

INFLAÇÃO INERCIAL COMO UM PROCESSO DE LONGA MEMÓRIA: ANÁLISE A PARTIR DE UM MODELO ARFIMA-FIGARCH¹

Erik Alencar de Figueiredo

Departamento de Economia da UFRN
Programa de Pós-Graduação em Economia
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Endereço Eletrônico: eafigueiredo@gmail.com

André M. Marques

Doutorando em Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Endereço Eletrônico: andremarques@yahoo.com.br

¹ Os autores gostariam de agradecer aos participantes da 7ª Semana Acadêmica Integrada do Centro de Ciências Naturais e Exatas – CCNE da Universidade Federal de Santa Maria, realizada em agosto de 2007. Em especial, aos professores Paulo S. Ceretta e Adriano M. Souza. Erros e omissões que persistam são de responsabilidade dos autores.

INFLAÇÃO INERCIAL COMO UM PROCESSO DE LONGA MEMÓRIA: ANÁLISE A PARTIR DE UM MODELO ARFIMA-FIGARCH

RESUMO

O objetivo principal deste estudo é investigar a dependência de longo prazo da inflação brasileira, descrevendo-a como um processo fracionalmente integrado tanto na média quanto na variância. A metodologia empregada baseia-se na estimação de um modelo ARFIMA-FIGARCH, capaz de detectar a presença de memória longa em altas defasagens de um processo auto-regressivo. Os resultados indicam uma substancial redução da memória inflacionária, no período pós-Plano Real, e também uma recíproca influência entre a média e a volatilidade da inflação.

Palavras-chave: inflação inercial; ARFIMA-FIGARCH; memória longa; volatilidade.

Classificação JEL: C22; E31.

ABSTRACT

The aim of this paper is search for the long memory in the Brazilian inflation rate, describing it as a fractionally integrated process in the first and second moments. So, it is employed the more recent methodology of ARFIMA-FIGARCH models. The main result endorses the hypothesis of inertial inflation in the short and long run, and the Friedman's hypothesis of interaction between mean and volatility of price inflation.

Key words: inertial inflation; ARFIMA-FIGARCH; long memory; volatility.

JEL Classification: C22; E31.

1. Introdução

Quaisquer que sejam as suas causas efetivas, as alterações nos preços relativos quase sempre expressam desequilíbrios reais e provocam alterações no comportamento dos agentes econômicos. Nesse particular, a variação do nível geral de preços em uma economia e o caráter de sua resposta a impulsos inflacionários ou deflacionários (choques) são um aspecto de grande importância tanto para a teoria quanto para a política macroeconômica.

A inflação brasileira, no contexto atual, está estabilizada em torno de 4% ao ano. Abstraindo sua história pregressa, o Brasil tem hoje uma taxa de inflação próxima à dos países avançados. Contudo, seria importante ter presente nas considerações atuais de política uma medida mais precisa da longa memória (inércia) da inflação brasileira bem como o real caráter de sua resposta a eventuais choques aleatórios.

Convencionalmente, para explicar a variação do nível geral de preços, a teoria econômica adota a suposição de excesso de moeda na economia. Contudo, no caso brasileiro, a explicação teórica² e os trabalhos empíricos³ realizados tendem a corroborar o caráter marcadamente inercial da taxa de inflação. A hipótese da inflação inercial foi formulada sobre bases (teóricas e empíricas)⁴ genuinamente domésticas. A experiência brasileira demonstrou o realismo dessa suposição e o acerto de suas premissas com o sucesso alcançado pelo Plano Real.⁵

Para compreendê-la, faz-se normalmente a clara distinção entre choque e tendência inflacionária. Suponha que é possível medir exatamente a contribuição de todos os choques (oferta agregada, *overshooting* cambial, abertura econômica, demanda agregada, etc) sobre a taxa de inflação observada, a componente isolada não explicada pelos choques é então a tendência inflacionária. Na ausência de choques, a taxa de inflação corrente é igual a essa tendência.

A explicação dominante encontrada nos livros-texto para a tendência inflacionária, assim definida, apóia-se em um forte componente expectacional: a expectativa de inflação formada pelos agentes econômicos condiciona a taxa de inflação corrente e, por extensão, a taxa de inflação futura, por isso, o Banco Central deposita grande peso sobre a expectativa de inflação⁶

² Em especial, Lopes (1985), Resende (1985) e Modiano (1983).

³ Em especial, Tejada e Portugal (2001), Figueiredo e Ferreira (2002), Fasolo e Portugal (2003), Câmpelo e Cribari-Neto (2003) e Cribari-Neto e Cassiano (2005), entre outros.

⁴ A hipótese da inflação inercial foi sugerida nos estudos da experiência brasileira com política salarial ao final dos anos 1970 e começo dos anos 1980. Ver Lopes (1985) para uma ampla revisão da literatura.

⁵ Para um histórico detalhado sobre a sua aplicação na elaboração e implementação do Plano Real, ver Bacha (1998).

⁶ Ver Bogdanski *et alli* (2000) para um sumário do modelo de metas de inflação.

formada pelos agentes econômicos. Entretanto, a hipótese da inflação inercial adota um suposto diferente para explicar a tendência inflacionária: toda alteração na tendência inflacionária resulta de ações de agentes econômicos visando recompor seu pico de renda real obtido no passado. Isto é, na ausência de choques ou impulsos inflacionários (deflacionários), a inflação corrente é determinada pela inflação passada, independentemente das expectativas (Lopes (1985) e Resende (1985)).

Quando esse comportamento defensivo é suficientemente ampliado na economia, a inflação observada na ausência de choques é idêntica à inflação passada. Em ambientes cronicamente inflacionados, esse comportamento defensivo dos agentes econômicos tende a se perpetuar por longos períodos de tempo com ou sem os mecanismos institucionais de indexação.

