

**Persistência Inflacionária:
Comparações Entre o Caso Brasileiro e Outros Países Emergentes**

André Marques Rebelo^a

Cleomar Gomes da Silva^b

Denílson Torcate Lopes^c

Resumo

Este artigo analisa a persistência inflacionária em quatro países de economias semelhantes: Brasil, Chile, México e Turquia. O período analisado vai de Janeiro/1999 a Abril/2009. A metodologia econométrica utilizada está baseada nos modelos de memória longa, ou Modelos Auto-Regressivos de Integração Fracionada (ARFIMA). A persistência é calculada levando-se em consideração os índices de preços ao consumidor de cada país em questão. Em linhas gerais, os resultados encontrados mostram que o grau de persistência do índice de preços ao consumidor do Brasil não difere dos valores encontrados em outros países. Desta maneira, parece não se sustentar o argumento de que a persistência inflacionária brasileira seja justificativa para o menor ciclo de baixa dos juros acontecido no país após a eclosão da crise financeira internacional em 2008.

Palavras-Chave: Persistência Inflacionária, Política Monetária, Análise de Séries Temporais

JEL: C22, E31, E52

Abstract

This paper analyzes inflation persistence in four emerging market economies, from January 1999 to April 2009. We make use of Auto-Regressive Fractionally Integrated (ARFIMA) models to examine the consumer price indices of the countries analyzed. The picture emerged from the results shows that the inflation rates have some degree of persistence, but they are all mean-reverting. It means that the degree of persistence found in Brazil is close to those found in similar economies. Therefore, our findings show inflation persistence in Brazil cannot be taken as an excuse for our interest rate having decreased less than in countries with similar inflation persistence.

Key Words: Inflation Persistence, Monetary Policy, Time Series Analysis

JEL: C22, E31, E52

**37º Encontro Nacional de Economia – ANPEC 2009 (Foz do Iguaçu - Paraná)
Área 3 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças**

^a Economista do Departamento de Economia - Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (Fiesp).
E-mail: arebelo@fiesp.org.br.

^b Economista do Departamento de Economia - Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (Fiesp).
Professor da Fundação Getulio Vargas de São Paulo (FGV-SP) E-mail: cleomar.silva@fiesp.org.br

^c Economista do Departamento de Economia - Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (Fiesp).
E-mail: denilson.lopes@fiesp.org.br

1. Introdução

A crise financeira mundial, que eclodiu a partir de setembro de 2008, impôs grandes desafios à condução da política econômica dos vários países ao redor do mundo. Várias decisões foram tomadas, tanto em âmbito monetário quanto em âmbito fiscal, no sentido de debelar os efeitos deletérios da contração econômica abrupta. No tocante à política monetária propriamente dita, os bancos centrais, em face da retração econômica, iniciaram um ciclo intenso de queda das taxas de juros básicas de seus respectivos países. Mas essas diminuições não seguiram um padrão único. Ao se comparar o acontecido em economias semelhantes - como Brasil, Chile, México e Turquia - pode-se perceber que, na comparação das taxas básicas de juros de janeiro de 2008 com maio de 2009, as diferenças de variações são consideráveis. O Chile variou sua taxa nominal de juros em -4,75 p.p, o México recuou os juros em -2,25 p.p. e a Turquia em -6,00 p.p. Já a diminuição ocorrida na taxa Selic brasileira foi de apenas -1,00 p.p., sendo que o BC brasileiro somente começou a implementar o afrouxamento monetário em janeiro de 2009.

Dado este cenário, iniciou-se uma discussão acirrada no Brasil acerca das razões pelas quais o país não fez um ajuste de taxa de juros tão proeminente quanto o realizado por economias semelhantes. Um dos principais pontos apontados foi que a inflação brasileira não retrocedeu tão rapidamente como em outros países que estão também sofrendo um processo recessivo. Significa dizer que a inflação brasileira é mais persistente, fazendo com que o BC seja mais comedido na atuação da política monetária.

Tal fato fica claro no Relatório de Inflação de dezembro de 2008¹, em que o BC dedica uma seção especial para o estudo da persistência inflacionária. Segundo a instituição, entre os vários fatores que influenciam negativamente os juros básicos brasileiros está a memória inflacionária ainda bem presente na economia nacional. A explicação para esta persistência seria, segundo a autoridade monetária, a rigidez de preços não vista em regiões com preços mais flexíveis, como nos EUA e Europa. Esta indexação estaria localizada, por exemplo, em contratos de aluguel e de prestação de serviços com preços administrados, como tarifas de energia e de telefone. Isso inibiria o recuo da inflação abaixo do nível atual e, conseqüentemente, implicaria em dificuldades para a redução da taxa básica de juros..

O objetivo deste artigo é fazer comparações entre os graus de persistência inflacionária em 4 países de economias semelhantes: Brasil, Chile, México e Turquia. O período analisado vai de janeiro

¹ Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2008/12/ri200812b8p.pdf>.

de 1999 a abril de 2009. A metodologia econométrica utilizada está baseada nos modelos de memória longa, ou Modelos Auto-Regressivos de Integração Fracionada (ARFIMA). A persistência é calculada levando-se em consideração os índices de preços ao consumidor de cada país em questão. Em linhas gerais, os resultados encontrados mostram que o grau de persistência do índice de preços ao consumidor do Brasil não difere dos valores encontrados em outros países. Desta maneira, parece não se sustentar o argumento de que a persistência inflacionária brasileira seja justificativa para o menor ciclo de baixa dos juros acontecido no país após a eclosão da crise financeira internacional em 2008.

Além desta introdução, este artigo apresenta, na segunda seção, uma revisão da literatura envolvendo a questão da persistência da inflação. A terceira seção apresenta o arcabouço econométrico utilizado no artigo. A quarta seção detalha os dados. A quinta seção reporta os resultados referentes aos países. A sexta seção abre a discussão para a influência dos preços livres e monitorados no Brasil. A última seção faz a conclusão do trabalho.

