

Le choix du ciblage d'inflation au Brésil : règle ou régime  
monétaire ?

---

Michel Rocca, Zied Sayari, Guillaume Vallet

Cahier de recherche du Creg, n° 2014.03

Novembre 2014



# **Le choix du ciblage d'inflation au Brésil : règle ou régime monétaire ?**

Michel ROCCA, Maître de Conférences, HDR, Université Pierre Mendès France Grenoble Alpes (CREG)

Zied SAYARI, Docteur es Sciences économiques, Université Pierre Mendès France Grenoble Alpes (CREG)

Guillaume VALLET, Maître de Conférences, Université Pierre Mendès France Grenoble Alpes (CREG)

## **Résumé**

Dans la mouvance d'autres banques centrales depuis 1990, le Brésil a adopté en 1999 le ciblage de l'inflation (inflation targeting). Cet article cherche à évaluer les effets de ce choix sur des variables macroéconomiques, et à interpréter ses conséquences sur la nature de la politique monétaire en recherchant des points de rupture structurelle dans la fonction de réaction de la banque centrale. Par l'application d'une méthode fréquentielle, il est mis en évidence l'occurrence de points de rupture indiquant un changement de nature de la politique monétaire au Brésil. Il est toutefois montré que sans changement des structures et évolutions institutionnelles, un tel régime monétaire ne suffit pas à garantir la stabilité des prix et la croissance économique durables.

Mots Clés : Ciblage de l'inflation, Politique Monétaire, Méthode fréquentielle, Brésil

## **Abstract**

Brazil's Inflation Targeting: Monetary Rule or Monetary Regime?

In the path of other central banks since the 1990's, Brazil has adopted the inflation targeting in 1999. This paper aims at assessing the effects of such a choice on several macroeconomic variables as well as understanding its consequences on the nature of the monetary policy through the identification of structural ruptures in the central bank's reaction function. Using a frequential methodology, we figure out the occurrence of such structural ruptures indicating a noteworthy change in the nature Brazil's monetary policy. Nevertheless, we underline that such a monetary regime needs strong structures and institutions to foster growth as well as prosperity in the long run that Brazil is still lacking.

Key words: Inflation targeting, Monetary Policy, Frequential Methodology, Brazil

## **Introduction**

Ces trois dernières décennies ont été fortement marquées par la question de la stabilité des prix, condition essentielle pour garantir la réussite de tout régime monétaire depuis le « New Consensus » des années 1980 (Le Héron [2003]). Cette stabilité des prix, présentée comme jouant un rôle majeur dans l'amélioration de la situation économique des pays, a été reliée aux politiques monétaires menées par les banques centrales. En effet, en s'inspirant des théories monétaristes et des nouveaux classiques, elles ont privilégié la règle à la discrétion pour ancrer dans le moyen terme les anticipations, renforçant de fait leur crédibilité et leur efficacité (Friedman [1959]; Kydland et Prescott [1977]). Ainsi, si dans les années 1980 la plupart des banques centrales ont choisi l'ancrage à un agrégat intermédiaire ou au taux de change, elles ont basculé à partir du début des années 1990 vers le ciblage direct de l'inflation (Svenson, [2002]; Woodford [2003] ; Walsh [1998]).

Les pionniers qui ont opté pour ce nouveau régime monétaire sont la Nouvelle-Zélande, puis le Royaume-Uni, le Chili et le Canada, dont l'amélioration de la situation macroéconomique a été reliée à ce régime monétaire. Ce fut aussi le cas de banques centrales de pays en développement et émergents, faisant face à de nombreux défis : ouverture croissante aux marchés internationaux de capitaux, instabilité du taux de change, volatilité de l'inflation et des taux d'intérêt, instabilité macroéconomique.

Le Brésil est dans cette situation : confronté à des taux d'inflation très élevés (même de l'hyperinflation) et à une forte volatilité des taux d'intérêt dans les années 1990, il a opté pour le ciblage de l'inflation en 1999. En tant que « puissance émergente », son cas est heuristique dans la mesure où il incarne la nécessité de mettre en place des structures monétaires solides à la mesure de ses ambitions. C'est dans cette perspective que cet article envisage le choix de l'inflation targeting, en posant une question centrale : au-delà de ses potentiels effets sur la stabilité macroéconomique, le ciblage de l'inflation s'apparente-t-il à une règle monétaire de court terme (changement en degré), ou constitue-t-il de façon plus profonde un nouveau régime monétaire, de dimension structurelle (changement en nature)? Dans le premier cas, il s'agirait d'une simple inflexion de la stratégie monétaire existante, alors que dans le second, ce choix manifesterait une volonté de changement durable.

Pour répondre à cette question, l'article procède en trois temps. La première partie revient sur les justifications théoriques et empiriques ayant guidé le Brésil lors de l'adoption de

l'inflation targeting, ainsi que sur les effets macroéconomiques d'un tel choix. La deuxième partie s'appuie sur une analyse économétrique basée sur une méthode fréquentielle permettant de rechercher l'existence de points de rupture dans la fonction de réaction de la banque centrale: si des ruptures à effets sensibles dans la durée sont mises en évidence, alors il est possible de conclure à une modification de nature de la politique monétaire ; si au contraire elles sont plus temporaires, il s'agit davantage d'un changement de degré dans la fonction de réaction de la banque centrale. La troisième partie présente les résultats et donne des éléments d'interprétation. En conclusion, les résultats ainsi obtenus sont considérés en soulignant l'importance d'une évolution concomitante des structures et des institutions brésiliennes pour envisager une modification de nature de la politique monétaire brésilienne.

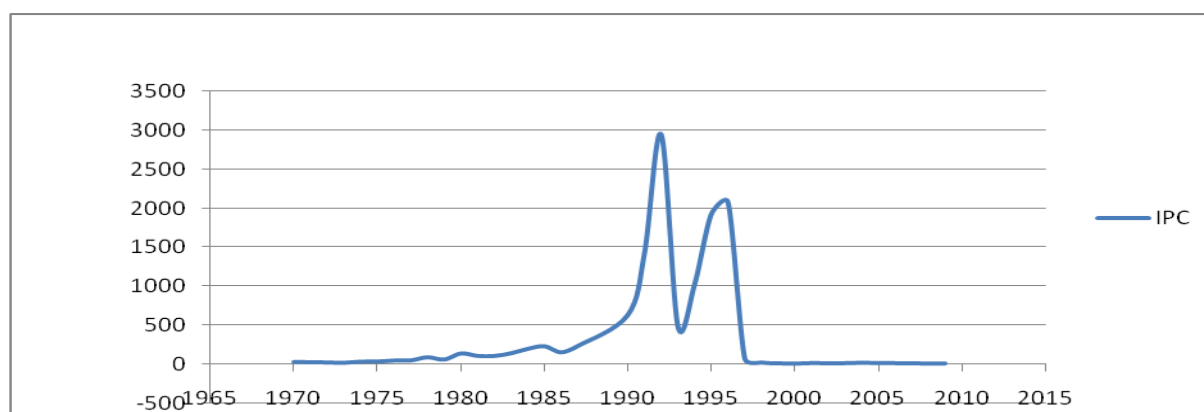
### **Le Brésil et l'inflation targeting : la cible a-t-elle été atteinte ?**

Le 1<sup>er</sup> juillet 1999, le Brésil a officiellement adopté le ciblage d'inflation par décret (Journal officiel du Brésil [1999]). Les principes retenus sont définis de la manière suivante: « les objectifs d'inflation qui seront établis sur la base des variations d'un indice des prix largement connu. Aussi, les cibles d'inflation ainsi que les intervalles de tolérance doivent être fixés par le Conseil monétaire national en tenant compte de la proposition du ministre des Finances ». Les premières cibles d'inflation pour les années 1999, 2000 et 2001 ont été fixées le 30 juin 1999, soit deux ans à l'avance, avec des marges de tolérance (Mishkin [2004]). Cette mesure est essentiellement adoptée en réponse à des périodes précédentes d'hyperinflation montrées par le graphique suivant<sup>1</sup> :

---

<sup>1</sup> Il convient de rappeler que le Brésil a été pendant un demi-siècle, et quel que soit son régime politique, le pays de l'inflation. Cette hausse continue des prix se situait entre 10 et 100% par an de 1944 à 1982 pour s'accroître et même dépasser 1700 % en 1989 et bien plus en 1993.

