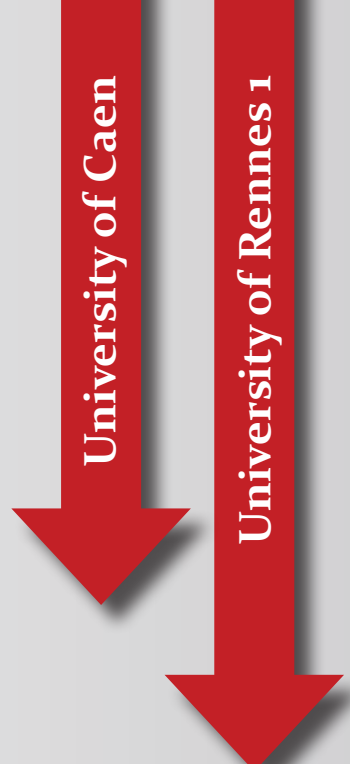




Centre de Recherche en Économie et Management  
*Center for Research in Economics and Management*



## **Cycle économique et comportement entrepreneurial sur données régionales françaises**

**Mathilde Aubry**

*EM Normandie, Métis Research Department, France*

**Jean Bonnet**

*CREM UMR CNRS 6211, Université de Caen Basse-Normandie,  
UFR SEG, Normandie Université, France*

**Patricia Renou-Maissant**

*CREM UMR CNRS 6211, Université de Caen Basse-Normandie,  
UFR SEG, Normandie Université, France*

October 2013 - WP 2013-32

**Working Paper**

# **Cycle économique et comportement entrepreneurial sur données régionales françaises**

## ***Business cycle and entrepreneurial behavior using French regional data***

**Mathilde AUBRY<sup>1</sup>**

EM Normandie, Métis Research Department, 9, rue Claude Bloch, 14052 Caen Cedex 4,  
France.

Email : mathildeaubry@hotmail.fr

**Jean BONNET**

Normandie Université, UNICAEN, CREM-UMR CNRS 6211, Université de Caen Basse-  
Normandie, Faculté de Sciences Economiques et de Gestion,  
19, rue Claude Bloch, 14032 Caen cedex, France.

Email : jean.bonnet@unicaen.fr

**Patricia RENOUE-MAISSANT**

Normandie Université, UNICAEN, CREM-UMR CNRS 6211, Université de Caen Basse-  
Normandie, Faculté de Sciences Economiques et de Gestion,  
19, rue Claude Bloch, 14032 Caen cedex, France.

Email : patricia.renou@unicaen.fr

**Mots clef :** Capital entrepreneurial régional, Créations d'entreprises, Cycle de l'activité  
économique, Effet schumpeter, Effet refuge

**Keywords:** Business cycle, "Entrepreneurship capital", New firm formation,  
Schumpeter effect, Refugee effect,

**Classification JEL :** L26, E32, R11

---

<sup>1</sup> Auteur correspondant.

## Résumé

*Dans cet article, nous étudions les liens existants entre les créations d'entreprises, le PIB et le taux de chômage en France à partir de données régionales sur la période 1993-2011. Les interactions sont analysées tant à court terme qu'à long terme sous une double dimension : régionale et nationale. Les fluctuations du PIB représentent un indicateur avancé des créations de nouvelles entreprises au niveau national mais cet effet disparaît au niveau régional. Les créations d'entreprises et le taux de chômage se sont révélés étroitement liés aussi bien à court terme qu'à long terme et ont permis de mettre en évidence la présence des effets **refugee** et **Schumpeter**. Dans la majorité des régions françaises l'effet **refugee** domine à court terme : une augmentation du taux de chômage se traduit par une augmentation du nombre des créations d'entreprises. En France les créations d'entreprises sont donc principalement impulsées par des motifs de nécessité.*

## Abstract

*In this paper, we study the links between new-firm startups, growth domestic product (GDP) and unemployment rate in France using a quarterly data basis over the 1993-2011 period. Interactions are analyzed, in the short and long run, in two main dimensions: the regional and the national dimensions. Fluctuations in GDP are an early indicator of the new-firm startups at the national level but this effect disappears at the regional level. Unemployment rates and new-firm startups are closely linked and so in the short-run as well as in the long-run and show evidence of the presence of the **refugee's** effect and the **Schumpeter's** effect. In most of the regions, the **refugee's** effect seems to be dominant: the increase of the unemployment rate leads to an increase in the entrepreneurial activity. In France new-firm startups are mainly driven by necessity motives.*

## Introduction

La période actuelle est une période de réémergence de l'entrepreneuriat en Europe et en Amérique du Nord. AUDRETSCH et THURIK (2000; 2001), AUDRETSCH *et al.* (2006), décrivent le passage d'un modèle d'économie managériale à un modèle d'économie entrepreneuriale. Pour THURIK (2011), le modèle de l'économie entrepreneuriale se focalise sur les liens entre la flexibilité, la turbulence, la diversité, la nouveauté, l'innovation et le fonctionnement en réseau d'un côté et la croissance économique de l'autre côté. Bien que les entrepreneurs tiennent une place de plus en plus importante dans l'économie contemporaine, peu d'auteurs ont travaillé sur le lien pouvant exister entre les cycles macroéconomiques et l'activité entrepreneuriale. A partir d'une base de données qui prend en compte les observations de 22 pays de l'OCDE pendant la période de 1972 à 2007, KOELLINGER et THURIK (2012) démontrent que l'entrepreneuriat cause, au sens de Granger, les cycles macroéconomiques au niveau global. Ils ajoutent que le cycle de l'entrepreneuriat est positivement affecté par les cycles nationaux du chômage. Leurs résultats divergent cependant suivant que l'étude considère les cycles économiques au niveau agrégé ou au niveau des pays. Si l'évolution globale de l'entrepreneuriat représente un indicateur avancé des cycles macroéconomiques, cet effet disparaît au niveau national. Par ailleurs, au niveau des pays, une croissance du chômage se traduit par une augmentation de la création d'entreprises, alors qu'au niveau agrégé, ni les cycles du PIB (Produit Intérieur Brut), ni ceux de l'emploi ne semblent influencer l'activité entrepreneuriale.

Nous avons entrepris une étude similaire sur des données régionales françaises afin d'analyser la démographie d'entreprises à cette échelle. L'originalité de notre démarche réside dans la dimension spatiale retenue, la région, qui est dans la transition d'une économie managériale à une économie entrepreneuriale l'unité spatiale pertinente selon AUDRETSCH et KEILBACH (2004). Ils ont en effet montré que le capital entrepreneurial (nombre d'entreprises créées par rapport à la population régionale) explique les différents sentiers de croissance entre les régions des pays industrialisés. En plus des facteurs traditionnels que sont le capital, le travail voire les dépenses de recherche et développement dans la fonction de production macroéconomique d'un pays, le capital entrepreneurial permet de faire de l'entrepreneur le chaînon manquant de la théorie de la croissance endogène et contribue, actuellement et de façon importante, aux différences de croissance régionale (AUDRETSCH *et al.*, 2006). L'intérêt de l'étude à l'échelle régionale réside dans l'homogénéité de la législation en ce qui concerne le fonctionnement du marché du travail et l'enregistrement des entreprises ce qui permet de mettre en évidence les particularités du développement régional.

Certaines régions présentent ainsi un environnement plus favorable à l'expression du comportement entrepreneurial ; les personnes vivant dans de telles régions sont plus enclines à être dotées de la capacité d'absorption requise pour transformer la connaissance en opportunités de marché. Dans ces régions les taux de création d'entreprises plus élevés créent des occasions pour d'autres (HOLCOMBE, 1998). Plus il y a de nouveaux entrepreneurs plus le territoire partage de l'information qui crée de nouvelles occasions d'installer une nouvelle entreprise, ce qui participe aussi à l'augmentation de la croissance.

Mais est-ce toujours le cas ? OXENFELDT (1943) a été le premier à identifier que les personnes sans emploi ou les personnes ayant des perspectives salariales peu gratifiantes en tant qu'employés peuvent devenir indépendantes pour gagner leur vie. Dans de telles

circonstances l'entrepreneur s'engage dans une activité entrepreneuriale en raison d'un faible coût d'opportunité d'entreprendre.

Ce travail a nécessité, dans un premier temps, d'élaborer une base de données trimestrielles des créations régionales d'entreprises sur la période 1993-2011. Nous avons complété cette base de données par des observations macroéconomiques caractéristiques du développement économique, le PIB et le taux de chômage. Un aspect intéressant de la recherche est consacré au test de l'effet *refugee* contre l'effet *Schumpeter* (THURIK *et al.*, 2008). Selon l'effet *refugee*, le chômage peut susciter la création de nouvelles entreprises alors que l'effet *Schumpeter* traduit plutôt le fait que la création d'entreprises réduit le chômage. Puisque ces relations sont des relations dynamiques inter-temporelles, les études estimant des relations contemporaines ont, par le passé, confondu ces deux relations distinctes, chacune jouant dans un sens opposé. Dans cet article, les interactions entre les créations d'entreprises, le PIB et le taux de chômage sont analysées tant à court terme qu'à long terme. A court terme, des tests de causalité et des calculs de corrélations croisées entre les composantes cycliques des séries sont développés afin d'identifier l'existence de relations avancées, retardées ou coïncidentes entre les variables. A long terme, une étude de cointégration en séries temporelles et en panel est menée. Le recours à l'économétrie des données de panel présente un double avantage : d'une part, les données de panel possèdent deux dimensions, temporelle et individuelle favorisant une étude simultanée de la dynamique et de l'hétérogénéité des comportements des agents ; d'autre part, cette double dimension permet de pallier une difficulté inhérente aux séries temporelles : la faible puissance des tests de racine unitaire et de cointégration sur des échantillons de petite dimension. Les techniques les plus récentes développées en économétrie des données de panel sont employées.

En se concentrant sur un pays, la présente étude permet de mieux comprendre la dynamique régionale du renouvellement du tissu productif et ses liaisons avec le cycle national. Les particularités régionales doivent être prises en compte. En effet, chaque région peut être caractérisée notamment par un développement sectoriel spécifique ou un niveau d'urbanisation et de qualification de la population. Dans ce cas l'effet *refugee/Schumpeter* est à déterminer pour chacune d'elle et ce d'autant plus qu'il existe des facteurs régionaux spécifiques relatifs aux attitudes par rapport à l'entrepreneuriat (crainte de la défaillance, perception des opportunités de création, croyance en ses propres capacités entrepreneuriales) (BOSMA et SCHUTJENS, 2011).

Nous montrons :

- que les fluctuations du PIB national constituent un indicateur avancé des créations d'entreprises au niveau global. Ces fluctuations n'ont cependant une influence sur la création d'entreprises au niveau régional que dans quelques régions.