2. Revisão da Literatura

Batini & Nelson (2001) estudam o fenômeno da persistência inflacionária britânica e americana, ao passo que Batini (2006) faz algo similar para a União Européia.² Em ambos os trabalhos, o foco da análise foi a defasagem entre a condução da política monetária e a resposta da inflação. Os resultados dos autores mostram que as ações de política monetária atingem o efeito máximo em termos de inflação após um ano de implementação. Hondroyiannis & Lazaretou (2004) tratam do caso grego, para o período entre 1975 e 2003, e mostram que o país vem reduzindo a inflação desde 1997, quando a condução da política monetária começou a ter mais eficácia no combate à inflação do país. Gadzinski & Orlandi (2004) analisam a persistência inflacionária dos países membros da UE e dos EUA, com atenção especial para a presença de quebras estruturais nas séries. Os autores encontram casos de persistência moderada e afirmam que o caso europeu está amplamente ligado ao americano. Benigno & López-Salido (2006) procuram evidências de heterogeneidade na dinâmica inflacionária dos países membros da UE por intermédio da estimação de Curvas de Phillips para a Alemanha, França, Itália, Espanha e Holanda. Os autores encontram um comportamento inercial (*backward looking*) para quatro países, sendo que somente a Alemanha mostra características de um comportamento *forward looking*.

² Do ponto de vista teórico, o debate acerca da persistência inflacionária está relacionado a especificações particulares de Curvas de Phillips, seja com expectativas adaptativas, racionais ou híbridas (Phillips, 1958; Phelps, 1967; Friedman, 1968; Fuhrer & Moore, 1995; Gali & Gertler, 1999; Steinsson, 2003).

Doornik & Ooms (2004) utilizam a metodologia ARFIMA para fazer inferências e previsões acerca dos processos inflacionários dos EUA e do Reino Unido. Para o caso americano, a amostra tem periodicidade trimestral (1957:01 a 2003:04) e os parâmetros fracionados ficam em torno de 0.32, significando que a inflação americana pode ser descrita como estacionária. Para o caso britânico, a amostra também tem periodicidade trimestral (1959:1 a 2002:2) e as estimações dos parâmetros fracionados variam entre 0.47 e 0.59, sinalizando para uma provável não estacionaridade da série britânica.

Gil-Alana (2005) aplica a metodologia ARFIMA para a taxa de inflação dos EUA e conclui que os resultados variam consideravelmente dependendo de como as perturbações $I(0)$ são especificadas no modelo. Por exemplo, para a especificação com ruído branco, as estimações mostram uma inflação americana estacionária com o parâmetro fracionado igual a 0.25, mas com um processo de memória longa. Para as perturbações com um processo auto-regressivo, a ordem de integração da série torna-se negativa, caracterizando um comportamento anti-persistente.

Cati et al. (1999) estudam o processo inflacionário brasileiro de Janeiro de 1974 a Junho de 1993, período com grande influência do efeito da implementação de vários planos de estabilização. De acordo com os autores, estas intervenções governamentais abruptas agiram como *inliers*, pois a inflação era reduzida apenas temporariamente e retornava a sua trajetória inicial algum tempo depois. Cati et al. utilizam testes padrões de raiz unitária e reportam, como resultado, que as séries são estacionárias e que as perturbações observadas possuem somente efeitos temporários. Contudo, quando estatísticas mais apropriadas são utilizadas para que sejam levados em conta os planos de estabilização, os resultados mostram que o comportamento estocástico da taxa de inflação brasileira no período analisado é, de fato, muito instável. Desta maneira, os autores chegam à conclusão de que a interpretação macroeconômica para os resultados encontrados está em linha com a hipótese da inércia inflacionária (Arida & Lara-Rezende (1985), Bresser-Pereira & Nakano (1986), dentre outros), que afirma que as perturbações inflacionárias são extremamente persistentes.

Campêlo & Cribari-Neto (2003) mostram que o uso de testes de raiz unitário robustos pode gerar a mesma inferência sobre a ordem de integração das séries sem a necessidade do emprego de variáveis *dummy* que levem em conta a presença de *inliers*. Os autores usam duas séries mensais distintas relativas à taxa de inflação brasileira. A primeira delas é similar àquela utilizada por Cati et al. (1999) e a segunda compreende os períodos entre Fevereiro de 1944 e Fevereiro de 2000. O resultado principal dos autores é a presença de inércia inflacionária que, ao contrário de resultados anteriores, se mostra pequena.

Yoon (2003) também utiliza os dados de Cati et al. (1999) para estimar um teste de raiz unitária proposto por Ng & Perron (2001), que constroem quatro estatísticas de teste baseadas no procedimento de *detrending* GLS. Esta técnica é capaz de gerar as mesmas conclusões de Cati et al. (1999), sem a necessidade do uso de variáveis *dummy*. O autor chega à conclusão que a taxa de inflação não é estacionária para o período analisado.

O Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil de Dezembro de 2008 apresenta um cálculo de persistência inflacionária baseado em modelos AR(p). Os resultados apresentados no trabalho mostram que para o caso do Brasil e Chile a persistência é superior àquela encontrada em economias desenvolvidas. Para ambos os países, o grau de persistência gira em torno de 0,5. Inércia semelhante é encontrada quando são analisados os dados por meio de uma Curva de Phillips Híbrida.

3. Metodologia Econométrica: Modelos ARFIMA

Um das maneiras de se analisar persistência de forma univariada é fazer uso dos diferentes testes de raiz unitária existentes na literatura. Nestes testes, o pesquisador estima a ordem de integração ‘*d*’ das séries e tal ordem somente pode assumir valores inteiros, seja I(0), se for estacionária, ou I(1), caso contrário. Outra possibilidade para se testar persistência univariada é fazer uso dos modelos ARFIMA (*Auto-Regressive-Fractionally-Integrated-Moving-Average*), que são uma generalização dos modelos ARIMA (p,d,q) com a vantagem de a ordem de integração ‘*d*’ poder ser fracionada entre 0 e 1. Além disso, os modelos ARFIMA auxiliam na resolução do problema amplamente conhecido do baixo poder dos tradicionais testes de raiz unitária. Eles também são capazes de modelar conjuntamente as dinâmicas de curto e longo prazos dos processos inflacionários, via estimação das funções de resposta aos impulsos.

