

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

HELENO PIAZENTINI VIEIRA

VELOCIDADE DA MOEDA, INFLAÇÃO E CICLOS DE NEGÓCIOS NO BRASIL, 1900-
2013

SÃO PAULO
2014

HELENO PIAZENTINI VIEIRA

VELOCIDADE DA MOEDA, INFLAÇÃO E CICLOS DE NEGÓCIOS NO BRASIL, 1900-
2013

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação
da Escola de Economia de São Paulo da
Fundação Getúlio Vargas, como requisito para a
obtenção do título de Doutor em Economia.
Área do conhecimento: História Econômica.
Orientador: Prof. Pedro Luiz Valls Pereira

SÃO PAULO
2014

Vieira, Heleno Piazzentini.

Velocidade da moeda, inflação e ciclos de negócios no Brasil, 1900-2013 /
Heleno Piazzentini Vieira. 2014.
95 f.

Orientador: Pedro Luiz Valls Pereira

Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Produto interno bruto - Brasil. 2. Política monetária - Brasil. 3. Taxa de
inflação. 4. Modelos econométricos. I. Pereira, Pedro Luiz Valls. II. Tese
(doutorado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.748

HELENO PIAZENTINI VIEIRA

VELOCIDADE DA MOEDA, INFLAÇÃO E CICLOS DE NEGÓCIOS NO BRASIL, 1900-
2013

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação
da Escola de Economia de São Paulo da Fundação
Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do
título de Doutor em Economia

Área do conhecimento:
História Econômica

Data de aprovação:
22/04/2014

Banca Examinadora:

Prof. Pedro Luiz Valls Pereira (Orientador)
EESP-FGV

Prof. Emerson Fernandes Marçal
EESP-FGV

Prof. Eurilton Alves Araújo Júnior
BACEN e FUCAPE

Prof. Renato Perim Colistete
FEA-USP

Prof. Leonardo Weller
EESP-FGV

SÃO PAULO
2014

Agradecimentos

Meu agradecimento especial ao professor Pedro Luiz Valls Pereira que orientou minha tese e, além disso, vem sendo uma pessoa muito importante em minha vida profissional e acadêmica. Trabalho com o Pedro desde 2005, mas inicialmente em função administrativa no auxílio da coordenação de programa de pós-graduação e depois como seu orientando no doutorado. Desde o início, ao saber que eu era professor de história econômica, o Pedro sempre foi um grande incentivador do uso da econometria como instrumento para pensar questões de história e assim persiste até hoje.

Aos professores componentes da banca por terem avaliado a tese e contribuído com comentários pertinentes e com críticas construtivas. Tais comentários e críticas serão fundamentais para a continuidade e melhoria da pesquisa proposta nesta tese. Os professores foram, além do Pedro Valls, Eurilton Araújo, Renato Colistete, Leonardo Weller e Emerson Marçal.

Ao Insper pelo incentivo e por permitir que minhas atividades profissionais fossem compatibilizadas com os períodos de estudos e das aulas no doutorado, viabilizados especialmente por Ana Helena de Campos, Rinaldo Artes e Sérgio Lazzarini. Além disso, por proporcionar o convívio diário com vários professores que, de alguma forma, deram sugestões, contribuições e apoio, trocaram ideias etc., dentre os quais posso citar Ricardo Brito, Eurilton Araújo, Fábio Gomes e Marco Lyrio.

Agradeço meus pais, minha irmã e a Cinara pelo sólido e incondicional apoio. Ressalto o pensamento e a persistência dos meus pais em acreditar fielmente e apostar corretamente no poder da educação de ser geradora de oportunidades e de melhorias de vida. A Cinara pelo amor, pela convivência diária e pela felicidade grande.

RESUMO

A presente tese é composta por três ensaios. O primeiro ensaio estuda os ciclos de negócios brasileiro no período dos anos 1900 até 2012. Uma série trimestral do PIB real é elaborada, utilizando um modelo estrutural de séries de tempo. A partir disso, um modelo com mudança Markoviana é proposto para que seja construída uma cronologia de ciclo de negócios. O modelo selecionado possui dois regimes distintos, cenários de expansão e de recessão, a datação obtida é comparada com outros estudos sobre o tema e são propostas caracterizações das fases de crescimento que podem apoiar estudos sobre a história econômica do Brasil. O segundo ensaio estuda o comportamento da velocidade da moeda no ciclo de negócios brasileiro de 1900 até 2013. Os resultados a partir das estimativas dos modelos de séries temporais, MS e GARCH, são utilizados para suportar esse estudo. Em termos gerais a velocidade da moeda no Brasil apresentou queda até a segunda Guerra Mundial, cresceu até meados dos anos 1990 e a partir disso segue em tendência de queda. A experiência inflacionária brasileira é capítulo importante de nossa história econômica. O objetivo do terceiro ensaio é estudar a volatilidade da inflação brasileira ao longo do tempo no período de 1939 até 2013, buscando descrever sua relação com a taxa de inflação, adotando como referência uma datação de ciclos de negócios. Para realizar essa descrição serão utilizados os resultados obtidos nas estimações de modelos econométricos das classes GARCH, BSM e MS. No caso brasileiro a indicação é que a taxa de inflação impacta positivamente sua volatilidade.

Palavras-chave: Pib trimestral; ciclos de negócios; mudança markoviana; velocidade da moeda; inflação; variância condicional; hipótese de Friedman; Brasil.

ABSTRACT

This doctoral thesis is composed by three essays. The first one studies the Brazilian business cycles during the years 1900 to 2012. A quarterly real GDP measure is produced using a structural model of time series. For this, Markov Switching model is proposed to be constructed a chronology of business cycle. The selected model has two distinct regimes scenarios of expansion and recession, the dating obtained is compared with other studies on the subject are proposed characterizations and the stages of growth that can support studies on the economic history of Brazil. The second paper studies the behavior of the velocity of money in the Brazilian business cycle from 1900 to 2013. The results from the estimation of models for time series GARCH and MS, are used to support this study. In general the velocity of money in Brazil fell to the Second World War, has grown to the mid-1990s and from this follows on a downward trend. The Brazilian inflation experience is important chapter in our economic history. The objective of the third paper is to study the volatility of the Brazilian inflation over time in the period 1939 to 2013, trying to describe his relationship with the rate of inflation, taking as a reference dating of business cycles. To conduct this description the results obtained in the estimations of GARCH, MS and BSM models classes will be used. In the Brazilian case the indication is that the inflation rate positively impacts the volatility of this variable.

