Referências bibliográficas

ARAUJO, C.H.V. & GAGLIANONE, W.P. 2010. Survey-Based Inflation Expectations in Brazil" in Monetary Policy and the measurement of inflation: prices, wages and expectations. *Bank for International Settlements*, vol. 49, 107-114, 2010.

ATHEY, S.; ATKESON, A.; and KEHOE, P.J. The Optimal Degree of Discretion in Monetary Policy. *Econometrica* 73(5, September), 1431-75, 2005.

BERNANKE, B. Inflation Expectations and Inflation Forecasting. Speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, Cambridge, Massachusetts. July, 10, 2007.

BLINDER, A. Hard Heads, Soft Hearts. Addition-Wesley, Reading, MA, 1997.

BUITER, W.H. and JEWITT, I. Staggered wage setting with real wage relativities: variations on a theme of Taylor. In: Buiter, W. H., (Eds), Macroeconomic Theory and Stabilization Policy University of Michigan Press, Ann Arbor, 1989, pp. 183-199, 1981.

CANZONERI, M.B. Monetary Policy Games and the Role of Private Information. *American Economic Review* 75 (5, December), 1056-70, 1985.

CERISOLA, M. & GELOS, R.G. What Drives Inflation Expectation in Brazil? An Empirical Analysis. *International Monetary Fund Working Paper*, 05/109 (June), 2005.

CHARI, V.; CHRISTIANO, L. & EICHENBAUM, M. Expectations Traps and discretion. *Journal of Economic Theory,* 81, 462-492, 1998.

CRIPPS, M.W.; MAILATH, G.J. & SAMUELSON, L. Imperfect Monitoring and Impermanent Reputations. *Econometrica* 72 (2, March), 407-432, 2004.

ERCEG, C. & LEVIN, A. Imperfect Credibility and Inflation Persistence. *Journal of Monetary Economics*, vol. 50. May, pp 915-44, 2003.

FUDENBERG, D., & LEVINE, D. Maintaining a Reputation when Strategies are Imperfectly Observed. *Review of Economic Studies*, 59, 561-79, 1992.

FUDENBERG, D. & LEVINE, D.Efficiency and Observability with Long- Run and Short-Run Players. *Journal of Economic Theory* 62, 103-135, 1994.

FUHRER, J.C. & MOORE, G.R. Monetary policy rules and the indicator properties of asset prices. Journal of Monetary Economics 29, 303-336, 1992.

FUHRER, J.C. & MOORE, G.R. Inflation persistence. *Quarterly Journal of Economics*, 110, 127-160, 1995.

GONÇALVES, C.E. & GUIMARÃES, B. Sinais de Dominância Fiscal na Economia Brasileira. Jornal Valor Econômico. p. A12, oct. 11, 2005. http://business.tepper.cmu.edu/facultyAdmin/upload/wpaper_87290843079925_cmonnew10b.pdf

GUILLÉN, D.A. Expectativas de Inflação no Brasil: racionais, adaptativas ou sticky information. Dissertação de Mestrado. PUC-Rio, 2008.

IRELAND, P. Sustainable Monetary Policies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22: 87-108, 1997.

KILEY, M.T. Monetary Policy Actions and Long Run Inflation Expectations. Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Paper Series 2008-03, 2008.

KING, R.G. & WATSON, M.M. The post-war U.S. Phillips curve: a revisionist econometric history. Working Paper no. WP-94-14. Federal Reserve Bank of Chicago, Setembro, 1994.

KYDLAND, F.E. & PRESCOTT, E.C. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy* 85 (3, June), 473-91, 1977.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M.D. & GREEN, .J.R. Microeconomic Theory. Oxford University Press, Inc., 1995.

MILANI. Political Business Cycles in the New Keynesian Model. Working Papers, University of California-Irvine, 2007.

MINELLA, A.; FREITAS, P.S.; GOLDFAJN, I. & MUINHOS, M.K. Inflation Targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility, *Journal of International Money and Finance*, 22 (7), 1015-1040, 2003.

RIGOBON, R. Identification Through Heteroskedasticity: Measuring Contagion between Argentinean and Mexican Sovereign Bonds. *National Bureau of Economic Research*. Working Paper n. 7493 (January), 2000.

ROBERTS, J.M. Is Inflation Sticky? *Journal of Monetary Economics,* 39, 173-196, 1997.

SLEET, C. & YELTEKIN, S. Credible monetary policy with private government preferences, 2005.

STAIGER, D.; STOCK, J.H. & WATSON, M.W. How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?. In: Romer, C. Romer, D., eds., *Reducing Inflation: Motivation and Strategy.* Chicago: University of Chicago Press for the NBER, 195-246, 1997.

TAYLOR, J.B. Staggered contracts in a macro model. *American Economic Review*, 69, 108-113, 1979.

TAYLOR, J.B. Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88, 1-23, 1980.

TAYLOR, J.B. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy: Comments. *Journal of Monetary Economics* 12(1, July), 123-125, 1983.

UEDA, K. Determinants of Households´s Inflation Expectations. IMES Discussion Paper Series. *Institute for Monetary and Economic Studies. Bank of Japan*, 2009.