Neste contexto, a asserção de Friedman (1977) relacionando a taxa de inflação e a volatilidade toma lugar de destaque. Embora esta associação refira-se a ambientes de hiperinflação, ela poderá ser contextualizada em um ambiente de inflação inercial, uma vez que toda inflação crônica é predominantemente inercial (Lopes (1985)). Em essência, Friedman observou que, em economias de alta inflação, o ambiente de incerteza tende a provocar um certo comportamento nos agentes econômicos de modo que quanto maior a taxa de inflação, maior a sua volatilidade, podendo persistir por longos períodos: “(...) *a high inflation rate is not likely to be steady during the transition decades. Rather, the higher the rate, the more variable it is likely to be*” (Friedman (1976)).

Muitos estudos sobre o processo inflacionário no Brasil já foram realizados desde o começo da década de 1980, tendo como foco importante o mercado de trabalho e a política salarial.⁷ No geral, os achados empíricos ofereciam suporte a uma Curva de Phillips marcadamente horizontal, inviabilizando qualquer tentativa de conter a inflação pelos instrumentos convencionais de restrição da demanda agregada (Lopes (1985) e Resende (1985)).

Já nos anos 1990, os estudos empíricos vêm endossando a interpretação de que a inflação brasileira, mesmo após a implantação do Plano Real, continua com uma importante componente inercial, apesar de muitos dos mecanismos institucionais de indexação terem sido removidos nos últimos anos. Não é estranho, por isso, que a taxa de inflação apresente um caráter persistente não somente em curtos períodos de tempo, mas também em longos períodos.

⁷ Para esse período, pode-se consultar o sumário oferecido por Lopes (1985).

Os resultados do estudo de Figueiredo e Ferreira (2002), por exemplo, indicam que a depreciação cambial influencia com maior intensidade os preços indexados, administrados pelo governo, que os preços livres. Segundo os autores, mais de 51% da inflação (IPCA) do período 1999-2002 é explicada exclusivamente pelos preços indexados. O estudo de Fasolo e Portugal (2003), estimando uma Curva de Phillips não-linear para a economia brasileira, constata a alta persistência (inércia) da inflação brasileira para o período de 1990-2002, concluindo que ela possui uma componente inercial autônoma, independente de quaisquer choques aleatórios.

Cati *et alli* (1999), empregando técnicas de raiz unitária, constataram o caráter predominantemente não estacionário da inflação brasileira para o período 1974-1993, isto é, a possibilidade de incorporação permanente de influências exógenas sobre sua trajetória de longo prazo. Impulsos inflacionários (ou deflacionários) tendem a afetar de forma permanente a trajetória de longo prazo do processo inflacionário. Estes resultados foram posteriormente corroborados, em maior ou menor grau, por Tejada e Portugal (2001), Câmpelo e Cribari-Neto (2003) e Cribari-Neto e Cassiano (2005).

Recentemente, Laurini e Vieira (2005) destacam que a dinâmica inflacionária brasileira, no pós-Plano Real, apresenta um componente de heterocedasticidade condicional. Por conta disso, os autores propõem um modelo de variação dos parâmetros ao longo do tempo, com erros GARCH (*Generalizes Autoregressive Conditional Heterocedasticity*). Os resultados do estudo apontam para um crescimento da inércia em períodos de crises, associando-a ao comportamento da volatilidade inflacionária. Porém, afora a relevância dos resultados, destaca-se a pertinência de uma caracterização não-linear para a série.

Tendo esses resultados como suporte, o objetivo principal deste artigo é investigar a memória longa da inflação brasileira, descrevendo-a como um processo fracionalmente integrado tanto na média quanto na variância. Para isso, estima-se um modelo ARFIMA-FIGARCH⁸ capaz de detectar tanto a memória de curto prazo quanto a memória de longo prazo nos dois primeiros momentos de uma variável. Ademais, este modelo capta o comportamento não-linear da série, procurando cobrir um período mais amplo, os dados mensais vão de 1980 a 2007, com estimativas para alguns subperíodos históricos. Adicionalmente, o estudo também

⁸ Ver Sowell (1992) para uma discussão teórica acerca das vantagens do modelo ARFIMA em relação à modelagem ARIMA. Os modelos ARIMA podem ser considerados modelos de “memória curta”, enquanto os modelos ARFIMA captam *além* da memória de curto prazo, a memória de longo prazo, representada pelo coeficiente d , $0 < d < 1$.

verifica se há alguma relação definida entre a média e a volatilidade da inflação, tal como foi sugerido por Friedman (1976).

Por fim, o artigo está organizado do seguinte modo: na segunda seção, é apresentado o modelo teórico a ser estimado; na terceira seção, têm-se os resultados das estimativas e; na seção quatro, são desenvolvidos os comentários finais.

2. Modelo ARFIMA-FIGARCH

De acordo com Granger e Joyeux (1980), um modelo fracionário na média pode ser representado por:

$$\Phi(L)(1-L)^{d_m}(X_t - \mu) = \Theta(L)u_t. \quad [2.1]$$

Com $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$. Onde $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$ e $\Theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$ correspondem, respectivamente, aos componentes de auto-regressivos e de médias móveis, todos fora do círculo unitário. Têm-se ainda a média μ e o parâmetro d que captura a longa memória do processo. Se $-0.5 \leq d \leq 1$, a série não possuirá variância finita, mesmo assim sua persistência será finita, ou seja, os choques serão revertidos ao longo do tempo.