Um modelo ARMA (p, q) básico pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_m y_{t-m} + \xi_t + \beta_1 \xi_{t-1} + \dots + \beta_n \xi_{t-n}, \quad t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

onde $\xi_t \sim NID[0, \sigma_\xi^2]$.

Um processo integrado de ordem ‘*d*’ pode ter a seguinte representação:

$$(1-L)^d y_t = \Phi(L)u_t \quad (2)$$

com $\sum_{j=0}^{\infty} |\Phi_j| < \infty$. Geralmente, assume-se que $d=1$, ou que a primeira diferença da série é estacionária.

Todavia, valores fracionados de 'd' podem ser de grande utilidade.³

Considere a representação MA (∞) da equação (2). Se $d < 0.5$, o inverso do operador $(1 - L)^{-d}$ existe. Isso pode ser visto multiplicando-se ambos os lados da primeira equação por $(1 - L)^d$. O resultado é o seguinte:

$$y_t = (1-L)^{-d} \Phi(L) u_t \quad (3)$$

O operador $(1 - L)^{-d}$ pode ser representado pelo seguinte filtro:

$$(1-L)^{-d} = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_j L^j \quad (4)$$

onde $\lambda_0 \equiv 1$ e:

$$\lambda_j = (1/j!)(d+j-1)(d+j-2)(d+j-3)\cdots(d+1)(d) \quad (5)$$

Pode-se demonstrar que, se $d < 1$, λ_j pode ser aproximado para um grande j por:

$$\lambda_j \cong (j+1)^{d-1} \quad (6)$$

Assim, uma representação MA (∞), em que o coeficiente de impulso-resposta λ_j comporta-se, para grandes j , como $(j+1)^{d-1}$, pode ser definido como:

$$y_t = (1-L)^{-d} u_t = \lambda_0 u_t + \lambda_1 u_{t-1} + \lambda_2 u_{t-2} + \cdots \quad (7)$$

As autocorrelações das series estacionárias ARMA podem ter um decréscimo exponencial, ao passo que séries fracionalmente integradas possuem decréscimos hiperbólicos. Em outras palavras, enquanto que os coeficientes de impulso-resposta de um processo ARMA estacionário desaparecem geometricamente, o processo da equação (6) implica num desaparecimento bem devagar. Por conta desta característica, processos fracionalmente integrados também são denominados de processos de memória longa.

Além disso, a sequência dos coeficientes MA limitantes $\{h_j\}_{j=0}^{\infty}$ dados na equação (6) são *square-summable* bastando, para isso, que $d < 0.5$.

$$\sum_{j=0}^{\infty} h_j^2 < \infty \quad \text{for } d < 0.5 \quad (8)$$

³ O leitor pode referir-se a Granger & Joyeux (1980) e/ou Hosking (1981) para compreender melhor os modelos integrados fracionados.

Assim, para $d > 0.5$, o processo deve ser diferenciado antes que fazer a descrição apresentada na equação (3) (Hamilton, 1994).

Conseqüentemente, se $0 \leq d \leq 0,5$, a série é estacionária, com reversão à média e com um processo de memória longa. Se $0,5 < d \leq 1$, a série não é estacionária mas permanece com reversão à média. Se $d \geq 1$, a série não é estacionária e não possui reversão à média (Gil-Alana, 2001).

Se $-0,5 < d < 0$, o processo é chamado de memória intermediária ou sobre-diferenciado.

Três métodos de estimação dos modelos ARFIMA são mais comuns: Máxima Verossimilhança Exata (*Exact Maximum Likelihood - EML*), Perfil Modificado de Verossimilhança (*Modified Profile Likelihood - MPL*) e Mínimos Quadrados Não-Lineares (*Nonlinear Least Squares - NLS*).⁴ Por definição, ambos EML e MPL impõem $-1 < d < 0.5$. O MPL é preferido em relação ao EML se o modelo incluir variáveis regressoras e se a amostra for pequena. A metodologia NLS permite que $d > -0.5$ e pode ser utilizada na estimação de séries não estacionárias (Baillie, Chung & Tieslau, 1996).

Uma vez que as séries examinadas parecem ser não estacionárias, a metodologia EML não se aplica porque ela é seriamente viesada para baixo para valores de 'd' próximos de 0.5 e maiores que 0.5. Desta maneira, utilizaremos a metodologia NLS pois a mesma não sofre destes vieses usuais. O estimador NLS é baseado na maximização da seguinte função de verossimilhança:

$$\ell_N(d, \Phi, \Theta) = -\frac{1}{2} \log \left(\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \tilde{\epsilon}_i \right) \quad (9)$$

onde os resíduos $\tilde{\epsilon}_t$ são obtidos pela aplicação do modelo ARFIMA(p, d, q) aos u_t e os vetores Φ e Θ representam, respectivamente, os parâmetros auto-regressivos 'p' e os parâmetros de média móvel 'q'.

4. Dados

Os dados utilizados na análise são os índices de preços ao consumidor de quatro países com economias semelhantes: Brasil, Chile, México e Turquia. O período analisado vai de janeiro de 1999 a abril de 2009. Os índices são transformados em variações acumuladas em 12 meses das taxas de inflação dos respectivos países.

A Tabela 1 reporta a estatística descritiva dos dados. O destaque é certamente o recorde da Turquia em todas as comparações com máximo de inflação em 12 meses chegando a quase 75%. Por outro lado, o destaque em termos de controle inflacionário é o Chile, cuja média de inflação está em

⁴ Estes métodos estão disponíveis no pacote econométrico OxMetrics de Doornik & Ooms (2001).

