

¹⁵ Le taux actuariel de l'obligation prise comme étant non risquée et utilisée dans le calcul des probabilités de défaut des rentes unifiées a été par conséquent corrigée de ces écarts négatifs.

En ce qui concerne l'évolution des probabilités mensuelles, nous remarquons une évolution parallèle pour tous les titres roumains, caractérisée tout d'abord par une relative stabilité au début de la période d'analyse, avec des valeurs assez basses, surtout pour les rentes unifiées (pour lesquelles la probabilité de défaut à horizon d'un mois est presque nulle). Le décrochage semble se produire vers la fin de l'année 1931 ce qui, comme attendu, coïncide avec le décrochage des taux actuariels. A partir de ce moment, la probabilité de défaut s'inscrit dans une tendance croissante. Un premier maximum de la probabilité implicite de défaut est atteint en mai 1932, pour tous les titres. Cela ne surprend guère si l'on rappelle que c'est à ce moment là que la Banque Nationale de la Roumanie perd complètement le contrôle de la circulation de la monnaie et, par la suite, du marché des changes. Une réelle crise de confiance s'instaure en Roumanie, alimentée par les discussions publiques sur la politique monétaire, par une législation visant la réduction voir même la suppression des dettes privées et par la menace d'inflation induite par la situation précaire du Trésor. Un contrôle rigoureux du commerce des devises est instauré et seul permet de parer la panique monétaire amorcée en mai 1932. Cependant, les effets de ce contrôle du commerce des devises seront de très courte durée et les mesures de redressement durable se laissent attendre. Après une légère diminution, les valeurs des probabilités de défaut retrouvent un chemin ascendant qui culmine avec l'accord¹⁶ visant l'allègement du service de la dette sur les emprunts de l'Etat roumain du 18 février 1933. Après cette date les probabilités de défaut des emprunts 7% et 7,5% continuent à augmenter, malgré des hésitations dues probablement au déroulement des négociations. Le moratoire unilatéral du 15 août 1933 concernant le service de l'emprunt 7,5% fait grimper la probabilité de défaut instantanée à un mois du seul emprunt encore « servi », celui de la stabilisation de 1929, à des valeurs très élevées.

Les probabilités de défaut à l'horizon d'un an évoluent également de manière parallèle pour les deux rentes unifiées et pour l'emprunt de stabilisation. Les probabilités de défaut annuelles sont très élevées surtout en ce qui concerne l'emprunt 7% 1929 ; dès sa première cotation sur le marché français ses cours anticipent une probabilité de défaut à l'horizon d'un an de 50%. Comme pour les probabilités mensuelles, à partir de la fin de l'année 1931 les probabilités annuelles connaissent un accroissement très important : elles dépassent 50% pour les rentes unifiées et prévoient un défaut certain (valeur de la probabilité = 1) pour l'emprunt de stabilisation à l'horizon d'un an. A partir de ce moment, les probabilités de défaut pour l'emprunt 7% ne décrochent plus de la valeur 100% ; quant à l'emprunt de développement 7,5% 1931, dès sa première cotation sa probabilité de défaut à l'horizon d'un an est lui aussi de 100%¹⁷. En mai 1932, les probabilités de défaut annuelles des rentes unifiées se rapprochent de 100%. Autrement dit, défaut quasi - certain prévu à l'horizon d'un an.

¹⁶ Il s'agit des rentes 4% et 5% unifiées 1929.

¹⁷ Cela n'est plus très surprenant si l'on précise qu'il y a eu beaucoup de négociations et de discussions autour de l'émission de cet emprunt. La presse de l'époque montre une opinion publique en désaccord avec cette nouvelle émission. Deux explications peuvent être invoquées pour expliquer les raisons qui ont fait que cet emprunt a été, malgré tout, souscrit : le boom des émissions de valeurs mobilières (actions et obligations) qui caractérise le marché français au cours de la période 1928 – 1929 avec un retour sur les obligations pendant la crise des années 30 et surtout après le crash boursier de Wall Street, et le taux élevé de coupon nominal offert (7,5%) par rapport aux obligations de l'Etat français qui offraient, à la même époque, du 5%.

Si nous analysons maintenant séparément les probabilités de défaut des rentes unifiées et des emprunts de la Caisse Autonome des Monopoles, nous remarquons qu'alors la présence d'un léger écart entre leurs probabilités respectives. Par conséquent, nous nous interrogeons par la suite sur le contenu économique de ces écarts. Le nombre limité de données mensuelles dont nous disposons pour les emprunts de la Caisse Autonome des Monopoles 7% et 7,5% nous obligent à continuer notre analyse sur les seules rentes unifiées.