Keywords: Quaterly GDP; business cycles; Markov switching; money velocity; conditional variance; inflation; Friedman's hypothesis; Brazil.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	UM ESTUDO SOBRE O CICLO DE NEGÓCIOS BRASILEIRO, 1900-2012	11
2.1	Considerações iniciais	11
2.2	Metodologia	13
2.2.1	Modelo estrutural básico de series de tempo (BSM)	13
2.2.2	Modelo com mudança de regimes (MS)	15
2.3	A base de dados e as estimações	16
2.3.1	Construção da série trimestral do PIB brasileiro	16
2.3.2	Construção da cronologia do ciclo de negócios brasileiro	19
2.4	Resultados	23
2.5	Considerações finais	28
3	COMPORTAMENTO DA VELOCIDADE DA MOEDA NO CICLO DE NEGÓCIOS BRASILEIRO, 1900-2012	32
3.1	Considerações iniciais	32
3.2	Metodologia	34
3.2.1	Modelo GARCH (Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)	35
3.3	A base de dados e a construção da velocidade da moeda	35
3.3.1	Construção da velocidade da moeda anual nos anos 1901-1947	36
3.3.2	Construção da velocidade da moeda trimestral nos anos 1946-2013	38
3.4	Resultados	41
3.5	Interpretação	43
3.5.1	Intepretações gerais	43
3.5.2	A história econômica do Brasil caracterizada através do comportamento da velocidade da moeda	46
3.5.2.1	Do início do século XX até o fim da segunda Guerra Mundial	46
3.5.2.2	Do final da segunda Guerra Mundial até 2013	49

3.6	Considerações finais	60
4	COMPORTAMENTO DA VOLATILIDADE DA TAXA DE INFLAÇÃO BRASILEIRA, 1939-2013	61
4.1	Considerações iniciais	61
4.2	Metodologia	62
4.2.1	Base de dados	62
4.2.2	Modelo para avaliar a hipótese de Friedman	64
4.2.3	Modelo para avaliar a relação entre Inflação e PIB	65
4.2.4	Modelo para a volatilidade da taxa de inflação em regimes diferentes	65
4.3	Resultados	66
4.3.1	Resultados gerais	66
4.3.2	Uma história da experiência inflacionária brasileira	73
4.4	Considerações finais	83
5	CONCLUSÃO	85
	REFERÊNCIAS	87
	APÊNDICES	90

1 INTRODUÇÃO

Há mais de três décadas o trabalho de Peláez e Suzigan (1981) sugeriu para que estudos posteriores desenvolvessem um tema importante para a história monetária brasileira. Esses autores apontaram que deveria ser construída uma referência cíclica trimestral para a economia brasileira. E a partir dessa referência, o comportamento da velocidade da moeda fosse estudado ao longo do tempo. Assim, seria possível realizar uma investigação sobre o comportamento de curto prazo da velocidade da moeda. A presente tese tem como motivação central promover essa investigação.

Nesse sentido, o objetivo central desta tese é descrever o comportamento empírico da velocidade da moeda, adotando uma referência cronológica de ciclo de negócios. Desse objetivo central, há três desdobramentos que serão desenvolvidos ao longo de três ensaios. Primeiro, propor uma datação cíclica para o Brasil no período de 1900 até 2012. Segundo, descrever o comportamento da velocidade da moeda. Como no caso brasileiro a inflação parece ser uma variável importante para explicar a velocidade da moeda, no terceiro, o objetivo é descrever o comportamento da taxa de inflação ao longo do tempo.

O objetivo do primeiro ensaio é propor uma referência cronológica de expansões e recessões para o Brasil no período de 1900 até 2012. Nesse ensaio, duas contribuições principais podem ser destacadas. A primeira, propor uma base trimestral para o PIB de 1900 até 2012. E a segunda, construir uma datação cíclica nesse mesmo período. Para isso foram implementadas aplicações econométricas de dois modelos de séries temporais.

Os modelos da classe BSM, utilizando componentes não observados foram adotados para construir uma série trimestral do PIB. E os modelos da classe MS com variância distinta entre os regimes foram adotados para construir uma cronologia de datação. Dentre os principais resultados, podemos citar que em média, uma recessão é mais persistente que uma expansão até o ano de 1932. A partir desse ano, os cenários de expansão são significativamente mais persistentes do que os recessivos. Os maiores períodos consecutivos de recessão da história econômica do Brasil foram a Primeira Guerra Mundial, totalizando 18 trimestres em recessão, a Depressão da década de 1930 com 12 trimestres em recessão e a Crise da Dívida de 1980 com 12 trimestres em recessão.

No segundo ensaio o objetivo é descrever ao longo do tempo o comportamento da velocidade da moeda e de sua volatilidade nos anos entre 1900 e 2012, a partir da referência cíclica proposta no primeiro ensaio. A contribuição principal do segundo ensaio é trabalhar uma pendência de pesquisa em história econômica do Brasil apontada em Peláez e Suzigan (1981). Para atingir esse o objetivo a metodologia escolhida foi implementar aplicações de dois modelos.

Os modelos da classe MS foram utilizados para dividir o comportamento da velocidade da moeda em regimes de volatilidade distintos. E os modelos da classe GARCH foram adotados para avaliar a volatilidade da velocidade ao longo do tempo. Os principais resultados obtidos foram que a velocidade apresenta queda do início do século até a II Guerra Mundial e é verificado o padrão de subir em expansões. Já de 1946 até a metade dos anos 1980 a velocidade cresceu e também apresentou o padrão médio de crescer nas expansões, mas há períodos controversos.

Além disso, após meados dos anos 1990 apresentou grande volatilidade com movimentos expressivos de altas e quedas. Neste período a velocidade da moeda não tem relação direta de crescimento com o ciclo econômico. A partir disso a trajetória verificada foi de queda sensível ao longo do tempo. E a partir de 1997 a velocidade da moeda volta a ter relação direta com o ciclo.

O objetivo do terceiro ensaio é descrever o comportamento da volatilidade da taxa de inflação, avaliando a hipótese de Friedman para o caso brasileiro e considerando como a inflação interfere no PIB ao longo do tempo. Foram utilizados, nesse caso, os modelos da classe GARCH para avaliar a hipótese de Friedman e os modelos da classe BSM para avaliar o impacto da inflação sobre o PIB ao longo do tempo.

Os principais resultados obtidos foram que para os dados mensais brasileiros, de 1939 até 2013, maior inflação gera maior incerteza inflacionária (hipótese de Friedman). Isso pode ser verificado também para a inflação passada. A relação entre a taxa de inflação e o PIB é negativa, mas isso não parece ser constante ao longo do tempo. Os cenários recessivos parecem enfraquecer a hipótese de Friedman, especialmente quando a inflação interfere negativamente o PIB.

Dessa forma, além desta introdução, a tese é composta por três ensaios. Os três ensaios correspondem, respectivamente, pelos capítulos dois, três e quatro. A conclusão é feita no capítulo cinco.

2 UM ESTUDO SOBRE O CICLO DE NEGÓCIOS BRASILEIRO, 1900-2012

2.1 Considerações iniciais

Há muitos anos as pesquisas sobre ciclo de negócios têm se mostrado importantes em Economia e a partir do início da década de 1990 passou a ser estudado com nova metodologia proposta em Hamilton (1989). Esse autor faz um estudo sobre o ciclo de negócios da economia americana, utilizando um modelo de series temporais com Mudança Markoviana. O presente estudo adota mesma classe de modelos para propor uma datação trimestral do ciclo de negócios brasileiro desde o ano de 1900.

Em seu trabalho, Hamilton (1989) considera que a série do PIB americano não segue um processo linear, ou seja, está sujeita a mudanças discretas no seu processo gerador dos dados. Na prática, a série é caracterizada por uma dinâmica na qual há mudanças, com alguma frequência, entre regimes recessivos e regimes de expansão. Uma serie de estudos indica evidência de não linearidade em importantes variáveis macroeconômicas, segundo este autor, sinalizando a relevância de testar essa metodologia para datar os ciclos brasileiros.