**FIGURE 1 : Taux d'inflation (IPC) au Brésil (1970-2009)**



Source : Base de données de l'IFS.

L'adoption du ciblage d'inflation fait suite au régime d'ancrage du taux de change ayant été mis en place entre 1994 et 1998, et qui prit fin avec une brutale dévaluation du real fin 1998-début 1999. Pour donner un exemple, le taux de change effectif nominal se déprécia de 57 % entre décembre 1998 et février 1999 (Barbosa-Filho [2008]). Le Brésil ayant la nécessité d'ouvrir son compte de capital pour attirer les investissements étrangers, la mise en place d'un nouveau cadre monétaire s'imposait pour permettre d'ancrer les anticipations et de restaurer la crédibilité de la politique monétaire. En revenant à un taux de change officiellement flexible, le Brésil choisit en conséquence l'inflation targeting comme « ancre » de la politique monétaire.

Par ce choix, le gouvernement brésilien indiquait que les autorités monétaires devaient viser en priorité la stabilité des prix, jugée nécessaire pour encadrer les politiques de court terme dans une vision de long terme, où la monnaie est considérée comme neutre (Libânio [2010]). Comme l'indique Petursson [2005], s'il n'est pas aisé de définir clairement le cadre de l'inflation targeting, le point de consensus serait justement le fait que la banque centrale choisit une cible numérique d'inflation, connue à l'avance et pluriannuelle. Celle-ci renvoie à la priorité accordée à la stabilité des prix qui signifie que la performance de la banque centrale doit être jugée par rapport au respect de cet engagement. C'est l'un des avantages du ciblage l'inflation mis en avant par les tenants de l'inflation targeting : ancrer les anticipations des agents sur un horizon de moyen terme afin de favoriser la discrétion crédible de court terme (Truman [2003] ; Bernanke et alii [1999]), ce qui permet d'améliorer le « forward guidance » de la banque centrale (Kool et Thornton [2012]).

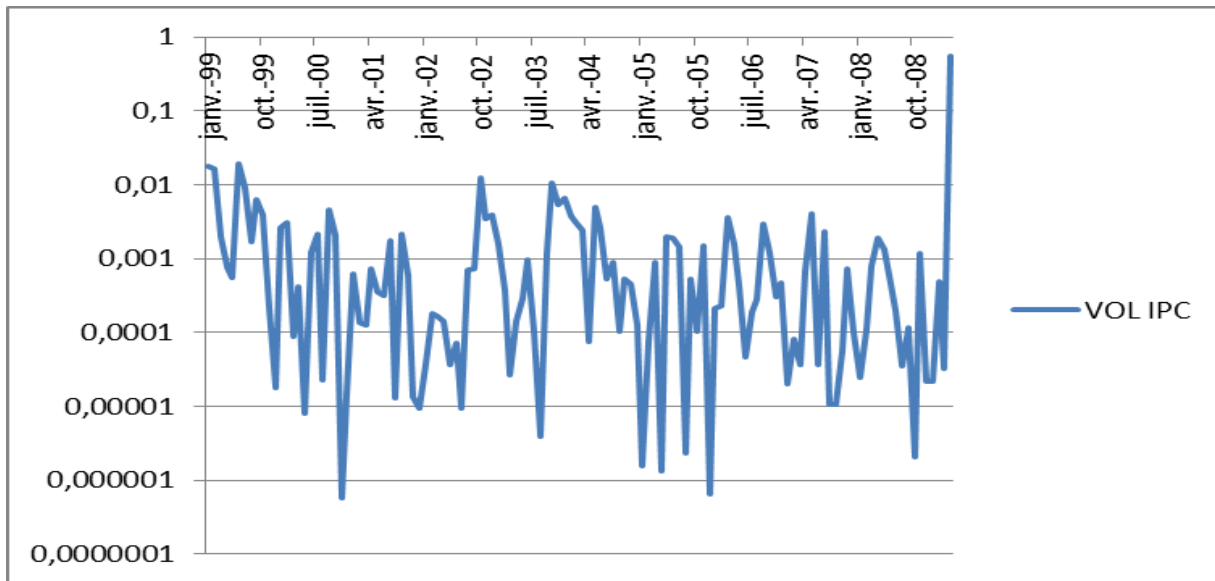
De plus, il envoie le message aux investisseurs que la banque centrale se recentre sur les conditions monétaires internes, ce qui laisse supposer que le pays est moins exposé aux chocs extérieurs (Mishkin [1999]). C'est un choix clair qui renforce la transparence, la crédibilité et les anticipations de moyen terme, permettant *in fine* une stabilisation macroéconomique du pays, ce que recherchait le Brésil (Mishkin [2004]).

Or la revue de la littérature apparaît mitigée quant aux conséquences de ce choix sur l'économie brésilienne. Pour en rendre compte, trois indicateurs de l'impact du ciblage d'inflation sur la performance macroéconomique sont discutés : la stabilité de l'inflation, la stabilité du taux de change et la croissance économique.

Sur le premier point, le Brésil est clairement parvenu à mieux contrôler l'inflation et à réduire sa volatilité. Par exemple, entre 1999 et 2006, la banque centrale a atteint la cible 5 fois sur 8 (Barbosa-Filho [2010]). Cette capacité à atteindre la cible est forcément essentielle dans ce cadre monétaire. Ce résultat s'est notamment traduit par une chute des taux d'intérêt réels, même si le Brésil reste de ce point de vue bien en-dessus des standards internationaux. En effet, la période récente a conduit les autorités monétaires brésiliennes à accroître la cible d'inflation (6,5 % aujourd'hui), et à relever son principal taux directeur (passé de 7,25 % à 11 % au cours des deux dernières années). Quoiqu'il en soit, au cours des années 2000, la baisse des taux d'intérêt réels a participé à la diminution de la dette publique, ce qui a permis de dégager des excédents budgétaires structurels. La discipline budgétaire est une autre conséquence positive du ciblage d'inflation (Mishkin, 1999).

La question reste cependant de situer la part que prend l'adoption formelle d'un ciblage d'inflation dans cette relative amélioration des indicateurs d'inflation. Il est possible d'en avoir un aperçu à travers l'évolution de la volatilité de l'inflation. D'après le graphique ci-dessus (figure 2), il apparaît que l'adoption du ciblage a exercé un effet positif sur la réduction de l'inflation, au niveau de sa volatilité. Toutefois, il est vraisemblable que ce régime ait davantage accéléré sa diminution plus qu'il ne l'a déclenché, dès lors que le mouvement baissier observé a débuté avant 1999, et qu'en fin de période, la volatilité s'accroît :

**FIGURE 2 : Volatilité de l'inflation au Brésil (01 :1999-11 :2009)**



Source : Base de données de l'IFS ; calculs des auteurs.