Considere agora que o modelo (2.1) apresente resíduos GARCH(r, s)⁹ e não mais $iid(0, \sigma^2)$ e também que a equação da variância condicional exiba, da mesma forma que a média, um comportamento fracionário. Assim, o complemento de (2.1) será:

$$u_t \sim \sqrt{h_t} \varepsilon_t, \quad [2.2]$$

$$\beta(L)h_t = w + [1 - \beta(L) - \nu(L)(1-L)^{d_\nu}] \varepsilon_t^2. \quad [2.3]$$

Neste caso, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$. Note que se $h_t = w$ for uma constante, o processo reduz-se a um ARFIMA(p, d_m, q). Se $\nu(L) = \Theta(L) = 1$, teremos um FIGARCH(r, d_ν, s) discutido em Baillie *et alli* (1996a), com a variância condicional exibindo o comportamento fracionário já discutido anteriormente. Conseqüentemente, o sistema geral caracteriza o ARFIMA-FIGARCH.

Baillie *et alli* (2002) e Baillie *et alli* (1996a) discutem uma importante característica deste modelo: sua variância incondicional será infinita desde que $d_\nu \neq 0$, $\forall d_m$. Ou seja, a dinâmica desta variância será independente do comportamento da média condicional.

⁹ Para detalhes sobre os modelos GARCH, ver Bollerslev (1986).

Assumindo a normalidade, o logaritmo da verossimilhança para o processo (2.1), (2.2) e (2.3) será:

$$L(\lambda, u_1, \dots, u_T) = -(T/2) \ln(2\pi) - (1/2) \sum_{t=1}^T [\ln(h_t^2) + u_t^2 h_t^{-2}]. \quad [2.4]$$

Onde $\lambda' = (\mu, \phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q, d_m, w, \beta, v, d_v)$. As condições para a maximização são descritas em Baillie *et alli* (1996a). Em geral, o processo de maximização de (2.4) envolve problemas de otimização não-linear, pois o estimador não possui forma fechada. Sendo assim, (2.4) precisa ser otimizada numericamente. Em resumo, o modelo ARFIMA-FIGARCH busca capturar uma dupla longa-memória, ou seja, na média e na variância condicionais. Em face de sua estrutura complexa, é interessante selecionar uma baixa defasagem em seu processo de estimação.

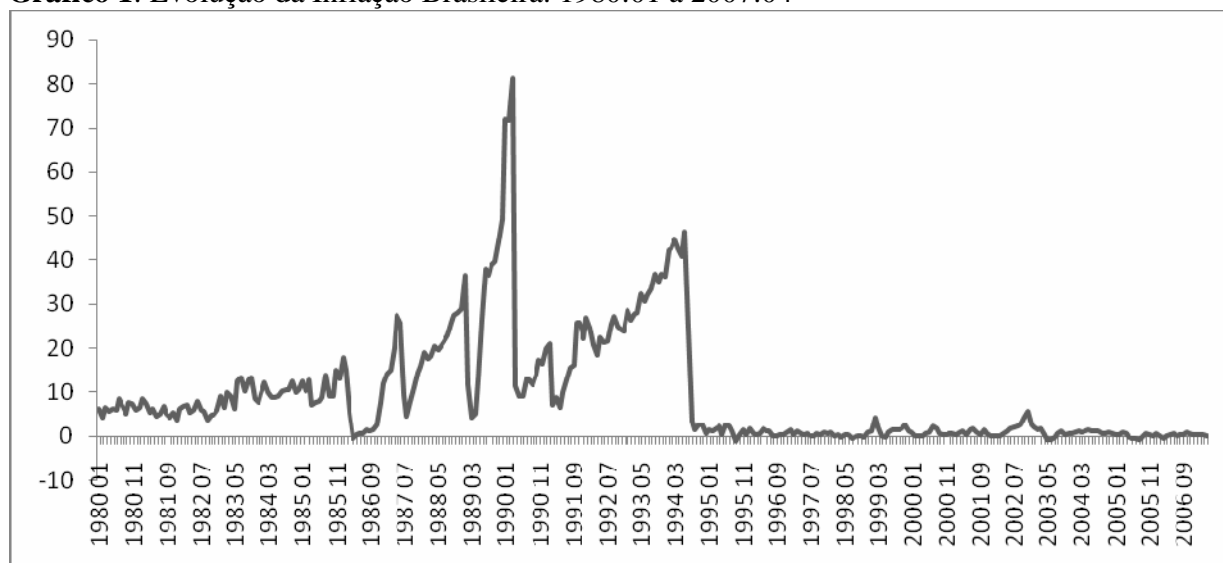
3. Resultados

A apresentação dos resultados seguirá a seguinte estratégia: a) em primeiro lugar, discutem-se os dados e a consideração de subamostras; b) em seguida, proceder-se-á a uma análise preliminar, baseada nas funções de autocorrelação e nos testes para raiz unitária. Com isso, espera-se detectar indícios de não-estacionariedade e sobrediferenciação da série; c) o terceiro passo consiste em estimar o coeficiente fracionário, com uma posterior análise dos resíduos das regressões. Neste tópico, buscam-se evidências relacionadas à presença de heterocedasticidade condicional e; d) por fim, apresentam-se as estimativas para os modelos ARFIMA-FIGARCH.

3.1. Dados

A inflação brasileira será representada pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), calculado pela Fundação Getúlio Vargas. Este índice representa uma média ponderada de três outros indicadores: 60% do Índice de Preços no Atacado (IPA); 30% do Índice de Preços ao Consumidor (IPC), mensurado a partir da variação de preços das cestas de consumo das famílias que recebem de 1 a 33 salários mínimos e; 10% do Índice Nacional da Construção Civil (INCC). Os dados foram obtidos junto ao endereço eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA¹⁰. Foram consideradas as observações mensais compreendidas entre 1980:01 e 2007:04. A evolução da série pode ser observada no Gráfico 1.

¹⁰ <http://www.ipeadata.gov.br>.

Gráfico 1: Evolução da Inflação Brasileira: 1980:01 a 2007:04

Fonte: Dados da Pesquisa.