O autor aplica essa metodologia para estudar o PIB real americano no período dos anos de 1951:II até 1984:IV na frequência trimestral. Os resultados mostraram-se próximos à datação de ciclos de negócios divulgada pela National Bureau of Economic Research (NBER). Dessa forma, Hamilton, sinaliza que tal metodologia pode ser utilizada nas projeções dos ciclos de negócios e na construção de sua cronologia.

Krolzig (1997) avalia o PIB alemão de 1960 até 1994 em dados trimestrais e, para isso, introduz alterações na metodologia de Hamilton (1989). Krolzig (1997) permite que a variância (além da média) possa mudar de acordo com cada regime estimado. Assim, não há homocedasticidade entre os regimes. Isso é especialmente importante para o presente artigo na medida em que há evidências de que a série do produto brasileiro apresente heterocedasticidade.

Céspedes et al. (2006) avaliam o PIB real brasileiro com frequência trimestral no período de 1975:1 até 2000:2. O artigo sugere que os modelos não lineares são superiores aos modelos lineares em termos preditivos. A partir disso, os autores apresentam uma cronologia para o ciclo de negócios brasileiro, permitindo comparação com os resultados do presente trabalho, pelo menos em uma parte do período estudado.

Chauvet (2002) utiliza modelos com mudança de regime a dados anuais do PIB brasileiro de 1900 até 1999 para datar ciclo de negócios no Brasil. Os resultados, apesar de obtidos a partir de dados anuais, são sobre um período histórico longo e também permitem comparações.

Também para a economia brasileira, Araújo, Carpena e Cunha (2008), estudam algumas propriedades cíclicas e de crescimento do PIB per capita brasileiro de 1850 a 2000. Mais especificamente, os autores avaliam a questão da datação de recessões e expansões. Esse trabalho é importante por tratar de um período histórico longo e, assim proporciona comparação, mesmo tratando-se de frequência anual.

Pode-se destacar, ao longo do século XX e início do XXI, a quantidade de planos de estabilização implementados, os diversos choques internacionais adversos enfrentados, como crises financeiras e de oferta, guerras etc, além de uma dinâmica inflacionária bastante diferenciada. Assim a lógica de se propor uma classe de um modelo não linear para gerar uma datação do ciclo de negócios parece ser adequada para representar as fases de crescimento brasileiro.

Este trabalho pretende avaliar o mesmo tema adotando a classe de modelos de séries temporais com Mudança Markoviana e, nesse sentido, se aproxima dos trabalhos de Céspedes et al. (2006) e de Chauvet (2002). No entanto, diferencia-se ao permitir que a variância seja diferente em cada regime. O presente trabalho estuda o período histórico entre os anos de 1900 a 2012 e a frequência dos dados é trimestral. Para isso, realiza uma desagregação temporal dos dados entre 1900 e 1980. Neste aspecto é diferente de Chauvet (2002) e de Araújo, Carpena e Cunha (2008).

Assim o presente artigo procurar contribuir em dois pontos. Primeiro, elaborar uma série trimestral longa para o PIB brasileiro desde 1900. E segundo, propor uma datação trimestral para o ciclo de negócios brasileiro. Esses pontos proporcionam informação para que possamos pensar temas de curto prazo e de longo prazo. Por exemplo, pode-se

avaliar a influência da política econômica em subperíodos de nossa história ou identificar o padrão empírico secular do crescimento brasileiro.

A metodologia utilizada no presente artigo também permite avaliar a volatilidade do crescimento econômico brasileiro desde 1900. Por exemplo, um resultado obtido é que a volatilidade aumenta após a segunda guerra mundial. Dessa forma pode-se estabelecer comparações com resultados de outros trabalhos como os de Ellery e Gomes (2005) que avaliam as propriedades do ciclo brasileiro. Backus e Kehoe (1992), também estudam o tema ciclos econômicos e realiza uma comparação entre vários países desenvolvidos, permitindo uma referência de resultados para dez outros países.

A próxima sessão apresenta os modelos econométricos que serão aplicados; a terceira apresenta o conjunto de dados e as principais estimações realizadas. E na quarta, os resultados obtidos são comparados com os demais trabalhos já mencionados para motivar as interpretações econômicas.

2.2 Metodologia

Como colocado na sessão acima este estudo, basicamente, enfrenta dois pontos principais: um primeiro, de propor uma cronologia para ciclos econômicos do Brasil no período de 1900-2012; e um segundo, para suportar o primeiro, de propor uma série trimestral para o PIB brasileiro no período anterior a 1975.

2.2.1 Modelo estrutural básico de séries de tempo (BSM)

Para trabalhar esse segundo ponto podemos, por exemplo, seguir com uma metodologia que faz uso de uma aplicação do Filtro de Kalman. A classe de modelos adotada está inserida nos modelos estruturais de series de tempo. A formulação básica de um modelo estrutural de series de tempo (BSM) permite modelar uma serie que é observada com o objetivo de extrair componentes que, a priori, não são observados. Essa formulação segue o proposto em Harvey (1993):

$$Y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

μ_t, ψ_t, γ_t e ε_t são, respectivamente, tendência, ciclo, sazonalidade e componente irregular. O componente de Tendência Linear estocástico compreende os seguintes termos:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (\text{Nível})$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad (\text{Taxa de Crescimento})$$

Se as variâncias dos choques do nível e da taxa de crescimento são zero, $\sigma_\eta^2 = 0$ e $\sigma_\zeta^2 = 0$, então o componente da tendência é fixo, ou seja, ele não varia no tempo.

A formulação apresenta também o Componente Cíclico, que por sua vez pode ser estocástico ou determinístico,

$$\begin{pmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \cos\lambda & \sin\lambda \\ -\sin\lambda & \cos\lambda \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} k_t \\ k_t^* \end{pmatrix}, \quad \lambda = 2\pi/w$$

ρ, w, k e λ são, respectivamente, o fator de amortecimento que varia entre zero e um, a frequência, o choque e o período. Se a variância do choque do ciclo é zero, e $\sigma_k^2 = 0$, o ciclo é determinístico, então o componente é fixo.

Existe também o componente sazonal que procura captar um padrão que se repete a cada s períodos, chamado de período sazonal e pode ser expresso na seguinte forma:

$$\gamma_t = - \sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{t-j} + \omega_t$$

ω, s são, respectivamente, o choque desse componente e o número que depende da frequência dos dados.

Os hiperparâmetros, que são as variâncias dos choques dos componentes podem ser estimados por máxima verossimilhança. A partir disso a forma espaço de estado pode ser utilizada para construir os estimadores dos componentes não observados. As estimações dessa aplicação serão apresentadas na próxima sessão.

Após essa aplicação, o trabalho, na sequência, apresenta a metodologia utilizada que envolverá a utilização dos modelos de processos com mudança de regime Markov-Switching autoregressivos (MS-AR) na linha apresentada em Hamilton (1989), mas

com alterações propostas em Krolzig (1997), permitindo que tanto a média quanto a variância sejam distintas em cada regime e mudem condicionados ao estado do processo de Markov. Os trabalhos de Hamilton (1989) e de Krolzig (1997) são utilizados para fazer a breve descrição abaixo desse modelo.