3,68%, bem próximo da meta de 3% estabelecida pelo país. Brasil e México estão bem próximos em suas estatísticas descritivas.

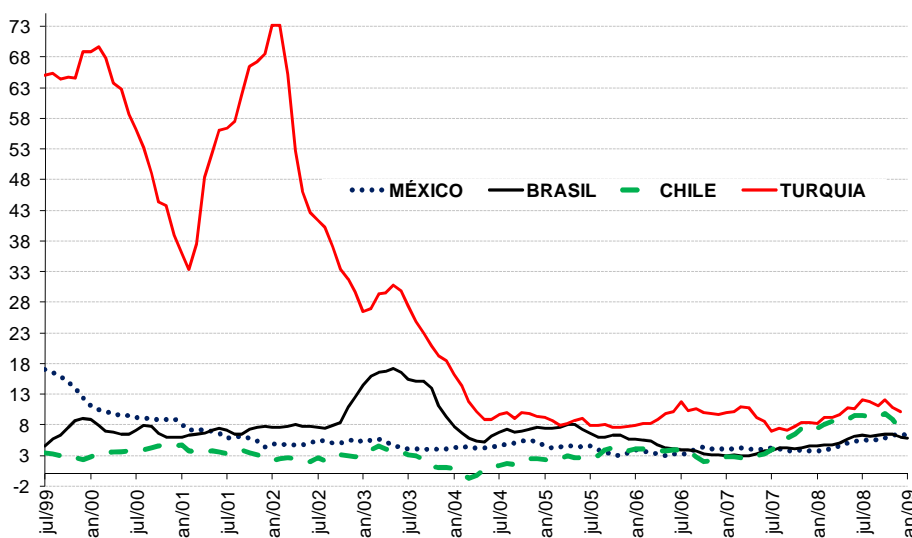
Tabela 1
Índices de Inflação – Estatística Descritiva – 12 meses

Estatística	BRASIL	CHILE	MÉXICO	TURQUIA
Média	7,10	3,68	5,73	27,69
Mediana	6,51	3,25	4,70	12,03
Máximo	17,24	9,85	17,04	73,20
Mínimo	2,96	-0,75	2,91	6,90
Desvio Padrão	3,19	2,17	2,85	22,42

Fonte: IBGE, Bancos Centrais

A Figura 1 nos ajuda a entender melhor o comportamento dos índices de preços ao consumidor dos países analisados. Fica clara a razão pela qual a Turquia é a recordista nos números descritos na Tabela 1. Dos países analisados, a Turquia foi a última a controlar seu processo inflacionário, isso somente aconteceu no início de janeiro de 2004. Após este período, todos os países analisados passam a ter taxas de inflação bem mais próximas uma das outras. Outro destaque no gráfico é o surto inflacionário no Brasil entre 2002 e 2003, fato este relacionado à chamada crise Lula.

Figura 1
Taxas de Inflação (índices de preços ao consumidor - variações % em 12 meses)



Fonte: Bancos Centrais

5. Resultados

Antes de analisar os resultados das estimações dos modelos ARFIMA propriamente ditos, é importante examinar as autocorrelações das séries. Estes resultados estão relatados na Tabela 2 e mostram que as taxas de inflação dos países analisados possuem decréscimo devagar, uma vez que há autocorrelações significantes até a 18^a defasagem para a maioria das séries. Já as autocorrelações em primeira diferença mostram alguns sinais negativos (mas não nos valores iniciais), um sinal de que as séries podem não ter sobre-diferenciação e sim algum processo de não estacionaridade, mas com reversão a uma média de longo prazo.

Tabela 2
Autocorrelações das séries em nível e em primeira diferença

Séries	Def.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
Brasil	x_t	0,97	0,92	0,85	0,76	0,68	0,59	0,51	0,43	0,36	0,29	0,23	0,18	0,15	0,14	0,13	0,13	0,13	0,13
	Δx_t	0,70	0,41	0,23	0,15	0,05	-0,08	-0,18	-0,15	-0,11	-0,14	-0,31	-0,45	-0,31	-0,19	-0,09	-0,05	0,02	0,10
Chile	x_t	0,97	0,91	0,85	0,77	0,70	0,61	0,52	0,43	0,36	0,29	0,21	0,14	0,09	0,05	0,02	0,00	-0,01	-0,01
	Δx_t	0,39	0,01	0,11	0,13	0,16	0,02	-0,09	-0,05	-0,13	-0,01	0,03	-0,34	-0,31	-0,11	-0,11	-0,07	-0,10	-0,08
México	x_t	0,92	0,84	0,76	0,68	0,62	0,56	0,53	0,49	0,46	0,43	0,40	0,37	0,35	0,33	0,30	0,27	0,24	0,21
	Δx_t	0,54	0,23	0,18	0,22	0,24	0,09	0,03	0,13	0,18	0,12	-0,07	-0,17	0,10	0,16	0,11	0,02	0,09	0,17
Turquia	x_t	0,98	0,95	0,91	0,88	0,84	0,80	0,75	0,71	0,67	0,63	0,60	0,57	0,56	0,55	0,54	0,53	0,53	0,52
	Δx_t	0,63	0,32	0,12	0,07	0,08	-0,01	-0,09	-0,12	-0,11	-0,28	-0,46	-0,61	-0,35	-0,10	0,07	0,16	0,12	0,11

Para efeito de comparação posterior, podemos iniciar a análise dos índices de inflação por intermédio da estimação dos testes de raiz unitária ADF e KPSS⁵ para todas as séries consideradas neste trabalho. A opção pelo teste KPSS, além do tradicional ADF, está no fato discutido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (1992). Os autores argumentam que testar raiz unitária como hipótese nula pode não ser aconselhável pois a mesma é sempre aceita, ao menos que haja uma evidência contrária muito forte. Contudo, a maioria das séries econômicas pode não ter informação suficiente capaz de decidir se a mesma possui ou não uma raiz unitária. Em outras palavras, testes ADF, e outros, têm um baixo poder.⁶

Os resultados estão relatados na Tabela 3 e mostram que há uma grande controvérsia nos resultados de ambos os testes. A única variável que confirma a não estacionaridade em ambos os testes

⁵ Consultar Dickey & Fuller (1979) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (1992). Ao contrário do primeiro, este último impõe estacionaridade na hipótese nula.