En ce qui concerne la croissance économique, l'effet paraît plus nuancé. Comme le soulignent plusieurs études (Cecchetti et Ehrman [1999] ; Truman [2003]), la réduction de l'inflation et de sa volatilité s'exercent fréquemment à court terme au détriment du niveau et de la volatilité de la production. Ce fut le cas au Brésil, puisqu'il a fallu convaincre de la crédibilité de l'engagement : plus la cible est ambitieuse (inflation faible), plus les taux d'intérêt sont élevés en niveau et moins la croissance est élevée. Le problème dans le cas brésilien est que cet enchaînement semble peser négativement sur la croissance potentielle puisque l'arbitrage inflation-croissance a des conséquences sur un cycle de 3 ans. Ainsi, le ratio de sacrifice (points de croissance cumulés pour réduire l'inflation d'un point de pourcentage) paraît élevé au Brésil (Libânio [2010]), via les effets négatifs exercés sur le canal de la demande agrégée (Minella et alii [2003]). En conclusion, si la croissance économique a été moins volatile que sous le régime précédent d'ancrage du taux de change, sa progression a été dans l'ensemble beaucoup plus faible.

En dernier lieu, il convient d'aborder la question du taux de change. Officiellement, l'adoption du ciblage d'inflation a coïncidé avec l'instauration de fait d'un taux de change flexible. Mais dans le cas brésilien, comme dans les pays émergents en général, la dépendance aux capitaux extérieurs (le financement de la dette notamment) et aux exportations (monnaie



de facturation) nécessite de surveiller le taux de change (Ffrench-Davis [2003] ; Ocampo [2003]). Les fluctuations du taux de change conditionnent donc en grande partie la réussite de la politique monétaire, et sont susceptibles d'exercer un effet pro-cyclique. L'inflation targeting nécessitant de contrôler et de stabiliser le taux d'intérêt dans la fonction de réaction de la banque centrale, il convient alors d'éviter le flottement trop marqué du taux de change pour éviter la volatilité du taux d'intérêt (Mohanty et Klau [2004]). Le tableau 1 montre qu'avec le ciblage de l'inflation, si les taux d'intérêt sont restés très élevés au Brésil, ils ont amorcé une décrue de 1999 à 2007 (période critique du début de l'engagement au nouveau cadre), sans forte volatilité :

**TABLEAU 1 : Taux d'intérêt et taux d'inflation au Brésil**

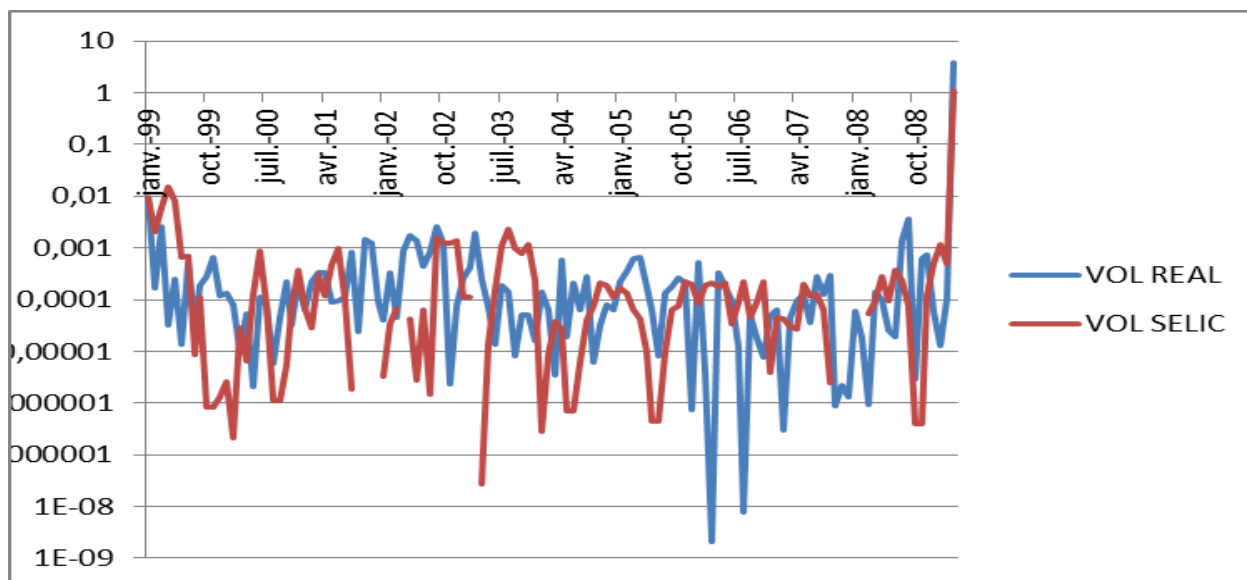
Années	Taux d'intérêt (%)	Taux d'inflation (%)
1999	24,42	4,86
2000	17,6	7,06
2001	17,45	6,84
2002	19,22	8,43
2003	23,52	14,78
2004	16,38	6,6
2005	19,14	6,88
2006	15,32	4,2
2007	12,06	3,64
Moyenne	18,35	7,03

Source : Base de données de l'IFS.

C'est pourquoi certains vont même jusqu'à affirmer que le ciblage d'inflation ne peut fonctionner sans ciblage implicite du taux de change. Cela se traduit par de nombreuses et fréquentes interventions sur le marché des changes (Schmidt-Hebbel et Werner [2002]). Dans le cas du Brésil, il s'agit plus précisément d'un flottement « impur et asymétrique » (Barbosa-Filho [2008]) : la banque centrale est plus encline à combattre la dépréciation que l'appréciation du taux de change. La figure 3 ci-après indique que si une corrélation semble exister entre volatilité du taux d'intérêt et volatilité du taux de change, la dernière est plus

marquée que la première, indiquant que la banque centrale brésilienne exerce un contrôle plus important sur l'évolution du taux d'intérêt que du taux de change :

**FIGURE 3 : Volatilité croisée du taux d'intérêt (Selic) et du taux de change effectif réel du réel (Real) (01 :1999-11 :2009)**



Source : Base de données de l'IFS ; calculs des auteurs.

En résumé, le couple inflation targeting-ciblage implicite du taux de change a pu engendrer des effets positifs par rapport à l'engagement premier de la banque centrale, la stabilité des prix (Dantas et Araripe [2000]). D'un côté, le ciblage de l'inflation induit des taux d'intérêt moins volatiles qui stabilisent le taux de change et limitent les interventions. De l'autre, l'ancrage *de facto* et asymétrique diminue la pression sur les autorités monétaires pour manipuler le taux d'intérêt et atteindre la cible. Cela ne signifie pas que le Brésil doive ou soit en mesure de contrevenir à la règle de Tinbergen (un instrument par objectif de politique économique), car il serait difficile d'afficher simultanément un engagement à cibler le taux d'inflation et le taux de change. Mais face aux problèmes récurrents de l'économie brésilienne, le flottement « impur » du taux de change couplé à l'inflation targeting semblent efficaces. En effet, dans les années 2000 et au début des années 2010, le Brésil a connu des défis majeurs du fait des mouvements de « carry trade », « hot money » ou de « guerre des monnaies » (Gaulard [2012]). Au regard des résultats proposés par la littérature et des données empiriques, il est donc avéré que :

- l'inflation targeting a pour le moins coïncidé avec une stabilisation durable des prix. Il a davantage accompagné un processus existant plus qu'il ne l'a déclenché ;

- l'inflation targeting semble renforcer au Brésil l'arbitrage stabilité des prix vs croissance ;
- l'inflation targeting n'est opérant qu'en cas de stabilité du taux de change.