A inspeção visual indica a presença de, no mínimo, dois regimes. O primeiro caracterizado pela contínua elevação do índice inflacionário e o segundo caracterizado pela estabilização dos preços. Por conta desta heterogeneidade, optou-se por considerar diversas amostras. Sendo assim, seguindo Cribari-Neto e Cassiano (2005), têm-se: **A1**: 1980:01-2007:04, com 238 observações; **A2**: 1980:01 a 1989:12, com 120 observações; **A3**: 1980:01 a 1993:12, com 168 observações e; **A4**: 1994:08 a 2007:04, com 153 observações.

A primeira amostra, **A1**, contempla toda a série. O subperíodo **A2** abrange toda a década de 1980. Já **A3** contém todos os planos anteriores ao Real. Por fim, **A4** considera apenas o período de estabilização inflacionária. Convém destacar que as amostras **A1**, **A2** e **A3** possuem fortes influências de *inliers*, ou seja, intervenções governamentais que desviam as taxas de sua trajetória *natural*. De acordo com Campêlo e Cribari-Neto (2003), esta característica pode viesar algumas estatísticas tradicionais, notadamente os testes para raiz unitária e as medidas de persistência.

3.2. Análise Preliminar

Em geral, a observação dos coeficientes de autocorrelação para série da inflação brasileira (Tabela 1) não apresenta evidências explícitas relacionadas à presença ou não de estacionariedade. Em resumo, ela sugere: a) a não-estacionariedade na primeira amostra; b) a

estacionariedade da série no período **A4**, devido a queda rápida das autocorrelações e; c) um comportamento inconclusivo para os demais subperíodos.

Este comportamento já era esperado, pois a determinação da ordem de integração da série da inflação brasileira envolve uma vasta discussão em torno da robustez dos testes estatísticos, não sendo possível determiná-la a partir de uma simples análise de autocorrelação. Entretanto, não obstante a simplicidade deste procedimento, a observação destas estatísticas pode trazer importantes informações sobre a série estudada.

A Tabela 2 apresenta os coeficientes de autocorrelação para a primeira diferença da inflação. Note que, em **A3** e **A4**, a primeira autocorrelação apresenta um valor negativo, indicando uma possível sobrediferenciação da série.

Tabela 1: Autocorrelações para a Série de Inflação Brasileira

Lags	Inflação – IGP – DI			
	A1	A2	A3	A4
1	0,9118	0,8347	0,8445	0,6200
2	0,8174	0,6490	0,6902	0,3801
3	0,7241	0,5040	0,5374	0,2457
4	0,6680	0,3882	0,4552	0,1641
5	0,6250	0,3229	0,4009	0,0981
6	0,5911	0,2584	0,3660	0,0040
7	0,5565	0,2216	0,3239	-0,0154
8	0,5261	0,2366	0,2865	0,0007
9	0,4904	0,2856	0,2393	0,0168
10	0,4722	0,3556	0,2267	0,0063
11	0,4741	0,4008	0,2535	-0,0175
12	0,4799	0,3545	0,2775	-0,0469

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 2: Autocorrelações para a Primeira Diferença da Série de Inflação Brasileira

Lags	Primeira Diferença da Inflação – IGP – DI			
	A1	A2	A3	A4
1	0,0313	0,1795	-0,0089	-0,1532
2	-0,0073	-0,1267	0,0011	-0,1721
3	-0,213	-0,1414	-0,247	-0,0713
4	-0,0696	-0,2162	-0,0871	0,0225
5	-0,0547	-0,0353	-0,063	0,0223
6	0,009	0,0556	0,0299	-0,0981
7	-0,0321	-0,0261	-0,0222	-0,0698
8	0,0316	-0,0451	0,0413	-0,011
9	-0,0955	-0,0834	-0,1151	0,0811
10	-0,1171	-0,0069	-0,1318	-0,0317
11	-0,0171	0,0246	0,0014	0,0145
12	0,0201	0,0551	0,0224	0,0077

Fonte: Dados da pesquisa.

Para tornar os resultados mais robustos optou-se pela implementação dos testes para raiz unitária. Entretanto, deve-se destacar que, de acordo com Schwert (1989), os testes tradicionais sofrem importantes distorções quando a primeira diferença da série apresenta um componente de médias móveis negativo e próximo a um. Por conta disso, o primeiro passo será estimar um ARIMA (0,1,1). Esta característica, aliada à presença de *outliers* e *inliers*, dificulta a identificação do processo gerador dos dados. Por essa razão, adotou-se uma estratégia de estimação envolvendo dois procedimentos: os testes Phillips e Perron (1988) – PP e de Kwiatkowski *et alli* (1992) – KPSS.

O teste de PP baseia-se em uma abordagem semiparamétrica a partir do princípio da invariância e dos funcionais movimentos *brownianos*, considerando que os termos de perturbação estocástica são serialmente correlacionados. Assim como a maioria dos testes clássicos para estacionariedade, o procedimento PP possui como hipótese nula a existência de uma raiz unitária.¹¹ Já o teste KPSS possui como hipótese nula a inexistência de raiz unitária. Logo, espera-se que a utilização conjunta dos testes possibilite uma determinação mais precisa da ordem de integração da série. De acordo com Baillie *et alli* (1996b), a utilização destes procedimentos pode gerar quatro resultados:

- a) a rejeição da hipótese nula do teste PP e a não rejeição da hipótese nula do teste KPSS, indicando forte evidência de um processo de covariância-estacionária;
- b) a não rejeição da hipótese nula do teste PP e a rejeição da hipótese nula do teste KPSS, indicando que a série possui uma raiz unitária;
- c) a não rejeição das hipóteses nulas em ambos os testes, o que gera uma indeterminação sobre o processo gerador dos dados e;
- d) a rejeição da hipótese nula em ambos os testes, sugerindo que o processo gerador não é $I(0)$ nem $I(1)$, indicando uma provável integração fracionária.