2.2.2 Modelo com mudança de regimes (MS)

Nessa classe de modelos as mudanças entre os regimes são determinadas por uma variável que não é observada, chamada de estado, condicionada pelo conjunto de informações disponível. Essa variável segue uma cadeia de Markov. Nessa cadeia o estado muda de um regime para outro de acordo com o valor anterior e com a probabilidade de transição que é dada por:

$$\Pr (S_t = j / S_t = i) = p_{ij} > 0$$

$i, j = 1, 2, \dots, k$ e k significa os possíveis regimes ou estados. Temos a seguinte relação:

$$\sum_{j=1}^k p_{ij} = 1$$

Normalmente representamos estas probabilidades de transição em uma matriz, chamada de matriz de transição (M), seguindo a forma:

$$M = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{k1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1k} & \cdots & p_{kk} \end{bmatrix}$$

Através das probabilidades de transição podemos calcular o tempo médio de duração de cada regime, por exemplo, para um determinado regime k :

$$\frac{1}{1 - p_{kk}}$$

O modelo pode seguir o formato abaixo, considerando a seguinte especificação de um modelo autoregressivo univariado com mudanças markovianas:

$$y_t - \mu(S_t) = \alpha_1 (y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \dots + \alpha_p (y_{t-p} - \mu(S_{t-p})) + \varepsilon_t$$

y , μ , α , ε e S , são respectivamente, PIB real, média, termo autoregressivo, erro e o estado. Em que $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \Sigma(S_t))$. Dessa forma, as variâncias e médias são distintas de acordo com cada regime. Assim, por exemplo, a média muda entre os estados com

$$\mu(S_t) = \begin{cases} \mu_1 & \text{se } S_t = 1 \text{ (regime 1)} \\ \mu_2 & \text{se } S_t = 2 \text{ (regime 2)} \\ \mu_k & \text{se } S_t = k \text{ (regime k)} \end{cases}$$

E de forma análoga, nesse modelo mudam variância e parâmetro auto regressivo. As estimações a seguir indicarão que o modelo escolhido não apresenta parâmetro auto regressivo. A variância que muda de acordo com o regime seguirá uma estrutura GARCH, sendo a especificação do modelo denotada por MS-GARCH (K) com a proposta abaixo, adotando, por exemplo, a linha de Haas et al (2004):

$$\varepsilon_t = u_t \sigma(S_t)$$

$$\sigma(S_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}$$

u é o erro com média zero e variância um e $\varepsilon_t = y_t - \mu(S_t)$. A soma $\alpha_1 + \beta$ mede a persistência de um choque na variância condicional da segunda equação acima.

2.3 A base de dados e as estimações

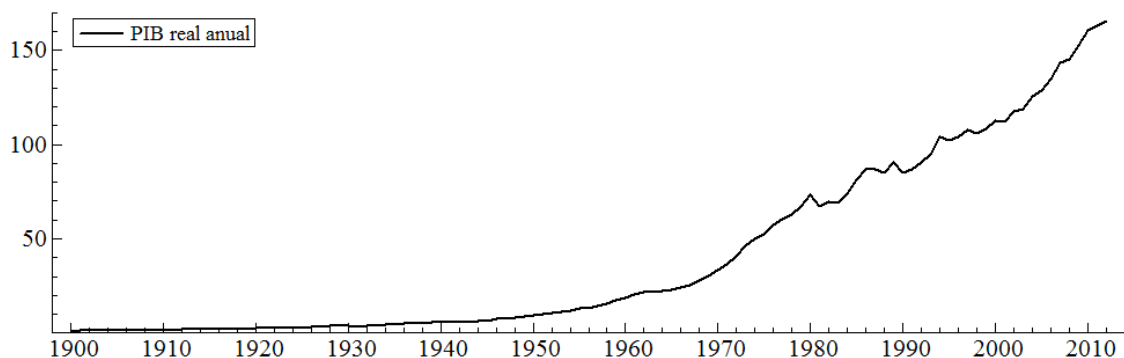
2.3.1 Construção da série trimestral do PIB brasileiro

As séries utilizadas foram obtidas no IPEADATA, o produto interno bruto real (PIB) na frequência anual no período de 1900 até 2012 e na frequência trimestral de 1980 até 2012¹. Utilizando uma das aplicações possíveis do modelo básico estrutural de series de tempo. Na prática temos a informação anual para todo o período histórico (1900-2012) e a informação trimestral para somente uma parte do período (1980-2012). A metodologia com modelos estruturais de séries de tempo, permite a partir dessas duas informações (ver abaixo gráficos 1 e 2) construir a informação trimestral para todo o período

¹ Acesso em julho de 2013.

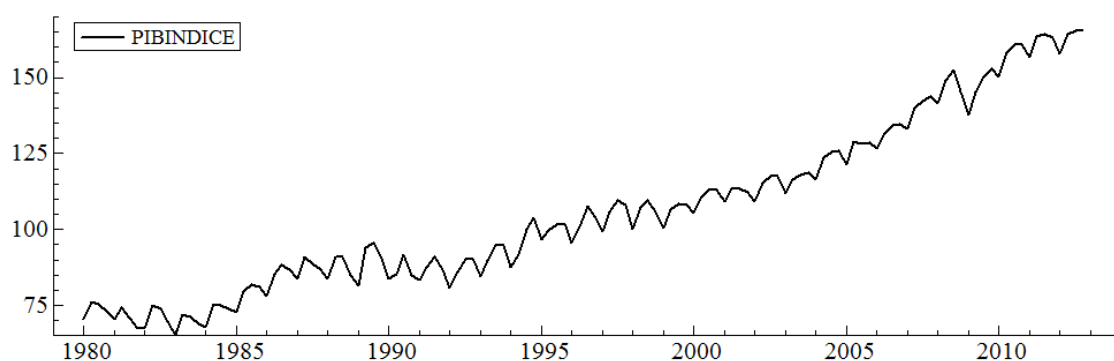
histórico e, assim, propor uma frequência do PIB que é mais adequada para o estudo de ciclos econômicos e para a construção de sua cronologia². Dessa forma, tornou-se possível recuperar uma série trimestral do PIB brasileiro de 1900 até 2012 (ver tabela 1).

Gráfico 1: PIB real anual (1900-2012)



Fonte: IPEADATA.

Gráfico 2: PIB real trimestral (1980-2012)



Fonte: IPEADATA.

² Estimacões realizadas através do software OxMetrics 7.0, pacotes STAMP para construção da série trimestral e PcGive para a construção da datação.

Tabela 1: Modelo BSM univariado – PIB

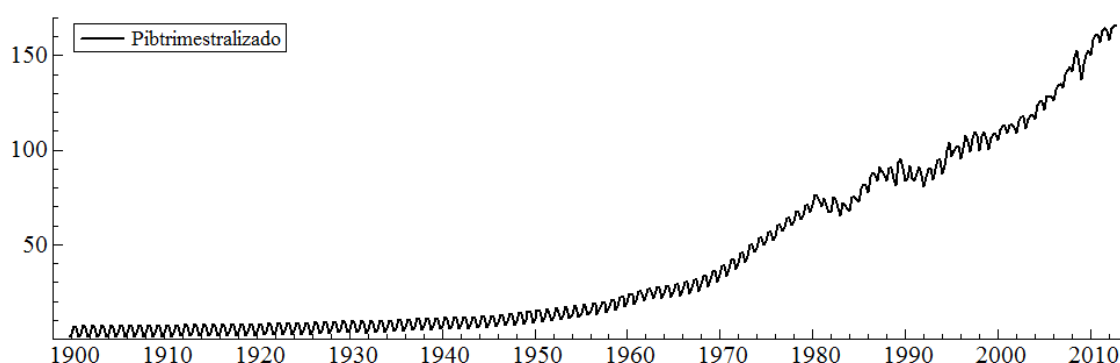
Variâncias dos choques	Valor	razão-q
σ_{η}^2	0.000000	(0.0000)
σ_{γ}^2	0.00252148	(0.002422)
σ_{α}^2	1.04126	(1.000)
σ_{ε}^2	0.0487115	(0.04678)
σ_{ν}^2	0.000000	(0.0000)
Vetor de estado em 2012	Valor	Prob
μ	166.33381	[0.00000]
β	1.28002	[0.00000]
ψ	2.03754	[0.00000]
γ	30.52065	[0.00000]
T	213	
P	7	
R^2	0.53973	

Fonte: Elaboração própria.