⁶ De fato, sobre os processos de memória longa, Diebold & Rudebusch (1991) mostram que os testes ADF podem levar a conclusões erradas de que uma série não é estacionária quando o processo é, na realidade, integrado fracionalmente.

é aquela referente à Turquia. Desta maneira, os testes de raiz unitária deixam claro que podem haver incongruências nos resultados, que é um indicativo de a análise via modelos de memória longa ser uma boa alternativa.

Tabela 3
Testes de Raiz Unitária – Variação 12 meses

	ADF						KPSS					
	Estatística de Teste	Lag	Valores Críticos		Rejeita Ho Raiz Unitária		Estatística de Teste	Lag	Valores Críticos		Rejeita Ho Estacionari- dade	
			5%	10%	5%	10%			5%	10%	5%	10%
Brasil	-2,68	1	-2,88	-2,58	Não	Sim	0,36	9	0,46	0,34	Não	Sim
Chile	-2,12	3	-2,88	-2,58	Não	Não	0,45	9	0,46	0,34	Não	Sim
México	-5,48	2	-2,88	-2,58	Sim	Sim	0,83	8	0,46	0,34	Sim	Sim
Turquia	-1,79	1	-2,88	-2,58	Não	Não	1,04	9	0,46	0,34	Sim	Sim

Nota: Estimacões somente com constante.

Para estimar os modelos ARFIMA (p, d, q), seguimos o procedimento padrão observado em outros trabalhos e defasamos a parte auto-regressiva (AR) e a parte média móvel (MA) até a terceira defasagem, gerando 16 diferentes estimacões para cada modelo. Após a regressão dos 16 modelos para cada série, utilizamos o critério de informação de Schwarz para selecionar as defasagens mais apropriadas dentre aquelas feitas.

Tabela 4
Valores de ‘d’ para todos os modelos ARFIMA (p, d, q)

ARMA	(0,0)	(1,0)	(0,1)	(1,1)	(2,0)	(0,2)	(2,1)	(1,2)	(2,2)	(3,0)	(0,3)	(3,1)	(1,3)	(3,2)	(2,3)	(3,3)
Brasil	1.71	0.99	1.40	0.65	0.29	0.99	0.11	0.30	0.46	-0.50	0.99	-0.62	0.35	-0.99	0.42	-0.68
Chile	1.33	0.54	0.96	0.03	0.18	1.09	-	0.37	-	0.62	1.02	0.45	0.45	-	-0.32	-0.49
México	0.99	0.99	0.99	0.99	0.70	0.99	-0.11	0.99	-0.12	-0.26	0.99	-0.29	0.99	-0.32	-0.11	-0.32
Turquia	1.62	1.00	1.31	1.00	0.92	1.12	-	1.00	0.28	0.36	1.00	-0.34	-	-0.73	0.06	-

Na Tabela 4 estão relacionados os parâmetros ‘d’ da integração fracionada de todas as regressões efetuadas. As células vazias correspondem aos modelos em que não foi possível obter convergência da estimacão. Uma rápida observacão nos valores mostra que, quando nenhuma defasagem é levada em conta, todas as taxas de inflacão parecem possuir persistência considerável. Contudo, devemos nos atentar para o melhor modelo selecionado no sentido de decidirmos a real persistência inflacionária nos

países em questão. O próximo passo é decidir se cada série é caracterizada como sendo estacionária ($d < 0.5$) ou não estacionária ($d > 0.5$).

A Tabela 5 reporta os modelos selecionados para os índices de inflação das 4 economias emergentes: Brasil, Chile, México e Turquia. O Chile pode ser caracterizado por um modelo ARFIMA (0, 0.96, 1), o México por um ARFIMA (2, 0.70, 0) e a Turquia por um modelo ARFIMA (2, 0.92, 0). Isso significa que estas economias possuem taxas de inflação caracterizadas como processos de memória longa, não estacionários, mas com reversão a uma média de longo prazo. Isso quer dizer que não foram encontrados comportamentos explosivos nas séries estudadas.

Para o caso específico do Brasil, o melhor modelo selecionado é um ARFIMA (1, 0.65, 1), o que caracteriza o processo inflacionário do país como possuidor de memória longa, não estacionário, mas com reversão à média, tal como nas outras economias analisadas. Além disso, os indicadores de persistência do Brasil e do Chile foram muito próximos aos calculados pelo Banco Central do Brasil para os mesmos países.

Tabela 5
Estimações dos Modelos ARFIMA (p, d, q) por NLS

	ARMA	'd'	AR(1)	AR(2)	AR(3)	MA(1)	MA(2)	Constante
Brasil	(1,1)	0.658 [0.001]	0,788 [0.000]		-	0.319 [0.005]	-	7.820 [0.001]
Chile	(0,1)	0.961 [0.000]	-	-	-	0,604 [0.000]	-	-1.396 [0.923]
México	(2,0)	0.709 [0.000]	0.562 [0.000]	-0.073 [0.281]	-	-	-	-1.487 [0.811]
Turquia	(2,0)	0.927 [0.000]	0.791 [0.001]	-0.130 [0.196]	-	-	-	71.338 [0.479]

Nota: *i*) somente o modelo escolhido pelo critério de seleção é reportado; *ii*) p-valores em colchetes.

