

INSTITUT D'ÉMISSION DES DÉPARTEMENTS D'OUTRE-MER

**LES NOTES  
DE L'INSTITUT D'ÉMISSION**

INSTITUT D'ÉMISSION D'OUTRE-MER

**Quel impact de la politique  
monétaire sur le coût du crédit  
aux entreprises en outre-mer ?**

**Directeur de la publication : A. VIENNEY**

**Rédacteur : J. BAUDE**

**INSTITUT D'EMISSION DES DEPARTEMENTS D'OUTRE-MER**  
**INSTITUT D'EMISSION D'OUTRE-MER**

**SIEGE SOCIAL**

**5, rue Roland Barthes 75598 PARIS Cedex 12**

**☎ 01.53.44.41.41 - télécopie 01.44.87.99.62**



## Résumé

Les disparités entre marchés du crédit aux entreprises des territoires et départements d'outre-mer sont nombreuses. En particulier, le risque d'insolvabilité des sociétés et l'intensité de la concurrence bancaire, qu'elle soit d'origine métropolitaine, étrangère ou locale, sont des facteurs structurels susceptibles d'influer sur le coût du crédit. L'étude tente de les prendre en compte au mieux de manière à bien les dissocier des effets de la politique monétaire.

Le coût du crédit en outre-mer apparaît moins réactif à la politique monétaire qu'en métropole. Les fluctuations des taux de marché dues aux variations des taux directeurs se répercutent quasi intégralement sur le coût du crédit en métropole mais de façon partielle en outre-mer, dans une proportion de 75 % à 80 % si l'on excepte les opérations de découvert dont le coût est très peu sensible aux taux de marché. Quant au taux de réescompte de l'IEOM, qui complète les instruments de politique monétaire dans les territoires du Pacifique, il ne semble pas influencer sur le coût du crédit.

L'impact de la politique monétaire pourrait même être de plus faible ampleur. En effet, les banques en outre-mer feraient preuve d'une certaine rigidité à la baisse dans la transmission des taux de marché aux coûts de l'escompte et du découvert. Peut-être la concurrence bancaire est-elle moins forte pour ces types de crédits relevant de la gestion quotidienne des entreprises que pour les projets d'investissement généralement de montants bien plus élevés et les engageant pour plusieurs années.

Pour les crédits à plus longue échéance, l'argument de la concurrence ne vaut plus. Les hausses et les baisses de taux auraient en effet un même impact à long terme sur le coût de ces crédits. En revanche, les banques tarderaient dans un premier temps à répercuter les hausses. Cela semble soutenir l'hypothèse d'un certain rationnement, provisoire et à titre de précaution, des crédits de moyen et long termes en outre-mer lorsque les taux de marché, plus particulièrement les taux courts, sont à la hausse.

Compte tenu de ces différents résultats, le resserrement de la politique monétaire par la BCE qui a relevé son taux directeur de 2 points depuis la fin de l'année 2005 devrait majorer le coût du crédit de 1 à 1,7 point d'ici la fin de 2008 selon les différents types de prêt, découvert excepté.



## I. Introduction

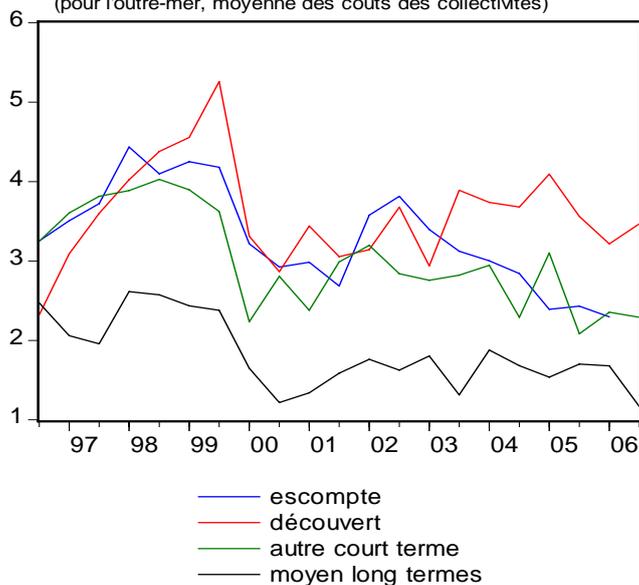
Le coût des nouveaux crédits aux entreprises dans les DOM et les TOM est recensé auprès des établissements bancaires deux fois l’an, en janvier et juillet, pour quatre catégories de prêts : l’escompte, le découvert, les autres opérations de court terme et les crédits de moyen ou long terme. Pour chacune d’elles, le coût est la moyenne<sup>1</sup> des taux des nouveaux prêts relevant de cette catégorie. Il est structurellement supérieur à la moyenne mesurée en métropole. L’écart, certes variable au cours du temps, n’en demeure pas moins positif quelle que soit la catégorie de crédit (cf. tableau 1 ci-dessous et graphiques en annexe 1).

**Tableau 1. Coût du crédit moyen sur la période 1996 – 2006**

Ostre-mer	Escompte	Découvert	Autre court terme	Moyen et long termes
Nouvelle- Calédonie	7,9	7,0	6,8	6,3
Polynésie française	8,7	7,3	6,7	6,4
Guadeloupe	8,3	9,9	7,3	6,5
Martinique	8,6	9,6	7,6	6,8
Guyane	9,4	10,4	8,2	7,2
Réunion	8,1	8,2	6,6	5,9
Métropole	5,2	5,1	4,2	4,7

**Graphique 1**

Ecart de coût du crédit entre l'outre-mer et la métropole  
(pour l'outre-mer, moyenne des coûts des collectivités)



Cette comparaison souffre néanmoins du biais inhérent au montant des prêts, plus faible dans les départements et territoires qu’en métropole, donc d’un taux plus élevé toutes choses égales par ailleurs, puisque montant et taux ne sont pas indépendants mais généralement liés de manière décroissante. Pour corriger l’analyse de ce biais, une solution pourrait consister à privilégier, parmi les tranches du montant des crédits accordés aux entreprises en métropole<sup>2</sup>, celle qui correspond au montant moyen des prêts consentis dans les

<sup>1</sup> Pour une catégorie de crédit donnée, il s’agit de la moyenne des taux pratiqués par les banques, pondérée par la part de marché de ces dernières.

<sup>2</sup> A la différence des départements et territoires d’outre-mer, l’enquête sur le coût du crédit en métropole, de périodicité trimestrielle, ventile les taux selon les tranches du montant du prêt.

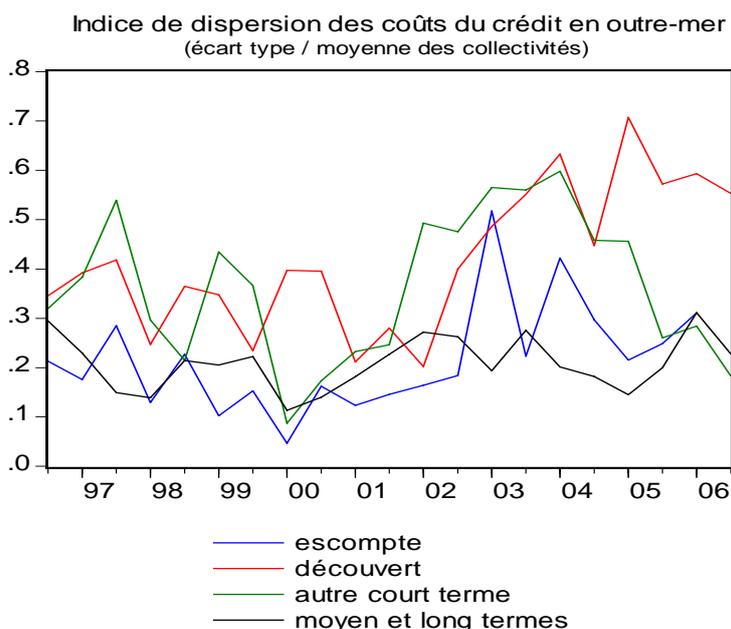
collectivités d’outre-mer. Mais cette tranche représentative peut à la fois varier dans le temps et selon le département ou le territoire avec lequel la métropole est comparée. Par conséquent, il est apparu plus simple de retenir le coût moyen mesuré en métropole, sachant le biais qu’il comporte. Celui-ci n’est d’ailleurs pas un artefact statistique mais une caractéristique des économies d’outre-mer, qui reflète le niveau des besoins et des moyens financiers des entreprises locales.

Mais, outre ce biais de mesure aux fondements économiques, l’écart de taux avec la métropole résulte, entre autres facteurs, d’un risque d’insolvabilité des entreprises plus élevé et de la faible taille du marché du crédit. Celle-ci entraîne à la fois des économies d’échelle plus réduites, donc des coûts plus élevés, et une plus forte concentration dans le secteur bancaire, donc une moindre concurrence tarifaire. Ces écarts recouvrent par conséquent des situations économiques différentes, tant du point de vue de la demande des entreprises que de l’offre des banques. Si l’interprétation de ces écarts est de ce fait délicate, leur mesure n’en est pas moins importante pour apprécier les disparités entre les économies d’outre-mer et l’impact de la politique monétaire. La suite de l’analyse consistera donc moins à quantifier l’écart du coût du crédit avec la métropole, manifeste et important, qu’à déterminer celui entre départements et territoires. Dans un second temps, on tentera d’évaluer la sensibilité du coût du crédit dans les collectivités d’outre-mer à la politique monétaire mise en œuvre par la BCE.

## II. Les disparités du coût du crédit entre collectivités d’outre-mer

Le coût du crédit en outre-mer s’est rapproché de celui de la métropole pour les différents types de prêt, à l’exception du découvert (cf. graphique 1). Mais ce resserrement de l’écart avec la métropole ne s’est pas accompagné d’une moindre dispersion des coûts en outre-mer.

Graphique 2



De ces évolutions qui n'attestent pas d'une convergence accrue durant les années 1996-2006, peut-on conclure pour autant à une forte disparité des coûts du crédit en outre-mer ? Le simple calcul de l'écart de taux pouvant exister entre deux collectivités d'outre-mer pour une même catégorie de prêt et durant une même période ne permet pas de valider ou non cette hypothèse. Sur quel critère en effet pourrait-elle être rejetée ou acceptée ? Seul un test statistique peut fournir un élément d'appréciation objectif.

La méthode utilisée ici s'inspire de celle déjà expérimentée dans des travaux de banques centrales<sup>1</sup>. Elle consiste tout d'abord à estimer une équation qui décompose le coût du crédit des collectivités d'outre-mer et de métropole en des effets géographiques et des effets temporels. Ainsi, les aspects structurels propres à une entité géographique, supposés stables dans le temps<sup>2</sup>, sont dissociés des évolutions qui leur sont communes, imputables par exemple à l'environnement économique international et à la politique monétaire de la BCE. Une fois cette estimation obtenue, on teste statistiquement l'égalité ou non des effets géographiques structurels.

Pour une catégorie de crédit, l'équation est la suivante :

$$r_{it} = c + \alpha_t a_{it} + \beta_i b_{it} + \varepsilon_{it}$$

$r_{it}$  coût du crédit dans l'entité géographique  $i$  à la date  $t$

$c$  constante

$a_{it}$  variable temporelle valant 1 pour le semestre  $t$  et 0 sinon

$\alpha_t$  coefficient temporel associé au semestre  $t$

$b_{it}$  variable géographique valant 1 pour l'entité géographique  $i$  et 0 sinon

$\beta_i$  coefficient géographique associé à l'entité géographique  $i$

$\varepsilon_{it}$  résidu ou erreur

Les effets géographiques et temporels sont mesurés en écart à la constante  $c$  qui constitue donc la moyenne dans le temps et dans l'espace du coût du crédit.

L'estimation économétrique porte sur la période qui s'étale du second semestre 1996 au second semestre 2006 et elle couvre les quatre départements d'outre-mer, deux territoires du Pacifique (Nouvelle-Calédonie et Polynésie française) et la métropole. Pour chaque catégorie de prêt, l'estimation est donc réalisée à partir de 147 observations (21 semestres pour 7 entités géographiques).

Le test de Wald appliqué à deux collectivités compare l'ensemble des résidus  $\varepsilon$  de l'estimation (la part du coût du crédit qui n'est expliquée ni par les effets géographiques ni par les effets temporels) selon que l'on a supposé les coefficients géographiques structurels égaux ou distincts<sup>3</sup>. Il en déduit la probabilité de ne pas rejeter l'hypothèse d'égalité de ces coefficients. On recense alors le nombre de cas où cette probabilité est supérieure à un certain seuil fixé préalablement et où l'égalité des coefficients, selon ce critère, peut être considérée comme validée.