Dos resultados apresentados na Tabela 1, pode-se notar que a variância do nível (σ_{η}^2) é zero, indicando que o seu coeficiente não varia ao longo do tempo. A variância da taxa de crescimento (σ_{γ}^2) é, relativamente, pequena, denotando mudanças suaves desse parâmetro ao longo da história. Já a variância do componente cíclico é a maior dentre a de todos os componentes.

Ainda a partir do vetor de estado no último instante de tempo da amostra, os valores de todos os componentes são significativos e, assim, seus coeficientes são diferentes de zero. Desta forma é adequado adotarmos a formulação do modelo com a presença de todos os componentes.

Sabe-se que tomar o comportamento dos componentes não observados de uma série para ampliar a frequência de uma base de dados não é perfeito, mas considerando a indisponibilidade da informação trimestral, o exercício mostra-se pertinente. Assim, utilizando-se dessa metodologia podemos recuperar uma série trimestral para o PIB real brasileiro desde 1900 (disponível no anexo deste trabalho). Essa série (gráfico 3) será utilizada para a construção da cronologia de ciclos econômicos brasileiro no período de 1900 até 2012.

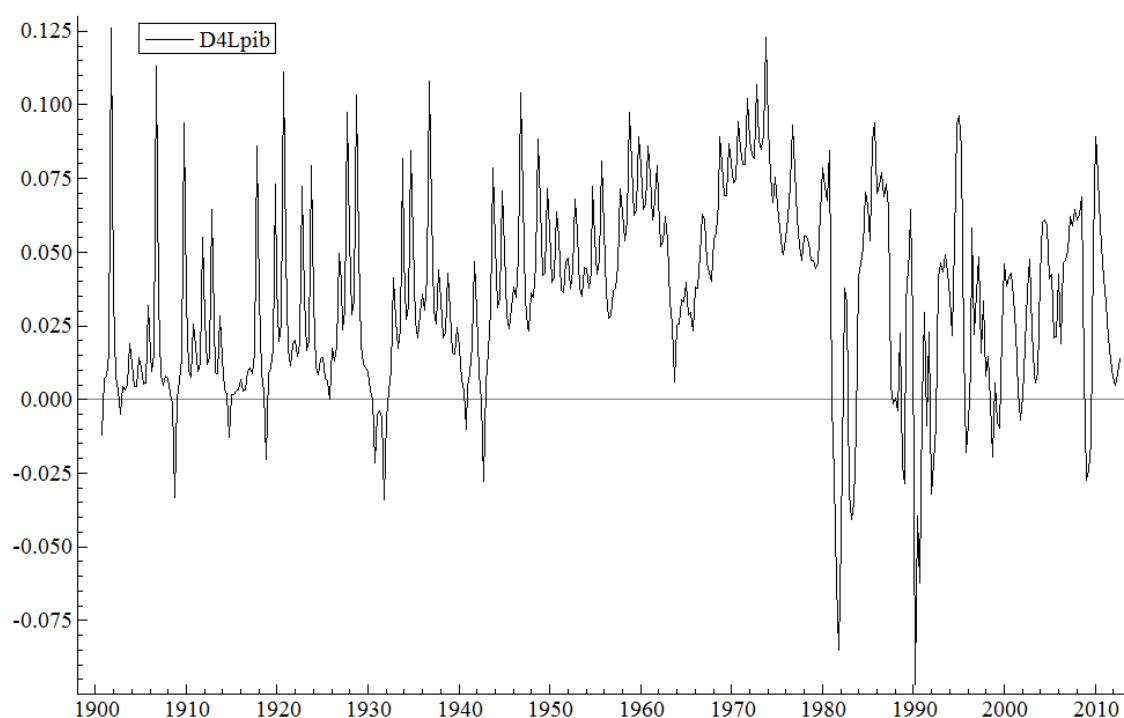
Gráfico 3: PIB real trimestral (1900-2012)

Fonte: Elaboração própria.

2.3.2 Construção da cronologia do ciclo de negócios brasileiro

Obtida a série trimestral, o passo seguinte envolve estimar modelos com Mudança Markoviana para que, a partir disso, a cronologia de ciclos de negócios possa ser proposta. Dessa forma, a sequência abaixo faz a apresentação dessas estimativas.

A variável independente (gráfico abaixo) da aplicação do modelo com mudança Markoviana é a diferença trimestral do log do produto interno bruto em nível ($D4\log Y_t$). Seguindo a denominação de Krolzig (1997) teríamos, dentre os diversos modelos estimados, o seguinte modelo escolhido: MSH-GARCH (2)-AR(0), quer dizer, modelos com mudança Markoviana com correção de heterocedasticidade (variância regime dependente) e com dois regimes, ausente de termos auto regressivos, parâmetros α e β mantidos. A tabela abaixo apresenta as estimativas dessa especificação. Outras especificações foram estimadas, por exemplo, com termos auto regressivos, três regimes, ausência de estrutura GARCH na variância, estrutura GARCH variante com os regimes, mas os resultados apresentaram-se inferiores na capacidade de gerar interpretação adequada ou mesmo desconexos de nossa história econômica.

Gráfico 4: D4Log do PIB real trimestral (1900-2012)

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2: MSH-GARCH (2)-AR(0)

Parâmetro	MSH-GARCH(2)-AR(0)		
	Coeficiente	Erro Padrão	P-valor
Constant(0)	0,008082	0,001475	0.000
Constant(1)	0,05461	0,002012	0.000
sigma(0)	0,00991	0,001593	
sigma(1)	0,01457	0,001585	
alpha	0,52923	0,1214	
beta	0,14583	0,06368	
p_{0 0}	0,87746	0,03075	
p_{1 1}	0,91548	0,02243	
No Obs	449		
Param	8		
LogL	1020,1291		
AIC	-4,508370		