Section 4 : L'existence d'arbitrages possibles entre les deux rentes unifiées 4% et 5% 1929 de l'Etat roumain

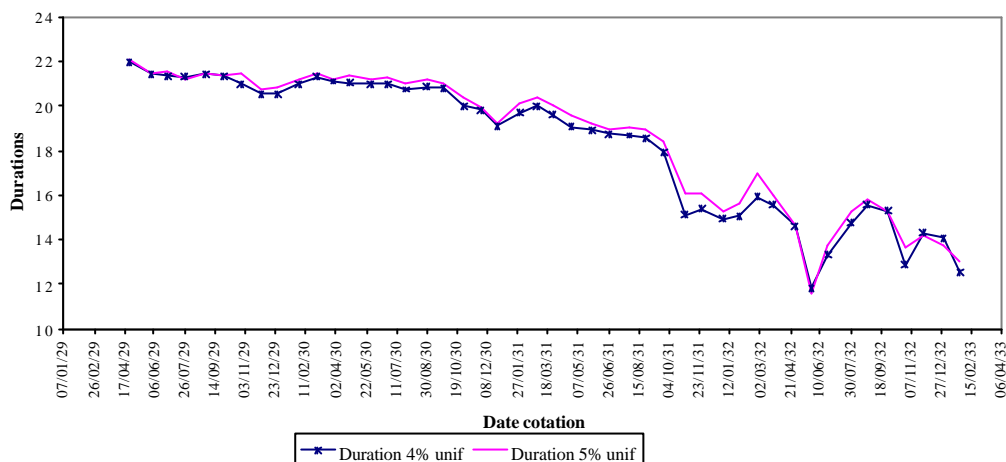
Les probabilités implicites ont été construites de telle manière qu'elles prennent en compte les caractéristiques individuelles de chaque titre. Par conséquent, elles devraient refléter purement le risque de crédit, qui est censé être le même pour toutes les émissions d'un emprunteur donné. Alors pourquoi trouvons – nous des différences entre les probabilités de défaut implicites ?

Une première cause pourrait être trouvée dans la construction de ces probabilités. Nous avons supposé que les probabilités conditionnelles étaient constantes dans le temps et conditionnelles à l'information disponible en t . Si les porteurs de ces titres étaient plus pessimistes ou plus optimistes quant au futur plus éloigné par rapport au futur plus proche, les probabilités conditionnelles de défaut pourraient s'accroître ou bien diminuer avec l'horizon temporel et la structure par termes du risque de crédit pourrait afficher une pente positive ou bien négative. Si tel est le cas, et si par exemple les probabilités augmentaient avec le temps, alors que nous les avons supposées constantes, notre modèle nous donnerait des valeurs moins élevées pour des obligations ayant une durée de vie moins longue. De la même façon, si les probabilités diminuaient avec le temps, les anticipations des agents étant plus optimistes à long terme, notre modèle de probabilité constante surestimerait la valeur de ces probabilités pour des obligations ayant une maturité plus éloignée, malgré le fait que les obligations émises par le même emprunteur devraient présenter le même risque de crédit. Etant donné que l'on travaille seulement sur deux titres, il n'est pas possible de reconstituer une structure par termes à l'aide des probabilités de défaut implicites. De plus, les deux titres analysés ayant exactement la même maturité, cela rend peu significatif ce type d'explication des différences enregistrées au niveau des probabilités. Nous pouvons reprendre le même raisonnement en ce qui concerne les durations : une structure par termes de pente positive signifierait que les obligations de durée moins élevée auront une probabilité de défaut implicite moins importante. Or tel n'est pas le cas pour les deux rentes roumaines : la durée de la rente 4% est inférieure à la durée de la rente 5% mais la situation est inverse en ce qui concerne les valeurs de leurs probabilités de défaut¹⁸.

De la même façon, nous ne pouvons pas expliquer la différence des probabilités par des différences de liquidité des deux obligations. Cela parce que ce que l'on a observé au cours de la collecte des données est que le nombre de cotations journalières de ces deux titres (un possible indicateur de la liquidité du marché durant l'entre-deux-guerres) est le même pour quasiment toute la période analysée.

¹⁸ Nous avons calculé des durations à la Macaulay.