- qu'il existe une relation significative entre l'évolution du taux de chômage et le nombre des créations d'entreprises à l'échelle régionale (la quasi-totalité des régions sont concernées) et que dans la majorité des régions françaises l'effet *refugee* domine : une augmentation du taux de chômage se traduit par une augmentation du nombre des créations d'entreprises. Il apparaît cependant des différences concernant la régulation de la démographie des entreprises à l'échelle régionale.

- qu'une relation de long terme (dite relation de cointégration) existe entre les taux de chômage et le nombre de créations d'entreprises dans trois régions. L'Île-de-France est alors caractérisée par un effet *Schumpeter*, la Lorraine et le Franche-Comté par un effet *refugee*.

La seconde partie de cet article est consacrée à une revue de la littérature. Dans une troisième partie, nous présentons les données et leurs propriétés statistiques et nous proposons une analyse graphique des cycles économiques et de l'activité entrepreneuriale. Les parties 4 et 5 concernent respectivement l'analyse des relations de court terme et de long terme entre les créations d'entreprises nouvelles, le PIB et le taux de chômage. Enfin les principaux enseignements de notre étude sont exposés dans la partie 6.

- 2 -

## Revue de la littérature

Si nous considérons les dimensions régionales et macro-économiques des créations d'entreprises nouvelles, nous pouvons noter qu'en ce qui concerne la première dimension, AUDRETSCH *et al.* (2006) ont mis en évidence l'importance du problème d'information et de son traitement, ce qui renouvelle l'interprétation de la fonction entrepreneuriale. Ils définissent l'entrepreneur comme «le filtre de la connaissance» ; il est l'individu qui filtre dans le stock de la connaissance « la connaissance pertinente la plus économiquement utile» (ACS 2006, p.110). En plus des facteurs traditionnels - le capital, le travail et même les dépenses de R&D- qui expliquent la fonction macro-économique de la production d'un pays, le «capital entrepreneurial» contribue aujourd'hui d'une manière importante aux différences des chemins de la croissance entre les régions des pays industrialisés (AUDRESTCH et KEILBACH (2005) pour les régions allemandes, STERLACCHINI (2006) pour les régions européennes). Le «capital entrepreneurial» peut être défini comme un environnement local favorable à la formation des nouvelles firmes. Il est stimulé par la proximité géographique de la source des nouvelles connaissances et plus généralement par la présence d'un environnement favorable à sa floraison, un «milieu innovateur» constitué d'institutions, de pratiques culturelles et d'organismes qui contribuent à l'établissement des entreprises innovatrices. Dans cette perspective le nombre de nouvelles entreprises rapporté à la population régionale constitue une proxy du «capital entrepreneurial» puisque des niveaux plus élevés de «capital entrepreneurial» sont reflétés par des taux de créations d'entreprises nouvelles supérieurs, *ceteris paribus* (AUDRETSCH, 2007, p.71). De nombreux travaux maintenant intégrés dans l'économie régionale orthodoxe introduisent également une variable entrepreneuriale (AUDRETSCH et FRITSCH, 2002 ; FRITSCH et MUELLER, 2004 ; FRITSCH, 2008 ; AUDRETSCH et KEILBACH, 2004 ; AUDRETSCH et KEILBACH, 2005). C'est pourquoi nous nous intéressons à la mesure de l'activité entrepreneuriale au niveau régional.

Dans sa deuxième dimension, l'entrepreneuriat se rapporte à l'allocation individuelle du capital humain d'un individu qui dépend de la conjoncture économique parce que, selon l'effet *refugee*, le chômage peut entraîner la création de nouvelles entreprises tandis que l'effet *Schumpeter* traduit plutôt le fait que les créations de nouvelles entreprises réduisent le chômage<sup>2</sup>. KOELLINGER et THURIK (2012) démontrent que l'entrepreneuriat cause, dans le sens de Granger, les cycles macro-économiques au niveau global. Ils ajoutent que le cycle de l'entrepreneuriat est influencé positivement par les cycles nationaux du chômage. HIGHFIELD et SMILEYS (1987) établissent, sur des données américaines, que c'est plutôt pendant la phase basse du cycle économique que l'on observe un effet positif sur le nombre des créations

---

<sup>2</sup> Schumpeter (1939) distingue les innovations majeures, qui sont à l'origine des cycles de Kondratieff, des innovations mineures qui sont à l'origine des cycles de Juglar. Pendant les phases de la croissance des cycles, les vagues d'innovations sont expliquées par le groupement sectoriel et chronologique d'entrepreneurs imitateurs de l'entrepreneur précurseur.

d'entreprises nouvelles (en raison d'un faible coût d'opportunité d'entreprendre<sup>3</sup>). BONNET et RENO (2000) ont montré, en utilisant des données françaises que, à long terme, l'augmentation du taux de chômage et l'augmentation de la consommation industrielle entraînent une variation positive du nombre des créations d'entreprises nouvelles<sup>4</sup>. Dans un article de 1968, LEIBENSTEIN présente l'entrepreneur comme un « *gap-filler* » et un « *input completer* ». Là aussi, les opportunités de profit et les arbitrages sont essentiels à l'activité entrepreneuriale. Celle-ci tire alors bénéfice de la croissance de l'activité économique qui offre des vraies perspectives de nouvelles activités économiques (et de nouvelles entreprises) dans les créneaux qu'elle suscite. Dans le passé, plusieurs auteurs ont focalisé leur recherche sur la mesure des effets *refugee* et *Schumpeter*. Leurs résultats sont mitigés et la plupart de ces études ont échoué à mesurer la vraie dimension de ces deux effets parce qu'elles analysent des relations dans une perspective statique. STOREY (1991) a souligné l'ambiguïté des résultats : quelques études plaident pour le *pull effect* tandis que d'autres études soutiennent le *push effect*<sup>5</sup>. Par exemple EVANS et LEIGHTON (1989), ACS *et al.* (1994) identifient un effet *refugee* à partir de données américaines. STOREY (1991) met en évidence un double effet sur des données américaines ainsi que TERVO et NIITYKANGAS (1994) au niveau régional pour la Finlande et AUDRETSCH *et al.* (2001), pour les pays de l'OCDE. AUDRETSCH et ACS (1994) considèrent que les créations d'entreprises nouvelles sont liées positivement au PIB mais également que le chômage exerce un effet positif sur les créations d'entreprises nouvelles ce qui semble être contradictoire avec leur premier résultat<sup>6</sup>. MATA (1996) établit qu'au niveau national le *pull effect* est dominant dans le cas du Portugal – cependant il considère les nouvelles entreprises constituées d'au moins cinq employés au moment de la création-. THURIK *et al.* (2008) mettent fin à la controverse en mesurant les deux effets à l'aide d'un modèle d'autorégression vectorielle. Utilisant des données de panel relatives à 23 pays de l'OCDE pour la période de 1974 à 2002, ils mettent en évidence l'existence de deux relations distinctes entre la création de nouvelles entreprises et le taux de chômage. KOELLINGER et THURIK (2012) constatent que les créations d'entreprises nouvelles mènent de deux ans le cycle de l'activité économique au niveau global. Selon eux, le sous-ensemble des entrepreneurs conduits par des motifs d'opportunité, identifiés grâce aux enquêtes du Global Entrepreneurship Monitor (GEM)<sup>7</sup> est plus à même de générer de la croissance en cas de technologies nouvellement inventées comme par exemple le boom de la technologie de l'information vers la fin des années 1990. L'entrepreneuriat de nécessité mène le cycle de l'activité d'un an seulement. «Les entrepreneurs d'opportunité préparent le terrain pour les

---

<sup>3</sup> Ils notent cependant que les créations d'entreprises nouvelles sont plutôt nombreuses dans les secteurs qui ont dans cette phase les plus forts taux de profit, de croissance des salaires et d'intensité de la recherche et développement.

<sup>4</sup> Un taux de chômage en augmentation réduit le coût d'opportunité d'entreprendre et stimule en conséquence des créations d'entreprises. Dans une période de croissance (caractérisée par un accroissement de la consommation de produits industriels), l'optimisme des agents économiques se traduit par des anticipations favorables ce qui les incite à s'engager dans la création d'entreprises nouvelles.

<sup>5</sup> *Pull effect*: "New firm formation takes place when an individual perceives an opportunity to enter a market to make at least a satisfactory level of profit" (STOREY, 1991, p. 171). L'effet Push est lié à la diminution du coût d'opportunité pour s'engager dans l'activité entrepreneuriale quand l'individu est dans une mauvaise position sur le marché du travail. Il est similaire à l'effet « réfugié » (*refugee effect*) appelé parfois également effet de tenancier de petit commerce (*shopkeeper effect*).

<sup>6</sup> Une analyse descriptive du PIB et du chômage montre que le chômage est fortement contracyclique.

<sup>7</sup> "Le projet du Global Entrepreneurship Monitor (GEM) est une évaluation annuelle de l'activité, entrepreneuriale des aspirations et des attitudes entrepreneuriales des personnes à travers un large éventail de pays. Lancée en 1999 à partir d'une association entre l'école de commerce de Londres et l'université de Babson, la première étude a concerné 10 pays ; depuis lors presque 100 « équipes nationales » ont participé au projet, qui continue à se développer annuellement". <http://www.gemconsortium.org/What-is-GEM>

entrepreneurs de nécessité... qui sont plus sensibles aux conditions nationales des différents marchés du travail».

La mise en évidence de l'existence de l'effet *refugee* et/ou de l'effet *Schumpeter* apparaît également intéressante au niveau régional. Chaque région est caractérisée par un développement sectoriel spécifique, un niveau d'urbanisation, de qualification de la population et par la présence d'aménités plus ou moins importantes. En France, les régions les plus entreprenantes sont parmi les régions les plus développées technologiquement et les plus attractives pour la population (BONNET, 2010). A une échelle régionale, l'effet *Schumpeter* est lié au potentiel innovateur régional qui différencie les régions selon leur capacité à développer les nouvelles technologies nécessitant un dynamisme entrepreneurial important. Rhône-Alpes, la deuxième région technologique après la région l'Île-de-France, présente une activité entrepreneuriale forte avec des créations d'emplois relativement importantes résultant de cette activité entrepreneuriale (ABDESSELAM *et al.*, 2004). Les régions du sud de la France (Languedoc-Roussillon, Provence-Alpes Côte d'Azur, Midi-Pyrénées, Aquitaine) ont été les régions françaises les plus attractives depuis environ trente années maintenant<sup>8</sup>. Il en résulte un chômage important qualifié de chômage de croissance mais aussi une forte propension à entreprendre. L'effet *refugee* pourrait donc s'avérer prédominant dans ces régions.