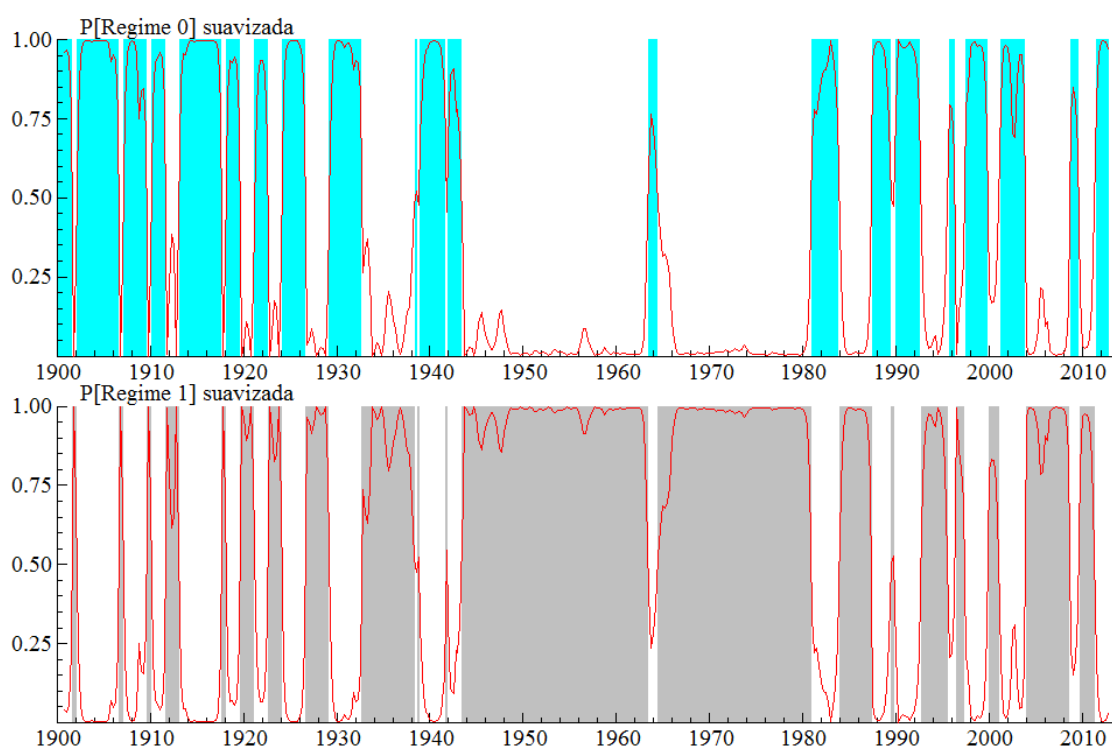
Fonte: Elaboração própria.

No modelo estimado e escolhido, com dois regimes, as constantes são positivas e significativas. A volatilidade, expressa pela variância sigma, é relativamente menor no regime zero quando comparado ao regime um. O primeiro regime, a partir das

probabilidades suavizadas geradas nesta especificação (ver gráfico 5 abaixo), indica os cenários de recessão enquanto que o segundo indica os cenários de expansão econômica.

Considerando os critérios de informação obtidos (disponíveis no anexo) e, principalmente, o potencial de gerar interpretação econômica consistente com nossa história econômica, o modelo estimado com dois regimes, de fato, mostra-se como o mais adequado. Os modelos estimados com três regimes distintos geraram, de fato, resultados pouco divergentes entre dois regimes, indicando que considerar um terceiro regime não seria satisfatório. Dessa forma, as comparações, as interpretações e as análises sobre o ciclo de negócios brasileiro serão baseadas nos resultados obtidos a partir do modelo MS-GARCH (2)- AR(0).

Esse modelo, dentre os estimados, pode ser considerado parcimonioso e apresenta resultados que permitem interpretação dotada de “sentido econômico”. A seguir destacamos os gráficos que ilustram as probabilidades suavizadas geradas pelo modelo selecionado. Esses gráficos já fornecem uma visão geral do ciclo de negócios brasileiro no período de 1900 até 2012 na medida em que podemos ter uma visão de longo prazo ou mesmo observar no curto prazo subperíodos de interesse de nossa história econômica.

Gráfico 5: Probabilidades Suavizadas MS-GARCH (2)- AR(0)

Fonte: Elaboração própria

Outro resultado importante gerado por essa classe de modelos é a probabilidade de mudança de um regime para outro. Essas probabilidades de mudança são representadas na matriz de transição (ver tabela 4). Esta matriz indica que dado que a economia está em cenário de recessão a probabilidade de continuar em recessão é de 88%. E dado que a economia está em cenário de crescimento a probabilidade de permanecer em crescimento é de 91,5%. Também dado que a economia está em cenário de recessão a probabilidade de mudar para um cenário de expansão é de 8,5%. Do contrário, a probabilidade é de 12%.

Tabela 3: Matriz de Transição

	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	0.87747	0.084513
Regime 1,t+1	0.12253	0.91549

Fonte: Elaboração própria

2.4 Resultados

Em uma visão geral a economia brasileira pode ser dividida em três grandes subperíodos em termos de suas fases de crescimento econômico. Ou, mais especificamente, podemos caracterizar o ciclo de negócios brasileiro a partir da simetria de ocorrência de cenários recessivos e expansivos.

Observando a tabela 4, temos que, os cenários mais persistentes são os de expansão, seguidos pelos de recessão. De fato, pode-se verificar para a economia brasileira nos anos de 1900 a 2012 que há certa assimetria na duração média dos regimes de recessão e de expansão. A duração total indica que momentos de expansão são, historicamente, notadamente mais frequentes do que os cenários de recessão, apesar de que essa assimetria possa ser característica válida para o período estudado como um todo seria de forma mais correta para o período pós Crise de 1929.

Podemos notar que a economia brasileira ao longo dos anos 1900 e 2012 apresentou um total de 179 trimestres em recessão e 270 trimestres em expansão. Empiricamente, podemos considerar que os períodos recessivos tendem a durar menos do que os períodos de expansões. E quando o período é de expansão há maior volatilidade do crescimento. Na tabela 4 estão listadas essas informações.

Tabela 4: Volatilidade, duração média e cenários

	MS-GARCH (2)-AR(0)	
Regimes	0	1
Cenários	Recessão	Expansão
Duração total*	179	270
Duração Média*	8,52	13,5
Volatilidade	baixa	alta

Fonte: Elaboração própria. * Em trimestres

Tabela 5: Os três longos cenários brasileiros

Períodos	Cenários
1900-1932 e 1981-1990	Assimétrico recessivo e menos volátil
1943-1980	Assimétrico expansivo e mais volátil
1991-2012	Simétrico e volatilidade intermediária

Fonte: Elaboração própria.

Ao longo de toda a história abordada neste trabalho o cenário de expansão é assimetricamente mais presente e também possui duração média maior. Assim em perspectiva histórica geral podemos pensar a economia brasileira em três grandes períodos, em termos de sua simetria de fases de ciclo de negócios. Uma fase inicial menos volátil no sentido de podermos visualizar períodos notáveis de expansão e de recessão econômica. Uma segunda fase composta por forte crescimento econômico e a terceira de cenários desfavoráveis, relativamente, mais duradouros e sem notarmos períodos significativos de crescimento que apresentassem persistência ao longo do tempo. A tabela 5 sugere uma demarcação e caracterização sintética para essas fases.

A tabela 6 apresenta a cronologia trimestral do ciclo econômico brasileiro nos anos 1900-2012. Os maiores períodos consecutivos de recessão da história econômica do Brasil foram, respectivamente, o período da primeira Guerra Mundial (18 trimestres em recessão), Depressão dos anos 1930 (12 trimestres em recessão) e a Crise da Dívida de 1980 (12 trimestres em recessão). Assim da perspectiva histórica de ciclo de negócios o período após a Crise da Dívida dos 80 foi tão recessiva quanto foi o período após a Crise de 1929.