Para efeito de comparação com outros artigos, Cati et al. (1999) encontraram um comportamento estocástico para a taxa de inflação brasileira no período 1974-1993, significando que o processo inflacionário do país era extremamente persistente. Yoon (2003) utilizou a mesma base de dados de Cati et al., mas um procedimento econométrico distinto que não necessitava de *dummies* para tratar de períodos de inflação extremamente alta. O resultado do autor também apontou para uma não estacionaridade da taxa de inflação. Já Campêlo & Cribari-Neto (2003) encontraram uma pequena inércia inflacionária em seus cálculos, mais em linha com nossos resultados. Minella et al. (2003) analisam o período posterior à implementação do Plano Real (de Julho de 1995 a Dezembro de 2002) e

encontram evidências de um decréscimo da persistência inflacionária do IPCA, principalmente após a introdução do regime de metas de inflação.

No âmbito internacional, Doornik & Ooms (2004) encontraram um parâmetro $d' = 0.32$ para o caso americano e $0.47 < d' < 0.59$ para o caso britânico. Já Gil-Alana (2005) encontraram $d' = 0.25$ para o caso americano. Ambos os trabalhos também estão em linha com os nossos cálculos.

Desta maneira, os dados mostram que economias com características de persistência bem semelhantes às do Brasil fizeram ajustes bem mais pronunciados nas taxas de juros, como reportado na Tabela 6. Sendo assim, parece não se sustentar o argumento de que a persistência inflacionária brasileira seja justificativa para o menor ciclo de baixa dos juros acontecido no país após a eclosão da crise financeira internacional em 2008.

Tabela 6
Taxas de Juros Nominais (%): Países Selecionados

Período	Brasil	Chile	México	Turquia
jan/08	11,25	6,00	7,50	15,50
ago/08	13,00	7,25	8,25	16,75
set/08	13,75	7,75	8,25	16,75
out/08	13,75	8,25	8,25	16,75
nov/08	13,75	8,25	8,25	16,25
dez/08	13,75	8,25	8,25	15,00
jan/09	12,75	7,25	7,75	13,00
fev/09	12,75	4,75	7,50	11,50
mar/09	11,25	2,25	6,75	10,50
abr/09	10,25	1,75	6,00	9,75
mai/09	10,25	1,25	5,25	9,50
Varição (jan/08- mai/09)	-1,00 p-p	-4,75 p-p	-2,25 p-p	-6,00 p-p

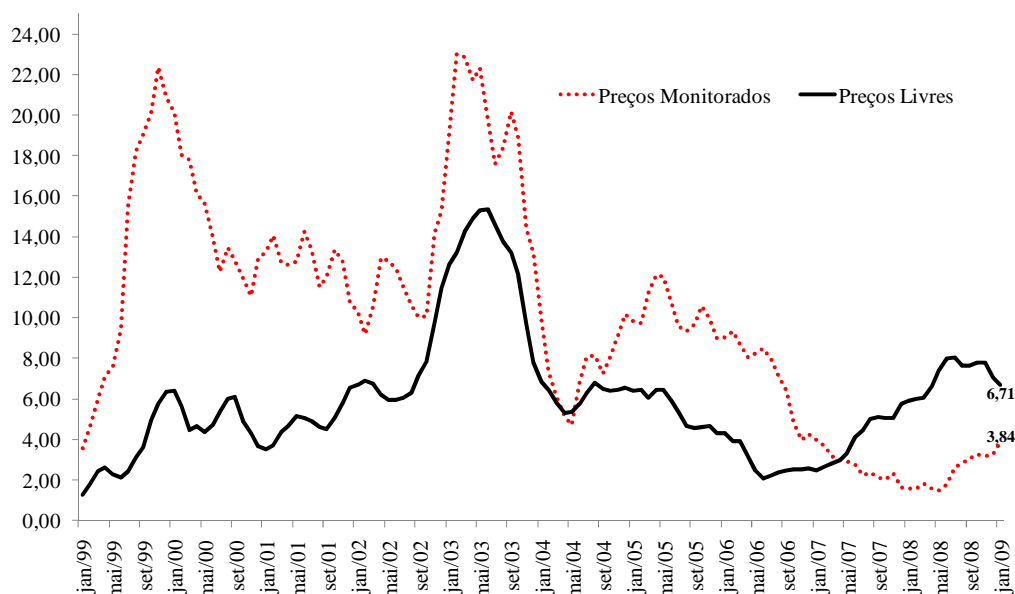
Fonte: FMI e Bancos Centrais

6. Brasil: A Influência dos Preços Livres e Monitorados

Os resultados das estimações mostram que o grau de persistência da taxa de inflação no Brasil está em patamares próximos aos encontrados em outras economias emergentes. A discussão aventada pelas autoridades monetárias brasileiras é que boa parte desta persistência está localizada nos preços administrados. A Figura 2 mostra o comportamento bem mais errático dos preços monitorados nestes últimos 10 anos, com variações em 12 meses bem mais pronunciadas que as acontecidas com os preços livres. A exceção fica para o ano de 2007 em diante, quando a tendência se inverte, principalmente por conta da apreciação cambial acontecida no período.

Figura 2

Brasil: Taxas de Inflação em 12 meses (preços livres e monitorados)



Fonte: Ipeadata

Apesar de responderem por cerca de 30% do peso do IPCA, os preços monitorados apresentam-se bem mais influentes na definição do índice balizador das metas de inflação no Brasil. A razão principal é a ligação de tais preços com o IGP, largamente utilizado na definição de contratos e altamente ligado ao comportamento da taxa de câmbio. Isso fica demonstrado pela análise descritiva dos dados na Tabela 7.

Tabela 7

Índices de Inflação (Preços Livres e Monitorados) – Estatística Descritiva – 12 meses

Estatística	LIVRES	MONITORADOS
Média	6,13	10,28
Mediana	5,80	10,06
Máximo	15,36	23,00
Mínimo	2,08	1,49
Desvio Padrão	2,96	5,82

A Tabela 8 traz análise idêntica à feita na Tabela 2, com resultados também semelhantes. Ambas inflações dos preços livres e dos preços monitorados possuem lento decaimento, com autocorrelações significantes até a 18ª defasagem. Da mesma forma, as autocorrelações em primeira diferença mostram alguns sinais negativos (mas não nos valores iniciais).