---

<sup>1</sup> Affinito & Farabullini (Banque d'Italie, mai 2006) ; Lichtenberger & Sorensen (BCE, février 2007)

<sup>2</sup> Sur une période de dix ans, les effets géographiques mesurés sont bien de nature structurelle et ne peuvent comporter d'éléments conjoncturels.

<sup>3</sup> On peut à ce stade ne pas être en mesure d'identifier des groupes de collectivités d'outre-mer. En effet, les collectivités A et B peuvent avoir le même coefficient selon ce test, de même que B et C sans qu'il en soit nécessairement de même pour A et C en raison d'intervalles de confiance disjoints.

Des résultats de ce test, il ressort que le coût du crédit diffère le plus souvent de manière significative entre collectivités d'outre-mer. Dans deux cas sur trois, toutes catégories de prêts confondues, la disparité des taux d'intérêt est manifeste. Elle est la plus marquée pour les opérations de découvert : sur les 15 comparaisons bilatérales (métropole exclue), seules 2 d'entre elles révèlent des caractéristiques structurelles semblables entre collectivités<sup>1</sup>. Ce sont d'une part la Nouvelle-Calédonie et la Polynésie française, d'autre part la Guadeloupe et la Martinique. Quand les similitudes sont les plus fréquentes, en l'occurrence pour les autres crédits de court terme, elles n'apparaissent que dans 8 cas sur 15. Pour les opérations d'escompte et les crédits de moyen ou long terme, la proportion est intermédiaire, respectivement de 6 et 4 cas sur 15. En conclusion, pour un même type de prêt, le marché des crédits bancaires dans les départements et territoires d'outre-mer ne présente guère d'unité et se révèle plutôt morcelé.

Mais ce premier constat ne permet pas pour autant d'écarter quelque homogénéité entre deux collectivités. On la considèrera comme manifeste si les similitudes relevées pour un type de prêt (égalité des coefficients géographiques) concernent d'autres catégories de crédit.

Pareille concomitance pour trois des quatre types de prêt est observée pour les deux ensembles déjà mentionnés que sont d'une part la Nouvelle-Calédonie et la Polynésie française, d'autre part la Guadeloupe et la Martinique<sup>2</sup>. La Réunion apparaît plus isolée, même si, d'après cette analyse statistique, son marché du crédit semble plus proche de celui de la Nouvelle-Calédonie. Quant à la Guyane, sa position est singulière : le coût du crédit y est structurellement plus élevé que dans les autres collectivités d'outre-mer prises en compte.

Une équation globale portant sur tous les prêts permet de vérifier ces enseignements obtenus à partir d'équations séparées et relatives à une seule catégorie de crédit.

$$r_{ijt} = c + \alpha_t a_{ijt} + \beta_i b_{ijt} + \gamma_j c_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

$r_{ijt}$  coût du crédit  $j$  dans l'entité géographique  $i$  à la date  $t$

$c$  constante

$a_{ijt}$  variable temporelle valant 1 pour le semestre  $t$  et 0 sinon

$\alpha_t$  coefficient temporel associé au semestre  $t$

$b_{ijt}$  variable géographique valant 1 pour l'entité géographique  $i$  et 0 sinon

$\beta_i$  coefficient géographique associé à l'entité géographique  $i$

$c_{ijt}$  variable catégorie de prêt valant 1 pour le prêt  $j$  et 0 sinon

$\gamma_j$  coefficient catégorie de prêt associé au prêt  $j$

$\varepsilon_{ijt}$  résidu ou erreur

---

<sup>1</sup> Le seuil de probabilité est fixé à 5 %. Ainsi, quand la probabilité associée au test de ne pas rejeter l'égalité des coefficients dépasse 5 %, cette hypothèse est validée.

<sup>2</sup> Le seuil de probabilité est cette fois fixé à 15%. Ce niveau, plus exigeant, permet de mieux cerner les groupes de collectivités d'outre-mer homogènes en termes de coût du crédit.

**Tableau 2a. Effets géographiques**

En écart à la métropole	Nouvelle-Calédonie	Polynésie	Guadeloupe	Martinique	Guyane	Réunion
en points	2,19	2,47	3,19	3,34	4,00	2,41

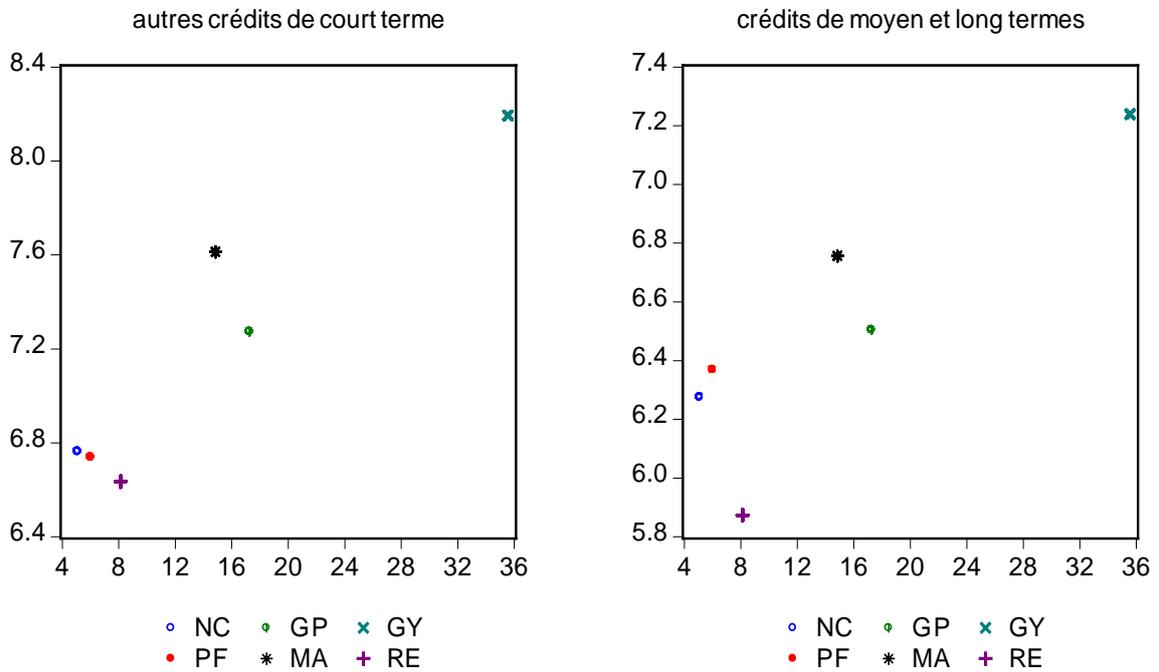
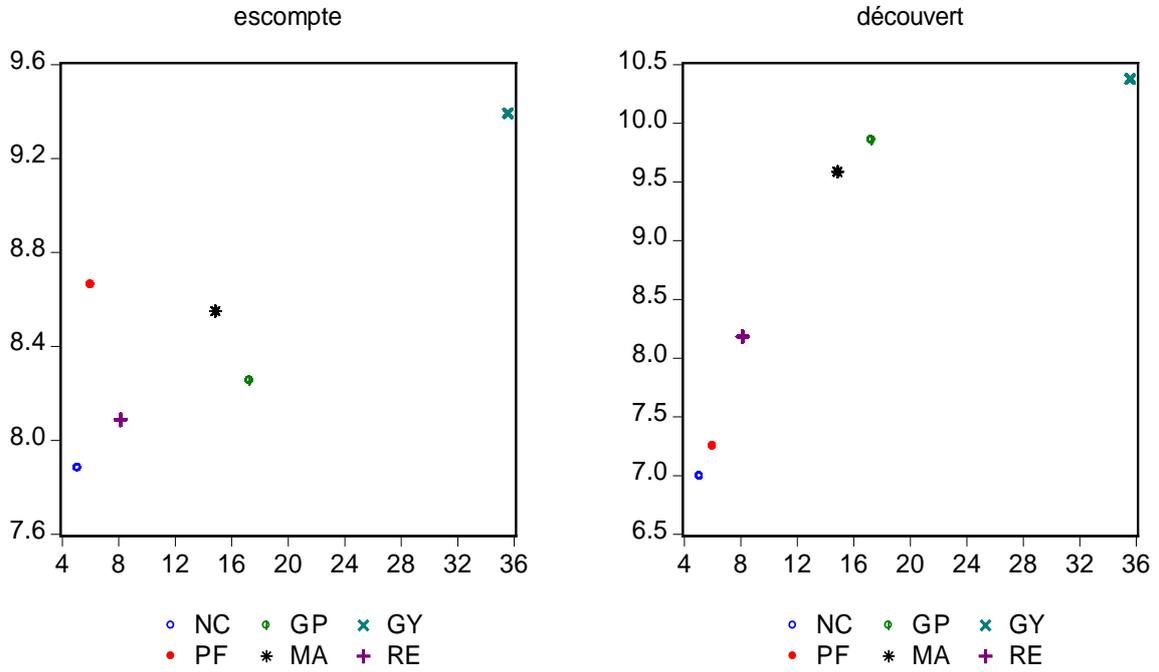
**Tableau 2b. Effets types de prêt**

En écart au coût du crédit de moyen et long termes	Escompte	Découvert	Autres crédits de court terme
en points	1,75	1,95	0,53

Les disparités de coût du crédit entre collectivités d’outre-mer, mesurées en niveau et de manière statique par les effets géographiques, reflètent sans doute en partie des risques d’insolvabilité de la clientèle très dissemblables. Plus ceux-ci sont élevés, plus ils augmentent le coût du crédit. En Guyane où les taux d’emprunt sont les plus hauts, 35,5 % des crédits accordés par les banques locales durant la période 1996-2006 sont constitués de créances douteuses quand ils ne dépassent pas 5,1 % en Nouvelle-Calédonie dont les taux sont les plus faibles. Le classement des collectivités selon ce critère épouse celui établi à partir du coût du crédit. Pour les différents types de prêt, on observe en effet une relation croissante entre ces deux variables prises en moyenne durant la période 1996-2006 (cf. graphiques 3).

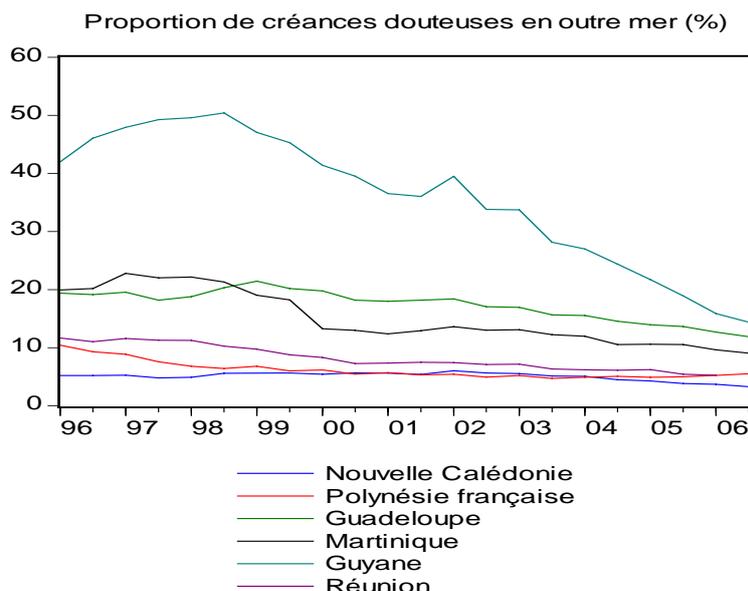
La part des créances douteuses est-elle de nature à expliquer non seulement les écarts en niveau, mesurés précédemment de manière statique sur l’ensemble de la période, mais aussi leurs évolutions de 1996 à 2006 ? Comme on l’a déjà souligné, la dispersion des coûts du crédit entre collectivités d’outre-mer ne s’est pas réduite durant ces années alors que les taux de créances douteuses ont en revanche convergé (cf. graphique 4). Il est donc peu vraisemblable que le risque d’insolvabilité de la clientèle des banques permette d’expliquer les tendances structurelles spécifiques à chacun des départements ou territoires.