Os resultados dos testes PP e KPSS podem ser observados na Tabela 3. Em um primeiro momento, destacam-se os componentes de médias móveis para o modelo ARIMA(0,1,1). Note que se têm valores negativos em **A3** e **A4**. Foram considerados dois processos geradores: um com

¹¹ Este tem sido um ponto de crítica para a inferência *bayesiana*, por exemplo. Ou seja, os testes clássicos tendem a tomar a hipótese da raiz unitária como verdadeira. Em contrapartida, os estudos *bayesianos* vislumbram a simetria com que as hipóteses nula e alternativa são tratadas. Para detalhes, ver Sims (1988).

constante $(.)^C$ e o outro com constante e tendência $(.)^{CT}$. Optou-se por estas caracterizações por não se ter claramente um processo gerador bem definido em alguns períodos.

Os resultados indicam que: i) o período **A2** possui uma raiz unitária; ii) a amostra **A4** caracteriza-se pela covariância-estacionária; iii) em **A1** ambas as hipóteses nulas são rejeitadas o que, segundo Baillie *et alli* (1996b), constitui uma forte evidência de integração fracionária; iv) para **A3**, há uma indeterminação, dado que foram rejeitadas as hipóteses de raiz unitária nos testes PP, mas os resultados dos testes KPSS mostraram-se contraditórios.

Tabela 3: Raiz Unitária para a Inflação Brasileira

Período	Inflação Brasileira				
	MA	PP ^C	PP ^{CT}	KPSS ^C	KPSS ^{CT}
A1	0,0305	-3,5801***	-3,9849**	0,6788**	0,2828**
A2	0,2457	-0,2987	-1,9475	0,9445***	0,2191***
A3	-0,0081	-3,3680**	-4,6258***	1,0891***	0,0647
A4	-0,2951	-6,1133***	-6,1652***	0,2207	0,1125

Fonte: Dados da pesquisa. (*), (**) e (***) rejeita-se a hipótese nula respectivamente a 10%, 5% e 1% de significância. Os sobrescritos $(.)^C$ e $(.)^{CT}$ denotam as especificações “com constante” e “com constante e tendência”, respectivamente.

Não obstante a implementação destes testes, deve-se estar alerta para seus potenciais vieses. Como já ressaltado, a análise para as séries nacionais de taxa de inflação apresenta uma dificuldade adicional devido à existência de *inliers*. Essa característica introduz um importante viés no processo de estimação convencional. Note que as grandes dificuldades em determinar o processo gerador foram encontradas justamente nos períodos onde se observam os *inliers* (**A1** e **A3**).¹² Soma-se a este aspecto a presença de componentes de médias móveis negativos e próximos a um, principalmente em **A4**.

3.3. Modelos ARFIMA

Os resultados da seção anterior não foram muito conclusivos. Por conta disso, esta seção investigará a pertinência de uma caracterização fracionária para as séries. Como uma etapa preliminar, procedeu-se a filtragem fracionária das séries, utilizando-se o operador $(1-L)^d$. A Tabela 4 apresenta os resultados das funções de autocorrelação para a série **A4**, considerando diferenciações fracionárias, com o d variando entre 0,1 e 0,9.¹³

¹² Nesse sentido, Campêlo e Cribari-Neto (2003) conduzem sua investigação sob o teste alternativo de Hasan-Koenker, permitindo uma melhor *performance* dada a sua não-sensibilidade à presença de *inliers*.

¹³ Utilizou-se o procedimento de diferenciação fracionária proposto por Reisen (1994). As tabelas relacionadas aos demais períodos encontram-se disponíveis com os autores.

Tabela 4: Autocorrelações para a Série A4 Filtrada

Lags/d	Inflação – IGP – DI (A4)								
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
1	0,526	0,429	0,333	0,240	0,153	0,072	-0,002	-0,069	-0,130
2	0,275	0,178	0,093	0,023	-0,032	-0,074	-0,104	-0,124	-0,135
3	0,153	0,076	0,016	-0,027	-0,055	-0,071	-0,079	-0,079	-0,076
4	0,089	0,033	-0,006	-0,029	-0,040	-0,043	-0,040	-0,035	-0,028
5	0,039	-0,096	-0,019	-0,025	-0,022	-0,012	0,001	0,014	0,027
6	-0,056	-0,092	-0,119	-0,129	-0,129	-0,125	-0,118	-0,111	-0,104
7	-0,063	-0,049	-0,105	-0,106	-0,101	-0,091	-0,019	-0,070	-0,060
8	-0,032	-0,014	-0,053	-0,048	-0,040	-0,029	0,022	-0,011	-0,004
9	-0,006	-0,018	-0,012	-0,005	0,005	0,014	0,014	0,028	0,032
10	-0,012	-0,041	-0,015	-0,008	0,001	0,008	-0,007	0,018	0,020
11	-0,035	-0,073	-0,038	-0,031	-0,022	-0,014	-0,036	-0,001	-0,020
12	-0,066	-0,102	-0,072	-0,065	-0,056	-0,046	-0,089	-0,028	-0,079

Fonte: Dados da pesquisa.

Note que as primeiras autocorrelações tornam-se negativas na medida em que o d aproxima-se de 1, indicando a sobrediferenciação da série. Entretanto, para valores do d inferiores a 0,4 a série tende a apresentar um comportamento estacionário, indicando uma boa aproximação em sua diferenciação.

Um resultado mais robusto é apresentado na Tabela 5. Nela, são sumariadas as estimativas para o modelo fracionário na média. Para tanto, utilizou-se um processo de estimação baseado em Haslett e Raftery (1989). O processo de seleção da parte AR e MA foi realizado a partir do critério de Akaike (AIC).