Anexo 1

Pretendo mostrar que se o BC se desviar da estratégia de equilíbrio, adotando p_t^*=0 para todo t, ele irá auferir um payoff arbitrariamente próximo ao de Ramsey quando δ tender a 1. Desse modo, como em equilíbrio ele obtém um payoff ao menos igual ao auferido em qualquer desvio, o payoff de Ramsey se constitui em um limite inferior para o payoff de equilíbrio do BC oportunista.

O payoff instantâneo do BC no instante t é representado por $R_t(\pi_t, p_t, p_t^*)$. Essa função representa o payoff esperado do BC oportunista, antes da realização do choque θ_t. Os inputs de R são:

- π_t é a reputação do BC, ou seja, a probabilidade que os agentes atribuem do BC ser do tipo oportunista

- p_t é a ação que os agentes esperam que o BC do tipo oportunista adotará

- p_t^* é a ação efetivamente tomada pelo BC oportunista. Em equilíbrio, evidentemente $p_t^* = p_t$.

A função R é dada por:

$$R(\pi_t, p_t, p_t^*) = -\left\{\left(\frac{1+p_t^*}{2}\right)\left(U + \frac{\pi_t p_t \theta}{2} - \frac{\theta}{2}\right)^2 + \left(\frac{1-p_t^*}{2}\right)\left(U + \frac{\pi_t p_t \theta}{2} + \frac{\theta}{2}\right)^2 + \frac{p_t^*}{2}(1,5\theta)^2 + \left(1 - \frac{p_t^*}{2}\right)(0,5\theta)^2\right\}$$

O payoff esperado de Ramsey, representado por v_R é dado por:

$$v_R = -\left\{\left(\frac{1}{2}\right)\left(U - \frac{\theta}{2}\right)^2 + \left(\frac{1}{2}\right)\left(U + \frac{\theta}{2}\right)^2 + (0,5\theta)^2\right\}$$

Desse modo, se o BC se desviar do payoff da ação prescrita no equilíbrio e adotar p_t^*=0, o seu payoff esperado $R(\pi_t, p_t, p_t^* = 0)$ irá diferir de v_R somente pela expressão $\frac{\pi_t p_t \theta}{2}$ presente em dois termos quadráticos. Assim, se a reputação π_t ou a ação prescrita no equilíbrio p_t forem iguais a zero, o referido desvio produzirá um payoff instantâneo igual ao de Ramsey. Adicionalmente, o payoff $R_t(\pi_t, p_t, p_t^* = 0)$ é arbitrariamente próximo ao de Ramsey quando π_t e/ou p_t forem suficientemente próximos de zero.

Como o payoff intertemporal é dado por $(1-\delta)\sum_{t=0}^{\infty}\delta^t R(\pi_t, p_t, p_t^*)$, temos que se o payoff instantâneo se diferenciar de v_R por valores iguais ou menores que ε em todo t, o payoff intertemporal também se diferenciará de Ramsey por um valor menor ou igual a ε. Ou seja, não precisamos que a diferença para o payoff de Ramsey instantâneo tenda a zero no infinito. Basta que possamos limitá-la arbitrariamente ponto a ponto em toda a trajetória, a menos de um número M de períodos que possuem participação arbitrariamente irrelevante no payoff total. Evidentemente, esse M dependerá monotonicamente de δ.

Passos da Demonstração:

- Existe π^{peq} para o qual $R(\pi^{peq},p,p^*=0)$ é arbitrariamente próximo de Ramsey. O mesmo vale para todo $R(\pi^-,p, p^*=0)$ com $\pi^- < \pi^{peq}$.
- Tome um p^{min} para o qual a diferença entre $R(\pi,p^{min}, p^*=0)$ e o payoff de Ramsey seja arbitrariamente pequena para qualquer π.
- Tome um $p^N<p^{min}$. Seja N o número de períodos com $p>p^N$ para que a esperança de π, avaliada sob a estratégia de se desviar para $p^*=0$, seja igual a π^{peq}.
- Para cada δ, existe um número de períodos M com payoff arbitrariamente irrelevante.
- Tome um δ em que M>N.

Ao escolhermos um δ em que M>N e, ao mesmo tempo, trabalharmos com um $p^N<p^{min}$, temos que, ponto a ponto, o payoff irá se diferenciar do de Ramsey por um valor arbitrariamente pequeno, a exceção de N períodos. Mas o δ é escolhido de forma que, multiplicado por (1- δ), o payoff de N períodos tenha impacto arbitrariamente pequeno no payoff intertemporal.

Como a função R é côncava em π, a incerteza sobre essa variável reduz o payoff esperado. Seja $F(\pi)$ a c.d.f. de π. Denote por $G(\pi)$ a função que coloca toda a massa de π em seus dois pontos extremos, 0 e 1, preservando a sua esperança.

Conforme Mas-colell (1995), G(π) é uma *mean preserving spread* da função F original. Portanto temos que:

$$\int_0^1 R(\pi, p, 0)\,dG(\pi) \leq \int_0^1 R(\pi, p, 0)\,dF(\pi)$$

Desse modo, se o payoff de se desviar para p=0 estiver arbitrariamente próximo a Ramsey sob a distribuição G, fica estabelecido um limite inferior arbitrariamente próximo a Ramsey para o payoff do BC sob a distribuição verdadeira F. Devemos então, procurar um δ que induza payoffs arbitrariamente próximos a Ramsey sob a função G.