Au-delà de ces impacts nuancés sur l'amélioration des variables macroéconomiques, des changements sont par ailleurs repérables au niveau de la politique monétaire. La deuxième partie cherche donc à les identifier à travers le questionnement suivant : l'inflation targeting a-t-il engendré des modifications temporaires ou permanentes dans la fonction de réaction de la banque centrale brésilienne ?

### **Le Brésil, l'inflation targeting et la fonction de réaction de la banque centrale: à la recherche des points de ruptures**

Cette partie cherche à identifier des ruptures structurelles qui permettraient d'identifier ce qui a été qualifié de changement de nature de la politique monétaire, à savoir des effets permanents. Si de telles ruptures peuvent être mises en évidence, le ciblage de l'inflation affectant durablement la fonction de réaction de la politique monétaire, il peut être considéré comme un nouveau régime monétaire. Dans le cas contraire, il s'apparente seulement à une nouvelle règle monétaire.

Plus précisément, si le ciblage de l'inflation est considéré comme un régime monétaire, il a des incidences sur la dynamique d'inflation en maîtrisant le biais inflationniste. Ce passage va améliorer le degré de crédibilité de la banque centrale dans sa politique de stabilité des prix. Il s'agit d'un engagement explicite de long terme qui vise à maîtriser le taux d'inflation à un niveau non seulement faible mais aussi stable, exerçant une influence positive sur le forward guidance de la banque centrale. Cela va donner naissance à un principe explicite de cibles quantitatives officielles sur une période donnée, nommée période de transition. A l'inverse, si cette période n'existe pas, le ciblage de l'inflation s'apparente à une simple règle monétaire.

Dans cette perspective, cet article propose une nouvelle méthode fréquentielle qui permet de contourner les limites des travaux ayant opté seulement pour l'approche temporelle. L'étude empirique sera ainsi menée en deux temps, afin de déterminer, pour chaque variable modélisée, ses pondérations temporelles et fréquentielles. Juger de l'efficacité de l'inflation targeting repose donc nécessairement sur cette caractéristique d'analyse à deux dimensions.

Plus précisément, la détection des points de ruptures structurelles dans la fonction de réaction de la banque centrale permet de savoir si la politique monétaire de celle-ci affecte

l'interaction dynamique de ces variables, et en particulier si ces variables affichent de bonnes performances après le passage au nouveau régime.

Pour appliquer ce test séquentiel<sup>2</sup>, il est effectué dans un premier temps une modélisation de la série d'inflation de notre échantillon, en utilisant la théorie du spectre évolutif. Ainsi, il sera possible d'évaluer la performance de la politique monétaire en matière de stabilité des prix. La date de l'occurrence du changement dans la dynamique d'inflation et la nature de stabilité ou d'instabilité de court ou de long terme forment les deux axes d'étude de ce travail empirique. Pour être plus précis, l'analyse empirique ici proposée permet de déterminer si ce nouveau régime adopté a conduit à une baisse des taux d'indice des prix à la consommation, et à une stabilisation de la volatilité de l'inflation comme des taux d'intérêt.

Comme indiqué, il s'agit d'estimer le spectre évolutif de la série choisie. Les données, trimestrielles et collectées à partir de la base de données de l'IFS, permettent d'établir la série d'inflation. Celle-ci est obtenue à partir de la formule suivante :

$$\pi_t = Ln \left\| \frac{IPC_t}{IPC_{t-1}} \right\|,$$

Où l'IPC est l'indice de prix à la consommation à la date t (trimestre). L'origine de ces données trimestrielles provient de l'IFS pour la période allant du premier trimestre de 1970 au dernier trimestre 2010. Le choix de cette période s'explique pour deux raisons essentielles. D'abord, il est nécessaire de prendre en considération les différents cycles économiques qu'a connus le pays, donc de situer l'analyse dans une perspective de moyen terme. Ensuite, le test de rupture structurelle proposé oblige à détecter au moins trois points de ruptures afin de mettre l'accent sur la période d'avant ciblage qui nécessite déjà l'existence de deux dates de changement. Ainsi, il est possible d'identifier les différents points qui peuvent exister lors des changements de politiques monétaires. En effet, selon le théorème de Priestley [1988], pour toute valeur faible de la fréquence soit proche de 0 existe un point de rupture. Pour chaque point détecté correspond un point de stabilité ou d'instabilité de long terme. Si ce point est

---

<sup>2</sup> Dans cette présentation de série d'inflation nous montrons les coordonnées des points en deux dimensions ; soient la date (t) et la fréquence (w)

déecté pour une valeur proche de  $\pi$ , alors il y a un point de stabilité ou d'instabilité de court terme. En revanche, ce point renvoie au moyen terme quand il est proche de  $\pi/2$ .

Pour commencer, on définit  $\{X_t\}$  comme étant une série d'inflation non-stationnaire et discrète. Ici il s'agit de la série du Brésil. La série d'inflation est représentée par  $\{X_t\}$  telle que :

$$X_t = \int_{-\pi}^{\pi} A_t(\omega) e^{i\omega t} dZ(\omega)$$

Pour chaque fréquence  $(\omega)$ , une transformation  $A_t(\omega)$  de Fourier maximal (en module) en zéro. Étant donné que  $Z(\omega)$  est un processus orthogonal en  $[-\pi, \pi]$ , alors  $E[dZ(\omega)] = 0$ ,  $E[[dZ(\omega)]] = d\mu(\omega)$  et  $\mu(\omega)$  est une mesure<sup>3</sup>.

Pour cette raison, la densité spectrale évolutive  $h_t(\omega)$  de  $\{X_t\}$  s'écrit comme suit<sup>4</sup> :

Avec : 
$$h_t(\omega) = \frac{dH_t(\omega)}{d\omega}, -\pi \leq \omega \leq \pi$$

De même, comme :

$$dH_t(\omega) = |A_t(\omega)|^2 d\mu(\omega).$$

La variance de notre série  $X_t$  à l'instant  $(t)$  est décrite par l'équation suivante :

$$\sigma_t^2 = \text{Var}(X_t) = \int_{-\pi}^{\pi} h_t(\omega) d\omega$$

A partir de là, il est possible d'estimer le spectre évolutif.