- 3 -

## Analyse préliminaire

### 3.1. Données et propriétés statistiques des variables

Nous employons des séries trimestrielles extraites des bases de données de l'INSEE et relatives à la période 1993-2011. Nous avons retenu le PIB en monnaie constante et le taux de chômage (TXCH) comme indicateurs de la conjoncture macroéconomique. Le nombre de créations d'entreprises (CREA) concerne l'ensemble des secteurs d'activités et comprend les auto-entrepreneurs depuis 2009. Ce statut créé en 2009 s'est traduit par un véritable engouement pour l'auto-entrepreneuriat, cependant parmi les auto-entrepreneurs administrativement actifs, moins de la moitié sont économiquement actifs et déclarent un chiffre d'affaires positif. Pour s'affranchir de ruptures dans la série nous avons apporté une correction au nombre des auto-entrepreneurs enregistrés administrativement de manière à considérer uniquement les membres cotisant ayant fait l'objet d'une déclaration de chiffre d'affaires positif, nous avons utilisé les données publiées par l'INSEE concernant la démographie des comptes cotisants. Enfin, les créations ont été corrigées des variations saisonnières par la méthode multiplicative Census-X12. Les séries sont sous forme logarithmique, excepté le taux de chômage, elles sont alors précédées du préfixe L. Notons que l'indicateur d'activité utilisé est le PIB national alors que les séries relatives au taux de chômage et aux créations sont des séries spécifiques à chaque région française.

Les propriétés des séries temporelles sont étudiées au moyen de tests de racine unitaire développés sur les données temporelles régionales ainsi que sur les données de panel.

Le principal avantage des tests de racine unitaire en panel est d'accroître la taille de l'échantillon en introduisant des informations sur la dimension individuelle (les régions françaises) ce qui permet d'augmenter la puissance des tests de racine unitaire. Nous avons mis en œuvre les tests de LEVIN *et al.* (2002) et BREITUNG (2001) basés sur l'hypothèse d'un processus racine unitaire commun. L'homogénéité de la racine autorégressive sous l'hypothèse alternative s'avère très restrictive c'est pourquoi, nous avons également

---

<sup>8</sup> Elles ont organisé leur développement autour du secteur touristique et des activités liées aux dépenses des personnes retraitées, aux migrations liées à l'héliotropisme etc.



développé les tests de IM *et al.* (2003) et HADRI (2000) qui permettent sous l'hypothèse alternative une hétérogénéité de la racine autorégressive<sup>9</sup>. Enfin nous avons retenu un test de seconde génération, le test de MOON et PERRON (2004) qui autorise l'interdépendance entre individus.

Les résultats des tests (*cf.* Annexe 1) de première génération sont concordants : pour un risque d'erreur de 5 %, l'hypothèse de racine unitaire n'est jamais rejetée lorsque les séries sont en niveau (excepté pour test de Breitung appliqué au taux de chômage) alors qu'elle est systématiquement rejetée lorsque les séries sont en différences premières. En ce qui concerne les tests de seconde génération, les résultats sont plus ambigus. Le taux de chômage s'est révélé intégré d'ordre 1 alors que les créations d'entreprises apparaissent stationnaires, le résultat contradictoire entre les tests de première et seconde génération peut être attribué à une dépendance interindividuelle des créations d'entreprises régionales. Nous acceptons l'hypothèse de racine unitaire pour les créations d'entreprises par soucis de cohérence avec les tests de causalité et de cointégration en panel mis en œuvre qui reposent sur l'hypothèse d'absence de dépendances individuelles. Nous maintenons donc l'hypothèse que les séries sont intégrées d'ordre 1.

Des tests de racine unitaire standard [Dickey-Fuller augmenté, Phillips-Perron et KWIATKOWSKI *et al.* (1991)] ont été mis en œuvre pour analyser les propriétés des séries temporelles régionales ainsi que pour le PIB national<sup>10</sup>. Toutes les séries se sont révélées intégrées d'ordre un<sup>11</sup>.

### 3.2. Entrepreneuriat et cycles économiques

Suivant la méthodologie développée par HODRICK et PRESCOTT (1980) et KYDLAND et PRESCOTT (1990), nous décomposons les séries temporelles en une tendance de long terme et une composante cyclique en utilisant le filtre de Hodrick et Prescott (avec un paramètre de lissage de 1600, valeur usuelle pour des données trimestrielles). L'intérêt est d'isoler la composante cyclique de la série afin de pouvoir effectuer une datation des cycles. Nous retenons quatre règles, élaborées par le NBER, pour déterminer les points de retournement des cycles. Ainsi :

1. un "pic" doit suivre un "creux" et vice versa
2. les phases d'un cycle (phases d'expansion et de récession) doivent durer au moins 3 trimestres<sup>12</sup>, nous éliminons ainsi les fluctuations mineures
3. le point de retournement est la valeur la plus importante entre deux phases
4. le point de retournement ne peut être identifié dans les neuf premiers ou derniers mois de la série.

---

<sup>9</sup> Sous l'hypothèse alternative, certaines séries peuvent être caractérisées par une racine unitaire alors que d'autres séries peuvent être stationnaires.

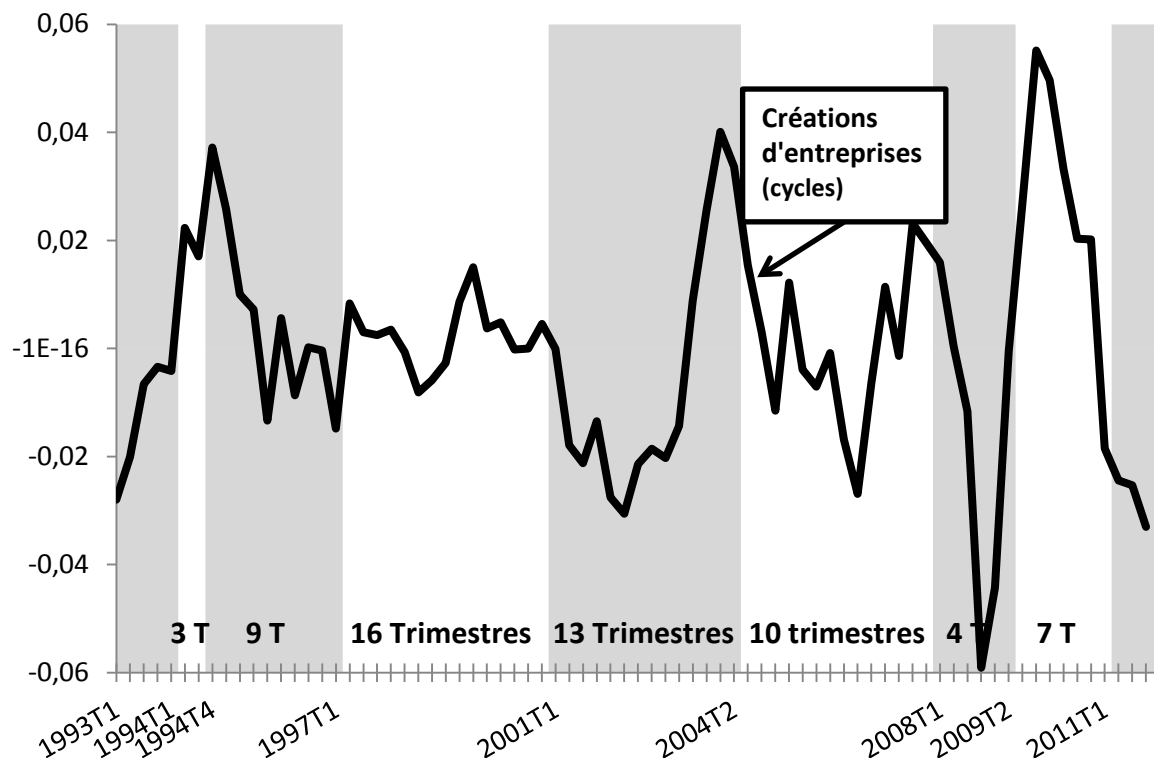
<sup>10</sup> Le PIB utilisé étant un agrégat national dupliqué pour chaque région en données de panel, seuls les tests standards de stationnarité ont été mis en œuvre.

<sup>11</sup> Les résultats complets des tests de racine unitaire sont disponibles auprès des auteurs.

<sup>12</sup> La durée d'une phase d'expansion correspond au temps entre le creux d'activité, qui marque la fin de la récession, et le pic d'activité, qui marque la fin de la phase d'expansion. La durée d'une phase de récession est définie inversement. Dans leur définition séminale, Burns et Mitchell (1946) soulignent que les phases du cycle doivent durer au moins quelques mois mais il ne précise pas la durée minimale. Pour Bry et Boschan (1971), la durée minimale d'une phase est de cinq mois et la durée minimale d'un cycle complet, de pic à pic ou de creux à creux, est de quinze mois. On retrouve généralement ces valeurs empiriques dans certains papiers de recherche ou des articles de presse qui considèrent qu'un pays est en récession si le taux de croissance de son PIB reste négatif deux trimestres de suite (l'INSEE suit cette définition). Par souci de stabilité, nous avons suivi la méthodologie de Fournier (2000) pour dater le cycle économique français, il a considéré que la série changeait de signe à partir de 3 trimestres consécutifs de même signe.

Nous déterminons ainsi une succession de phases ascendantes et descendantes. La Figure 1 représente les cycles de la série « créations d'entreprises » considérée au niveau national que nous avons superposés avec les périodes de ralentissement de la croissance globale qui apparaissent en grisé.

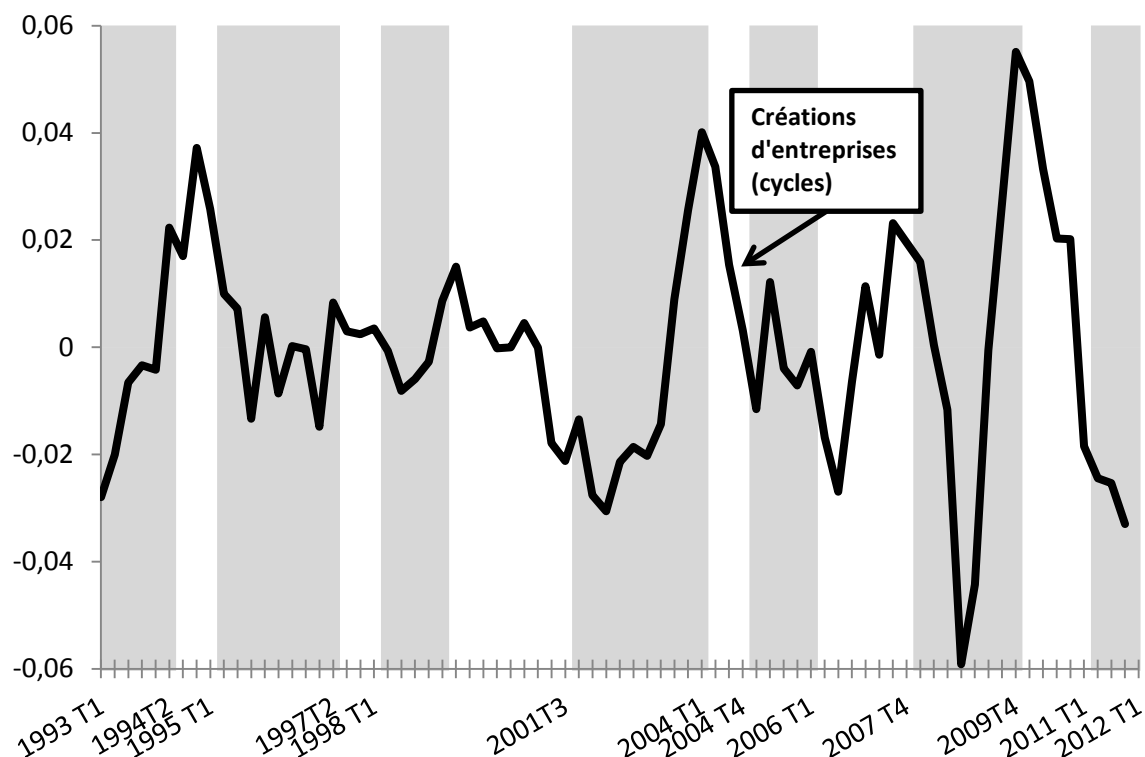
**Figure 1 : Cycles issus du filtre de Hodrick et Prescott: créations d'entreprises et croissance**



La lecture de ce graphique n'est pas aisée et il est difficile de tirer des conclusions à partir de cette simple représentation graphique. On notera cependant que deux changements institutionnels apparaissent dans les variations cycliques du nombre des créations d'entreprises : la loi Dutreil sur le développement de l'initiative économique (août 2003) et le nouveau statut de l'auto entrepreneur effectif au 1<sup>er</sup> janvier 2009.