**Graphiques 3**  
**Coût du crédit (ordonnée ) et taux de créances douteuses (abscisse)**  
**(moyennes de la période 1996-2006)**



NC Nouvelle Calédonie  
 PF Polynésie française  
 GP Guadeloupe  
 MA Martinique  
 GY Guyane  
 RE Réunion

Graphique 4



L'introduction du ratio des créances douteuses<sup>1</sup> dans l'équation globale sur tous les prêts permet de tester statistiquement cette intuition. Ce ratio ajoute aux effets temporels transversaux de l'équation initiale une dynamique structurelle propre à chacune des collectivités.

$$r_{ijt} = c + \alpha_t a_{ijt} + \beta_i b_{ijt} + \gamma_j c_{ijt} + \delta_i d_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

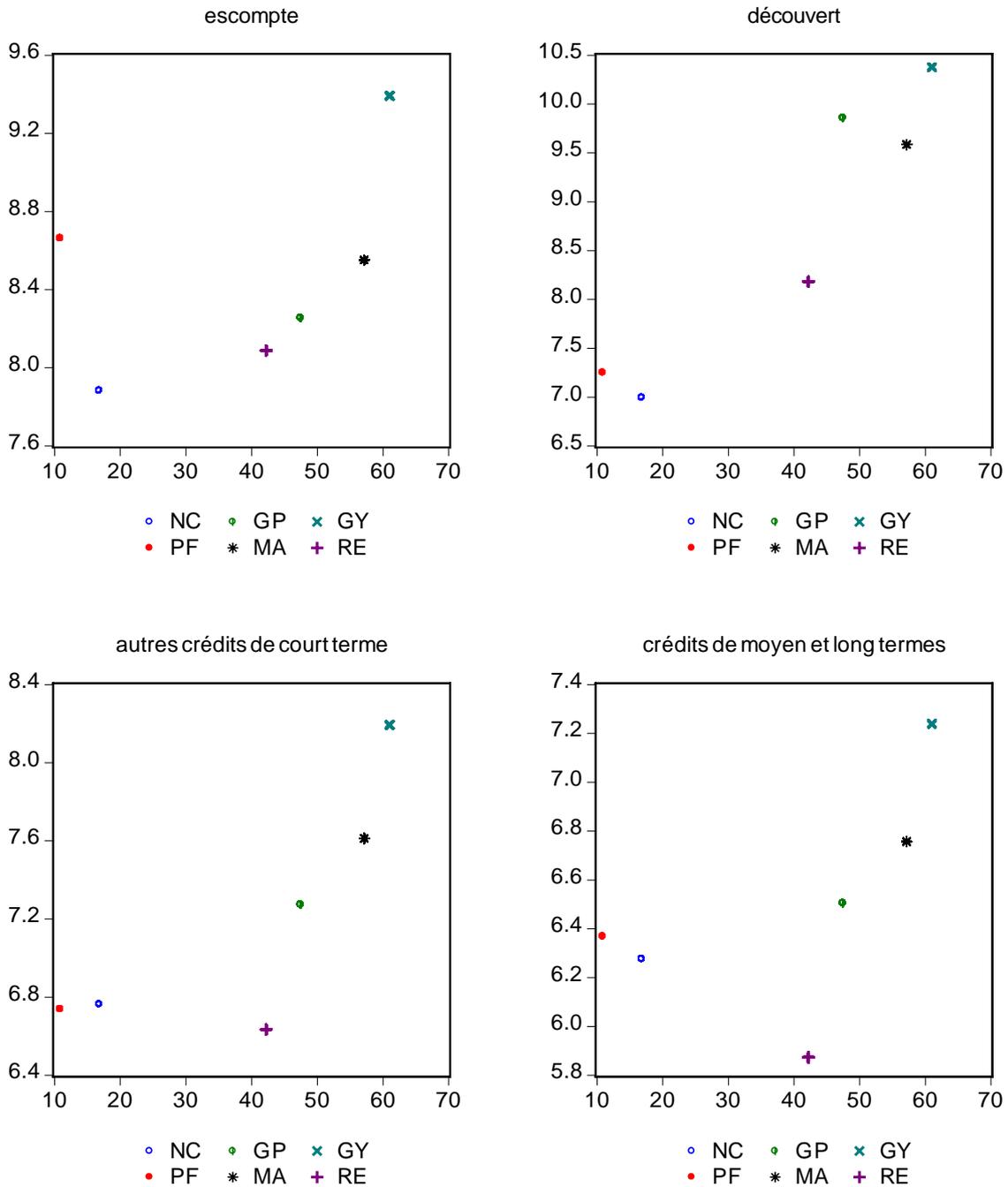
$d_{ijt}$  variable égale au ratio de créances douteuses pour la collectivité  $i$  et valant 0 sinon  
 $\delta_i$  coefficient associé au ratio de créances douteuses dans la collectivité  $i$

L'estimation obtenue pour chaque type de prêt confirme que la proportion de créances douteuses dans les crédits octroyés par les banques locales n'a pas d'influence sur la dynamique du coût du crédit en outre-mer (cf. annexe 2).

Un autre facteur structurel susceptible d'expliquer la disparité des coûts du crédit tient à la concurrence des banques métropolitaines ou étrangères. Plus ou moins forte selon les collectivités (cf. graphique 6), elle peut s'exercer sur les banques locales avec une intensité variable et contribuer aux écarts de coût du crédit.

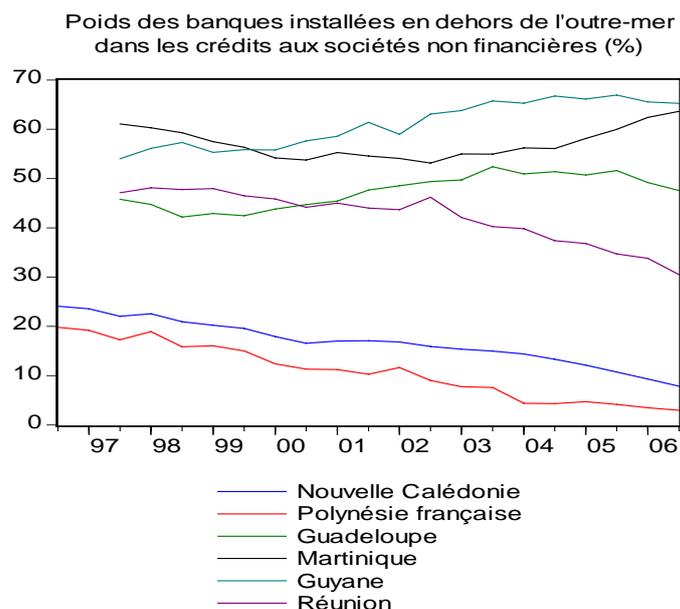
<sup>1</sup> Ce ratio mesure la part des créances douteuses brutes dans l'encours des crédits à l'actif des banques locales. Toutefois, pour les territoires du Pacifique, il s'agit de créances douteuses nettes (sans provisions) et de crédit total net à partir de 2001. Enfin, le ratio concerne les crédits octroyés à tous les agents économiques et non aux seules entreprises.

**Graphiques 5**  
**Coût du crédit (ordonnée) et poids des banques "hors zone"**  
**dans les crédits aux sociétés non financières (abscisse)**  
**(moyennes de la période 1996-2006)**



NC Nouvelle Calédonie  
 PF Polynésie Française  
 GP Guadeloupe  
 MA Martinique  
 GY Guyane  
 RE Réunion

Graphique 6



Toutefois, l'absence de relation décroissante entre les taux d'emprunt et ce type de concurrence que mesure la part prise par les banques installées en dehors de la collectivité dans le marché du crédit aux sociétés non financières<sup>1</sup>, ne plaide pas pour cet argument dans l'interprétation des disparités en niveau du coût du crédit (cf. graphiques 5).

Pour ce qui concerne la dynamique, on estime l'équation suivante :

$$r_{ijt} = c + \alpha_t a_{ijt} + \beta_i b_{ijt} + \gamma_j c_{ijt} + \delta_i d_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

$d_{ijt}$  variable égale, pour la collectivité  $i$ , à la part prise par les banques installées en dehors de cette collectivité dans les crédits octroyés aux sociétés non financières ; la variable vaut 0 pour les autres collectivités

$\delta_i$  coefficient associé à la part de marché définie ci-dessus

De même que le risque d'insolvabilité de la clientèle, la part de marché des banques métropolitaines ou étrangères dans le crédit aux entreprises n'a pas d'effet significatif sur l'évolution du coût du crédit en outre-mer (cf. annexe 2). Les mêmes estimations réalisées pour chaque type de prêt confirment ce résultat.

Il serait toutefois hâtif de conclure à l'absence d'effet de la concurrence extérieure sur le coût du crédit. D'une part, l'intensité de cette concurrence ne dépend pas nécessairement de la part de marché ex-post prise par les banques non résidentes mais plutôt de la qualité de leur offre ex-ante qui a pu aiguillonner celle des banques locales et leur permettre de conserver une part de marché dominante. D'autre part, les crédits octroyés par les banques non résidentes sont sans doute sous-estimés. Les statistiques recensent essentiellement les flux financiers émanant des banques métropolitaines. Or les entrepreneurs polynésiens originaires d'un pays asiatique, par exemple, peuvent recourir aux financements de banques installées dans ce pays, lesquels ne seront pas comptabilisés.

Les déterminants du coût du crédit propres aux collectivités peuvent relever de l'offre mais aussi de la demande dans chacun des départements et territoires. Mais ni l'inflation

<sup>1</sup> Sont exclus les entrepreneurs individuels dont les crédits sont accordés quasi intégralement par les banques locales.

locale comme indicateur des tensions entre l'offre et la demande, ni la croissance du PIB comme indicateur de la demande, n'ont d'effet sur le coût du crédit.

Les facteurs spécifiques aux collectivités ne se limitent pas nécessairement aux effets géographiques en niveau déjà mis en évidence. Ils peuvent aussi avoir une composante temporelle. A défaut d'indicateur économique pertinent, on teste la présence d'une tendance structurelle linéaire. Elle est mesurée en écart par rapport à la métropole à l'aide de la variable temps introduite dans l'équation. Elle se révèle négative et significative du point de vue statistique pour la Polynésie française et la Réunion (cf. annexe 2). Dans ces deux collectivités d'outre-mer, le coût du crédit est donc sous l'influence conjointe de la conjoncture économique et financière internationale (effets transversaux) et d'une tendance décroissante propre à chacune d'elles (variable temps). Celle-ci atteste d'un effet de convergence du coût du crédit dans ces deux collectivités par rapport à la métropole.

$$r_{ijt} = c + \alpha_i a_{ijt} + \beta_i b_{ijt} + \gamma_j c_{ijt} + \delta_i t + \varepsilon_{ijt}$$

t variable temps

$\delta_i$  coefficient associé à la variable temps dans la collectivité *i*

S'il est difficile d'interpréter cette tendance, on peut néanmoins émettre l'hypothèse qu'elle traduit une concurrence croissante entre banques locales, qui se concrétise par une nette compression des marges. Les travaux réalisés par l'Observatoire des établissements de crédit de l'IEDOM<sup>1</sup> montrent en effet que, de 2002 à 2006, dans un contexte de faibles taux d'intérêt, les banques de la Réunion et de Mayotte ont réduit leur taux de marge de 1,5 point pour les opérations concernant la clientèle quand celles des Antilles et de la Guyane ne l'ont diminué que de 0,8 point. Ce constat était l'hypothèse d'un renforcement de la concurrence entre banques locales plus actif à la Réunion que dans les départements atlantiques. Mais il met aussi en évidence une réduction des marges dans ces mêmes départements, qui ne transparaissait pas dans les résultats de l'estimation précédente. Une concurrence accrue, sous la forme d'une tendance linéaire commune à toutes les collectivités d'outre-mer et à la métropole, serait-elle contenue dans les effets transversaux ? Pour répondre à cette interrogation, on estime une nouvelle équation de laquelle ces effets sont éliminés mais où sont conservées les tendances linéaires qui désormais couvrent à la fois l'environnement économique et financier, dont la baisse tendancielle des taux durant la période, et la concurrence.

$$r_{ijt} = c + \beta_i b_{ijt} + \gamma_j c_{ijt} + \delta_i t + \varepsilon_{ijt}$$

**Tableau 3. Tendances linéaires**  
(en points par an, coefficient  $\delta_i \times 2$ )

Nouvelle-Calédonie	Polynésie	Guadeloupe	Martinique	Guyane	Réunion	Métropole
-0,34	-0,46	-0,34	-0,35	-0,36	-0,44	-0,29

Les tendances mesurées pour les départements atlantiques et la Nouvelle-Calédonie sont quasi identiques et relativement proches de celle observée en métropole. Le test de Wald confirme en effet que, compte tenu des intervalles de confiance, ces tendances en outre-mer et en métropole ne peuvent être considérées comme distinctes. Le même test en revanche valide la singularité de la Réunion et de la Polynésie.

<sup>1</sup> « La formation du PNB bancaire dans les DOM », IEDOM, Observatoire des établissements de crédit.