Evolution des durations des rentes unifiées 4% et 5% 1929 de l'Etat roumain



Graphique 7

Nous pouvons donc inférer que ce n'est pas les problèmes de spécification de la probabilité de défaut implicite qui génèrent les différences enregistrées au niveau des probabilités entre les deux titres. Il ne semble pas y avoir une structure par termes systématique du risque de crédit.

Peut-on alors conclure que les différences observées dans les probabilités de défaut des rentes unifiées 4% et 5% sont dues à une mauvaise évaluation des deux obligations émises par le même débiteur? Si tel est le cas, ces différences seraient générées par des anomalies dans le *pricing* des deux titres et les opérateurs du marché pourrait exploiter ces opportunités et mettre en oeuvre une stratégie assez simple d'arbitrage (Cumby et Pastine [2001]).

Une stratégie d'arbitrage

Si l'on considère deux obligations i et j de même émetteur, leurs vraies probabilités de défaut doivent être identiques. Si maintenant on suppose qu'en $t-1$ le titre i est sous-évalué par rapport au titre j , cela revient à dire que la probabilité de défaut implicite du titre i est supérieure à la probabilité de défaut implicite du titre j , $\rho_{i,t-1} > \rho_{j,t-1}$. Si cette sous-évaluation du titre i est une anomalie temporaire de *pricing* du marché, alors les opérateurs peuvent l'exploiter en achetant le titre i et en vendant le titre j . Ce faisant, les investisseurs évitent l'exposition au risque de crédit du débiteur et réalisent un gain positif si la différence dans l'évaluation des deux obligations s'inverse ou, au minimum, à l'échéance. Si cette stratégie est profitable, cela veut dire qu'une probabilité de défaut plus élevée sera associée à une rentabilité positive dans le futur.

Afin de tester cette stratégie pour les rentes unifiées 4 % et 5% de l'Etat roumain, nous proposons la régression suivante :

$$R_{i,t} - R_{j,t} = a_{i,j} + b_{i,j} * \frac{(1 + r_{t-1})}{(1 - r_{i,t-1})(1 - r_{j,t-1})} * (r_{i,t-1} - r_{j,t-1}) + e_t$$

avec $R_{i,t}$ étant la rentabilité¹⁹ procurée par la détention du titre i entre t-1 et t (respectivement la rente 4% unifiée), $R_{j,t}$ celle du titre j (la rente unifiée 5%), r_{t-1} le taux sans risque (la rente 5% 1920 amortissable de l'Etat français), $\rho_{i,t-1}$, $\rho_{j,t-1}$ les probabilités de défaut implicites, $\alpha_{i,j}$ et $\beta_{i,j}$ les constantes (l'ordonnée à l'origine et la pente)²⁰. Une pente positive et statistiquement significative illustre une stratégie profitable et par conséquent, la présence d'erreurs transitoires de *pricing* sur le marché.

Les résultats

Tout d'abord, les tests standards de stationnarité²¹ sur les écarts de rentabilités et sur la variable explicative n'arrivent pas à rejeter l'hypothèse de racine unitaire de nos séries. De plus, le test d'autocorrélation de Ljung – Box suggère la présence d'autocorrélations significatives de ces mêmes séries. A la vue de ces résultats, nous nous sommes interrogés si ces séries n'étaient pas cointégrées. Par conséquent, nous avons mené la régression présentée ci-dessus et en vérifiant les propriétés des résidus e_t . Effectivement, les résidus sont stationnaires et non corrélés. Nos séries sont donc bien cointégrées. Nous pouvons donc utiliser les résultats de la régression reproduits dans le tableau suivant :

Variable	Coefficient ²²	T-stat
Constante	-0,0279 (0,0082)	-3,3851
Ecart corrigé des probabilités de défaut	11,3854 (2,3330)	4,8802

Nos coefficients étant statistiquement significatifs, nous pouvons donc conclure que les différences enregistrées dans les probabilités de défaut des deux émissions de l'Etat roumain pourraient être dues à des différences transitoires dans leurs prix relatifs. De plus, il est possible de mettre en place une stratégie profitable de *trading* sur les deux titres. La profitabilité de cette stratégie montre que le marché corrige ces anomalies de *pricing* à long terme.

La dernière question que nous nous posons revient au problème des durations des deux obligations. Nous voulons tester l'influence de la différence des durations sur les écarts de prix et voir dans quelle mesure cette stratégie de *trading* reste profitable une fois que l'on tient compte des durations. Par conséquent, dans la régression précédente nous introduisons l'écart des durations, à savoir :

¹⁹ Coupon réinvesti.