Si nous considérons les cycles des créations d'entreprises et le taux de chômage au niveau national, en représentant en grisé les périodes de hausses du chômage (*cf.* Figure 2), il apparaît que les périodes d'augmentation du taux de chômage sont plutôt suivies par une période d'augmentation du nombre des créations d'entreprise.

**Figure 2 : Cycles issus du filtre de Hodrick et Prescott : créations d'entreprises et périodes de chômage croissant**



Le taux de chômage constitue donc un indicateur avancé du comportement entrepreneurial, ce qui laisse présager l'existence d'un effet *refugee* au niveau national. L'analyse graphique n'est cependant pas un outil suffisamment rigoureux pour pouvoir conclure, des analyses et des tests complémentaires doivent être mis en œuvre.

L'analyse graphique des corrélations entre le PIB et les créations d'entreprises, le taux de chômage et les créations d'entreprises au niveau des régions corrobore les résultats obtenus pour les datations au niveau national. Il apparaît en effet que les résultats à l'échelle des régions sont très proches de ceux obtenus au niveau national, excepté pour la Corse. Les évolutions sont semblables mais les effets sont plus ou moins marqués selon les régions. Nous remarquons que certaines régions contiguës ont des profils similaires (c'est le cas pour le Languedoc-Roussillon et la Provence-Alpes Côte d'Azur).

- 4 -

## Les relations de court terme

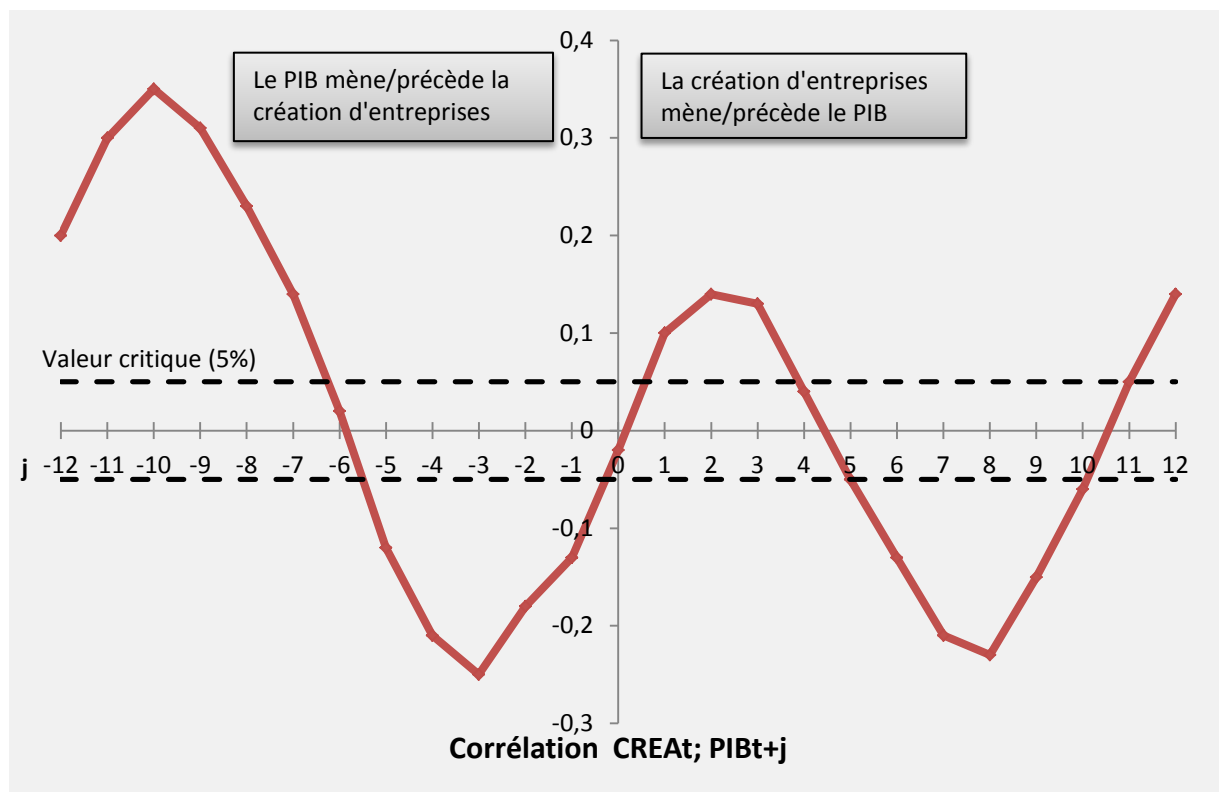
Afin de caractériser la dynamique des créations d'entreprises à l'échelle régionale dans le cas français les interactions entre les créations d'entreprises, le PIB et le taux de chômage sont analysées. A court terme, des tests de causalité et des calculs de corrélations croisées entre les composantes cycliques des séries sont développés sur les données temporelles régionales ainsi que sur les données de panel. Puisque la plupart des tests de racine unitaire nous ont amené à conclure que les séries sont intégrées d'ordre 1, les tests de non-causalité de Granger sont appliqués sur les séries en différences premières. Nous avons mis en œuvre le test de non-causalité au sens de Granger en panel proposé par DUMITRESCU et HURLIN (2012). Il s'agit d'un test de non-causalité dans un modèle de panel dynamique hétérogène avec coefficients fixes. Ensuite, nous calculons les corrélations croisées entre la composante cyclique des

créations d'entreprises (notée  $x$ ) et les composantes cycliques des autres séries (notées  $y$ ). Le coefficient de corrélation entre  $x(t)$  et  $y(t + j)$ , avec  $j = 0, \pm 1, \dots, \pm 12$ , mesure le degré de co-mouvement entre les créations d'entreprises et les variables de l'activité économique au cours des cycles. Cette approche nous permet d'examiner les dynamiques de co-mouvements des composants de court terme et, ainsi, d'obtenir des informations à la fois sur leur force et leur synchronisation<sup>13</sup>.

#### 4.1. Les relations entre le PIB et les créations d'entreprises

Les résultats des tests de non-causalité de Granger en données de panel (cf. Annexe 2) montrent que la causalité du PIB vers les créations d'entreprises est avérée alors que les créations ne semblent pas causer le PIB à l'échelle nationale. L'analyse des corrélations croisées entre ces deux variables est alors instructive dans le cadran ouest du graphique (cf. Figure 3).

**Figure 3 : Corrélations croisées entre les créations d'entreprises et le PIB**



Le cycle économique mène contracycliquement l'activité entrepreneuriale à un horizon de 1 à 5 trimestres -les occurrences d'opportunités sur le marché du travail lorsque la conjoncture est favorable dissuadent les individus de créer leur propre activité à très court terme, le coût

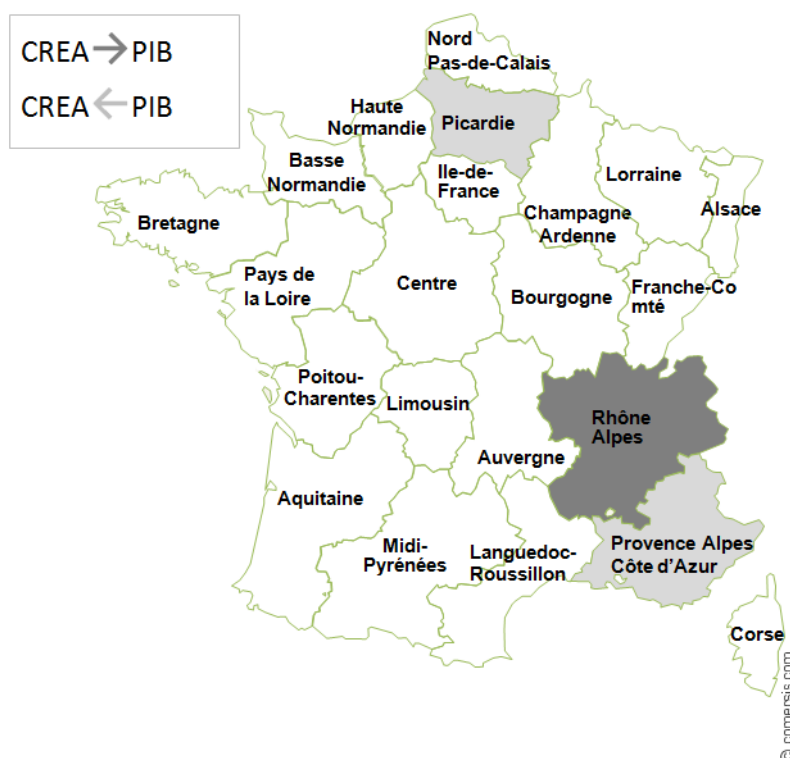
<sup>13</sup> Selon Fiorito et Kollintzas (1994), nous considérons que deux composantes cycliques sont fortement corrélées, faiblement corrélées ou non corrélées pour un décalage de  $j$  lorsque le coefficient de corrélation est significatif pour un risque d'erreur de 1 %, 5 %, non significatif à 10 %, respectivement. Si la corrélation croisée  $\rho(j)$  est positive, nulle ou négative alors les créations d'entreprises sont respectivement procycliques, acycliques ou contracycliques. De plus, si  $|\rho(j)|$  est significatif pour un risque d'erreur de 5 % pour une valeur positive, nulle ou négative de  $j$  alors le cycle des créations d'entreprises est devancé par l'autre variable considérée de  $j$  périodes, est synchronisé ou est en retard par rapport à l'autre cycle de  $j$  périodes respectivement.

d'opportunité d'entreprendre est alors élevé- et procycliquement, à un horizon de 7 à 12 trimestres, l'activité entrepreneuriale. Nous trouvons ici une illustration de l'effet *Leibenstein* décrit supra.