Pour estimer  $h_t(\omega)$ , la méthode de Priestley [1988], qui a fixé deux filtres, est utilisée :

---

<sup>3</sup> Notons par  $(E(X_t)$  et  $E(X_s X_t^*)$ ) les moments de premier ordre. Ceux-ci sont indépendants du temps et garantissent une stabilité du moment de second ordre soit encore  $E|X_t|^2 < \infty$ . Soit la constante  $E(X_t = \mu)$  pour représenter l'espérance mathématique de ce processus

<sup>4</sup> . Dans le cas où  $\{X_t\}$  est un processus physique, la densité spectrale  $h(\omega) = H'(\omega)$ , décrit la distribution (tout au long de l'intervalle de fréquence) de l'énergie (par unité de temps) dissolue par le processus

$$\hat{h}_t(\omega) = \sum_{v \in \mathbb{Z}} \omega_v |U_{t-v}(\omega)|^2$$

Où :  $U_t(\omega) = \sum_{u \in \mathbb{Z}} g_u X_{t-u} e^{-i\omega(t-u)}$  et  $g_u$  et  $w_u$  sont prises telles que :

$$w_u = \begin{cases} 1/T' & \text{si } |u| \leq T'/2 \\ 0 & \text{si } |u| > T'/2 \end{cases}$$

Et :

$$g_u = \begin{cases} 1/(2\sqrt{h\pi}) & \text{si } |u| \leq h \\ 0 & \text{si } |u| > h \end{cases}$$

A ce stade, les travaux de Ben Aissa, Boutahar et Jouini [2004], d'Ahamada et Boutahar [2002] servent de référence. Pour cette raison, les valeurs de  $h$  et  $T'$  sont utilisées, tel que  $h=7$  et  $T'=20$ .

$E(\hat{h}(\omega)) \approx h_t$ ,  $\text{var}(\hat{h}(\omega))$  baisse si  $T'$  augmente et  $\forall(t_1, t_2), \forall(\omega_1, \omega_2), \text{cov}(\hat{h}_{t_1}(\omega_1), \hat{h}_{t_2}(\omega_2)) \approx 0$  Si une des conditions est satisfaite ;

$$(1) \quad |t_1 - t_2| \geq T' \quad \text{ou} \quad (2) \quad |\omega_1| \geq \pi / h$$

Le second test de détection des points de ruptures démontré par Ben Aissa, Boutahar et Jouini [2004] n'est qu'une extension du premier test expérimenté en 1981 par Subba Rao [1981]. Cette approche s'appuie essentiellement sur une analyse de la théorie d'analyse spectrale. Pour cette série temporelle, Subba Rao utilise un test pour détecter les changements de régime. Il a débuté en présentant un processus non stationnaire  $\{X_t\}$ , qui dépend du temps  $t$  et dont sa représentation moyenne mobile s'écrit sous la forme :

$$X_t = \sum_{u=0}^{\infty} b_t(u) \varepsilon_{t-u}$$

<sup>5</sup> C'est un filtre normalisé de carré intégral satisfaisant les conditions usuelles de Priestley 1965.

Avec  $\{\varepsilon_t\}$ , une variable indépendante et dont la variance s'écrit sous la forme  $\sigma^2$ . De même, la fonction de densité spectrale évolutive s'écrit comme suit :

$$h_t(\omega) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2\pi} \left| \sum_{u=0}^{\infty} b_t(u) e^{-iu\omega} \right|^2$$

L'estimation de cette fonction est conforme au modèle log linéaire. D'où :

$$Y_{ij} = \log \left\{ \hat{h}_i(\omega) \right\}$$

Enfin, le modèle s'écrit sous la forme :  $Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij} + e_{ij}, i = 1, \dots, I, j = 1, \dots, J$ ,

En effet, la fonction de densité doit refléter tout changement du coefficient à partir d'une date  $t=t_0$ . Avant cette date, le modèle s'écrit sous la forme :

$$Y_{ij} = \begin{cases} \mu + \beta_j + e_{ij} & i=1,2,\dots,t_0 \\ \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij} + e_{ij} & i=t_{0+1}, t_{0+2}, \dots \end{cases}$$

Selon Subba Rao, il faut analyser pour chaque fréquence  $j$  le changement effectué. C'est ainsi qu'il a procédé aux tests de changement structurel du modèle  $X_t$  soit  $\{y_{1j}, y_{1j}, \dots, y_{ij}\}$ . Pour cela, il a utilisé ;

$$s_m(j) = \sum_{i=1}^m (y_{ij} - \mu - \beta), m=1,2,$$

Avant d'expérimenter un deuxième test, Subba Rao a montré que tout changement structurel dans la série d'inflation s'accompagne de :  $E[S_m(j)] \neq 0$ . Cette deuxième méthode repose sur une application du test à la moyenne ;

$$\bar{Y}_i, \text{ avec } \bar{Y}_i = \frac{1}{j} \sum_{j=1}^j Y_{ij}, i=1,2,\dots$$

Subba Rao a mis l'accent sur l'importance de ce test de la moyenne dans la mesure où il lui permet de détecter les ruptures structurelles dans le spectre global. Pour achever son test, Subba Rao (1981) calcule la somme cumulative après avoir déterminé une valeur de référence  $k$  choisie à partir des coordonnées spectrales, soit :

$$S_m(j) = \sum_{i=1}^m (\bar{Y}_i - K), m = 1, 2, \dots$$

A partir de  $S_m$ , l'auteur interprète le changement dans la structure de la série. En effet, toute variation dans la pente de l'allure du CUSUM ( $m, S_m, m=1, 2, \dots$ ) prouve une variation dans la structure. Ainsi, si  $S_m = 0$ , il n'y a pas de changement, mais quand  $\bar{Y}_i$  augmente relativement à  $(K)$  alors  $S_m$  s'accroît systématiquement d'une valeur de  $(m)$ . De même, pour toute baisse de  $\bar{Y}_i$  la moyenne de  $S_m$  augmente. Le problème qui se pose dans cette approche est qu'elle a été fondée sur une valeur de  $k$  appelée aussi valeur de référence. Pour cette raison, les références seront ici les travaux d'Artis et alii [1992], avec une valeur définie par :

$$K = (1/j) \left\{ \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{19} Y_{ij} \right\},$$

L'approche de Ben Aissa, Boutahar et Jouini [2002] est mobilisée pour fixer  $T_\omega$ . Le choix de cette valeur est également celui démontré par Ahamada et Boutahar [2002]. Pour éviter le problème de cette valeur de référence, les deux derniers auteurs proposent de travailler avec  $Y_{ij}$  quand  $j$  est dans une grille de fréquence définie. Dans un deuxième temps, ils proposent de calculer  $C_\alpha$ <sup>6</sup> afin d'arriver à  $T_\omega$  avec une hypothèse supposée nulle de la stabilité des fréquences. Afin d'arriver au calcul final de  $T_\omega$  et trouver le point de mutation de régime, les auteurs procèdent en trois étapes : le calcul de la valeur de référence, pour finir par le calcul de la variance. Ils écrivent la valeur de référence  $\mu_\omega$  sous la forme :

$$\mu_\omega = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I Y_{i\omega},$$

D'où l'écriture de la variance du spectre comme suit :

$$\sigma_\omega^2 = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (Y_{i\omega} - \mu_\omega)^2$$

---

<sup>6</sup> C'est une statistique qui permet de déterminer la distribution limite de  $T_\omega$  sous l'hypothèse nulle de la stabilité de la fréquence.