En conclusion, les effets transversaux ne se limitent probablement pas à l'environnement économique et financier mais englobent des facteurs concurrentiels qui induisent notamment une compression des marges bancaires. De ce fait, les estimations réalisées dans la suite de l'étude intégreront une tendance linéaire. Mais le renforcement de la concurrence bancaire en outre-mer ne se révèle pas plus important qu'en métropole, sauf à la Réunion et en Polynésie, si bien que l'écart en la matière ne se réduit pas. Par conséquent, à l'exception de ces deux collectivités, la concurrence bancaire n'apparaît pas comme un facteur spécifique de l'évolution du coût du crédit en outre-mer.

### III. L'influence des taux de marché

#### III.1. La faible réactivité à la politique monétaire

Outre les éléments spécifiques aux collectivités analysés précédemment, des facteurs communs à tous les départements et territoires d'outre-mer affectent le coût du crédit. L'un d'eux est sans doute un certain renforcement de la concurrence comme on l'a vu. Un autre, le premier d'entre eux par son impact, est bien évidemment la politique monétaire de la BCE et ses répercussions sur les taux des marchés monétaire et obligataire. Leur impact sur le coût du crédit est mesuré en moyenne, c'est-à-dire pour l'ensemble des collectivités d'outre-mer (l'échantillon des données n'inclura plus la métropole). Ces taux de marché se substituent de ce fait aux effets temporels transversaux des équations précédentes.

Jusqu'ici l'analyse a porté sur les caractéristiques structurelles des économies d'outre-mer susceptibles d'influer sur les évolutions du coût du crédit. Elle a donc porté sur l'ensemble des prêts. Mais la politique monétaire n'ayant pas le même impact selon la nature et l'échéance des crédits, la suite de l'étude distinguera les différentes catégories de prêt. De ce fait, la tendance linéaire imputable à la concurrence sera à la fois spécifique à chacun des prêts et chacune des collectivités.

Pour un type de crédit donné

$$r_{it} = c + \alpha_1 r_{CT} + \alpha_2 r_{LT} + \beta_i b_{it} + \gamma_i t + \varepsilon_{it}$$

$r_{it}$  coût du crédit dans l'entité géographique  $i$  à la date  $t$

$c$  constante

$\alpha_1$  coefficient associé au taux d'intérêt de court terme

$\alpha_2$  coefficient associé au taux d'intérêt de long terme

$r_{CT}$  taux d'intérêt de court terme (taux Eonia)

$r_{LT}$  taux d'intérêt de long terme (taux obligataire)<sup>1</sup>

$b_{it}$  variable géographique valant 1 pour l'entité géographique  $i$  et 0 sinon

$\beta_i$  coefficient géographique associé à l'entité géographique  $i$

$t$  variable temps

$\gamma_i$  coefficient géographique associé à la variable  $X$

$\varepsilon_{it}$  résidu ou erreur

---

<sup>1</sup> Le taux obligataire dépend dans une certaine mesure du taux monétaire. Ce lien entre deux variables explicatives est de nature à biaiser l'estimation de l'équation. Pour pallier cette difficulté, seule la partie du taux obligataire qui est indépendante du taux monétaire figure dans l'équation. Elle est mesurée en régressant le taux long sur le taux court. Elle traduit les anticipations d'inflation, l'influence des taux longs étrangers, etc.

Les effets géographiques sont mesurés en écart à la constante  $c$  qui constitue donc la moyenne dans l'espace du coût du crédit.

Les estimations obtenues attestent bien de l'influence des taux de marché court et long<sup>1</sup> sur le coût du crédit en outre-mer. Le taux monétaire a un effet un peu plus prononcé que le taux obligataire mais ce dernier n'en a pas moins un impact important, y compris sur les taux des prêts de court terme. Seul le coût des opérations de découvert se révèle indépendant du taux obligataire et de surcroît peu sensible au taux monétaire. Il n'est pas possible à ce stade d'interpréter cette singularité qui peut aussi résulter d'une moindre fiabilité des données.

**Tableau 4. Sensibilité du coût du crédit en outre-mer aux taux de marché**

Coefficient (erreur moyenne)	Escompte	Découvert	Autres crédits de court terme	Crédits de long terme
Taux court	0,68 (0,13)	0,26 (0,11)	0,77 (0,18)	0,84 (0,09)
Taux long	0,50 (0,17)		0,53 (0,24)	0,61 (0,12)

Cette influence significative du taux long sur le coût du crédit, a priori paradoxale pour les prêts de court terme, est conforme aux conclusions des travaux de la BCE (De Bondt & alii, 2005) portant sur les prêts aux entreprises et aux ménages dans la zone euro durant la période 1994-2002. Parce qu'il reflète les anticipations en matière de taux courts, le taux long est un indicateur de référence pour les banques dans la détermination de leurs taux d'intérêt<sup>2</sup>.

D'après ces estimations, le coût du crédit en outre-mer se révèle assez peu réactif à la politique monétaire. Les variations de taux qui lui sont imputables ne se répercutent que partiellement sur le coût du crédit, dans une proportion comprise entre 26% dans le cas des découverts et 80 % pour les crédits de moyen et long termes. La transmission est plus forte quand les prêts sont de plus longue échéance et la contribution à la baisse du coût du crédit y est aussi plus importante.

**Tableau 5. Variation du coût du crédit de 1997 à 2006 et contributions des différents effets**

	Escompte	Découvert	Autres crédits de court terme	Crédits de long terme
Coût du crédit	-4,4	-2,7	-4,3	-4,5
Taux de marché	-2,8	-0,4	-3,0	-3,4
Taux court	-1,0	-0,4	-1,2	-1,3
Taux long	-1,7	0,0	-1,8	-2,1
Tendance linéaire	-2,9	-2,8	-2,2	-1,6
Autres effets	1,3	0,5	0,9	0,5

<sup>1</sup> Rappelons que l'impact du taux long ici mesuré ne résulte pas de la variation du taux court mais d'autres facteurs tels que les anticipations d'inflation ou les fluctuations des taux longs étrangers.

<sup>2</sup> L'omission du taux long dans nombre de travaux relatifs à la zone euro ou à des pays industrialisés a souvent minoré la réactivité aux conditions de marché et induit des conclusions hâtives quant à la rigidité du coût du crédit, comme le rappellent De Bondt & alii.

Afin de comparer cette réactivité en outre-mer à celle observée en métropole, une équation similaire la concernant est estimée durant la même période<sup>1</sup> pour chaque type de prêt :

$$r_t = c + \alpha_1 r_{CT} + \alpha_2 r_{LT} + \gamma t + \varepsilon_t$$

**Tableau 6. Sensibilité du coût du crédit en métropole aux taux de marché**

Coefficient (erreur moyenne)	Escompte	Découvert	Autres crédits de court terme	Crédits de long terme
Taux court	0,84 (0,11)	1,05 (0,09)	0,96 (0,08)	1,03 (0,06)
Taux long	0,78 (0,16)	1,14 (0,12)	0,81 (0,10)	0,84 (0,08)

Ces estimations montrent une répercussion quasi unitaire des variations de taux court sur le coût du crédit en métropole, sauf pour l'escompte. Elles confirment *a contrario* la réactivité plutôt faible en outre-mer du coût du crédit à la politique monétaire.

Enfin, dans les territoires du Pacifique, le coût du crédit peut être également influencé par les évolutions du taux de réescompte de l'IEOM. Certes, l'enquête sur le coût du crédit prend en compte les prêts consentis par les banques avant leur bonification si bien que l'impact éventuel, testé dans une telle équation, ne pourrait résulter que d'un effet de signal conduisant les établissements locaux de crédit à modifier leur taux débiteur selon les orientations impulsées par l'institut d'émission.

D'après les estimations réalisées, le taux de réescompte n'exerce pas ce rôle. Il n'est en effet pas significatif du point de vue statistique quand il est introduit dans l'équation<sup>2</sup>. Ce résultat apparaît conforme à l'alignement, avec un léger retard et un certain écart, du taux de réescompte de l'IEOM sur le taux directeur de la Banque de France puis de la BCE depuis le milieu de l'année 1996.

Pour les prêts de moyen et long termes, la dynamique du coût du crédit en outre-mer requiert une équation complémentaire, portant non plus sur des niveaux de taux d'intérêt mais sur leurs variations. En effet, d'après ses propriétés statistiques, l'équation estimée pour ces crédits constitue une relation structurelle qui ne peut retracer à elle seule l'ensemble des évolutions. Elle détermine une valeur de référence vers laquelle tend le coût du crédit. Une relation de court terme la complète pour décrire cet ajustement. Autrement dit, les effets des taux de marché sur le coût du crédit ne sont pas épuisés au bout d'un semestre<sup>3</sup>. Cette relation n'est pas nécessaire pour les crédits de court terme car les délais de transmission de la politique monétaire sont plus brefs et inférieurs au semestre. Elle l'est en revanche pour tous les types de prêts en métropole, dont les données sont de périodicité trimestrielle.

<sup>1</sup> Pour la métropole, l'enquête sur le coût du crédit est de périodicité trimestrielle de sorte que l'estimation repose non sur 21 mais sur 42 observations, de 1996 T3 à 2006 T4, ce qui lui assure une certaine robustesse.

<sup>2</sup> Dans l'équation portant à la fois sur les départements et territoires d'outre-mer, le taux de réescompte est couplé d'une variable indicatrice valant 1 quand la collectivité est la Nouvelle-Calédonie ou la Polynésie française, 0 dans le cas contraire.

<sup>3</sup> Les équations estimées sont co-intégrées. Elles correspondent à des relations structurelles qui doivent être complétées d'équations de court terme pour avoir l'ensemble de la dynamique du coût du crédit en réaction aux taux des marchés monétaire et obligataire.

Outre les variations de taux, les équations de court terme incluent un terme à « correction d'erreur » qui, mesurant l'écart du taux effectif à sa valeur de référence<sup>1</sup> du semestre précédent, corrige sa trajectoire pour le semestre présent. Des résultats obtenus, il ressort notamment que le taux de réescompte de l'IEOM n'a pas davantage d'effet provisoire dans une relation de court terme (cf. annexe 3) qu'il n'a d'influence durable dans l'équation structurelle.

### III.2. Les éventuels facteurs de rigidité

La réactivité plutôt faible en outre-mer du coût du crédit à la politique monétaire peut avoir plusieurs explications. L'une d'elles pourrait être un recours plus important à d'autres sources de financement que le crédit, telles que les créances commerciales inter entreprises pour le court terme ou l'émission obligataire pour le long terme, de sorte que les banques comprimeraient leurs marges en cas de hausse de taux pour conserver leur clientèle. Mais les entreprises en outre-mer, de taille modeste, n'ont pas accès à ces instruments financiers.

Une autre explication réside dans la moindre concurrence bancaire en outre-mer. En ce cas les établissements de crédit répercutent intégralement les hausses de taux mais pas les baisses de façon à accroître leurs marges.

Les banques peuvent aussi être moins réactives parce qu'elles préfèrent une transmission partielle des hausses et rationnent en conséquence leur offre de crédit. La théorie économique a explicité un tel comportement. En raison d'une asymétrie de l'information entre les entreprises et les banques défavorable à ces dernières, une hausse du taux des prêts peut avoir un effet de signal contreproductif. Elle peut attirer les entreprises dont la situation financière est la plus fragile (sélection adverse) ou les inciter à retenir les investissements les plus risqués (aléa moral). Les banques se prémunissent contre ces risques en rationnant le crédit et en limitant la hausse des taux de leurs prêts (De Bondt, 2002). Si la très faible réactivité du coût du découvert ne résulte pas d'un biais statistique, elle a peut-être pour origine la forte sélectivité des banques pour ces crédits qui, plus que les autres types de prêts, sont par nature destinés à des entreprises susceptibles de rencontrer des difficultés financières.

Enfin, s'il y a rigidité à la hausse du coût du crédit, elle peut tenir au caractère particulier des relations existant entre les banques et leur clientèle. Quand les taux de marché augmentent, l'offre des banques demeure quelque temps aux conditions de prêt antérieures tandis que la clientèle fait immédiatement valoir les baisses pour en bénéficier. Les travaux de Frost et Bowden (1999) mettent en évidence une telle dissymétrie sur les prêts immobiliers en Nouvelle-Zélande. Toutefois, cette dernière explication paraît ici peu plausible. Un semestre paraît en effet une durée un peu longue pour le maintien de mêmes conditions de prêt en cas de modification des taux de marché.