De plus, une augmentation des créations d'entreprises se traduit dans le très court terme (1 à 3 trimestres) par une augmentation du PIB, génère un effet contracyclique à un horizon de 5 à 9 trimestres<sup>14</sup> puis induit une hausse du PIB à échéance de 12 trimestres.

Les résultats des tests de non-causalité de Granger<sup>15</sup> effectués sur les séries chronologiques régionales montrent que peu de relations de causalité entre le PIB et les créations d'entreprises nouvelles sont significatives pour un risque d'erreur de 5 % (cf. Figure 4).

**Figure 4 : Relations de causalité entre les créations d'entreprises et le PIB national**



En effet, les créations causent le PIB seulement dans le cas de la région Rhône-Alpes. La relation de causalité du PIB vers les créations a été établie dans deux régions : Picardie et Provence-Alpes-Côte d'Azur. Ce résultat peut être attribué en partie à l'utilisation d'un indicateur global d'activité du fait de l'indisponibilité des données régionales à une fréquence trimestrielle ; il semble que le PIB national rende alors imparfaitement compte des spécificités régionales en termes de dynamique des niveaux de l'activité. Néanmoins, nous notons que les régions Rhône-Alpes, Picardie et Provence-Alpes-Côte d'Azur se sont révélées plus sensibles à la conjoncture nationale. ABDESSELAM *et al.*, (2004) ont montré que la région Rhône-Alpes, seconde région technologique après la région Île-de-France, présente une forte activité entrepreneuriale avec en moyenne plus de créations d'emplois résultant de cette activité entrepreneuriale qu'en Île-de-France. Provence-Alpes-Côte d'Azur est la première région touristique de France et les dépenses touristiques sont très sensibles à l'activité nationale.

Si nous considérons les corrélations croisées à l'échelle régionale présentées en annexe 3, nous remarquons que l'activité économique mène de façon contracyclique les créations à court

<sup>14</sup> Rappelons que la survie à 3 ans des nouvelles entreprises est d'environ 60%.

<sup>15</sup> Ces résultats sont disponibles auprès des auteurs.

terme (1 à 4 trimestres) dans quasiment toutes les régions, excepté en Aquitaine, Auvergne et Corse. Cela traduit un arbitrage entre un travail salarié et une création d'entreprise nouvelle à court terme. Un effet procyclique apparaît également dans près de la moitié des régions allant de 8 à 12 trimestres.

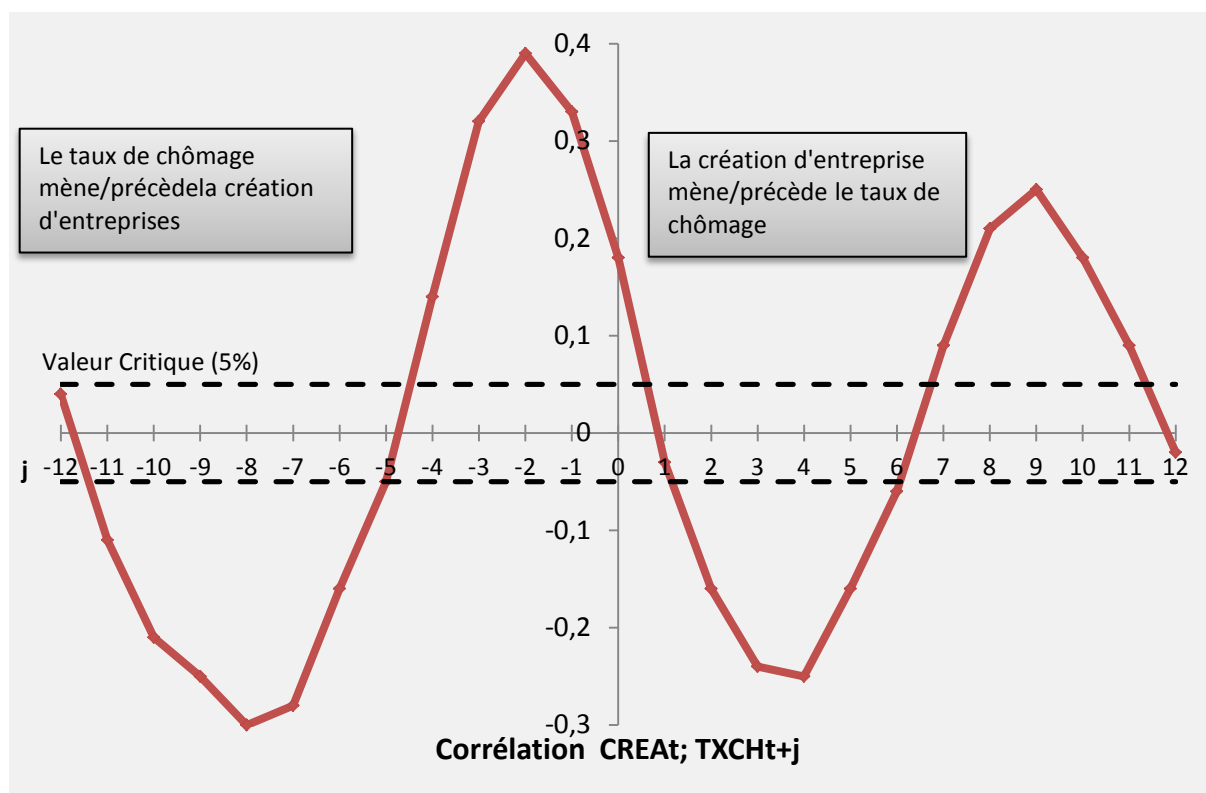
En ce qui concerne l'effet des créations sur l'activité économique, peu de coefficients de corrélations se sont révélés significatifs pour un risque d'erreur de 5 %. Cependant, nous observons que les créations mènent procycliquement le PIB à court terme (2 à 4 trimestres) dans les régions Franche-Comté, et Pays de la Loire. Un effet contracyclique apparaît à un horizon de 6 à 8 trimestres en Languedoc-Roussillon et Provence-Alpes-Côte d'Azur. Enfin, à un horizon de 12 trimestres, les créations mènent procycliquement le PIB dans les régions Bretagne, Centre, Haute-Normandie, Île-de-France, Limousin, Nord-Pas-de-Calais et Poitou-Charentes.

Soulignons une spécificité des régions Corse et Aquitaine, pour lesquelles aucune corrélation significative entre le PIB et les créations d'entreprises nouvelles n'a été établie.

## 4.2. Les relations entre le taux de chômage et les créations d'entreprises

Les résultats des tests non-causalité de Granger en données de panel (cf. Annexe 2) font apparaître une double causalité entre les créations d'entreprises et le taux de chômage sur le court terme. L'analyse des corrélations croisées entre les créations d'entreprises et le taux de chômage est alors instructive sur les deux cadrans du graphique (cf. Figure 5).

**Figure 5 : Corrélations croisées entre les créations d'entreprises et le taux de chômage**

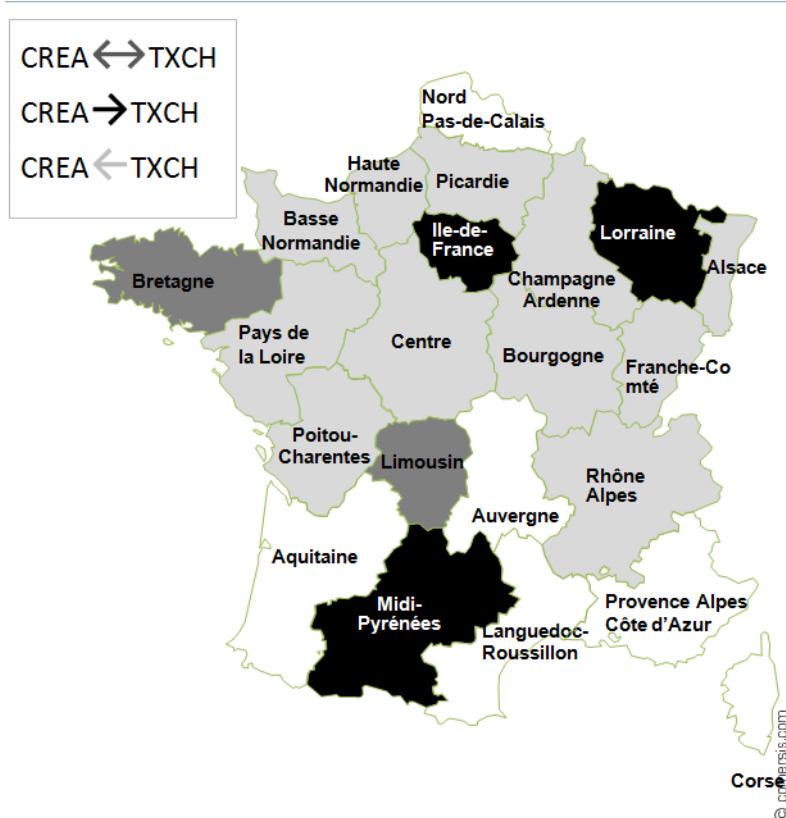


Le taux de chômage mène procycliquement les créations d'entreprises à court terme (1 à 4 trimestres). Lorsque le taux de chômage augmente, le coût d'opportunité d'entreprendre diminue ce qui favorise la création d'entreprises (effet *refugee*). A un horizon de 5 à 11 trimestres, une augmentation du taux de chômage se solde par une diminution du nombre des créations d'entreprises nouvelles traduisant le fait que les créateurs qui devaient créer l'ont déjà fait. L'activité entrepreneuriale mène contracycliquement le taux de chômage (effet

*Schumpeter*) à des horizons de 2 à 6 trimestres et procycliquement à des horizons de 7 à 11 trimestres (une partie des nouvelles entreprises ferment ce qui induit une augmentation du taux de chômage).

Les relations de causalité entre les créations d'entreprises et le taux de chômage sur les séries temporelles régionales se sont avérées beaucoup plus significatives que celles estimées entre les créations et le PIB. Pour un risque d'erreur de 5 %, nous mettons en évidence une double causalité entre créations et taux de chômage dans deux régions : Bretagne et Limousin. Nous remarquons également que les créations causent le taux de chômage dans 5 régions (23 %) alors que le taux de chômage cause les créations dans 13 régions (59 %) (cf. Figure 6).