²⁰ Par rapport à Cumby et Pastine [2001] qui n'expriment les rentabilités qu'en fonction de la différence des probabilités de défaut implicites, nous corrigeons cette différence par $\frac{(1 + r_{t-1})}{(1 - r_{i,t-1})(1 - r_{j,t-1})}$ en partant de l'équation de base dans un univers neutre au risque :

$(1 + \text{taux risqué})(1-p)=(1 + \text{taux sans risque})$.

²¹ Il s'agit des tests de Dickey – Fuller, Dickey – Fuller augmenté et Phillips – Perron.

²² Ecart type entre parenthèses.

$$-\frac{D_{i,t-1}}{(1+TAR_{i,t-1})}(TAR_{i,t}-TAR_{i,t-1})-\left(-\frac{D_{j,t-1}}{(1+TAR_{j,t-1})}(TAR_{j,t-1}-TAR_{j,t-1})\right)$$

où nous avons appelé D les durations et TAR les taux actuariels des deux obligations²³.

De la même manière que pour la première régression, les trois variables entrant dans la régression sont non stationnaires ; néanmoins, il y a une relation à long terme entre elles car le résidu de cette régression est stationnaire et non autocorrélé. Les résultats des MCO restent donc efficaces ; nous les avons résumés dans le tableau ci-dessous :

Variable	Coefficient	T-stat
Constante	-0,0268 (0,0088)	-3,0575
Ecart corrigé des probabilités de défaut	10,5815 (2,6200)	4,0387
Ecart des durations	-7,2049 (8,1106)	-0,8883

A la vue de ces résultats on peut déduire que l'écart des durations ne réduit que très légèrement la rentabilité de la stratégie de *trading* sur les deux titres. La valeur du coefficient des écarts de durée est négative mais statistiquement non significative.

Conclusion

La littérature sur les défauts de l'entre-deux-guerres (Lindert et Morton [1987], Jorgensen et Sachs [1988], Eichengreen et Portes [1986, 1988], Edwards [1986], Eaton et Gersovitz [1981]) offre plusieurs mesures possibles pour estimer la réduction du poids de la dette obtenue par les Etats débiteurs via la suspension des paiements et la renégociation des contrats et le taux de rendement effectif des souscripteurs. Plusieurs mesures sont proposées, comme la valeur présente nette des annuités payées ou les taux internes de rendement *ex - post* des emprunts.

Notre attention se concentre sur les obligations émises à l'étranger par l'Etat roumain et négociées à la Bourse de Paris, en circulation au moment du défaut (1933) et qui font l'objet des accords entre l'état roumain et les associations des porteurs.

Dans un premier temps, après avoir inventorié les caractéristiques des titres roumains et les clauses des accords conclus entre l'Etat roumain et les associations de porteurs, nous calculons les taux actuariels des titres roumains comme un indicateur de défaut « primaire » et nous suivons leur évolution au cours de la période de l'entre-deux-guerres. Cette évolution est liée aux événements financiers et monétaires qui caractérisent cette période.

Ensuite, suivant les travaux de Cumby et Pastine [2001], Cumby et Evans [1997] sur le *Brady bonds*, et de Merrick [2001] sur les *eurobonds* libellés en dollars de la Russie et de l'Argentine, nous proposons une mesure synthétique du risque de crédit des

²³ On part de la définition de la durée modifiée (appelée aussi sensibilité) : $\frac{\Delta P}{P} = \frac{D(i)}{(1+TAR)} \Delta TAR$ où P désigne le prix de l'obligation, D la durée et TAR son taux actuariel.

obligations de l'Etat roumain représentée par la probabilité implicite de défaut contenue dans les cours observés sur le marché boursier français. Il s'agit donc d'une mesure qui regroupe toutes les caractéristiques de chacune des obligations et qui nous permet de réaliser des comparaisons entre les différents titres et au cours du temps. Globalement, les changements qui interviennent dans cette mesure doivent être le résultat du seul le changement dans le risque anticipé de crédit. Néanmoins, nos résultats montrent que les probabilités implicites des différentes obligation ne sont pas identiques. Par conséquent, nous essayons par la suite de trouver un lien entre les différences des prix des obligations présentant des caractéristiques similaires et les différences dans leurs probabilités implicites. Nous étudions également la présence des effets de duration. Cela nous permet d'inférer des conclusions sur le *pricing* de ces titres et l'existence d'une stratégie profitable de *trading* qui exploite l'information contenue dans cette mesure de la qualité du crédit.