Tabela 5: Modelos ARFIMA para a Inflação Brasileira

Parâmetros	A1	A2	A3	A4
\hat{d}_m	0,4826*** (0,0140)	0,4950** (0,0000)	0,4007*** (0,0116)	0,2313*** (0,0038)
$\hat{\theta}_1$	---	0,0016 (0,1577)	---	---
$\hat{\theta}_2$	---	---	---	---
$\hat{\phi}_1$	-0,4526*** (0,0359)	-0,3261* (0,1654)	-0,4952*** (0,0753)	-0,4474*** (0,0879)
$\hat{\phi}_2$	-0,2787*** (0,0140)	---	-0,3443*** (0,0116)	-0,1384 (0,0038)
$\log \ell$	-2040	-339,2	-556,7	-171,8
AIC	4082,201	680,4422	1115,335	345,5210
Q(20)	20,055	14,723	14,555	11,296

Fonte: Dados da pesquisa. Erro padrão entre parênteses. (*), (**) e (***) denotam, respectivamente, 10%, 5% e 1% de significância estatística.

Em primeiro lugar, destaca-se a significância estatística de todos os coeficientes fracionários. Os valores inferiores a 0,5 sugerem a estacionariedade das séries. Porém, embora os erros sejam não-correlacionados em todos os modelos (teste de Ljung-Box para a vigésima defasagem - $Q(20)$), os quadrados dos resíduos são autocorrelacionados em alguns deles. Este comportamento, mostrado na Tabela 6, indica a presença de heterocedasticidade condicional.

Tabela 6: Teste de Ljung-Box para o Quadrado dos Resíduos

Parâmetros	A1	A2	A3	A4
Q(1)	1,6170	0,9534	0,8479	6,4567**
Q(2)	1,6859	0,9543	0,9268	7,6577**
Q(3)	12,235*	1,0792	8,6974**	7,7771*
Q(4)	12,346**	4,2424	8,7461*	8,0867*

Fonte: Dados da pesquisa. (*), (**) e (***) denotam a rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação, respectivamente a 10%, 5% e 1% de significância.

Em suma, observa-se que os resíduos apresentam heterocedasticidade condicional em todos os modelos, à exceção de **A2**. Logo, a caracterização fracionária na média não apresenta um bom ajuste. Deve-se, portanto, abandonar a estrutura de erros gaussianos, partindo para uma caracterização GARCH. Esta abordagem será considerada na seção seguinte.

3.4. Resultados para os Modelos ARFIMA-FIGARCH

As estimações dos modelos para a inflação brasileira, nos diversos subperíodos, encontram-se sumariados na Tabela 4. O processo de seleção dos modelos baseou-se na minimização do critério de SBC. Considerou-se uma distribuição *t-student* para os erros, em vista da constatação de excesso de curtose em todas as amostras (**A1**, por exemplo, apresenta uma curtose igual a 9,21).

Optou-se por estimar os modelos apenas para os períodos onde foi detectada a presença de heterocedasticidade condicional. Entretanto, como já era esperado, não foi possível ajustar um modelo para toda a amostra, em vista de sua grande heterogeneidade, já apontada na seção 3.1. Portanto, foram estimados somente os ARFIMA-FIGARCH para **A3** e **A4**.

Tabela 7: Modelos ARFIMA-FIGARCH para a Inflação Brasileira

Parâmetros	A3	A4
\hat{d}_m	0,9570*** (0,0551)	0,3308*** (0,1153)
$\hat{\mu}$	43,1136*** (1,0003)	-0,0102 (0,3348)
$\hat{\theta}_1$	-0,7533** (0,3089)	---
$\hat{\theta}_2$	0,0342 (0,1019)	---
$\hat{\phi}_1$	0,7683** (0,3498)	0,2803*** (0,1067)
$\hat{\phi}_2$	-0,0224 (0,0950)	---
\hat{d}_v	0,0755 (0,0744)	0,8153*** (0,0817)
$\hat{\omega}$	22,4472 (14,1707)	10,1559 (9,4480)
$\hat{\beta}$	0,3184 (0,2409)	-0,0849 (0,1269)
\hat{v}	0,6483*** (0,1761)	-0,6660*** (0,2325)
$\log \ell$	-450,0960	-155,2985
SBC	5,7615	2,2601
Q(20)	25,005	13,386
Q ² (20)	4,6991	9,2900

Fonte: Dados da pesquisa. Erro padrão entre parênteses. (*), (**) e (***) denotam significância estatística, respectivamente, a 10%, 5% e 1%.

Os novos ajustes indicam que não só os resíduos como também os seus quadrados são não-autocorrelacionados. Ou seja, “eliminou-se” a heterocedasticidade condicional.

Observando-se os resultados expostos na Tabela 7, pode-se dizer, com relação à década de 1980 (A3), que a taxa de inflação pode ser descrita como um processo de longa memória, pois o coeficiente fracionário é 0,957, indicando alta persistência e um lento decaimento hiperbólico, de caráter não estacionário (não reversível para a média). Esse traço de não estacionariedade é consistente com os achados de Cati *et alli* (1999) e Baillie *et alli* (1996b). Para este período, os impulsos inflacionários ou deflacionários podem ser tratados como uma influência de natureza permanente sobre a taxa média de inflação.

Posto que o coeficiente fracionário da variância condicional não é significativo, a alta persistência da inflação (memória de longo prazo) esteve concentrada predominantemente sobre a média do processo. Como os componentes auto-regressivos e de médias móveis de primeira ordem são estatisticamente significativos, a memória inflacionária de curto prazo também é

captada pelo modelo¹⁴. Neste particular, constata-se que o parâmetro auto-regressivo de primeira ordem alterou-se substancialmente com a implantação Plano Real, caindo de 0,7683 para 0,2803.