**Figure 6 : Relations de causalité entre les Créations d'entreprises et le taux de chômage**



Les corrélations croisées entre les créations d'entreprises et le taux de chômage à l'échelle régionale (cf. Annexe 4) montrent que les résultats obtenus au niveau national sont confirmés au niveau régional. Dans la quasi totalité des régions, excepté la Corse et le Languedoc-Roussillon, nous mettons en évidence l'existence d'un effet *refugee* à court terme. Nous pouvons également noter que cet effet est plus faible dans la région Provence-Alpes-Côte d'Azur. Le Languedoc-Roussillon et la Provence-Alpes-Côte d'Azur sont les régions les plus attractives dans le cas français, elles exhibent un taux de chômage élevé dû aux migrations en provenance d'autres régions françaises. Dans certains cas la migration d'une famille répond à l'obtention d'un emploi pour un de ses membres complété par la création de sa propre activité pour un autre de ses membres (THIREAU, 1993). L'effet *refugee* n'est peut être pas aussi clair dans ce cas, à la réduction du chômage (par le fait de l'augmentation de la population active occupée) correspond une création d'activité pour motif de déplacement. A plus long terme l'effet contracyclique est particulièrement fort à un horizon de 6 à 10 trimestres pour ces deux régions et de 8 à 10 trimestres pour le Poitou-Charentes.

La présence d'un effet *Schumpeter* significatif pour un risque d'erreur de 5 % est établie dans 4 régions : Alsace, Franche-Comté, Pays de la Loire et Rhône-Alpes. L'activité

entrepreneuriale mène contracycliquement le taux de chômage à des horizons de 2 à 6 trimestres dans ces régions. Ces régions sont des régions industrialisées caractérisées par un taux de chômage relativement bas, avec pour la région Pays de la Loire, une culture entrepreneuriale forte (BONNET, 1997), pour la région Alsace une durée de vie élevée des nouvelles entreprises (BONNEAU et THIRION, 1997) et pour la région Rhône-Alpes une spécialisation forte dans les nouvelles technologies. Nous constatons par ailleurs qu'à plus long terme (8 à 10 trimestres), une augmentation des créations d'entreprises conduit à une augmentation du taux de chômage dans les régions Languedoc-Roussillon, Midi-Pyrénées et Provence-Alpes-Côte d'Azur pouvant s'expliquer par la disparition d'entreprises nouvelles en ce qui concerne les régions Languedoc-Roussillon et Provence-Alpes-Côte d'Azur où le taux de survie des nouvelles entreprises est plus faible que la moyenne française<sup>16</sup>.

Les résultats obtenus révèlent que dans la majorité des régions françaises l'effet *refugee* domine à court terme. En France les créations d'entreprises sont donc principalement impulsées par des motifs de nécessité. BONNET et CUSSY (2010) ont montré dans le cas français que les individus très qualifiés -et en particulier issus des grandes écoles- n'ont pas d'incitation à créer une entreprise car ils encourent une dépréciation de leur capital humain. Une économie caractérisée par un nombre insuffisant d'emplois créés et un haut niveau du chômage persistant suscite l'établissement d'entreprises fondées pour des motifs principalement contraints et décourage l'esprit d'entreprise pour des motifs d'innovation ou de valorisation d'idées nouvelles. En France ces questions sont cruciales en raison de la proportion élevée d'entreprises créées par des entrepreneurs, mus par des motifs de nécessité, dont les entreprises ne réaliseront pas de croissance.

- 5 -

## Les relations de long terme

L'étude de la cointégration permet de mettre en évidence des relations de long terme entre des séries non stationnaires. Les séries étant toutes intégrées d'ordre 1, l'existence d'une relation de long terme peut être envisagée. Pour appréhender des relations de long terme entre les créations d'entreprises nouvelles et le PIB d'une part et entre les créations d'entreprises nouvelles et le taux de chômage d'autre part, nous mettons en œuvre des tests de cointégration sur les données temporelles régionales et sur données de panel.

Comme pour les tests de racine unitaire en panel de première génération, la distinction entre les différents tests de cointégration tient à la présence ou non d'hétérogénéité au sein du panel. Nous avons retenu les tests proposés par PEDRONI (1999; 2004) et KAO (1999). Aucune relation de cointégration n'a pu être établie entre les créations d'entreprises et le PIB et ce quel que soit le test employé (*cf.* Annexe 5). En revanche, 5 tests sur 8 nous amènent à conclure à l'existence d'une relation de cointégration entre les créations d'entreprises et le taux de chômage. Si l'on considère uniquement les tests les plus généraux, basés sur la dimension inter-individuelle, nous constatons que 2 tests sur 3 conduisent à accepter l'hypothèse de cointégration. Ce résultat est particulièrement intéressant puisqu'il signifie que les créations d'entreprises et le taux de chômage sont liés dans le long terme au niveau national.

Nous utilisons l'approche de ENGLE et GRANGER (1987) afin d'analyser les relations de long terme entre les séries temporelles régionales. Les résultats des tests<sup>17</sup> à cette échelle

---

<sup>16</sup> Insee (pérennité des entreprises créées en 2006). [http://www.insee.fr/fr/themes/detail.asp?ref\\_id=ir-sine2009&page=irweb/sine2009/dd/sine2009\\_regio\\_survie.htm](http://www.insee.fr/fr/themes/detail.asp?ref_id=ir-sine2009&page=irweb/sine2009/dd/sine2009_regio_survie.htm)

<sup>17</sup> Ces résultats sont disponibles auprès des auteurs.



corroborent ceux obtenus au niveau national. Aucune relation de cointégration n'a pu être établie entre les créations d'entreprises nouvelles et le PIB quelque soit la région analysée. Nous observons cependant l'existence de relations de cointégration entre les créations d'entreprises et le taux de chômage pour trois régions : Île-de-France, Franche-Comté et Lorraine. Elles signifient que les créations d'entreprises nouvelles et le taux de chômage sont liés à long terme dans ces trois territoires. En Franche-Comté et en Lorraine, une augmentation du taux de chômage se traduit sur le long terme par une augmentation du nombre des créations d'entreprises nouvelles. Sur les trente dernières années, ces deux régions industrialisées ont connu d'importantes restructurations de grandes usines. ACS (2006, p.123) a montré que pendant les années 1991-1998 les régions américaines qui n'avaient pas restructuré leurs grands établissements industriels affichaient un taux d'activité entrepreneuriale inférieur à celui des entreprises ayant effectué cette transition économique ; en partie parce que la culture entrepreneuriale n'était pas largement répandue. Dans ce cas la plupart des créations d'entreprise nouvelles sont impulsées par des motifs de nécessité et illustrent le problème de la reconversion des régions industrialisées. Pour la région Île-de-France, une augmentation des créations d'entreprises nouvelles se traduit par une diminution du taux de chômage ; dans la région la plus développée de France nous constatons que l'effet *Schumpeter* joue pleinement son rôle en mettant en évidence l'effet positif de la société entrepreneuriale qui remplace l'économie managériale. Ces résultats sont en conformité avec ceux de CONGREGADO *et al.* (2011) qui montrent que le cycle économique peut exercer des effets importants sur la l'économie réelle, en influençant la future trajectoire de l'activité entrepreneuriale régionale.

- \* -

## Conclusion

Bien que l'activité entrepreneuriale soit un moteur essentiel de la croissance et de l'emploi, peu d'études se sont centrées sur le lien qui peut exister entre le cycle économique et le cycle entrepreneurial dans un cadre dynamique. Ce travail propose une analyse des relations entre le PIB, le taux de chômage et les créations d'entreprises nouvelles tant à court terme qu'à long terme sur des données régionales françaises récentes. Son originalité se situe à la fois dans le domaine d'application et dans les méthodes d'estimation employées. À notre connaissance, il s'agit de la première étude empirique considérant l'entrepreneuriat et le cycle économique à un niveau régional et utilisant les développements récents de l'économétrie des données de panel.

Nos résultats mettent en évidence de nombreuses interactions entre l'entrepreneuriat, la croissance économique et l'emploi. Au niveau national, une augmentation du PIB se traduit par une diminution du nombre des créations d'entreprises à court terme, les opportunités d'emplois sur le marché du travail augmentant le coût d'opportunité d'entreprendre, mais à plus long terme cette augmentation de la croissance va aussi engendrer une augmentation de la création d'entreprises nouvelles (effet *Leibenstein*). Une augmentation du taux de chômage conduit à une augmentation de l'activité entrepreneuriale au cours de quatre trimestres, ce qui confirme l'existence de l'effet *refugee*. Au niveau régional, à la fois l'effet *refugee* et l'effet *Schumpeter* ont pu être mis en évidence. Toutefois, des différences notables apparaissent entre les régions et l'effet *refugee* est dominant à cette échelle. En France les créations d'entreprises sont donc principalement impulsées par des motifs de nécessité. Une relation de long terme entre les créations et le taux de chômage est établie au niveau national, mais n'est révélée que pour trois régions.

Dans une recherche future, il serait intéressant d'étudier les trajectoires régionales spécifiques plus en détail. Dans cet objectif nous nous proposons d'enrichir la base de données afin de prendre en compte des éléments caractéristiques du développement régional, qualification de la population, développement des secteurs de haute technologie, spécialisation dans le secteur touristique, solde migratoire etc. Ceci nous permettra d'établir une typologie du développement régional en regroupant les régions semblables, et ainsi nous pourrons mieux mesurer les effets *refugee* et *Schumpeter*.

## Annexes

### Annexe 1 - Tests de racine unitaire en panel

Variables	LLC	Breitung	IPS	Hadri	MP	
					$t_a$	$t_b$
<i>Variables en niveau</i>						
LCREA	1,73 (0,95)	-0,83 (0,20)	1,03 (0,84)	25,28 (0,00)	-11,23 (0,00)	-5,60 (0,00)
TXCH	0,72 (0,76)	-7,91 (0,00)	-1,30 (0,10)	12,08 (0,00)	-1,10 (0,13)	-1,18 (0,12)
<i>Variables en différences premières</i>						
LCREA	-7,82 (0,00)	-5,44 (0,00)	-15,24 (0,00)	-1,46 (0,93)	-228,36 (0,00)	-84,57 (0,00)
TXCH	-15,96 (0,00)	-8,24 (0,00)	-9,90 (0,00)	-3,16 (0,99)	-95,10 (0,00)	-24,84 (0,00)

Notes : Les tests de Levin, Lin et Chu (LLC), Breitung, Im, Pesaran et Shin (IPS) et Moon et Perron (MP) sont basés sur l'hypothèse nulle de racine unitaire. Le test de Hadri est basé sur l'hypothèse nulle de stationnarité, il constitue une extension du test de KPSS.

Les valeurs entre parenthèses représentent les probabilités.

### Annexe 2 - Tests de non-causalité bivariés au sens de Granger en panel

	PIB → CREA	CREA → PIB	TXCH → CREA	CREA → TXCH
$Z - bar$	34,25 (0,00)	-5,15 (0,00)	83,87 (0,00)	47,52 (0,00)
$\tilde{Z} - bar$	7,74 (0,00)	-1,38 (0,17)	19,24 (0,00)	10,82 (0,00)

Note : Les valeurs entre parenthèses représentent les probabilités.