Enfin, ils ont pu calculer :  $S_r^\omega = \frac{1}{\hat{\sigma}_\omega \sqrt{I}} \sum_{i=1}^I (Y_{i\omega} - \mu_\omega)$  , or pour Priestley [1988]

quand  $r=1, \dots, I$  ; alors  $Y_{i\omega} \approx h_{i\omega} + e_{i\omega}$ , pour arriver enfin à :

$$T_\omega = \max_{r=1, \dots, I} |S_r^\omega|$$

Enfin, il convient de procéder au test de Ben Aissa, Boutahar et Jouini (2004). Il consiste en un test séquentiel qui reprend le test décrit auparavant mais qui nécessite de l'appliquer pour chaque sous échantillon. Cependant, si dans un premier test un point de rupture est détecté à l'instant  $t_0$ , nous réappliquons ce même test sur les deux parties soit :  $(0, \dots, t_0)$  Et  $(t_0 + 1, \dots, T)$ . Cette opération se poursuit jusqu'à ce que l'on soit en mesure d'identifier plus de points de rupture. Les auteurs ont adopté lors de ce test un algorithme itératif développé par Inclan et Tiao [1994]. Afin d'appliquer ce test, il est nécessaire de s'assurer dans un premier temps de l'hypothèse de stationnarité de la densité spectrale par rapport à l'autre hypothèse, celle qui pose le postulat de non-stationnarité (hypothèse nulle du test  $T_\omega$ ). Le test est conduit en deux étapes, soit :

- En premier lieu, le test est appliqué à l'ensemble de l'échantillon. Dans le premier cas, si  $T_\omega > C_\alpha$ , le premier point de rupture est le point  $r_{\max}$ , il convient de passer à la deuxième détection. Dans le second cas, si  $T_\omega < C_\alpha$ , il n'y a pas de point de rupture. C'est pourquoi, le test est arrêté et l'hypothèse de stationnarité du spectre est alors validée.
- En second lieu, le test est réappliqué suite à la première étape, soit le cas «  $T_\omega > C_\alpha$  ». Ainsi, deux sous-ensembles d'échantillon sont obtenus, qui prennent la forme de

$$\{t_i = i\}_{i=1}^{r_{\max}-1} \text{ et } \{t_i\}_{r_{\max}+1}^T.$$

Cette opération se poursuit chaque fois qu'un nouveau sous ensemble est déterminé, jusqu'au moment où l'hypothèse de stationnarité de la densité spectrale évolutive est vérifiée, ou encore lorsque plus aucun point de changement de régime n'est détecté. Enfin, les données sont utilisées afin de détecter nos points de ruptures, et de les interpréter.

## Le Brésil et les régimes monétaires des années 1999 – 2010 : évidences et interprétations

Le test non-paramétrique pour le Brésil permet de déterminer trois points de rupture structurelle, présentés dans les tableaux 2 et 3:

**TABLEAU 2 : Dates de rupture de l'inflation pour les quatre pays (1970 :T1 -2009 T1)**

Pays	$\hat{T}_1$	$\hat{T}_2$	$\hat{T}_3$
Brésil	1980 Q3	1994 Q3	1999 Q3
	030.6	134.236	0.0098

Source : auteurs.

**TABLEAU 3 : Fréquences des différents points de rupture établies sur la base du test**

$T_\omega$

Pays	Date	Fréquence des ruptures			
	1980 : T3	$\frac{\pi}{20}$		$\frac{16\pi}{20}$	
Brésil	1994 : T3	$\frac{4\pi}{20}$	$\frac{7\pi}{20}$	$\frac{10\pi}{20}$	$\frac{13\pi}{20}$
	1999 : T3	$\frac{4\pi}{20}$	$\frac{7\pi}{20}$	$\frac{10\pi}{20}$	

Source : auteurs.

Etant donné que chaque point de rupture représente une date de changement de régime dans le comportement de l'inflation, il est possible d'identifier quatre régimes différents au Brésil. Ces régimes sont détaillés ci-après:

1) premier trimestre 1970- troisième trimestre de 1980. Elle présente la première période marquée par des taux d'inflation élevés (avec une moyenne de 43,9909091%), mais plutôt stables. Paula et Ferrari-Filho [2003] relient ce niveau élevé à la hausse des déficits et de l'endettement publics. L'état dégradé des finances publiques brésiliennes participe à la création d'un effet d'éviction comme d'un effet boule de neige, concrétisés par la faiblesse du ratio du crédit au secteur privé sur le PIB et de l'existence d'un stock important de dette publique indexée au taux d'intérêt à court terme ;

2) troisième trimestre 1980-premier trimestre 1994 : nous identifions un deuxième régime avec un niveau d'inflation moyen de 597,74 %. En 1980, les décideurs politiques brésiliens optent pour un nouveau régime, basé sur une politique de contrôle des prix et des salaires en imposant des politiques budgétaires très strictes. L'objectif est en effet de mettre en place des politiques orthodoxes pour venir à bout de l'inflation et des déséquilibres macroéconomiques associés (entamées dès 1976). Pourtant, malgré la baisse des dépenses publiques, le taux d'inflation continue de franchir des seuils alarmants, avec une volatilité très importante. A titre d'illustration, il est de 235 % en 1985, puis 65 % en 1986 et remonte à 365% en 1987. Cette année-là, le gouvernement est même obligé de suspendre provisoirement le paiement de la dette, et à la fin des années 1980, décide de la mise en place d'une nouvelle monnaie.

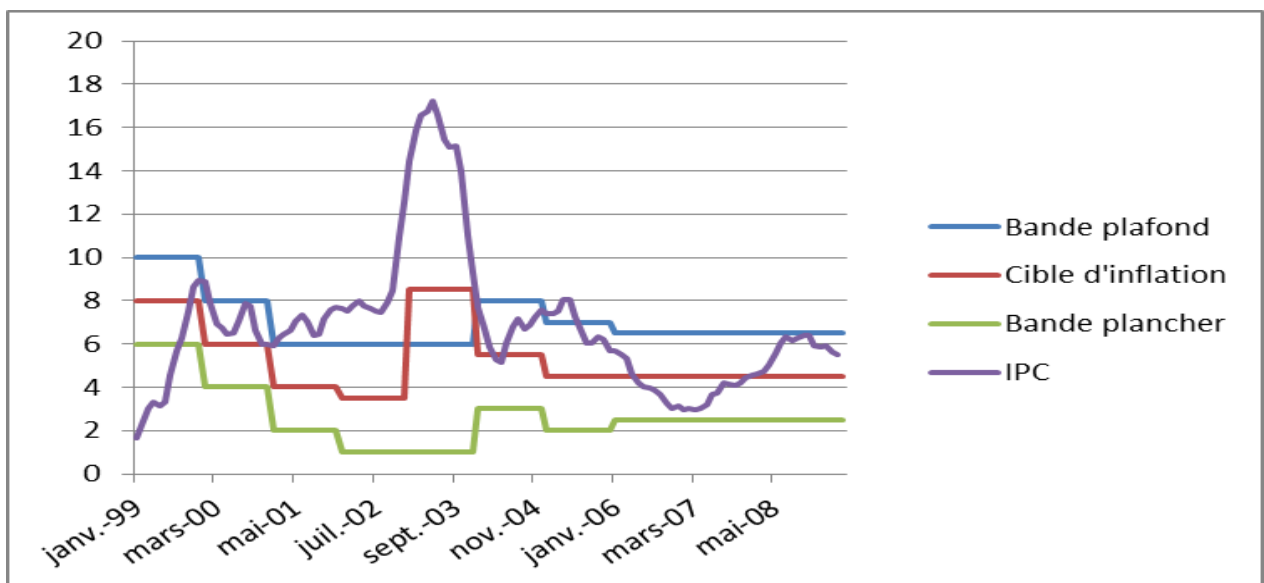
3) troisième trimestre 1994- troisième trimestre 1999. Cette période marque l'histoire économique du Brésil avec des taux très élevés dont la moyenne s'élève à 852,12. Pourtant, le Brésil a tenté de lutter contre la spirale surendettement- hyperinflation (via le contrôle des prix et des salaires) en poursuivant des politiques budgétaires orthodoxes et en instaurant un « plan réel » à partir du 1<sup>er</sup> juillet 1994. Si la politique monétaire a gagné en transparence et en crédibilité à travers une stratégie de ciblage du taux de change, elle n'a pas empêché au cours de la période la volatilité du taux de change. Malgré des interventions sur le marché des changes (Hernandez et Montiel [2001]), le Brésil a fait face à une dépréciation de sa monnaie qui a dégradé ses termes de l'échange (le déficit courant est même passé de - 0,3 % du PIB en 1994 à - 4,2 % en 1998) et accentué la progression de l'inflation et des taux d'intérêt. Certains secteurs comme le secteur bancaire ont été particulièrement fragilisé par cette