Déceler une éventuelle dissymétrie dans la répercussion du taux court sur le coût du crédit et déterminer sa nature (rigidité à la hausse ou à la baisse) renseigneraient sur les causes de cette faible réactivité en outre-mer. Cette hypothèse de la dissymétrie sera testée en premier lieu sur les relations structurelles. Ainsi on supposera que les hausses et les baisses des taux de marché n'ont pas le même impact sur la valeur de référence du coût du crédit, à la

---

<sup>1</sup> Il s'agit du résidu de l'équation structurelle, c'est-à-dire de l'écart entre les niveaux observé et expliqué du coût du crédit.

différence de nombreux travaux empiriques qui n'envisagent la dissymétrie que dans le processus d'ajustement du coût du crédit à cette valeur<sup>1</sup>.

Pour ce faire, deux variables sont associées au même taux de marché, l'une quand il est à la hausse, l'autre à la baisse.

**Tableau 7. Avec ou sans dissymétrie**

Coefficient (erreur moyenne)	Escompte		Découvert		Autres CT		Long terme	
	Sans	Avec	Sans	Avec	Sans	Avec	Sans	Avec
Taux court	0,68 (0,13)		0,26 (0,11)		0,77 (0,18)		0,84 (0,09)	
Hausse		0,51 (0,10)		0,10 (0,04)		0,75 (0,18)		0,82 (0,09)
Baisse		0,50 (0,12)				0,71 (0,21)		0,84 (0,10)
Taux long	0,50 (0,17)				0,53 (0,24)		0,61 (0,12)	
Hausse		0,19 (0,06)				0,52 (0,24)		0,57 (0,12)
Baisse						0,46 (1,71)		0,51 (0,13)

La diffusion de la politique monétaire sur le coût du crédit en outre-mer n'est pas dissymétrique. Que les taux courts soient à la hausse ou à la baisse, leur impact est identique. En revanche, les banques en outre-mer semblent répercuter un peu plus les hausses des taux longs que les baisses, tant pour les autres crédits de court terme que pour ceux à plus longue échéance. Toutefois, compte tenu des intervalles de confiance, le test de Wald réfute l'hypothèse de la dissymétrie dans ces deux cas. En fait, la dissymétrie n'apparaît manifeste que pour les coûts de l'escompte et du découvert sur lesquels n'ont d'effet, par ailleurs de faible ampleur<sup>2</sup>, que les taux long et court respectivement.

Puis on teste la dissymétrie dans la relation de court terme des crédits à moyenne et longue échéances<sup>3</sup>. Elle peut concerner à la fois les variations des taux de marché, en distinguant les hausses des baisses, et le terme à correction d'erreur car ces mêmes variations modifient la valeur de référence. La vitesse du processus d'ajustement du coût du crédit à cette valeur peut être plus ou moins rapide selon qu'il lui est initialement supérieur ou inférieur. Les termes à correction d'erreur, présents dans l'équation de court terme, sont donc eux aussi distingués en fonction de leur signe. Le tableau ci-après résume l'ensemble des résultats (une présentation plus détaillée figure en annexe 3).

<sup>1</sup> De Haan & Sterken (Banque des Pays Bas, novembre 2005)

<sup>2</sup> La prise en compte de la dissymétrie réduit les effets des taux de marché.

<sup>3</sup> La même dissymétrie ne peut être testée pour la métropole. La période constituée de 42 observations est trop courte pour pouvoir dissocier hausses et baisses des taux. L'estimation pour l'outre-mer n'est possible que par l'agrégation des données des six collectivités.

**Tableau 8. Impact différencié des hausses et des baisses des taux de marché sur le coût du crédit de moyen et long termes en outre-mer**

Variables explicatives	Coefficient (erreur moyenne)	
	Sans dissymétrie	Avec dissymétrie
Taux court : variation	0,31 (0,10)	
hausse		Pas d'effet significatif
baisse		0,64 (0,12)
Taux long : variation	0,55 (0,09)	
hausse		0,32 (0,15)
baisse		0,68 (0,14)
Ecart du coût du crédit à sa valeur de référence	-0,65 (0,08)	
écart positif		-0,64 (0,12)
écart négatif		-0,80 (0,13)

Cette estimation révèle bien des mécanismes dissymétriques de court terme dans la diffusion des hausses et des baisses des taux de marché au coût du crédit. Les baisses se répercutent pour les deux tiers dans un délai d'un semestre, les hausses pour un tiers seulement. Encore faut-il préciser que ces dernières ne concernent que les taux longs – la hausse des taux courts n'ayant pas d'effet à l'horizon d'un semestre. Cependant l'ajustement, lui aussi dissymétrique mais de sens contraire, tempère quelque peu ce mécanisme de très court terme. Quand le coût du crédit, n'ayant pas encore intégré les baisses de taux, est inférieur à sa valeur de référence, la vitesse d'ajustement se révèle un peu plus grande.

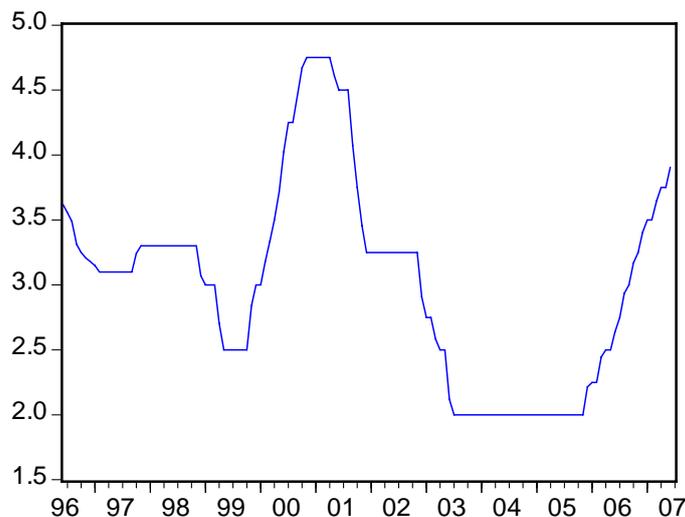
En conclusion, les banques en outre-mer ne feraient preuve de rigidité à la baisse que dans la transmission des taux de marché aux coûts de l'escompte et du découvert. Peut-être la concurrence bancaire est-elle moins forte pour ces types de crédits relevant de la gestion quotidienne des entreprises que pour les projets d'investissement généralement de montants bien plus élevés et les engageant pour plusieurs années. Pour les crédits à plus longue échéance précisément, l'argument de la concurrence ne vaut plus. Les hausses et les baisses de taux auraient en effet un même impact à long terme sur le coût de ces crédits. En revanche, les banques tarderaient dans un premier temps à répercuter les hausses. Cela semble soutenir l'hypothèse d'un certain rationnement en outre-mer, de façon provisoire et à titre de précaution, des crédits de moyen et long termes quand les taux de marché, plus particulièrement les taux courts, sont à la hausse.

#### IV. L'impact du resserrement monétaire sur le coût du crédit en outre-mer

Depuis la fin de l'année 2005, la BCE a relevé à plusieurs reprises son taux directeur. Sur un an et demi, la hausse est de 2 points et ce taux atteint 4% en juin 2007. C'est précisément l'impact de ce resserrement de la politique monétaire sur le coût du crédit en outre-mer et en métropole qui est simulé à l'aide des équations présentées précédemment.

### Graphique 7

Taux directeur de la BCE  
(de la Banque de France avant 1999)



Les hausses successives du taux directeur se diffusent progressivement au coût du crédit. Pour les prêts de court terme, l'impact devrait être complet environ deux ans et demi après le début de cette phase de resserrement monétaire, soit au milieu de l'année 2008. Pour les prêts à plus long terme, la transmission au coût du crédit est plus lente et l'impact ne serait total qu'au bout de trois ans, soit à la fin de l'année 2008.

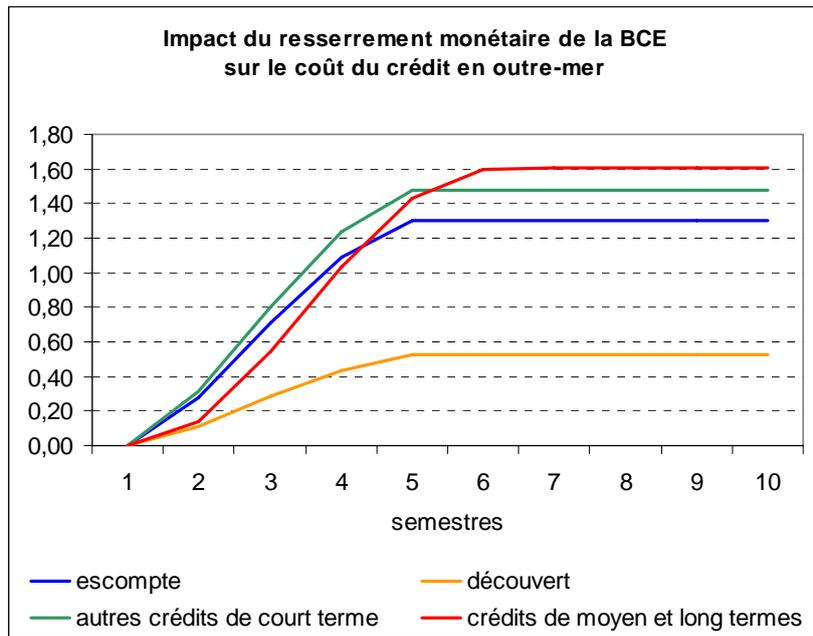
A ces différentes échéances où la diffusion des hausses de taux s'achève, le coût du crédit, découvert excepté, devrait être majoré de 1,4 à 1,7 point en outre-mer quand l'effet en métropole serait compris entre 1,7 et 2,1 points selon les types de prêt. La moindre réactivité de l'outre-mer à la politique monétaire serait donc de 20 à 25% puisque, pour un relèvement des taux directeurs de 2 points, l'écart avec la métropole serait de 0,3 à 0,4 point.

Quant aux opérations de découvert en outre-mer, elles se singularisent par la très faible répercussion des hausses du taux directeur. Le coût de ces crédits n'augmenterait que d'un demi-point.

Enfin, si l'on prend en compte des comportements dissymétriques des banques en outre-mer, les hausses des coûts de l'escompte et du découvert seraient encore moindres<sup>1</sup>. Elles ne dépasseraient pas respectivement 1 et 0,2 point. Du fait de sa rigidité à la hausse, le coût des crédits de moyen et long termes ne progresserait à la fin de l'année 2007 que de 0,7 point au lieu de 1,1 point en l'absence de dissymétrie. Puis une plus grande vitesse d'ajustement à la valeur de référence (cf. tableau 8) permettrait de combler ce retard au cours de l'année 2008.

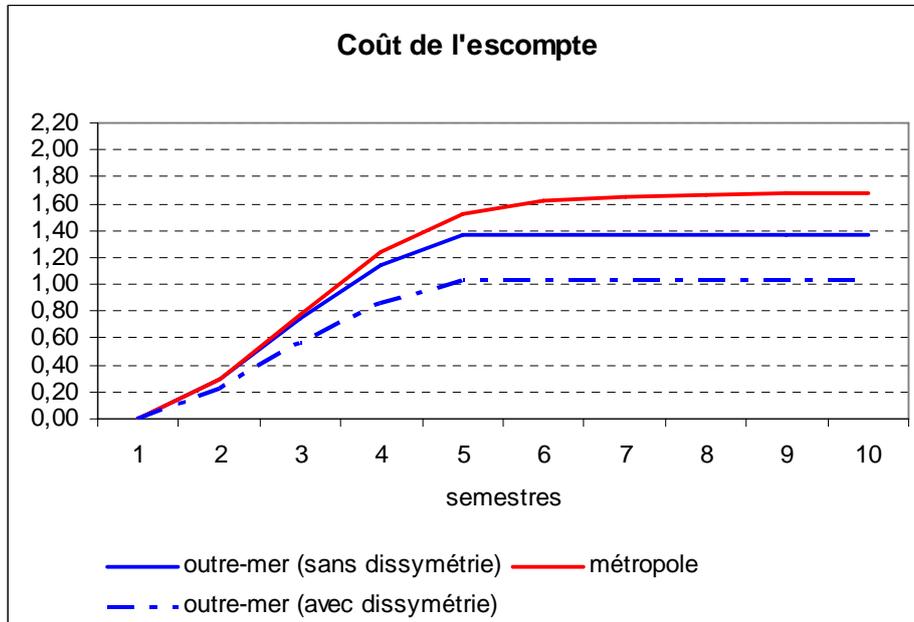
<sup>1</sup> Rappelons que, d'après les estimations obtenues, les taux de marché auraient moins d'impact en cas de dissymétrie.