### Annexe 3 - Corrélations cycliques entre les Créations d'entreprises nouvelles et le PIB

$$(\rho(x_t, y_{t+j}); j = -12, -10, -8, -6, -4, -3, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 6, 8, 10, 12 \text{ avec } x_t = \text{CREA})$$

j	-12	-10	-8	-6	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	6	8	10	12
Alsace	0,14	0,22*	0,12	-0,04	<b>-0,22*</b>	<b>-0,24**</b>	-0,17	-0,11	-0,01	0,12	0,16	0,15	0,06	-0,11	<b>-0,21*</b>	-0,03	0,19*
Aquitaine	0,19	0,22*	0,09	-0,05	-0,18	<b>-0,21*</b>	-0,15	-0,09	0,00	0,08	0,12	0,08	0,02	-0,14	-0,17	0,02	0,22*
Auvergne	0,08	0,24**	0,26**	0,03	-0,15	<b>-0,19*</b>	-0,18	-0,11	-0,03	0,05	0,09	0,11	0,09	-0,05	-0,10	-0,04	0,08
Basse-Normandie	0,18	0,21*	0,11	-0,17	<b>-0,39***</b>	<b>-0,43***</b>	<b>-0,37***</b>	<b>-0,27**</b>	-0,14	0,00	0,10	0,16	0,16	0,04	-0,04	0,08	0,22*
Bourgogne	0,12	0,19*	0,13	-0,04	<b>-0,21*</b>	<b>-0,24**</b>	-0,19	-0,13	-0,02	0,05	0,12	0,15	0,13	-0,01	-0,11	-0,04	0,07
Bretagne	0,13	0,11	0,05	-0,14	<b>-0,28**</b>	<b>-0,31***</b>	<b>-0,29**</b>	-0,19	-0,05	0,08	0,14	0,16	0,13	-0,02	-0,06	0,06	0,24**
Centre	0,13	0,12	0,06	-0,13	<b>-0,33***</b>	<b>-0,35***</b>	<b>-0,32***</b>	<b>-0,24**</b>	-0,12	0,02	0,12	0,16	0,16	0,05	0,03	0,10	0,26**
Champagne-Ardenne	0,14	0,30***	0,25**	0,03	<b>-0,21*</b>	<b>-0,27**</b>	<b>-0,27**</b>	<b>-0,20*</b>	-0,11	-0,05	0,04	0,10	0,06	-0,02	-0,07	0,02	0,12
Corse	0,03	0,03	-0,01	0,02	0,04	-0,04	-0,03	-0,02	0,07	0,05	0,07	0,10	0,02	0,03	0,05	0,06	0,10
Franche-Comté	0,15	0,22*	0,09	<b>-0,20*</b>	<b>-0,36***</b>	<b>-0,33***</b>	<b>-0,27**</b>	-0,14	-0,01	0,11	0,21*	0,24**	0,22	0,05	-0,03	0,03	0,14
Haute-Normandie	0,10	0,11	-0,01	-0,19	<b>-0,28**</b>	<b>-0,29**</b>	<b>-0,22*</b>	-0,14	0,00	0,13	0,21*	0,19*	0,11	-0,02	-0,09	0,08	0,28**
Ile de France	0,26**	0,28**	0,15	-0,13	<b>-0,37***</b>	<b>-0,39***</b>	<b>-0,36***</b>	<b>-0,27**</b>	-0,15	-0,04	0,05	0,07	0,07	-0,04	-0,02	0,11	0,27**
Languedoc-Roussillon	0,36***	0,39***	0,23*	-0,01	<b>-0,20*</b>	<b>-0,24**</b>	<b>-0,23*</b>	-0,17	-0,11	-0,07	-0,05	-0,06	-0,10	<b>-0,29**</b>	<b>-0,26**</b>	-0,09	0,20*
Limousin	0,12	0,17	0,12	-0,10	<b>-0,25**</b>	<b>-0,29**</b>	<b>-0,32***</b>	<b>-0,27**</b>	-0,15	-0,04	0,04	0,09	0,12	0,01	0,05	0,18	0,27**
Lorraine	0,19	0,28**	0,17	-0,05	<b>-0,22*</b>	<b>-0,25**</b>	-0,17	-0,14	-0,04	0,04	0,09	0,08	0,04	-0,15	<b>-0,20*</b>	-0,02	0,19
Midi-Pyrénées	0,26**	0,38***	0,25**	0,01	<b>-0,22*</b>	<b>-0,28**</b>	<b>-0,26**</b>	<b>-0,21*</b>	-0,10	0,00	0,06	0,08	0,02	-0,16	<b>-0,22*</b>	-0,08	0,17
Nord-Pas-de-Calais	0,17	0,15	0,01	<b>-0,22*</b>	<b>-0,40***</b>	<b>-0,41***</b>	<b>-0,37***</b>	<b>-0,26**</b>	-0,11	0,04	0,14	0,17	0,17	0,09	0,08	0,17	0,28**
Pays de la Loire	0,11	0,10	-0,01	-0,19	<b>-0,32***</b>	<b>-0,32***</b>	<b>-0,24**</b>	-0,12	0,02	0,14	0,21*	0,25**	0,19*	0,03	-0,05	0,04	0,19
Picardie	0,19	0,24**	0,11	-0,14	<b>-0,32***</b>	<b>-0,35***</b>	<b>-0,26**</b>	<b>-0,24**</b>	-0,07	0,04	0,12	0,14	0,12	0,02	-0,03	0,07	0,19
Poitou-Charentes (PC)	0,18	0,17	0,04	-0,17	<b>-0,35***</b>	<b>-0,35***</b>	<b>-0,33***</b>	<b>-0,23*</b>	-0,12	0,00	0,10	0,12	0,11	0,04	0,00	0,11	0,27**
PACA	0,28**	0,40***	0,31***	0,10	-0,14	<b>-0,23*</b>	<b>-0,26**</b>	<b>-0,24*</b>	-0,13	-0,07	-0,02	-0,03	-0,07	<b>-0,24**</b>	-0,18	-0,01	0,23*
Rhône-Alpes	0,25**	0,28**	0,12	-0,12	<b>-0,31***</b>	<b>-0,31***</b>	<b>-0,23*</b>	-0,14	0,03	0,10	0,17	0,12	0,04	-0,15	-0,22	-0,03	0,23*
PANEL	0,20***	0,35***	0,23***	0,02	<b>-0,21***</b>	<b>-0,25***</b>	<b>-0,18***</b>	<b>-0,13***</b>	-0,02	0,10***	0,14***	0,13***	0,04	<b>-0,13***</b>	<b>-0,23***</b>	<b>-0,06**</b>	0,14***

Note: \* (respectivement \*\*, \*\*\*) signifie le rejet de l'hypothèse nulle au niveau de significativité de 10% (respectivement 5 %, 1 %). En gras, quand l'évolution des deux variables est contracyclique.

#### Annexe 4 - Corrélations cycliques entre les créations d'entreprises nouvelles et le taux de chômage

$$(\rho(x_t, y_{t+j}); j = -12, -10, -8, -6, -4, -3, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 6, 8, 10, 12 \text{ avec } x_t = \text{CREA})$$

J	-12	-10	-8	-6	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	6	8	10	12
Alsace	0,01	-0,17	<b>-0,20*</b>	-0,06	0,21*	0,38***	0,42***	0,35***	0,20*	-0,01	-0,14	<b>-0,22*</b>	<b>-0,24**</b>	-0,06	0,21*	0,17	-0,06
Aquitaine	-0,12	<b>-0,25**</b>	<b>-0,22*</b>	-0,13	0,10	0,23*	0,31***	0,29**	0,20*	0,06	-0,06	-0,11	-0,08	0,10	0,20*	0,07	-0,13
Auvergne	0,12	-0,17	<b>-0,35***</b>	<b>-0,22*</b>	0,13	0,31***	0,36***	0,29**	0,22*	0,05	-0,08	-0,12	-0,15	-0,02	0,06	0,05	-0,01
Basse-Normandie	-0,08	<b>-0,28**</b>	<b>-0,34***</b>	-0,11	0,33***	0,53***	0,58***	0,47***	0,32***	0,10	-0,05	-0,09	-0,07	0,06	0,09	0,00	-0,07
Bourgogne	-0,05	-0,18	<b>-0,24**</b>	-0,14	0,19*	0,37***	0,46***	0,38***	0,29***	0,06	-0,07	-0,18	<b>-0,20*</b>	-0,11	0,02	0,04	0,00
Bretagne	-0,14	<b>-0,23*</b>	<b>-0,26**</b>	-0,11	0,29**	0,48***	0,59***	0,54***	0,37***	0,14	-0,06	-0,18	<b>-0,21*</b>	-0,08	0,05	0,02	-0,10
Centre	-0,12	-0,18	-0,19	-0,06	0,32***	0,47***	0,54***	0,51***	0,37***	0,17	0,00	-0,09	-0,15	-0,06	0,01	-0,06	-0,17
Champagne-Ardenne	0,01	<b>-0,26**</b>	<b>-0,31***</b>	-0,15	0,16	0,33***	0,38***	0,31***	0,18	0,03	-0,05	-0,12	-0,07	0,04	0,15	0,04	-0,08
Corse	0,16	0,07	0,08	0,06	0,05	0,04	0,05	0,05	0,06	0,06	-0,02	-0,05	-0,08	-0,13	0,03	-0,05	-0,09
Franche-Comté	-0,08	<b>-0,31***</b>	<b>-0,29**</b>	0,05	0,44***	0,56***	0,54***	0,44***	0,23*	-0,03	<b>-0,23*</b>	<b>-0,34***</b>	<b>-0,36***</b>	-0,16	0,07	0,08	-0,01
Haute-Normandie	-0,11	<b>-0,21*</b>	<b>-0,23*</b>	-0,03	0,31***	0,45***	0,50***	0,41***	0,25**	0,07	-0,09	-0,16	-0,15	0,01	0,16	0,05	-0,19
Ile de France	<b>-0,21*</b>	<b>-0,30***</b>	<b>-0,29**</b>	-0,08	0,26**	0,39***	0,45***	0,43***	0,36***	0,20*	0,06	-0,05	-0,12	-0,04	0,03	-0,03	-0,11
Languedoc-Roussillon	-0,19	<b>-0,45***</b>	<b>-0,42***</b>	<b>-0,30***</b>	0,02	0,17	0,23*	0,21*	0,13	0,01	-0,07	-0,09	-0,07	0,16	0,32***	0,27**	0,14
Limousin	-0,09	<b>-0,26**</b>	<b>-0,32***</b>	-0,15	0,23*	0,39***	0,49***	0,46***	0,35***	0,16	0,05	-0,04	-0,06	0,06	0,03	-0,12	-0,20
Lorraine	-0,08	<b>-0,29**</b>	<b>-0,33***</b>	-0,14	0,21*	0,34***	0,37***	0,34***	0,25**	0,03	-0,11	-0,19	<b>-0,21*</b>	0,01	0,23*	0,19*	-0,01
Midi-Pyrénées	0,00	<b>-0,32***</b>	<b>-0,48***</b>	<b>-0,32***</b>	0,07	0,23*	0,35***	0,34***	0,24**	0,06	-0,08	-0,17	<b>-0,19*</b>	0,04	0,25**	0,22*	0,06
Nord-Pas-de-Calais	<b>-0,21*</b>	<b>-0,32***</b>	<b>-0,32***</b>	-0,12	0,30***	0,47***	0,51***	0,48***	0,37***	0,21*	0,09	0,00	-0,04	0,04	0,09	-0,03	-0,19
Pays de la Loire	-0,10	<b>-0,22*</b>	<b>-0,21*</b>	0,00	0,38***	0,52***	0,57***	0,48***	0,30***	0,06	-0,14	<b>-0,26**</b>	<b>-0,30***</b>	-0,15	0,05	0,04	-0,08
Picardie	-0,16	<b>-0,35***</b>	<b>-0,38***</b>	-0,09	0,31***	0,45***	0,50***	0,49***	0,35***	0,15	-0,02	-0,13	-0,19	-0,09	0,04	0,02	-0,13
Poitou-Charentes (PC)	<b>-0,24**</b>	<b>-0,37***</b>	<b>-0,30***</b>	-0,10	0,26**	0,42***	0,52***	0,49***	0,38**	0,19*	0,03	-0,10	-0,10	0,02	0,08	0,03	-0,11
PACA	0,03	<b>-0,24**</b>	<b>-0,40***</b>	<b>-0,40***</b>	-0,09	0,12	0,24**	0,24**	0,18	0,04	-0,09	-0,12	-0,09	0,19	0,29**	0,15	0,03
Rhône-Alpes	<b>-0,21*</b>	<b>-0,35***</b>	<b>-0,37***</b>	-0,13	0,34***	0,48***	0,54***	0,46***	0,27**	0,02	-0,16	<b>-0,25**</b>	<b>-0,24**</b>	0,00	0,23*	0,13	-0,11
PANEL	0,04	<b>-0,21***</b>	<b>-0,30***</b>	<b>-0,16***</b>	0,14***	0,32***	0,39***	0,33***	0,18***	-0,03	<b>-0,16***</b>	<b>-0,24***</b>	<b>-0,25***</b>	<b>-0,06**</b>	0,21***	0,18***	-0,02