volatilité (Goldstein & Turner [1996]), tendance renforcée par le choc des crises asiatique et russe de la fin des années 1990.

Face à ces difficultés, le Brésil a adopté le ciblage d'inflation en 1999, pour renforcer sa capacité à maîtriser l'inflation, qui avait commencé à opérer une décade juste avant 1999 (Azzoni [2001]).

4) troisième trimestre de 1999- aujourd'hui. La situation économique du Brésil entre dans une nouvelle ère avec un niveau d'inflation moyen de 7.2 %. Comme indiqué, si ce point de rupture se synchronise avec la période des réformes prises par la banque centrale brésilienne quelques années avant l'adoption du ciblage d'inflation, il marque le début de la période de stabilité de l'inflation, puisque l'inflation fluctue dans la bande ciblée la plupart du temps. Le graphique suivant le rappelle :

**FIGURE 4 : Evolution du taux d'inflation au Brésil après l'adoption du ciblage d'inflation (01 :1999-05 :2009)**



Source : Base de données de l'IFS ; calculs des auteurs.

Obtenir de telles performances en matière d'inflation montre la détermination de la banque centrale brésilienne à opérer une rupture en nature de la politique monétaire. Elle a ainsi régulièrement annoncé au cours de la période qu'elle répondrait à d'éventuels chocs imprévus de manière asymétrique. Ce fut en particulier le cas suite à trois périodes de forte dévaluation du taux de change en 1999, 2001 et 2002. C'était la stratégie de la banque centrale : pour

abandonner le système d'ancrage du taux de change exerçant une pression sur les réserves de change, elle a instauré une dévaluation nominale de 7,5 % par an. Pour faire face à ces chocs, les autorités monétaires ont opté en 2003 et en 2005 pour une cible opérationnelle ajustée qui était supérieure à la médiane de la cible d'inflation. L'« urgence » de ces mesures a exercé des effets positifs au niveau des anticipations des agents (Fauré [2006]).

Le Comité de politique monétaire (Copom) a commencé dans le même temps à publier officiellement ses objectifs dans un décret qui mentionne que le principal objectif de la Banque centrale est la stabilité et le maintien des prix, (1) dans un régime de change flottant et avec une politique monétaire compatible nous devons assurer la stabilité des prix de soutien et d'austérité; (2) que la politique budgétaire est fixée pour le court terme pour assurer un contrôle des pressions inflationnistes.

C'est bien sur cet ensemble d'éléments que nous pouvons identifier la volonté d'un changement en nature de la politique monétaire brésilienne, à partir du choix de l'inflation targeting. Tout d'abord, comme la littérature le met en avant (Mishkin [1999] ; Bernanke et alii [1999]), le ciblage de l'inflation renforce la transparence des actions de la banque centrale et donc leur prédictibilité. De ce fait, le régime exerce une sorte de prophétie auto-réalisatrice quant à la capacité de la banque centrale de respecter sa cible, ce qui stabilise le taux d'inflation au niveau espéré. En fixant un objectif de stabilité des prix sur le moyen terme, soit un horizon allant de 30 à 36 mois, les autorités monétaires brésiliennes ont montré qu'elles désiraient adopter une démarche prospective. Cela rejoint alors l'idée avancée par Artus [2004] qui selon lui le ciblage d'inflation ne montre son efficacité que s'il permet de stabiliser l'inflation dans la fourchette anticipée.

Dans le cas du Brésil, ce nouveau régime monétaire a été considéré comme un point d'ancrage nominal à la fois pour la politique monétaire et pour les anticipations d'inflation, notamment à travers la publication des prévisions d'inflation. Cette transparence portant sur la transmission du régime monétaire de ciblage d'inflation et des décisions politiques monétaires a permis d'éclaircir la situation économique ainsi que les objectifs financiers du gouvernement en place. En conséquence, le mécanisme d'adoption du ciblage d'inflation s'est révélé très important pour la stabilisation macroéconomique, en particulier via la maîtrise induite de la volatilité du taux de change.

En second lieu, le changement se traduit par une « vassalisation » claire de la politique budgétaire à la politique monétaire axée en priorité sur le maintien de la stabilité des prix. La dette publique interne, qui représente 80 % de la dette publique, étant indexée à 51 % sur le taux directeur Selic de la banque centrale, le choix de l'inflation targeting se justifie. Autrement dit, dans un pays qui a connu des phénomènes de surendettement, opter pour un régime monétaire permettant d'éviter durablement la volatilité et la progression des taux d'intérêt vis-à-vis desquels la dette est sensible est un gage de crédibilité. De ce fait, cela justifie le choix de la banque centrale évoqué en première partie de réévaluer le compromis entre l'inflation et la variabilité de la production.

De même, ce changement de nature est confirmé par le fait que l'inflation targeting a nécessité une période de préparation à son instauration. Elle a duré en fait quatre ans entre 1994 et 1999, soit au moment du second point de rupture structurelle identifié. C'est au cours de celle-ci que des changements radicaux dans les actions des décideurs monétaires et politiques se sont mises en place pour améliorer la transparence et la crédibilité, augmentant ainsi le degré de confiance auprès de la population. En d'autres termes, afin de réussir le ciblage d'inflation, il fallait créer un environnement désinflationniste, baisser les taux d'inflation et enfin le stabiliser et le maintenir dans une zone de fourchette cible. Ce fut une période de « préparation climatique » (Lee [1999]), indiquant que le ciblage d'inflation est clairement un nouveau cadre d'analyse et non pas une simple règle monétaire.

## **Conclusion**

Dans ce travail, l'effet de l'adoption du ciblage d'inflation sur l'économie brésilienne a été discuté, en s'interrogeant sur les changements induits au niveau du régime monétaire. L'utilisation de l'analyse fréquentielle par le biais de l'analyse spectrale évolutive a permis la détection de différents points de ruptures structurelles. Ces derniers montrent un changement en nature de la politique monétaire brésilienne à partir de 1999. Ainsi, si le ciblage de l'inflation a coûté des points de croissance, il a permis de stabiliser l'économie brésilienne en termes de croissance de l'inflation, de volatilité du taux d'inflation comme des taux d'intérêt, pour un pays marqué historiquement par l'hyperinflation. Ceci participe à une meilleure crédibilité, indispensable pour un pays qui fonctionne avec l'ouverture du capital pour attirer des capitaux et se développer, mais qui pour cette raison a été victime de vulnérabilités

externes. Les résultats obtenus sont compatibles avec l'idée d'une volonté de « montée en gamme » de la stratégie monétaire brésilienne, en lien avec ses ambitions de puissance émergente.