Graphique 8

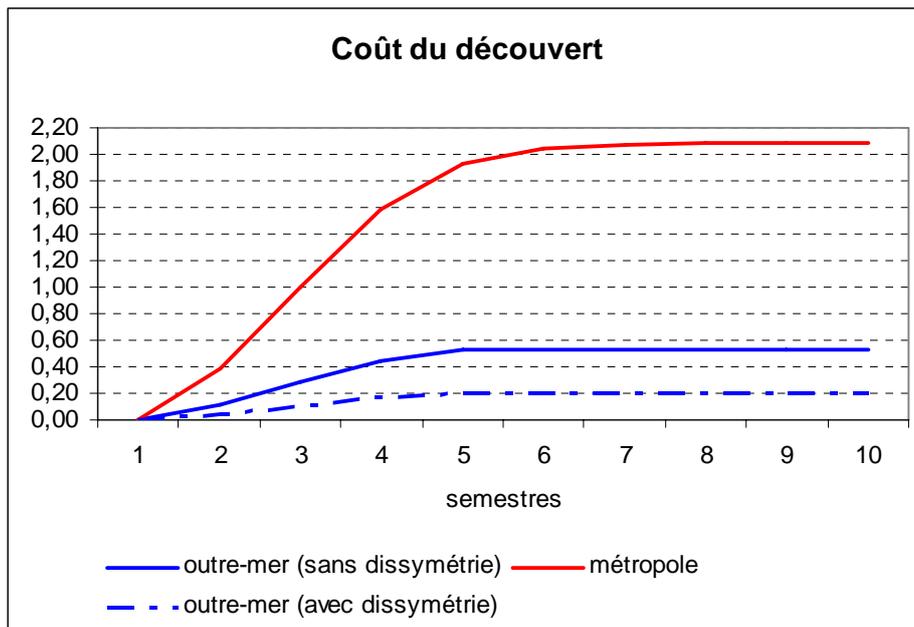


Graphique 9

**Impact du resserrement monétaire de la BCE intervenu depuis la mi-2005 sur le coût du crédit en outre-mer et en métropole**

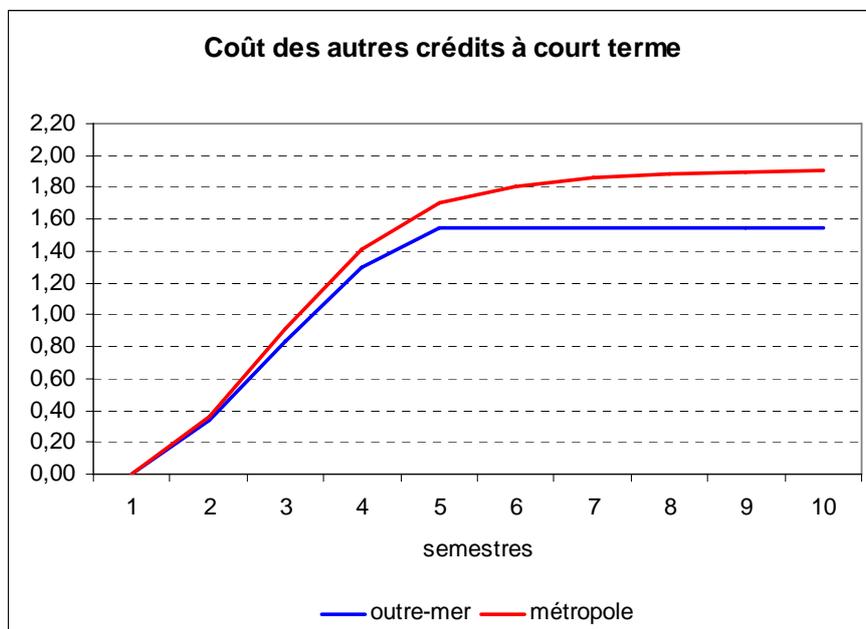


Graphique 10

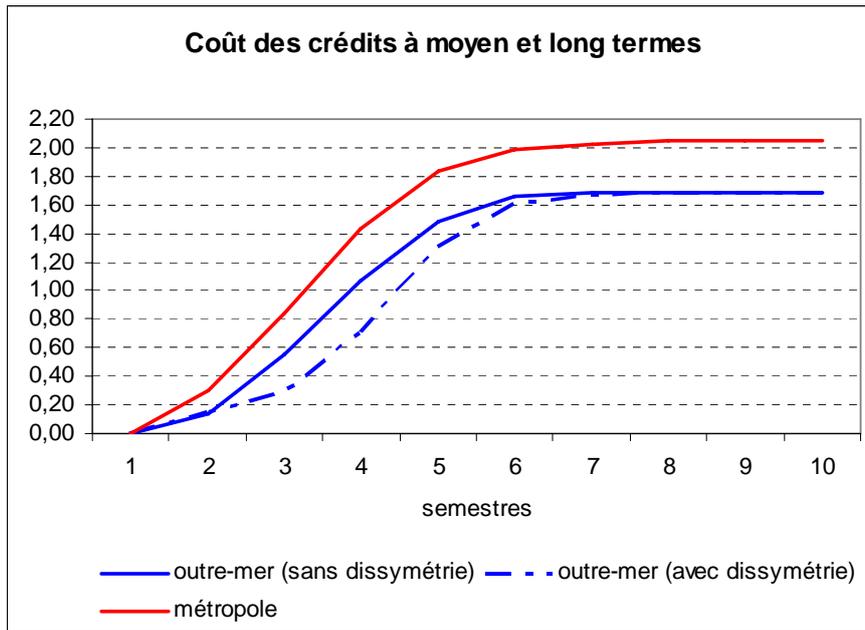


Graphique 11

**Impact du resserrement monétaire de la BCE intervenu depuis la mi-2005 sur le coût du crédit en outre-mer et en métropole**



Graphique 12

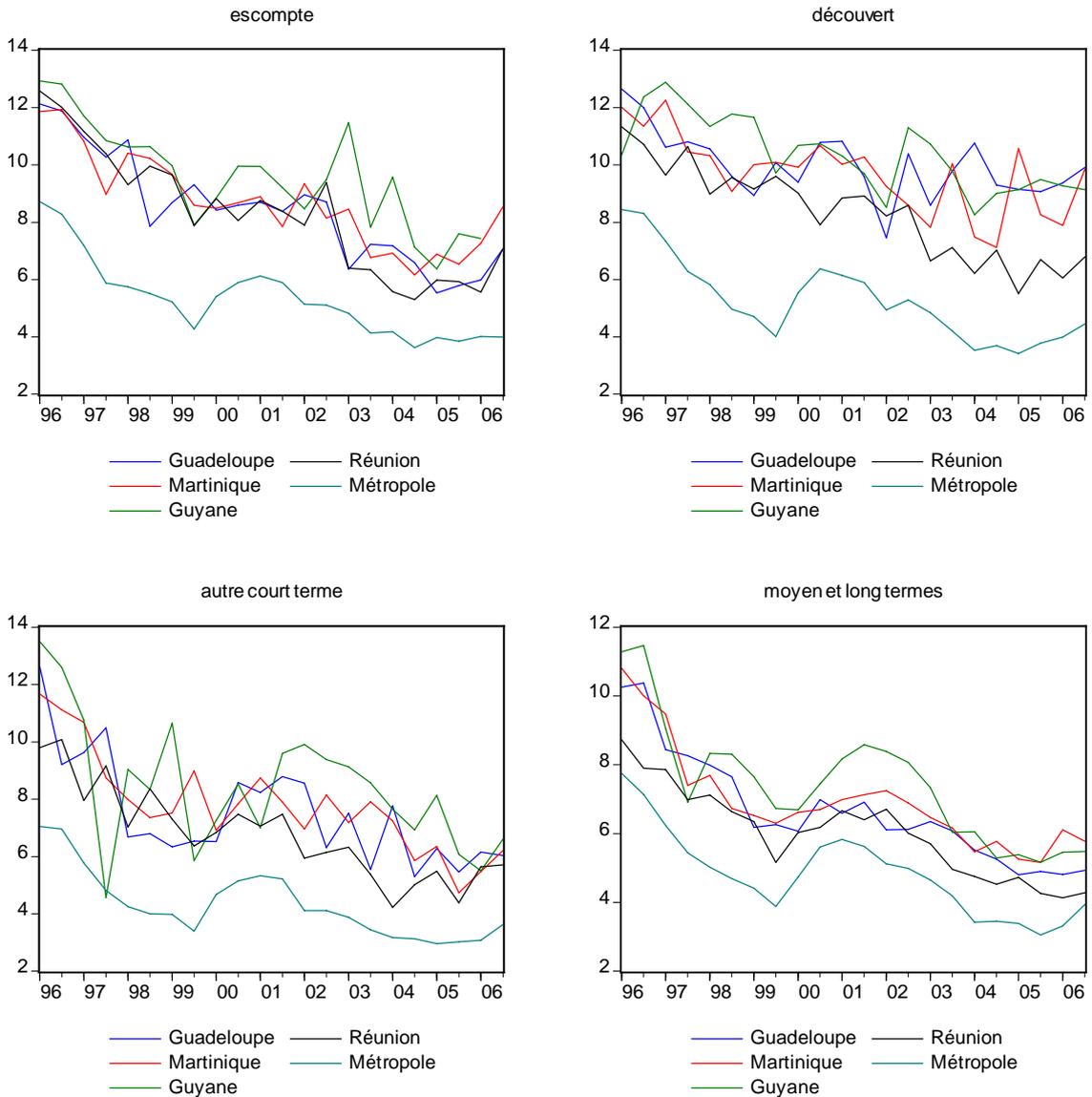


## ANNEXE 1

### Introduction

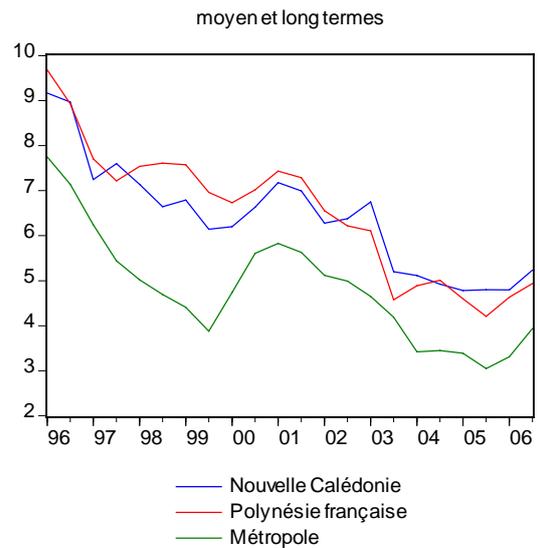
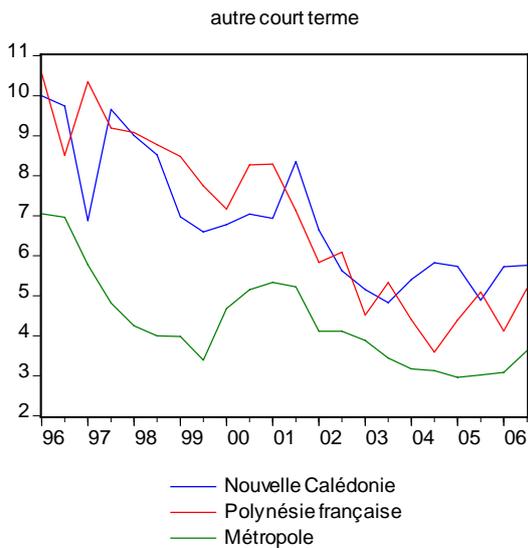
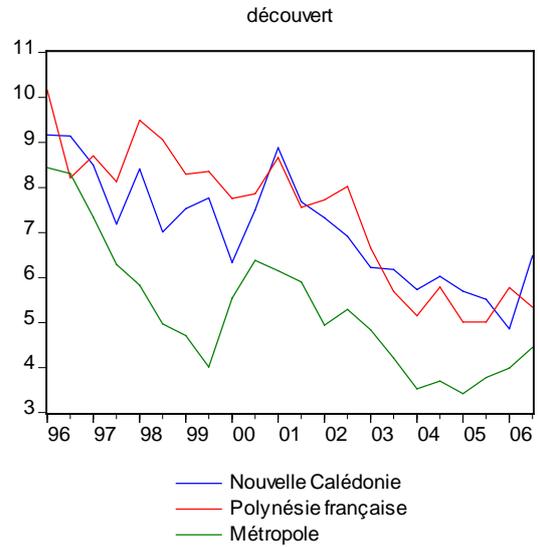
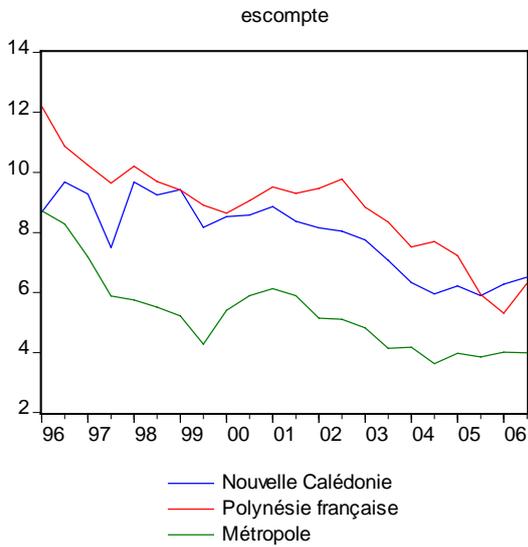
#### Graphiques A1