Tabela 8
Autocorrelações das séries em nível e em primeira diferença

Séries	Def.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
IPCA Livres	x_t	0,97	0,91	0,83	0,75	0,66	0,58	0,50	0,42	0,34	0,27	0,20	0,14	0,10	0,08	0,06	0,05	0,03	0,00
	Δx_t	0,71	0,46	0,23	0,13	0,01	-0,06	-0,14	-0,11	-0,06	-0,11	-0,23	-0,38	-0,30	-0,20	-0,04	0,02	0,09	0,13
IPCA monitorados	x_t	0,97	0,91	0,84	0,77	0,70	0,63	0,57	0,51	0,45	0,39	0,33	0,29	0,27	0,26	0,26	0,27	0,27	0,27
	Δx_t	0,37	0,09	0,05	0,01	-0,10	-0,07	-0,02	-0,11	0,04	0,05	-0,26	-0,49	-0,21	-0,14	-0,06	0,05	0,08	0,04

Procedemos com os mesmos testes para tentarmos especificar os pormenores da persistência relativa aos preços monitorados e aos preços livres. A Tabela 9 mostra os testes de raiz unitária para ambos os índices. Para os preços livres há uma divergência nos resultados, com a possibilidade de uma memória longa na série. A estimação ADF gera uma possibilidade de uma não estacionaridade ao passo que a estimação KPSS confirma o caráter estacionário da série. Já as estimações relacionadas aos preços monitorados confirmam a não estacionaridade da série em ambos os testes. Contudo, devemos seguir adiante e refinar a análise com os modelos de memória longa.

Tabela 9
Testes de Raiz Unitária – Variação 12 meses

	ADF						KPSS					
	Estatística de Teste	Lag	Valores Críticos		Rejeita Ho Raiz Unitária		Estatística de Teste	Lag	Valores Críticos		Rejeita Ho Estacionaridade	
			5%	10%	5%	10%			5%	10%	5%	10%
IPCA livres	-2,84	1	-2,88	-2,58	Não	Sim	0,15	9	0,46	0,34	Não	Não
IPCA monitorados	-2,02	1	-2,88	-2,58	Não	Não	0,92	9	0,46	0,34	Sim	Sim

Nota: Estimações somente com constante.

A Tabela 10 reporta todas as 16 estimações procedidas para cada um dos índices de preços e a Tabela 11 reporta apenas os modelos selecionados via critério de informação de Schwarz. Os preços livres podem ser caracterizados por um modelo ARFIMA (3, -0.47, 0), gerando um caráter de anti-persistência. Isso significa que os choques ocorridos nestes preços se dissipam de forma muito rápida. Por outro lado, os preços administrados podem ser caracterizados por um ARFIMA (2, 0.44, 0), isto é, tais preços possuem processos de memória longa, mas com características estacionárias e com reversão a uma média de longo prazo.

Tabela 10

Estimações dos Modelos ARFIMA (p, d, q) por NLS

ARMA	(0,0)	(1,0)	(0,1)	(1,1)	(2,0)	(0,2)	(2,1)	(1,2)	(2,2)	(3,0)	(0,3)	(3,1)	(1,3)	(3,2)	(2,3)	(3,3)
IPCA	1.71	0.99	1.40	0.65	0.29	0.99	0.11	0.30	0.46	-0.50	0.99	-0.62	0.35	-0.99	0.42	-0.68
Preços Livres	1.74	0.99	1.48	0.77	0.35	0.99	0.47	0.45	0.31	-0.47	0.99	-0.61	0.48	-0.99	0.23	-
Preços Monitorados	1.30	1.00	1.05	1.00	0.44	1.00	0.27	1.15	0.41	-0.37	1.00	0.35	1.00	-0.41	0.43	0.56

Tabela 11

Estimações dos Modelos ARFIMA (p, d, q) por NLS

	ARMA	'd'	AR(1)	AR(2)	AR(3)	MA(1)	MA(2)	Constante
Preços Livres	(3,0)	-0.478 [0,019]	2,171 [0,000]	-1,472 [0,000]	0,291 [0,007]	-	-	6,143 [0,000]
Preços Monitorados	(2,0)	0,442 [0,087]	0,881 [0,000]	-0,076 [0,530]	-	-	-	6,713 [0,236]

Nota: *i*) somente o modelo escolhido pelo critério de seleção é reportado; *ii*) p-valores em colchetes

Os resultados referentes aos preços livres e monitorados mostram que os graus de persistência destes indicadores estão comportados. Apesar de grande parte da persistência estar localizada nos preços administrados, mesmo estes preços, que no passado cresciam a taxas bem superiores aos da média, têm mostrado quedas consideráveis e tendência de convergência para a média ao longo dos últimos anos. Para que esta persistência diminua ainda mais é necessário que haja um fim do “entulho inflacionário” relacionado aos preços administrados. Isso se faz necessário pois sabe-se que estes preços possuem a capacidade de se difundir pelos preços livres e, assim, provocar uma alta inflacionária generalizada.

6. Considerações Finais

O objetivo deste artigo foi analisar o fenômeno da persistência inflacionária em quatro países de economias semelhantes (Brasil, Chile, México e Turquia) para o período entre janeiro de 1999 e abril de 2009. Os resultados encontrados mostram que o grau de persistência do índice de preços ao consumidor do Brasil não difere dos valores encontrados em outros países.

Desta maneira, chega-se à conclusão que o processo inflacionário brasileiro ainda possui algum grau de persistência, mas reverte a uma média, tal como em países emergentes de economias análogas. Além disso, a persistência inflacionária brasileira está mais controlada até para os preços monitorados. Somente com a remoção do chamado “entulho inflacionário” relacionado aos preços administrados é que a persistência dos mesmos cairá ainda com mais força.