Diante desses resultados, a hipótese de um comportamento defensivo e persistente por parte dos agentes econômicos, por longos períodos de tempo, parece uma boa descrição da realidade. Neste caso, isolada dos impulsos inflacionários (deflacionários), a explicação para a tendência inflacionária está associada ao comportamento defensivo dos agentes econômicos, procurando recompor seu pico de renda real obtido no passado, como presume a hipótese da inflação inercial, independentemente das expectativas.¹⁵

Com relação ao período pós – Plano Real (**A4**), constata-se que a inflação deixa de apresentar o caráter não estacionário na média, característico da década de 1980 ($\hat{d}_m < 0,5$), embora continue com a característica de um processo de lento decaimento hiperbólico, uma vez que o coeficiente fracionário da média é estatisticamente significativo. Essa diferença marcante pode ser explicada pela implantação do Plano Real, que objetivava remover a memória do processo inflacionário, através de uma reforma monetária implantada em três estágios (Bacha (1998)). Conforme os resultados acima, após a sua implementação do Plano Real, uma parte importante da memória inflacionária, proveniente da década de 1980, deixou de existir.

Não obstante o processo passe a apresentar, após o Plano Real, caráter estacionário e reversível para a média, o caráter não estacionário é transferido para a variância (irreversibilidade), uma vez que o coeficiente fracionário é 0,8153. Isto é, a volatilidade da inflação passa a apresentar as mesmas características presentes na média do processo, constatadas antes do Plano Real.

Diante desses resultados, pode-se dizer que, a despeito da remoção de grande parte da memória inflacionária com a implantação do Plano Real, um resíduo de inércia ainda persiste conjuntamente com uma volatilidade de caráter não-estacionário. Neste caso, seria importante ter clareza sobre a relação entre essas variáveis, posto que a volatilidade pode ser interpretada com um indicador da incerteza ainda presente na economia brasileira.

¹⁴ Definir inércia inflacionária como um parâmetro auto-regressivo de 1ª ordem (memória curta), como fazem Laurini e Vieira (2005), não é incompatível com a estimação de um modelo ARFIMA-FIGARCH, visto que este modelo capta tanto a “memória de curto prazo” quanto a memória de longo prazo do processo, representada pelo coeficiente d . Ver Sowell (1992).

¹⁵ Essa era uma das premissas teóricas que norteou a elaboração e a implantação do Plano Real. Ver Bacha (1998).

Para alcançar esse objetivo, empregou-se o teste de causalidade de Granger (Granger, 1969; Granger et. al., 1998). A Tabela 8 apresenta os resultados do teste de causalidade para a taxa de inflação e sua volatilidade.¹⁶

Tabela 8: Testes de Causalidade de Granger.

Teste	A3	A4
Inflação defasada não causa volatilidade	9,6168***	7,6483***
Volatilidade defasada não causa inflação	2,6548***	0,6332

Fonte: Dados da pesquisa. (*), (**) e (***) denota a rejeição da hipótese nula de que a variável “a” não-cause Granger a variável “b”, respectivamente a 10%, 5% e 1% de significância.

Dos resultados apresentados na Tabela 8, constata-se que, durante a década de 1980, tende a ocorrer uma recíproca influência entre a taxa de inflação e a volatilidade do processo inflacionário. Após a implantação do Plano Real, essa influência passa a ser unidirecional, da taxa de inflação para a volatilidade. Esses resultados apóiam a sugestão de Friedman, indicando que o ambiente de incerteza tende a provocar uma elevação na volatilidade a partir de uma maior taxa de inflação.

Embora Friedman refira-se a ambientes de alta inflação, diante dos resultados expostos acima, parece bastante razoável presumir que a influência da taxa de inflação sobre a volatilidade também ocorre em regime de baixa inflação, como o atual.

Se for possível postular uma certa simetria a partir desses resultados, visto que essa influência é positiva, pode-se esperar para os próximos períodos, com a permanência da taxa de inflação nos atuais patamares, que a volatilidade também venha a permanecer em níveis reduzidos, refletindo, desse modo, um ambiente de menor incerteza e maior credibilidade para os agentes econômicos, favorecendo as expectativas de longo prazo e a estabilidade macroeconômica ainda em consolidação.

4. Considerações Finais

O objetivo principal deste estudo foi investigar a presença de memória longa nos dois primeiros momentos da inflação brasileira, representada pelo IGP-DI. A partir da estimação de um modelo ARFIMA-FIGARCH, constatou-se que, durante a década de 1980 e no período pós - Plano Real, a taxa de inflação pode ser descrita como um processo fracionalmente integrado

¹⁶ Por questão de espaço, os resultados dos pré-testes (testes de raiz unitária ADF e PP) requeridos para a escolha apropriada do modelo (Granger (1969); Granger et. al. (1998)), foram omitidos. Conforme os resultados dos testes, ADF e PP, constatou-se que ambas as variáveis (taxa de inflação e volatilidade) são I (0), por isso foi suficiente estimar a equação (5.1) de Granger (1969: 431). Em caso contrário, seriam necessários testes adicionais de co-integração visando a seleção de um dos dois modelos de causalidade apresentados em Granger et. al. (1998: 5).

tanto na média quanto na variância. Além do processo inflacionário apresentar uma componente inercial de curto prazo (memória curta), foi possível também detectar uma componente inercial de longo prazo, caracterizada pela presença de memória longa nos dois primeiros momentos da taxa de inflação.

Apesar do caráter de irreversibilidade do processo ter migrado da média para a variância, após o Plano Real, a inércia inflacionária apresentou uma substancial redução. Com relação à influência da inflação sobre a volatilidade, pode-se presumir que, mantida sob controle, uma baixa taxa de inflação deverá acarretar uma menor volatilidade no futuro, refletindo um ambiente de menor incerteza para os agentes econômicos, favorecendo as perspectivas de longo prazo e a consolidação da estabilização.