Tabela 6: Cronologia Geral dos ciclos econômicos (Brasil, 1900-2012)

Recessão		Expansão	
Datas	Trimestres	Datas	Trimestres
1900(4) - 1901(3)	4	1901(4) - 1902(1)	2
1902(2) - 1906(3)	18	1906(4) - 1907(1)	2
1907(2) - 1909(3)	10	1909(4) - 1910(1)	2
1910(2) - 1911(3)	6	1911(4) - 1913(1)	6
1913(2) - 1917(3)	18	1917(4) - 1918(1)	2
1918(2) - 1919(3)	6	1919(4) - 1921(1)	6
1921(2) - 1922(3)	6	1922(4) - 1924(1)	6
1924(2) - 1926(3)	10	1926(4) - 1929(1)	10
1929(2) - 1932(3)	14	1932(4) - 1938(2)	23
1938(3) - 1938(3)	1	1938(4) - 1938(4)	1
1939(1) - 1941(3)	11	1941(4) - 1941(4)	1
1942(1) - 1943(2)	6	1943(3) - 1963(2)	80
1963(3) - 1964(2)	4	1964(3) - 1980(4)	66
1981(1) - 1983(4)	12	1984(1) - 1987(2)	14
1987(3) - 1989(2)	8	1989(3) - 1989(4)	2
1990(1) - 1992(3)	11	1992(4) - 1995(3)	12
1995(4) - 1996(2)	3	1996(3) - 1997(2)	4
1997(3) - 1999(4)	10	2000(1) - 2001(1)	5
2001(2) - 2003(4)	11	2004(1) - 2008(3)	19
2008(4) - 2009(3)	4	2009(4) - 2011(2)	7
2011(3) - 2012(4)	6		

Fonte: Elaboração própria.

O período histórico do início do século XX até o fim da depressão nos anos 1930 é o período com a maior duração média de recessão. Empiricamente os eventos primeira Guerra Mundial e depressão dos anos 1930 explicam esse resultado. Assim, em média, uma recessão é mais persistente que uma expansão até o ano de 1932. A partir disso, os cenários de expansão são significativamente mais duradouros que os recessivos.

Os dois momentos em que a economia brasileira adotou o padrão-ouro como sistema monetário foram precedidos por períodos longos de recessão. Na Caixa de Conversão (1906-1914) e na Caixa de Estabilização (1926-1930) foram 18 e 10 trimestres consecutivos de recessão, respectivamente.

Se, por exemplo, o foco é avaliar os efeitos das duas grandes guerras mundiais observadas no século XX, na primeira praticamente todo o período em que os conflitos

militares estão presentes o cenário é recessivo. Além disso, o cenário já era recessivo nos três trimestres anteriores ao início da primeira Guerra. Já na segunda o Brasil já está em cenário de expansão um ano e meio antes do término da Guerra.

O maior período consecutivo de crescimento econômico compreende do ano anterior ao fim da segunda Guerra Mundial ao início das reformas de 1963, totalizando 80 trimestres. Esse período supera os anos que englobam as fases do milagre econômico e do II PND, totalizando 66 trimestres de expansão.

Propondo uma caracterização da economia brasileira em períodos de recessão e expansão econômica, notamos que a primeira década do século XX é a década mais recessiva de nossa história, são 34 trimestres em recessão. A década de 1920 pode ser caracterizada com uma década simétrica da perspectiva cíclica. São 17 trimestres de crescimento contra 23 trimestres em recessão. A década de 1930 mesmo com dois expressivos contextos recessivos, depressão e início da segunda Guerra Mundial, apresentou 24 trimestres de cenário expansionista para o produto brasileiro.

Dos anos finais da segunda Guerra Mundial até o início dos efeitos da Crise da dívida dos anos 1980, o longo período de 1943 até 1980, é marcado pela conjuntura de crescimento econômico e o cenário de recessão é raro com apenas 4 trimestres de duração consecutiva entre os anos de 1963 e 1964 quando ocorre a mudança abrupta do regime político. Nessa etapa temos as décadas de 1950 e a de 1970 que apresentam 100% de cenário expansionista.

A década de 1980, tradicionalmente tratada por diversos estudiosos como a década “perdida” apresenta 24 trimestres em recessão e 16 em expansão. Por isso, se consideramos a perspectiva histórica mais longa, de fato a década perdida foi a primeira do século XX.

Por sua vez a década de 1990 apresentou simetria perfeita na divisão dos cenários do ciclo brasileiro. Foram 20 trimestres com expansão e 20 com recessão. Vale destacar que o Plano Collor I, implementado em março de 1990, trouxe 10 trimestres de recessão, enquanto que a sequência de crises financeiras internacionais ocorridas entre 1995 e 1999 trouxe 13 trimestres de recessão.

O período do século XXI tem apresentado, até o momento (2001-2013), manutenção do comportamento simétrico para o comportamento cíclico brasileiro. São 27 trimestres de crescimento econômico e 21 trimestres em conjuntura recessiva.

Outro aspecto importante que pode ser discutido é sobre a volatilidade do produto brasileiro nesse período. Backus e Kehoe (1992) fornecem evidência internacional e dois resultados encontrados por estes autores podem ser utilizados. Primeiro que todos os países pesquisados³ têm maior volatilidade em seus produtos no período entre guerras. Um segundo resultado que a volatilidade dos produtos das economias apresentou queda ao longo do tempo.

Araújo, Carpena e Cunha (2008), utilizando-se de mesma metodologia de Backus e Kehoe (1992) apresentam a volatilidade no Brasil com as seguintes características: a volatilidade altera muito pouco nos três subperíodos considerados (anos pré primeira grande guerra, anos entre guerras e os anos após segunda guerra mundial), mas é menor no período após a segunda guerra. No entanto, a partir de outra metodologia, Araújo, Carpena e Cunha (2008) encontram resultados diferentes, quais sejam, há mudança significativa na volatilidade entre os subperíodos citados e ela é maior no período entre guerras. Já Ellery e Gomes (2005) apontam que, diferentemente de outros países, o Brasil tem volatilidade maior após a segunda guerra mundial e menor no período anterior a primeira guerra.

Apesar de metodologias e frequências dos dados distintas verificadas nesses trabalhos e sem se fixarmos na periodização proposta em Backus e Kehoe (1992), os resultados obtidos no presente trabalho podem ser avaliados em linha similar⁴. Este trabalho encontrou volatilidade maior do produto para os períodos de cenários expansionistas, predominantes no período após o ano de 1929. A volatilidade foi menor nos períodos de recessão econômica, predominantes nos anos anteriores a Crise de 1929.

De uma forma geral a datação obtida neste artigo é similar ao trabalho de Araújo, Carpena e Cunha (2008) apesar do estudo seguir a frequência anual e utilizar a base per capita. Já a datação anual proposta por Chauvet (2002) apresenta menos recessões antes

³ Exceto para o caso Australiano. Além da Austrália, os autores estudaram Canada, Dinamarca, Alemanha, Itália, Japão, Noruega, Suécia, Grã-Bretanha e Estados Unidos.

⁴ Como os resultados desse trabalho permitem comparar a volatilidade para um dado cenário verificado, consideramos os períodos em que cenários de expansão são mais frequentes como períodos de maior volatilidade. E quando a recessão é mais frequente a volatilidade no período é menor.

da Crise de 1929. Os resultados obtidos pelo CODACE⁵, que segue a frequência trimestral e estuda um período histórico bastante mais reduzido, aponta menos trimestres em recessão do que o presente trabalho.