Nous pouvons identifier au moins deux directions de développement de cette recherche. La première serait de réaliser cette analyse également sur l'emprunt 4% 1922 libellé en livres sterling et notamment d'essayer de différencier la probabilité liée au risque de taux de change (très important pour la période de l'entre-deux-guerres) de celle liée au défaut. Nous avons déjà des résultats préliminaires à ce sujet ; cependant, leur approfondissement s'avère nécessaire. Une deuxième piste de réflexion, plus originelle, serait d'étudier la possibilité de l'existence d'une option cachée de défaut dans les cours boursiers de ces titres, d'évaluer la prime correspondante à cette option et son lien avec la probabilité de défaut que nous avons calculé.

Références

- Annuaire des Valeurs admises à la Cote Officielle de la Bourse de Paris*, Chambre Syndicale des Agents de Change, 1920-1939
- Armendariz de Aghion B. (1992) On the Pricing of LDC Debt : An Analysis Based on Historical Evidence from Latin America, *OECD Technical Paper*, No. 52
- Association Nationale des Porteurs Français de Valeurs Mobilières, *Dossiers 320-A-1, 320-A-2, 320-A-3, Rapports annuels 1920-1969*
- Bierman H., Haas J. (1975) *An analytical model of bond risk yields differentials*, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 10 (5), pp. 271-306
- Broder A. (1991) Les mouvements de capitaux dans l'entre-deux-guerres : l'Allemagne, la France, les Etats-Unis, les Pays-Bas, *Economies et Sociétés, Histoire quantitative de l'économie française*, AF N° 16, février, pp. 7-38
- Castellan G. (1989) *A History of Romanians*, East European Monographs, Columbia University Press, New York, pp.152-200
- Chance D. (1990) Default Risk and the Duration of Zero-Coupon Bonds, *Journal of Finance*, Vol. XLV, No. 1, pp. 265-274
- Chang R. (1995) Private Investment and Sovereign Debt Negotiations, *International Economic Review*, Vol. 36, No. 2, pp. 387-405
- Claessens S., Pennacchi G. (1996) Estimating the Likelihood of Mexican Default from the Market Prices of Brady Bonds, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*

- Cole H.L., Dow J., English W. (1995) Default, Settlement and Signalling : Leading Resumption in a Reputational Model of Sovereign Debt, *International Economic Review*, Vol. 36, No. 2, pp. 365-385
- Cumby R.E., Evans M.D.D. (1997) The Term Structure of Credit Risk : Estimates and Specification Tests, *Internet*
- Cumby R.E., Pastine T. (2001) Emerging market debt : measuring credit quality and examining relative pricing, *Journal of International Money and Finance*, 20, pp. 591-609
- Das S., Tufano P. (1985) Pricing credit-sensitive debt when interest rates, credit ratings and credit spreads are stochastic, *Harvard Business School Working Paper*
- De Cecco M. (1994) Central Banking in Central and Eastern Europe, Lessons from the Interwar Years' Experience, *IMF Working Paper*, WP/94/127
- Della Paolera G., Taylor A.M. (1997) Finance And Development In An Emerging Market : Argentina In The Interwar Period, *NBER Working Paper*, no. 6236, 27 pp.
- Drudi F., Giordano R. (2000) Default Risk and Optimal Debt Management, *Journal of Banking and Finance* 24, pp. 861-891
- Duffee G.R. (1999) Estimating the Price of Default Risk, *The Review of Financial Studies*, Vol. 12, No. 1, pp. 197-226
- Duffie D., Singleton K.J (1999) Modeling Term Structures of Defaultable Bonds, *Review of Financial Studies*, Vol. 12, No. 4, pp. 687-720
- Eaton H., Gersovitz M. (1981) Debt with Potential Repudiation : Theoretical and Empirical Analysis, *Review of Economic Studies*, XLVIII, pp. 289-309
- Eaton J., Fernandez R. (1995) Sovereign Debt, *NBER Working Paper* No. 5131
- Eaton J., Gersovitz M. (1995) Some Curious Properties of a Familiar Model of Debt and Default, *Economic Letters* 48, pp. 367-371
- Edelstein M. (1977) Realized Rates of Return on U.K. Home and Overseas Portfolio Investment in the Age of High Imperialism, *Explorations in Economic History*, 13, pp. 283-329
- Edwards S. (1986) The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets (An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing), *European Economic Review*, 30, pp. 565-589
- Eichengreen B. (1990) Système financier et crise économique dans l'entre-deux-guerres, *Revue d'économie financière*, N° 14, automne, pp. 105-117
- Eichengreen B., Grossman R. (1994) Debt Deflation and Financial Instability : Two Historical Explorations, Paper for the City University Business School's Conference on Debt Deflation, April 14-15, *Source : Internet*
- Eichengreen B., Portes R. (1986) Debt and Default in the 1930s - Causes and Consequences, *European Economic Review*, 30, pp. 599-640
- Eichengreen B., Portes R. (1988) Les prêts internationaux dans l'entre-deux-guerres : le point de vue des porteurs de titres, *Economie Appliquée*, tome XLI – No. 4, pp. 741-771
- Elmendorf D. W., Mankiw N. G. (1998) Government Debt, *Handbook Of Macroeconomics*, 71 pp.
- Fernandez-Ansola J. J., Laursen T. (1995) Historical Experience with Bonds Financing to Developing Countries, *IMF Working Paper*, WP/95/27
- Fooladi I.J., Roberts G.S., Skinner F. (1997) Duration for bonds with default risk, *Journal of Banking and Finance*, 21, pp. 1-16
- Grosman H.I., Van Huyck J.B. (1988) Sovereign Debt as a Contingent Claim : Excusable Default, Repudiation and Reputation, *American Economic Review*, Vol. 78, No. 5, pp. 1088-1097