Isso indica que a persistência da inflação no Brasil não é diferente dos demais países emergentes analisados e que, portanto, este argumento não é válido para justificar uma trajetória mais tênue de queda da Selic.

Referências Bibliográficas

- Arida, P. & Lara-Rezende, A. (1985). Inertial Inflation and Monetary Reform in Brazil. In: Williamson, J. (ed.). *Inflation and Indexation: Argentina, Brazil and Israel*. Cambridge: MIT Press, p. 27-45.
- Baillie, R. T.; Chung, C. & Tieslau, M. A. (1996). Analyzing Inflation by the Fractionally Integrated Arfima-Garch Model. *Journal of Applied Econometrics*, 11(1), p. 23-40.
- Banco Central do Brasil (2008). Relatório de Inflação - Dezembro/2008. Persistência da Inflação
- Batini, N. (2006). Euro Area Inflation Persistence. *Empirical Economics*, 31(4), p. 977-1002.
- Batini, N. & Nelson, E. (2001). The Lag From Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited. *International Finance*, 4(3), p. 381-400.
- Benigno, P. & López-Salido, J.D. (2006). Inflation Persistence and Optimal Monetary Policy in the Euro Area. *Journal of Money Credit and Banking*, 38(3), p. 587-614.
- Bevilaqua, A.S.; Mesquita, M. & Minella, A. (2007). Brazil: Taming Inflation Expectations. *Banco Central do Brasil Working Paper Series 129*.

- Bogdanski, J.; Tombini, A. A. & Werlang, S. R. (2000). Implementing Inflation Target in Brazil. *Banco Central do Brasil Working Paper Series 1*.
- Bos, C.S.; Franses, P.H.; Ooms, M. (1999). Long Memory and Level Shifts: Re-analyzing Inflation Rates. *Empirical Economics*, 24, p. 427-449.
- Bresser-Pereira, L.C. & Nakano, Y. (1986). Inertial Inflation and Heterodox Shocks in Brazil. In: Rego, J.M. (ed.). *Inertial Inflation, Theories of Inflation and the Cruzado Plan*. Rio de Janeiro: Paz e Terra.
- Campêlo, A.K. & Cribari-Neto, F. (2003). Inflation Inertia and Inliers: The Case of Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 57(4), p. 713-739.
- Cati, R.C.; Garcia, M.G.P. & Perron, P. (1999). Unit Roots in the Presence of Abrupt Governmental Interventions with an Application to Brazilian Data. *Journal of Applied Econometrics*, 14 (1), p. 27-56.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-431.
- Diebold, F.X. & Rudebusch, G.D. (1991) On the Power of Dickey-Fuller Tests Against Fractional Alternatives. *Economics Letters*, 35(2), p. 155-160.
- Doornik, J. A. (1998). *Object-Oriented Matrix Programming Using Ox 2.0*. Timberlake Consultants, London.
- Doornik, J. A. & Ooms, M. (2001). A Package for Estimating, Forecasting and Simulating Arfima Models: Arfima package 1.01 for Ox. *Nuffield College – Oxford Discussion Paper*.
- Disponível on line:
<http://www.faculty.econ.northwestern.edu/faculty/spady/econ498/Ox/arfima/arfima.pdf>
- Doornik, J. A. & Ooms, M. (2004). Inference and Forecasting for ARFIMA Models, With an Application to US and UK Inflation. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 8 (2).
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, 58, p. 1-17.
- Fuhrer, J. & Moore, G. (1995). Inflation Persistence. *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), p. 127-159.

- Gadzinski, G. & Orlandi, F. (2004). Inflation Persistence in the European Union, The Euro Area, and The United States. Eurosystem Inflation Persistence Network. *European Central Bank Working Paper* No. 414. November.
- Gali, J. & Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44, p. 195–222.
- Gil-Alana, L. A. (2001). The Persistence of Unemployment in the USA and Europe in Terms of Fractionally ARIMA Models. *Applied Economics*, 33, p. 1263–9.
- Gil-Alana, L. (2005). Testing and Forecasting the Degree of Integration US Inflation Rate. *Journal of Forecasting*, 24, p. 173-187.
- Granger, C. W. J. (1980). Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models. *Journal of Econometrics*, 14, p. 227-38.
- Granger, C. W. J. & Joyeux, R. (1980). An Introduction to Long Memory Time Series and Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1, p. 15-29.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hondroyannis, G. & Lazaretou, S. (2004). Inflation Persistence During Periods of Structural Change: As Assessment Using Greek Data. Eurosystem Inflation Persistence Network. *European Central Bank Working Paper* No. 370. June.
- Hosking, J. R. M. (1981). Modeling Persistence in Hydrological Time Series Using Fractional Differencing. *Water Resources Research*, 20, p. 1898-908.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Are Non-Stationary? *Journal of Econometrics*, 54, p. 159-178.
- Minella, A. (2003) Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation. *Revista Brasileira de Economia*, 57(3), p. 605-635.
- Minella, A.; Freitas, P. S.; Goldfajn, I. & Muinhos, M. K.(2003). Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. *Journal of International Money and Finance*, 22, p. 1015–1040.
- Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests With Good Size and Power. *Econometrica*, 69, p. 1519–54.

- Phelps, E. S. (1967). Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time. *Economica*, 34, p. 254–281.
- Phillips, A.W. (1958). The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25 (100), p. 283-299.
- Phillips, P.C.B. & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, p. 335-346.
- Sowell, F. (1992). Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models. *Journal of Econometrics*, 53, p. 165–188.
- Steinsson, J. (2003). Optimal Monetary Policy in an Economy With Inflation Persistence. *Journal of Monetary Economics*, 50, p. 1425–1456.
- Walsh, C. E. (2003). *Monetary Theory and Policy*. Cambridge MA: The MIT Press.
- Yoon, G. (2003). The Time Series Behaviour of Brazilian Inflation Rate: New Evidence From Unit Root Tests With Good Size and Power. *Applied Economics Letters*, 10, p. 627-631.