Toutefois, comme le souligne Mishkin [1999 ; 2004], le régime d'inflation ne peut produire des effets positifs que sous un certain nombre de conditions, parmi lesquelles des institutions et des structures productives solides. La tendance actuelle à la désindustrialisation du Brésil ne va pas dans le bon sens, puisque avec le choix de l'inflation targeting, c'est peut-être « mettre la charrue avant les bœufs ». De même, si l'histoire monétaire du Brésil peut justifier une préférence pour la lutte contre l'inflation, elle expose ce pays émergent à ralentir son rattrapage en limitant l'effet Balassa-Samuelson. Le Brésil pourrait alors modifier la cible elle-même, en privilégiant le niveau des prix plus que celui de la croissance des prix.

### Références bibliographiques

I. Ahamada et M. Boutahar [2002] : *Tests for covariance stationary and white noise, with application to Euro/US Dollar exchange rate*, **Economics Letters**, vol. 77, pp. 177-186.

M.J. Artis, R. Bladen-Hovell et D. M. Nachane [1992], *Instability of Velocity of Money, a New Approach Based on the Evolutionary Spectrum*, **CEPR Discussion Paper**, n°735.

P. Artus [2004] : *Le targeting (ciblage) d'inflation par les Banques centrales des PECO s est-il une bonne idée ?*, **Flash CDC-IXIS**, n° 06.

C. Azzoni [2001], *Economic Growth and Regional Income Inequality in Brazil*, **Annals of Regional Science**, vol. 35, n° 1, pp. 133-152

N.H. Barbosa-Filho [2008]: *Inflation targeting in Brazil 1999-2006*, **International Review of Applied Economics**, vol. 22, n°2, March, pp. 187-200.

M.S. Ben Aissa, M. Boutahar et J. Jouini [2004] : *The Bai and Perron's and spectral density methods for structural change detection in the US inflation process*, **Applied Economics Letters**, vol. 11, n° 2, pp. 109-115.

B. Bernanke, T. Laubach, F.S. Mishkin et A.S. Posen [1999]: *Inflation Targeting. Lessons from the International Experience*, Princeton, New Jersey: **Princeton University Press**.

S. Cecchetti et M. Ehrmann [1999] : *Does Inflation Targeting Increase Output Volatility? An International Comparison of Policymakers' Preferences and Outcomes*, **NBER Working Paper**, n° 7426, December.

F. Dantas Fernando et S. Araripe [2000], *Brasil mudou para melhor*, diz Dornbusch in Estado de Sao Paulo, 14 octobre, [<http://www.estado.com.br/jornal/00/10/14/news272.html>].

Y.A. Fauré [2004] : *Décentralisation institutionnelle et dynamiques économiques localisées. Discordances brésiliennes*, **Série Document de travail**, n° 99, CED-IFREDE-GRES-Université Bordeaux IV.

R. Ffrench-Davis [2003]: *Financial Crises and National Policy Issues: An Overview*, in R. Ffrench-Davis et S. Griffith-Jones (eds) [2003]: *From Capital Surges to Drought: Seeking Stability from Emerging Economies*, Basingstoke: **Palgrave Macmillan**.

M. Friedman [1959]: *A Program for Monetary Stability*, New York: **Fordham University Press**.

M. Gaulard [2012]: *The “Hot Money” Phenomenon in Brazil*, **Brazilian journal of political economy**, vol. 32, n° 3, pp. 367-389.

M. Goldstein et P. Turner P. [1996]: *Banking Crises in Emerging Economies: Origins and Policy Options*, **BIS Economic Papers**, n°46, October.

L. Hernandez et P. Montiel [2001]: *Post-crisis exchange rate policy in five Asian countries : Filling in the ‘Hollow Middle’ ?*, **IMF Working Paper** , WP/01/170.

C. Inclan et C. Tiao [1994], *Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance*, **Journal of the American Statistical Association**, vol.89, pp.913-923.

Journal officiel du Brésil [1999], *Décret du 21 juin*, n° 3088.

C.J.M. Kool et Thornton D.L. [2012]: *How Effective is Central Bank Forward Guidance?*, **Federal Reserve Bank of St Louis Working Paper Series**, n°63 A, December.

F.E Kydland et C. Prescott [1977] : *Rules Rather Than Discretion : the Inconsistency of Optimal Plans*, **Journal of Political Economy**, vol. 85, n°3, pp. 473-491.

J. Lee [1999]: *Inflation targeting in practice: Further Evidence*, **Contemporary Economic Policy**, vol.17, n°3, pp. 332-347.

E. Le Héron [2003]: *A New Consensus on Monetary Policy ?*, **Brazilian Journal of Political Economy**, vol. 23, n°4 (92), October-December, pp. 3-27.

G. Libânio [2010]: *A Note On Inflation Targeting and Economic Growth in Brazil*, **Brazilian Journal of Political Economy**, vol.30, n°1 (117), January-March, pp.73-88.

A. Minella, P.S. de Freitas, I. Goldfajn et M.K. Muinhos [2003] : *Inflation Targeting in Brazil : Constructing Credibility Under Exchange Rate Volatility*, **Journal of International Money and Finance**, vol. 22, n°7, December, pp 1015-1040.

F.S. Mishkin [1999], *International Experiences with Different Monetary Policy Regimes*, **Journal of Monetary Economics**, vol. 43, n°3, pp. 579-605.



F.S. Mishkin [2004], *Can Inflation Targeting Work in Emerging Market Countries?*, **International Monetary Fund Conference**, April 15-16, 36 p.

M.S. Mohanty et M. Klau [2004], *Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies*, **Bank of International Settlements Working Paper**, n° 169.

J.A. Ocampo [2003]: *Developing Countries' Anti-cyclical Policies in a Globalized World*, in A. Dutt et J. Ros (eds) [2003], *Development Economics and Structuralist Macroeconomics*, Northampton, MA: **Edward Elgar**.

L.F.R. Paula et F. Ferrari-Filho F. [2003], *The legacy of the Real plan and an alternative agenda for the Brazilian economy*, **Investigación Económica**, vol. LXII, n° 244, pp. 57-92.

T.G. Pétursson [2005], *Inflation Targeting and its Effects on Macroeconomic Performance*, **SUERF Studies**, n°5, 68 p.

M.B. Priestley [1988]: *Non-Linear and Non-Stationary Time Series Analysis*, London: **Academic Press**.

K. Schmidt-Hebbel et A. Werner [2002]: *Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate*, **Working Papers of the Central Bank of Chile**, n°171.

T. Subba Rao [1981]: *A cumulative sum test for detecting changes in time series*, **Int .J. Control**, vol.34, pp. 285-293.

L.E.O. Svensson [2002]: *What is wrong with Taylor Rule? Unsing judgment in Monetry Policy through targeting rules*, **Working papers: Princeton University (Department of Economics)**, Center for Economic Policy Studies, n°118.

E.M. Truman [2003]: *Inflation Targeting in the World Economy*, Washington D.C.: **Institute For International Economics**.

C.L. Walsh [1998]: *Monetary Theory and Policy*, Cambridge: **MIT Press** (Third Edition).

M. Woodford [2003], *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton, New Jersey: **Princeton University Press**.