Diante desses resultados, é lícito observar que uma estratégia consistente no sentido de eliminar o resíduo inercial ainda presente na economia brasileira requer um trabalho conjunto e coordenado que transcende os domínios da autoridade monetária, situando-se, em boa medida, no redesenho do aparato institucional da nação e no ataque aos grandes desequilíbrios reais que provocam o comportamento defensivo por parte dos agentes econômicos.

5. Referências

- BACHA, E. L. (1998) “O Plano Real: uma avaliação”, In: MERCADANTE, A. (Org.) *O Brasil pós-Real: a política econômica em debate*, Campinas: Unicamp-IE, p. 11-69.
- BAILLIE, R.; BOLLERSLEV, T.; MIKKELSEN, H. O. (1996a) “Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 74: 3-30.
- BAILLIE, R., CHUNG, C.-F.; TIESLAU, M. A. (1996b) “Analyzing Inflation by the Fractionally Integrated Arfima-Garch Model”, *Journal of Applied Econometrics*, 11: 23-40.
- BAILLIE, R., (1996) “Long Memory Process and Fractional Integration in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 73: 5-59.
- BANERJEE, A.; COCKERELL, L.; RUSSEL, B. (2001) “An I(2) Analysis of Inflation and the Markup”, *Journal of Applied Econometrics*, 16: 221-240.
- BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre A.; WERLANG, Sérgio R. C. (2000) “Implementing Inflation Targeting in Brazil”, Banco Central do Brasil, *Working Paper Series n. 1*. Disponível em <http://www.bcb.gov.br> ; acesso em 09.08.2004.
- BOLLERSLEV, T. (1986). “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”. *Journal of Econometrics*, v. 31.
- CAMPÊLO, Ana K.; CRIBARI-NETO, F. (2003) “Inflation inertia and ‘inliers’: the case of Brazil”, *Revista Brasileira de Economia*, n. 57(4): 713-719.

- 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: 27-56.
- CRIBARI-NETO, F.; CASSIANO, K. (2005). “Uma análise da dinâmica inflacionária brasileira”. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, (4): 535-566 .
- FASOLO, Angelo M.; PORTUGAL, Marcelo S. (2003) “Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips Curve for Brazil”, *Texto para Discussão*, UFRGS/PPGE. Disponível em <http://www.ufrgs.br/ppge> ; acesso em 10.10.2004.
- FIGUEIREDO; F. M. R.; FERREIRA, T. P. (2002) “Os Preços Administrados e a Inflação no Brasil”, Brasília, *Trabalhos para Discussão n° 59*. Disponível em <http://www.bcb.gov.br> ; acesso em 10.03.2004.
- FRIEDMAN, M. (1976) “Inflation and Unemployment”, *Nobel Memorial Lecture*. Disponível em: http://nobelprize.org/nobel_prizes/economics/laureates/1976/friedman-lecture.html ; acesso em 12.05.2007.
- GRANGER, C. W. (1969) “Investigating Causal Relations by Econometric Models and by Cross-spectral Methods”, *Econometrica*, vol. 37 (3): 424-438.
- GRANGER, C.W. (1980) “Long memory relationships and the aggregation of dynamic models”, *Journal of Econometrics*, 14: 227-238.
- GRANGER, C.W. (1981) “Some properties of time series data and their use in econometric model Specification”, *Journal of Econometrics*, 16: 121-130.
- GRANGER, C.W.; JOYEUX, R. (1980) “An introduction to long memory time series models and fractional differencing”, *Journal of Time Series Analysis*, 1: 5-39.
- GRANGER, C. W. (1993) “What we learning about the Long-Run?”, *Economic Journal*, vol. 103 (417): 307-317.
- GRANGER, C. W.; HUANG, Bwo-Nung; YANG, Chin Wei (1998) “A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asia flu”, San Diego: University of California, (Discussion Paper, n. 98-09). Disponível em: <http://www.econ.ucsd.edu/papers/files/ucsd9809.pdf>. Acesso em: 21 jun. 2004.
- HASLETT, J., RAFTERY A. (1989) “Space-time Modelling with Long-memory Dependence: Assessing Ireland's Wind Power Resource” (with Discussion), *Applied Statistics*, 38: 1–50.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, Peter C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992) “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root”, *Journal of Econometrics*, v. 54.
- LAURINI, M.; VIEIRA, H. A dynamic econometric model for inflationary inertia in Brazil. IBMEC, *no prelo*, 2005.
- LOPES, F. L. (1985) “Inflação inercial, hiperinflação e desinflação: notas e conjecturas”, *Revista de Economia Política*, vol. 5(2): 135-151.
- MODIANO, E. (1983) “A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966-1981”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 15 (1): 39-68.
- PHILLIPS, Peter C. B.; PERRON, P. (1988) “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, n. 75, v. 2.
- REISEN, V. A. (1994) “Estimation of the fractional difference parameter in the ARFIMA (p,d,q) model using the smoothed periodogram”, *Journal Time Series Analysis*, n. 15, v.1.

- RESENDE, A. L. (1985) “A moeda indexada: uma proposta para eliminar a inflação inercial”, *Revista de Economia Política*, vol. 5(2): 130-134.
- SCHWERT, G. (1989) “Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation”, *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 7.
- SIMS, Christopher A. (1988) “Bayesian skepticism on unit root econometrics”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12.
- SOWELL, F. (1990) “The Fractional Unit Root Distribution”, *Econometrica*, 58 (2): 495-505.
- SOWELL, F. (1992) “Modeling long-run behavior with the fractional ARIMA model”, *Journal of Monetary Economics*, 29: 277-302.
- TEJADA, C.; PORTUGAL, M. (2001). Credibilidade e inércia inflacionária no Brasil: 1986-1998. *Estudos Econômicos*, 31:459-494.