- Hautcoeur P.-C., Sicsic P. (1999) Threat of a capital levy, expected devaluation and interest rates in France during the interwar period, *European Review of Economic History*, III, pp.25-56
- Hitchins K. (1994) *Rumania, 1866-1947*, Clarendon Press, Oxford, pp. 292-451
- Jarrow R., Lando D., Turnbull S. (1994) A Markov Model for the term structure of credit risk spreads, *Cornell University Working Paper*
- Jorgensen E., Sachs J. (1988) Default and Renegotiation of Latin American Foreign Bonds in the Interwar Period, *NBER Working Paper*, No. 2636, 69 pp.
- Les Cours Authentiques des Agents de Change, 1920-1939*
- Lindert P.H., Morton P. (1987) How Sovereign Debt Has Worked, in Jeffrey Sachs eds. *Developing Country Debt and Economic Performance*, Chicago, University of Chicago Press
- Longstaff F.A., Schwartz E.S. (1995) A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Debt, *Journal of Finance*, Vol. L, No.3, pp. 789-819
- Madden J.T., N. et S., Sauvain H.C. (1937) *America's Experience as a Creditor Nation*, New York, Prentice Hall
- Merli M., Roger P. (1999) Probabilité de défaut et spreads de taux : étude empirique du marché français, *Revue Finance*, vol. 20, no. 1, pp. 61-89
- Merrick J.J. Jr. (2001) Crisis dynamics of implied default recovery ratios : Evidence from Russia and Argentina, *Journal of Banking and Finance*, 25, pp. 1921-1939
- Merton R.C. (1974) On the Pricing of Corporate Debt : The Risk Structure of Interest Rates, *Journal of Finance*, 29, pp. 449-470
- Puscas V. (1991) The Process of Modernisation in Romania in the Interwar Period, *East European Quarterly*, XXV, No. 3, September, pp. 325-338
- Slavescu V. (1934), La situation économique de la Roumanie et sa capacité de paiement, *Mémorandum, Monitorul Oficial*, Bucuresti
- Stone M.R. (1991) Are Sovereign Debt Secondary Market Returns Sensitive to Macroeconomic Fundamentals ? Evidence from the Contemporary and Interwar Markets, *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 100-122
- Ureche-Rangau L. (1998) *Les emprunts de l'Etat français durant l'entre-deux-guerres (1919-1939)*, Mémoire de DEA, Université d'Orléans
- Vaslin J.M. (1999) *Le marché des rentes françaises au XIXème siècle et la crédibilité financière de l'Etat*, Thèse de doctorat, Université d'Orléans
- Yawitz J.B. (1977) An analytical model of interest rates differentials and different default recoveries, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12 (3), pp. 481-490
- Yawitz J.B., Maloney K.J., Ederington L.H. (1985) Taxes, default risk and yield spreads, *Journal of Finance* 40 (4), pp. 1127-1140