Note: \* (respectivement \*\*, \*\*\*) signifie le rejet de l'hypothèse nulle au niveau de significativité de 10% (respectivement 5 %, 1 %). En gras, quand l'évolution des deux variables est contracyclique.

## Annexe 5 - Tests de cointegration en panel

	Pedroni							Kao
	Dimension intra-individuelle				Dimension inter-individuelle			t-stat
	v-stat	rho-stat	PP-stat	ADF-stat	rho-stat	PP-stat	ADF-stat	
LCREA / LPIB	0,63 (0,26)	0,84 (0,80)	0,70 (0,76)	0,74 (0,77)	4,50 (0,99)	2,98 (0,99)	3,05 (0,99)	-1,07 (0,14)
LCREA / TXCH	-3,31 (0,99)	-4,76 (0,00)	-3,64 (0,00)	-4,03 (0,00)	-0,90 (0,18)	-3,02 (0,00)	-3,58 (0,00)	-0,95 (0,17)

Note : Les valeurs entre parenthèses représentent les probabilités.

## Références bibliographiques

- ABDESSELAM R, BONNET J, LE PAPE N (2004) Les contraintes de la création et de la reprise d'entreprise: une application aux régions françaises. *Cahiers d'Economie et de Sociologie Rurale* (72): 33-68.
- ACS Z-J (2006) New Firm Formation and the Region: Empirical Results from the United States. Dans *Entrepreneurship, Growth, and Innovation*, édité par Enrico Santarelli, 105-133. International Studies in Entrepreneurship 12. Springer US.
- ACS Z-J, AUDRETSCH D- B, EVANS D-S (1994) Why Does the Self-Employment Rate Vary Across Countries and Over Time? Discussion Papers 871. C.E.P.R.
- AUDRETSCH D-B, KEILBACH M-C (2004) Entrepreneurship and regional growth: an evolutionary interpretation. *Journal of Evolutionary Economics* 14 (5): 605-616.
- AUDRETSCH D-B, KEILBACH M-C, LEHMANN E-E (2006) *Entrepreneurship and economic growth*. USA: Oxford University Press.
- AUDRETSCH D-B, THURIK A-R (2000) Capitalism and democracy in the 21st Century: from the managed to the entrepreneurial economy. *Journal of Evolutionary Economics* 10 (1-2): 17-34.
- (2001) What's New about the New Economy? Sources of Growth in the Managed and Entrepreneurial Economies. *Industrial and Corporate Change* 10 (1): 267 -315.
- AUDRETSCH D- B (2007) Entrepreneurship Capital and Economic Growth. *Oxford Review of Economic Policy* 23 (1): 63-78.
- AUDRETSCH D-B, ACS Z-J (1994) New-firm startups, technology, and macroeconomic fluctuations. *Small Business Economics* 6 (6): 439-449.
- AUDRETSCH D-B, FRITSCH M (2002) Growth regimes over time and space. *Regional Studies* 36 (2): 113-124.
- AUDRETSCH D-B, KEILBACH M-C (2005) Entrepreneurship capital and regional growth. *The Annals of Regional Science* 39 (3): 457-469.
- BONNEAU J, THIRION B (1997) Création et devenir des entreprises de 1987 à 1995. INSEE Résultats, Système Productif.
- BONNET J (1997) Les fortunes diverses du développement régional. *Economie et statistique* 307 (1): 43-58.
- (2010) La dynamique entrepreneuriale du (des) territoire(s) français : entre firmes entrepreneuriales et entrepreneuriat lié à l'économie résidentielle. *Canadian Journal of Regional Science* (33): 27-37.
- BONNET J, CUSSY P (2010) High education, sunk costs and entrepreneurship. Dans *The Entrepreneurial society: how to fill the gap between knowledge and innovation*, 16:37-53. Edward Elgar Publishing.
- BONNET J, RENOU-MAISSANT P (2000) La régulation macro-économique et sectorielle de la démographie d'entreprises. *Économie & Prévision* 145 (4): 19-40.
- BOSMA N, SCHUTJENS V (2011) Understanding regional variation in entrepreneurial activity and entrepreneurial attitude in Europe. *The Annals of Regional Science* 47 (3): 711-742.
- BREITUNG J (2001) The local power of some unit root tests for panel data. Dans *Advances in Econometrics*, Baltagi B., 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration:161-177. Amsterdam: JAI Press.
- BRY G, BOSCHAN C (1971) *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*. New York: National Bureau of Economic Research.
- BURNS A-F, MITCHELL W-C (1946) *Measuring Business Cycles*. New York: National Bureau of Economic Research.

- CONGREGADO E, GOLPE A-A, PARKER S-C (2011) The dynamics of entrepreneurship: hysteresis, business cycles and government policy. *Empirical Economics*: 1–23.
- DUMITRESCU E-I, HURLIN C (2012) Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling* 29 (4): 1450–1460.
- ENGLE R-F, GRANGER C-W-J (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55 (2): 251–276.
- EVANS D-S, LEIGHTON L-S (1989) The determinants of changes in US self-employment, 1968–1987. *Small Business Economics* 1 (2): 111–119.
- FOURNIER J-Y (2000) The approximate band-pass filter proposed by Christiano and Fitzgerald. *Documents de Travail de la DESE-Working Papers of the DESE*.
- FRITSCH M (2008) How does new business formation affect regional development? Introduction to the special issue. *Small Business Economics* 30 (1): 1–14.
- FRITSCH M, MUELLER P (2004) Effects of new business formation on regional development over time. *Regional Studies* 38 (8): 961–975.
- HADRI K (2000) Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal* 3 (2): 148–161.
- HIGHFIELD R, SMILEY R (1987) New business starts and economic activity: An empirical investigation. *International Journal of Industrial Organization* 5 (1): 51–66.
- HODRICK R-J, PRESCOTT E-C (1980) Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking* 29 (1): 1–16.
- HOLCOMBE R-G (1998) Entrepreneurship and economic growth. *Quarterly Journal of Austrian Economics* 1 (2): 45–62.
- IM K-S, PESARAN M-H, SHIN Y (2003) Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics* 115 (1): 53–74.
- KAO C (1999) Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics* 90 (1): 1–44.
- KOELLINGER P-D, THURIK A-R (2012) Entrepreneurship and the Business Cycle. *Review of Economics and Statistics* 94(4), 1143–1156.
- KWIATKOWSKI D, PHILLIPS P-C-B, SCHMIDT P (1991) Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? Cowles Foundation Discussion Paper 979. Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.
- KYDLAND F-E, PRESCOTT E-C (1990) Business cycles: real facts and a monetary myth. *Quarterly Review*: 3–18.
- LEVIN A, LIN C-F, JAMES CHU C-S (2002) Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108 (1): 1–24.
- MATA J (1996) Small firm births and macroeconomic fluctuations. *Review of Industrial Organization* 11 (2): 173–182.
- MOON H-R, PERRON B (2004) Testing for a unit root in panels with dynamic factors. *Journal of Econometrics* 122 (1): 81–126.
- OXENFELDT A-R (1943) *New firms and free enterprise: pre-war and post-war aspects*. Washington DC: American Council on Public Affairs.
- PEDRONI P (1999) Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61 (S1): 653–670.
- (2004) Panel Cointegration: Asymptotic And Finite Sample Properties Of Pooled Time Series Tests With An Application To The PPP Hypothesis. *Econometric Theory* 20 (03): 597–625.
- SCHUMPETER J-A (1939) *Business cycles: a theoretical, historical and statistical analysis of the capitalist process*. New-York: McGraw-Hill Book Company.



- STERLACCHINI A (2006) Innovation, Knowledge and Regional Economic Performances: Regularities and Differences in the EU. *Quaderno di ricerca* (260).
- STOREY D-J (1991) The birth of new firms—does unemployment matter? A review of the evidence. *Small Business Economics* 3 (3): 167–178.
- TERVO H, NIITTYKANGAS H (1994) The impact of unemployment on new firm formation in Finland. *International Small Business Journal* 13 (1): 38–53.
- THIREAU V (1993) *Les Nouvelles dynamiques spatiales: à la redécouverte des territoires*. Paris: Editions L'Harmattan.
- THURIK A-R (2011) From the managed to the entrepreneurial economy: considerations for developing and emerging countries. Dans *Entrepreneurship and Economics Development*, 147-165. England: Palgrave Macmillan.
- THURIK A-R, CARREE M-A, VAN STEL A, AUDRETSCH D-B (2008) Does self-employment reduce unemployment? *Journal of Business Venturing* 23 (6): 673-686.