Coût des nouveaux crédits aux entreprises dans les DOM



Graphiques A2

Coût des nouveaux crédits aux entreprises dans les TOM



## ANNEXE 2

### Les disparités du coût du crédit entre collectivités d'outre-mer

#### Test de Wald

Probabilité de ne pas refuser l'hypothèse d'égalité des coefficients

Escompte	Nouvelle-Calédonie	Polynésie	Guadeloupe	Martinique	Guyane	Réunion
Nouvelle-Calédonie						
Polynésie	0,1					
Guadeloupe	<b>9,3</b>	<b>6,6</b>				
Martinique	0,3	<b>61,2</b>	<b>18,1</b>			
Guyane	0	0,3	0,0	0,1		
Réunion	<b>35,1</b>	1,0	<b>45,1</b>	3,8	0,0	
Métropole	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Découvert	Nouvelle-Calédonie	Polynésie	Guadeloupe	Martinique	Guyane	Réunion
Nouvelle-Calédonie						
Polynésie	<b>29,3</b>					
Guadeloupe	0,0	0,0				
Martinique	0,0	0,0	<b>26,9</b>			
Guyane	0,0	0,0	3,3	0,1		
Réunion	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
Métropole	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Autres CT	Nouvelle-Calédonie	Polynésie	Guadeloupe	Martinique	Guyane	Réunion
Nouvelle-Calédonie						
Polynésie	<b>93,9</b>					
Guadeloupe	<b>11,8</b>	<b>10,1</b>				
Martinique	1,0	0,8	<b>29,6</b>			
Guyane	0,0	0,0	0,5	<b>7,5</b>		
Réunion	<b>69,3</b>	<b>75,0</b>	<b>5,1</b>	0,3	0,0	
Métropole	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Long terme	Nouvelle-Calédonie	Polynésie	Guadeloupe	Martinique	Guyane	Réunion
Nouvelle-Calédonie						
Polynésie	<b>50,6</b>					
Guadeloupe	<b>10,4</b>	<b>33,4</b>				
Martinique	0,1	0,6	<b>7,4</b>			
Guyane	0,0	0,0	0,0	0,1		
Réunion	0,5	0,1	0,0	0,0	0,0	
Métropole	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

**Nombre de types de prêt où la probabilité > 5%**

	Nouvelle-Calédonie	Polynésie	Guadeloupe	Martinique	Guyane	Réunion
Nouvelle-Calédonie						
Polynésie	3					
Guadeloupe	3	3				
Martinique	0	1	4			
Guyane	0	0	0	1		
Réunion	2	1	2	0	0	
Métropole	0	0	0	0	0	0

**Nombre de types de prêt où la probabilité > 10%**

	Nouvelle-Calédonie	Polynésie	Guadeloupe	Martinique	Guyane	Réunion
Nouvelle-Calédonie						
Polynésie	3					
Guadeloupe	2	3				
Martinique	0	1	3			
Guyane	0	0	0	0		
Réunion	2	1	1	0	0	
Métropole	0	0	0	0	0	0

**Nombre de types de prêt où la probabilité > 15%**

	Nouvelle-Calédonie	Polynésie	Guadeloupe	Martinique	Guyane	Réunion
Nouvelle-Calédonie						
Polynésie	3					
Guadeloupe	0	1				
Martinique	0	1	3			
Guyane	0	0	0	0		
Réunion	2	1	1	0	0	
Métropole	0	0	0	0	0	0

**Effet géographique**

$$r_{it} = c + \alpha_t a_{it} + \beta_i b_{it} + \varepsilon_{it}$$

$r_{it}$  coût du crédit dans l'entité géographique  $i$  à la date  $t$

$c$  constante

$a_{it}$  variable temporelle valant 1 pour le semestre  $t$  et 0 sinon

$\alpha_t$  coefficient temporel associé au semestre  $t$

$b_{it}$  variable géographique valant 1 pour l'entité géographique  $i$  et 0 sinon

$\beta_i$  coefficient géographique associé à l'entité géographique  $i$

$\varepsilon_{it}$  résidu ou erreur

En écart à la constante	Escompte	Découvert	Autre CT	Long terme
Nouvelle-Calédonie	-0,11	-1,20	-0,01	0,03
Polynésie française	0,67	-1,95	-0,03	0,13
Guadeloupe	0,26	1,66	0,50	0,26
Martinique	0,56	1,39	0,84	0,52
Guyane	1,34	2,18	1,42	1,00
Réunion	0,10	-0,01	-0,14	-0,37
Métropole	-2,83	-3,07	-2,58	-1,57
Constante	7,99	8,20	6,77	6,24

**Effets du risque d'insolvabilité de la clientèle et de la concurrence bancaire extérieure et présence d'une tendance linéaire**

Equation portant sur tous les prêts

$$r_{ijt} = c + \alpha_t a_{ijt} + \beta_i b_{ijt} + \gamma_j c_{ijt} + \delta_i d_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

$r_{ijt}$  coût du crédit  $j$  dans l'entité géographique  $i$  à la date  $t$

$c$  constante

$a_{ijt}$  variable temporelle valant 1 pour le semestre  $t$  et 0 sinon

$\alpha_t$  coefficient temporel associé au semestre  $t$

$b_{ijt}$  variable géographique valant 1 pour l'entité géographique  $i$  et 0 sinon

$\beta_i$  coefficient géographique associé à l'entité géographique  $i$

$c_{ijt}$  variable catégorie de prêt valant 1 pour le prêt  $j$  et 0 sinon

$\gamma_j$  coefficient catégorie de prêt associé au prêt  $j$

$d_{ijt}$  ratio de créances douteuses pour la collectivité  $i$

ou poids des banques « hors zone » dans les crédits aux sociétés non financières  
ou variable temps

$\delta_i$  coefficient associé à la variable  $d_{ijt}$

$\varepsilon_{ijt}$  résidu ou erreur

période 1996 S2 – 2006 S2

**Effets mesurés en écart à la métropole**

Coefficient ( T de Student )	Créances douteuses	Concurrence extérieure	Inflation locale	Tendance linéaire
Nouvelle-Calédonie	-11,65 (-0,64)	4,77 (1,47)	-0,00 (-0,02)	-0,027 (-1,18)
Polynésie française	6,77 (0,94)	12,30 (5,03)	-0,02 (-0,17)	<b>-0,086</b> <b>(-3,78)</b>
Guadeloupe	-5,06 (-1,03)	4,40 (1,27)	0,01 (0,12)	-0,025 (-1,10)
Martinique	-0,82 (-0,31)	2,90 (0,73)	0,15 (0,88)	-0,030 (-1,31)
Guyane	-0,27 (-0,24)	0,12 (0,05)	0,23 (1,26)	-0,034 (-1,46)
Réunion	<b>13,10</b> <b>(2,38)</b>	5,95 (2,30)	-0,19 (-1,03)	<b>-0,077</b> <b>(-3,38)</b>
Nombre d'observations	587	503	559	587
R <sup>2</sup> ajusté	0,81	0,80	0,79	0,81

Le ratio de créances douteuses n'a un effet positif significatif qu'à la Réunion.

La concurrence extérieure aux collectivités n'a pas d'effet négatif significatif sur le coût du crédit.

La tendance linéaire est significative en Polynésie française et à la Réunion où elle est décroissante.

### Tendances linéaires estimées sans les effets transversaux

$$r_{ijt} = c + \beta_i b_{ijt} + \gamma_j c_{ijt} + \delta_i t + \varepsilon_{ijt}$$

$r_{ijt}$  coût du crédit  $j$  dans l'entité géographique  $i$  à la date  $t$

$c$  constante

$b_{ijt}$  variable géographique valant 1 pour l'entité géographique  $i$  et 0 sinon

$\beta_i$  coefficient géographique associé à l'entité géographique  $i$

$c_{ijt}$  variable catégorie de prêt valant 1 pour le prêt  $j$  et 0 sinon

$\gamma_j$  coefficient catégorie de prêt associé au prêt  $j$

$t$  variable temps

$\delta_i$  coefficient associé à la variable temps dans la collectivité  $i$

$\varepsilon_{ijt}$  résidu ou erreur

#### Coefficients de la variable temps (T de Student)

Nouvelle-Calédonie	Polynésie	Guadeloupe	Martinique	Guyane	Réunion	Métropole
-0,17 (-9,50)	-0,23 (-12,82)	-0,17 (-9,41)	-0,17 (-9,67)	-0,18 (-9,86)	-0,22 (-12,31)	-0,14 (-8,01)

#### Statistique du test de Wald

Probabilité de ne pas refuser l'hypothèse d'égalité des coefficients

	Nouvelle-Calédonie	Polynésie	Guadeloupe	Martinique	Guyane	Réunion
Nouvelle-Calédonie						
Polynésie	0,020					
Guadeloupe	<b>0,945</b>	0,016				
Martinique	<b>0,905</b>	0,027	<b>0,851</b>			
Guyane	<b>0,716</b>	0,051	<b>0,666</b>	<b>0,806</b>		
Réunion	0,048	<b>0,721</b>	0,041	0,063	<b>0,110</b>	
Métropole	<b>0,291</b>	0,001	<b>0,323</b>	<b>0,240</b>	<b>0,158</b>	0,002

Le test valide au seuil de 10% les hypothèses d'une même tendance linéaire pour la métropole, les Antilles, la Guyane et la Nouvelle-Calédonie et d'une autre tendance commune à Polynésie et la Réunion.

## ANNEXE 3

### L'influence des taux de marché

#### Coût du crédit en outre-mer

$$r_{it} = c + \alpha_1 r_{CT} + \alpha_2 r_{LT} + \beta_i b_{it} + \gamma_i t + \varepsilon_{it}$$

$r_{it}$  coût du crédit dans l'entité géographique  $i$  à la date  $t$

$c$  constante

$\alpha_1$  coefficient associé au taux d'intérêt de court terme

$\alpha_2$  coefficient associé au taux d'intérêt de long terme

$r_{CT}$  taux d'intérêt de court terme (taux Eonia)

$r_{LT}$  taux d'intérêt de long terme (taux obligataire) (\*)

$b_{it}$  variable géographique valant 1 pour l'entité géographique  $i$  et 0 sinon

$\beta_i$  coefficient géographique associé à l'entité géographique  $i$

$t$  variable temps

$\varepsilon_{it}$  résidu

Coefficients (T de Student)	Escompte	Découvert	Autres crédits de court terme	Moyen et long termes
Effets communs aux DOM et TOM				
Taux court	0,68 (5,24)	0,26 (2,46)	0,77 (4,31)	0,84 (9,64)
Taux long (*)	0,50 (2,87)		0,53 (2,23)	0,61 (5,24)
Constante	11,36 (7,21)	14,00 (16,55)	8,18 (3,78)	5,93 (5,63)
Effets spécifiques : variable temps				
Nouvelle-Calédonie	-0,10 (-3,06)	-0,13 (-4,42)	-0,11 (-2,33)	-0,06 (-2,61)
Polynésie française	-0,13 (-3,96)	-0,19 (-6,42)	-0,21 (-4,64)	-0,10 (-4,64)
Guadeloupe	-0,17 (-5,26)	-0,05 (-1,80)	-0,06 (-1,27)	-0,10 (-4,69)
Martinique	-0,12 (-3,71)	-0,12 (-3,98)	-0,11 (-2,46)	-0,06 (-2,51)
Guyane	-0,14 (-3,95)	-0,16 (-5,27)	-0,05 (-1,01)	-0,10 (-4,47)
Réunion	-0,20 (-6,19)	-0,21 (-6,96)	-0,12 (-2,56)	-0,07 (-3,22)
Effets spécifiques : constantes (**)				
Nouvelle-Calédonie	-2,45	-2,20	-0,53	-1,26
Polynésie française	-0,40	0,58	3,95	0,77
Guadeloupe	1,03	-2,66	-2,09	0,95
Martinique	-0,86	-0,17	0,57	-0,87
Guyane	0,54	2,25	-1,69	1,47
Réunion	2,18	2,20	-0,21	-1,07
Statistiques de l'équation				
Nombre d'observations	125	126	126	126
R <sup>2</sup> ajusté	0,79	0,82	0,63	0,85
DW	1,64	2,00	1,91	1,19

(\*) il s'agit de la partie du taux long non expliqué par le taux court

(\*\*) constantes spécifiques mesurées en écart à la constante commune

### Impact dissymétrique des taux de marché sur le coût du crédit

$$r_{it} = c + \alpha_1^+ r_{CT}^+ + \alpha_1^- r_{CT}^- + \alpha_2^+ r_{LT}^+ + \alpha_2^- r_{LT}^- + \beta_i b_{it} + \gamma_i t + \varepsilon_{it}$$

+ et - se rapportent aux taux d'intérêt respectivement à la hausse et à la baisse ainsi que les coefficients qui leur sont associés

Coefficients (T de Student)	Escompte		Découvert		Autres crédits de court terme	Moyen et long termes
Effets communs aux DOM et TOM						
Hausse du taux court	0,64 (4,87)	0,51 (4,88)	0,24 (2,24)	0,10 (2,37)	0,75 (4,06)	0,82 (9,30)
Baisse du taux court	0,64 (4,30)	0,50 (4,11)	0,18 (1,43)		0,71 (3,42)	0,84 (8,42)
Hausse du taux long (*)	0,44 (2,55)	0,19 (3,00)			0,52 (2,15)	0,57 (4,89)
Baisse du taux long (*)	0,30 (1,58)				0,43 (1,71)	0,51 (3,95)
Constante	12,10 (7,43)	14,23 (15,43)	14,52 (15,51)	15,65 (35,08)	8,68 (3,78)	6,21 (5,63)
Effets spécifiques : variable temps						
Nouvelle-Calédonie	-0,11 (-3,25)	-0,13 (-4,50)	-0,14 (-4,61)	-0,15 (-5,39)	-0,11 (-2,40)	-0,06 (-2,65)
Polynésie française	-0,14 (-4,15)	-0,16 (-5,51)	-0,20 (-6,56)	-0,21 (-7,46)	-0,22 (-4,65)	-0,10 (-4,66)
Guadeloupe	-0,18 (-5,44)	-0,20 (-6,96)	-0,06 (-2,03)	-0,08 (-2,67)	-0,06 (-1,37)	-0,11 (-4,71)
Martinique	-0,13 (-3,90)	-0,15 (-5,23)	-0,13 (-4,17)	-0,14 (-4,93)	-0,12 (-2,53)	-0,06 (-2,56)
Guyane	-0,14 (-4,08)	-0,17 (-5,26)	-0,16 (-5,43)	-0,18 (-6,27)	-0,05 (-1,11)	-0,10 (-4,49)
Réunion	-0,21 (-6,37)	-0,23 (-8,01)	-0,21 (-7,09)	-0,23 (-8,02)	-0,12 (-2,62)	-0,07 (-3,26)
Effets spécifiques : constantes (**)						
Nouvelle-Calédonie	-2,44	-2,43	-2,20	-2,20	-0,53	-1,26
Polynésie française	-0,38	-0,38	0,58	0,58	3,95	0,77
Guadeloupe	1,04	1,05	-2,66	-2,66	-2,09	0,95
Martinique	-0,84	-0,84	-0,17	-0,17	0,57	-0,87
Guyane	0,45	0,42	2,25	2,25	-1,69	1,47
Réunion	2,20	2,20	2,20	2,20	-0,21	-1,07
Statistiques de l'équation						
Nombre d'observations	125	125	126	126	126	126
R <sup>2</sup> ajusté	0,79	0,79	0,82	0,82	0,62	0,86
DW	1,65	1,66	2,00	1,96	1,92	1,24

**Coût des crédits de moyen et long termes en outre-mer :  
relation de court terme avec ou sans dissymétrie**

Sans dissymétrie

$$\Delta r_{it} = a_1 \Delta r_{CTt} + a_2 \Delta r_{CTt-1} + b_1 r_{LTt-1} + d \varepsilon_{it-1}$$

Avec dissymétrie

$$\Delta r_{it} = a_1^+ \Delta r_{CTt}^+ + a_1^- \Delta r_{CTt}^- + b_1^+ \Delta r_{LTt}^- + b_1^- \Delta r_{LTt}^- + d^+ \varepsilon_{it-1}^+ + d^- \varepsilon_{it-1}^-$$

$\Delta$  désigne la variation

$\varepsilon_{it}$  terme à correction d'erreur (résidu de la relation de long terme)

+ et - désignent les variations positives et négatives des taux d'intérêt ou du terme à correction d'erreur ainsi que les coefficients qui leur sont associés

Coefficient (T de Student)	Sans dissymétrie	Avec dissymétrie
Variation du taux court du trimestre en cours	0,31 (3,31)	
Variation du taux court du trimestre précédent	0,15 (1,99)	
Hausse du taux court		Pas d'effet significatif
Baisse du taux court		0,64 (5,18)
Variation du taux long	0,55 (5,84)	
Hausse du taux long		0,32 (2,04)
Baisse du taux long		0,68 (5,01)
Ecart du coût du crédit à sa valeur de référence	-0,65 (-7,75)	
Coût du crédit supérieur à sa valeur de référence		-0,64 (-5,19)
Coût du crédit inférieur à sa valeur de référence		-0,80 (-6,31)
Statistiques de l'équation		
Nombre d'observations	120	120
R <sup>2</sup> ajusté	0,56	0,60
DW	1,82	1,73

## Coût du crédit en métropole

### Relation structurelle

Coefficients (T de Student)	Escompte	Découvert	Autres crédits de court terme	Moyen et long termes
Taux court	0,84 (7,50)	1,05 (11,73)	0,96 (12,38)	1,03 (17,78)
Taux long (*)	0,78 (4,84)	1,14 (9,74)	0,81 (7,96)	0,84 (11,00)
Constante	4,34 (3,97)	1,91 (6,78)	1,23 (5,07)	1,50 (8,17)
Variable temps	-0,02 (-2,15)			
Statistiques de l'équation				
Nombre d'observations	42	42	42	42
R <sup>2</sup> ajusté	0,85	0,85	0,84	0,92
DW	0,60	0,76	0,54	0,80

(\*) il s'agit de la partie du taux long non expliqué par le taux court

### Relation de court terme

Coefficients (T de Student)	Escompte	Découvert	Autres crédits de court terme	Moyen et long termes
Variation du taux court	0,45 (2,81)	0,59 (3,10)	0,60 (4,13)	0,39 (3,00)
Variation du taux long	0,47 (2,98)	0,66 (3,61)	0,49 (3,45)	0,55 (4,39)
Terme à correction d'erreur	-0,39 (-3,62)	-0,41 (-3,60)	-0,29 (-2,77)	-0,42 (-3,39)
Statistiques de l'équation				
Nombre d'observations	41	41	41	41
R <sup>2</sup> ajusté	0,42	0,44	0,46	0,50
DW	1,78	2,26	1,84	1,75

## Tests de racine unitaire

### Termes à correction d'erreur du coût des crédits à moyen et long termes en outre-mer

Exogenous variables: None

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 4

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-8.08419	0.0000	6	116
Breitung t-stat	-6.70488	0.0000	6	110
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
ADF - Fisher Chi-square	76.1194	0.0000	6	116
PP - Fisher Chi-square	85.7531	0.0000	6	120

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 4

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-4.88383	0.0000	6	116
Breitung t-stat	-2.73603	0.0031	6	110
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-4.70193	0.0000	6	116
ADF - Fisher Chi-square	43.7071	0.0000	6	116
PP - Fisher Chi-square	53.2033	0.0000	6	120
Null: No unit root (assumes common unit root process)				
Hadri Z-stat	-0.16496	0.5655	6	126

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Ces tests indiquent une absence de racine unitaire. Mais les termes à correction d'erreur du coût des crédits à moyen et long termes en outre-mer sont des variables estimées et non observées si bien que les valeurs critiques sont plus élevées, comme dans le cas d'une seule variable. Toutefois, au vu des probabilités obtenues quasi nulles (à l'exception du test de Breitung), on peut en conclure que les termes à correction d'erreur sont bien stationnaires et les relations structurelles des relations de co-intégration.

### **Termes à correction d'erreur du coût du crédit en métropole**

#### **Escompte**

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.113676	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.624057	
5% level	-1.949319	
10% level	-1.611711	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

#### **Découvert**

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.691740	0.0005
Test critical values:		
1% level	-2.624057	
5% level	-1.949319	
10% level	-1.611711	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

#### **Autres crédits de court terme**

	t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.243177
Test critical values:	
1% level	-2.624057
5% level	-1.949319
10% level	-1.611711

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**Crédits de moyen et long termes**

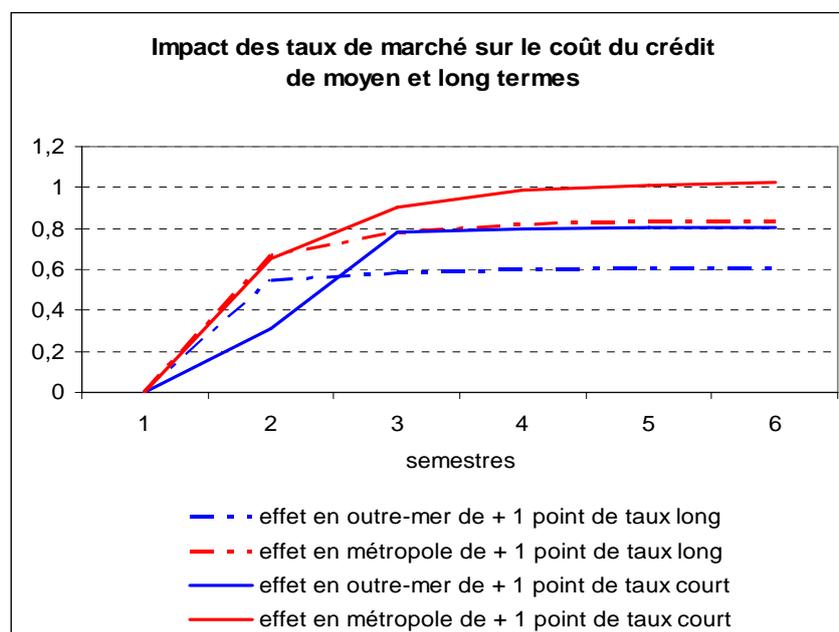
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.686886	0.0005
Test critical values:	1% level	-2.624057	
	5% level	-1.949319	
	10% level	-1.611711	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

D'après les tables statistiques de Engle et Yoo<sup>4</sup>, les termes à correction d'erreur du coût du crédit en métropole sont des variables stationnaires, quel que soit le type de prêt.

**Graphique A3**

**Simulation d'une hausse des taux d'intérêt sur le coût du crédit de moyen et long termes en outre-mer et en métropole**



<sup>4</sup> Engle R. & Yoo B., « Forecasting and testing in Co-integrated Systems », Journal of Econometrics, n° 35, pp 143-159, 1987

## Bibliographie

Affinito et Farabullini, An empirical analysis of national differences in the retail bank interest rates of the euro area, Banque d'Italie, Temi di discussione n°589, mai 2006

Coffinet Jérôme, Politique monétaire unique et canal des taux d'intérêt en France et dans la zone euro, Bulletin de la Banque de France n°136, avril 2005

De Bondt Gabe, Retail bank interest rate pass-through : new evidence at the euro area level, BCE, Working Paper n°136, avril 2002

De Bondt Gabe, Mojon Benoît et Valla Natacha, Term Structure and the sluggishness of retail bank interest rates in euro area countries, BCE, Working Paper n° 518, septembre 2005

De Haan Leo et Sterken Elmer, Asymmetric price adjustment in the Dutch mortgage market, Banque des Pays-Bas, Working paper n° 61, novembre 2005

Sorensen Christoffer et Lichtenberger Jung-Duk, Mortgage interest rate dispersion in the euro area, BCE, Working Paper n°733, février 2007

Sorensen Christoffer et Werner Thomas, Bank interest rate pass-through in the euro area : a cross country comparison, BCE, Working Paper n°580, janvier 2006



Directeur et responsable de la publication : A. VIENNEY  
Rédaction : Division OEE – J. BAUDE  
Editeur et imprimeur : IEDOM – 5, rue Roland Barthes - 75598 Paris Cedex 12  
Achevé d'imprimer : Décembre 2007 – Dépôt légal : Décembre 2007  
ISSN 1779-2215