2.5 Considerações finais

De fato, há algumas diferenças entre os resultados obtidos neste trabalho e os obtidos em outros estudos citados. Na medida em que aplicam metodologias e frequência dos dados distintos essas diferenças são aceitáveis. No entanto, algumas conclusões podem ser consideradas partir dessas diferenças.

Chauvet (2002), diferentemente do presente artigo, não considera cenários recessivos em 1902, 1906, 1907, 1917, segundo semestre de 1921 e primeiro de 1922, 1926 e 1932. Considerando Villela e Suzigan (2001) que estudaram o crescimento da economia brasileira nos anos entre 1889 e 1945 podemos ponderar essas diferenças com alguns pontos. Primeiro, é difícil avaliar os efeitos sobre o crescimento da política contracionista seguida de 1898 até 1902. Segundo, o café que responde por mais da metade das divisas geradas com exportações tem preços em queda de 1900 até 1908, exceto em 1904. Terceiro, para estes autores há contração econômica de 1913 até 1918. Quarto, o período 1920-23 é caracterizado por uma crise do comércio exterior e a estagnação econômica iniciada em 1924 segue até 1926. Quinto, o ano de 1932 ainda pode ser considerado como depressão econômica.

Os pontos acima parecem justificar parte das diferenças da datação entre o presente trabalho e Chauvet (2002). Assim, especialmente para o período anterior a depressão dos anos 1930, duas diferenças parecem ter sido importantes. Primeiro, a desagregação temporal do PIB para a construção da série trimestral parece ter sido importante para discriminar melhor os cenários. Segundo, permitir a mudança da variância ao longo do

⁵ CODACE é comitê de datação de ciclos econômicos do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), seguindo os moldes do NBER, estabelece uma cronologia de referência para os ciclos econômicos brasileiros. A comparação não mencionará Céspedes et al. (2006) pois os resultados são próximos aos do CODACE e a cronologia segue somente até o ano de 2000.

tempo parece fornecer uma datação mais adequada, considerando o contexto histórico citado.

O ano de 1916 é datado como recessão nos quatro trimestres, enquanto que em Araújo, Carpena e Cunha (2008) o mesmo ano é de expansão. Há restrições de informações sobre a atividade econômica nesse período, mas Peláez e Suzigan (1981) apontam que a produção industrial estava em queda e havia expectativa adversa sobre o futuro do café em 1915/16. Assim podemos aceitar que esses trimestres sejam datados como sendo recessivos.

Os anos de 1953 e 1956 são datados como expansão nos quatro trimestres, enquanto que em Araújo, Carpena e Cunha (2008) apontam recessão para os dois anos. Sobre 1953, Peláez e Suzigan (1981) citam recuperação da atividade a partir de agosto e o fim do ano já pode ser considerado cenário de expansão, mas, de fato, o cenário no primeiro semestre é adverso. Em 1956 a conjuntura é considerada recessiva por estes autores, exceto no final do ano.

O triênio 1965, 1966 e 1967 é datado como expansão nos quatro trimestres, enquanto que Chauvet (2002) data recessão em 1965 e Araújo, Carpena e Cunha (2008) apontam recessão para os três anos. Nesses anos ocorre uma desaceleração significativa da taxa de crescimento econômico, considerando anos próximos, o que não pode ser, necessariamente, interpretado com um cenário recessivo já que o Brasil cresce respectivamente 2,7%, 5,1% e 4,8% nesses anos (Baer, 2003). Desta forma, parece correto tratar esses cenários como um período expansionista.

Os três últimos trimestres de 1983 são datados como recessão enquanto que o CODACE data expansão e Araújo, Carpena e Cunha (2008) tratam como expansão anual. Pode-se considerar o período como um cenário difícil no aspecto do crescimento econômico, inclusive tendo sido importante para gerar posteriormente superávits comerciais, dada a queda das importações o que ilustrava a redução do consumo brasileiro (Baer, 2003).

Os dois primeiros trimestres de 1989 são datados como recessão enquanto que o CODACE data expansão e Araújo, Carpena e Cunha (2008) tratam como expansão anual. De fato os dados indicam um ano não recessivo, mas dependendo da base, o primeiro trimestre apresentou queda da atividade em relação ao mesmo trimestre do ano anterior. (Baer, 2003)

Segundo e terceiro trimestres de 1992 são datados como recessão enquanto que o CODACE data expansão e Araújo, Carpena e Cunha (2008) tratam como recessão anual. Os dados indicam recessão no segundo e terceiro trimestres desse ano, ano de retração industrial com recuperação somente no último trimestre de 1992 (Baer, 2003).

O ano de 2002 é datado como recessão enquanto que o CODACE data expansão. Este ano é de arrocho monetário para tentar segurar uma pressão inflacionária. Há leve aumento do PIB, apesar da queda do consumo das famílias e investimento (IPEA, 2002). Por outro lado, apesar de um ano marcado pela crise, considerando a deterioração das questões econômicas internas e da posição externa, ainda há crescimento econômico positivo que se aproxima de 1% (Baer, 2003). Terceiro e quarto trimestres de 2003 são datados como recessão enquanto que o CODACE data expansão. Os sinais em 2003 não são tão claros para indicar a recuperação econômica, mas há pontos para que sim, especialmente no último trimestre do ano (IPEA, 2003).

Assim, de forma geral, os resultados obtidos neste trabalho aproximam-se mais dos obtidos em Ellery e Gomes (2005). No entanto, um aspecto distinto e que deve ser ressaltado é que não parece ser adequado estabelecer volatilidade constante para os subperíodos de nossa história. Em outras palavras o adequado parece ser diferenciar cenários de expansão e recessão dentro de determinado subperíodo e a partir disso periodizar a volatilidade. Por exemplo, a volatilidade é maior nos anos após a segunda guerra mundial e isso é válido, pois nesse período predomina cenários de expansão econômica. A volatilidade é menor nos anos do início do século XX até a Crise de 1929 quando o cenário predominante é de recessão.

Podemos assim dizer que o padrão empírico do ciclo de negócios brasileiro muda a partir do fim da depressão dos anos 30. E apresenta novas mudanças nas décadas de 1980 e 1990. Isso parece indicar uma mudança na matriz de transição. Ou seja, uma limitação do presente artigo é a matriz de transição ser invariante no tempo. Por isso, permitir que essa matriz apresente variação ao longo do tempo pode ser objeto de pesquisa futura.

O resultado obtido de cenário expansionista apresentar maior volatilidade pode ser justificado. Nesse período, décadas de 1950 até 1970, tivemos as mais expressivas oscilações no produto com os maiores registros históricos de crescimento e alguns anos em que o crescimento era positivo, mas relativamente bem menor. Por exemplo, temos

2,9% de crescimento anual em 1956 e 10,8% em 1958, 4,2% em 1967 e 9,8% em 1968, 14% de crescimento anual em 1973, 4,6% em 1977 (Baer, 2003).

Podemos também, levantar outras possíveis sequências de pesquisa para este trabalho. Uma possibilidade é retroceder ainda mais o período histórico estudado, envolvendo as décadas do século XIX. Outra possibilidade, notadamente importante para a primeira citada, seria buscar fontes primárias trimestrais que pudessem auxiliar na elaboração e construção de índices que pudessem representar nosso produto.

Além dessas e provavelmente a mais imediata, seria promover uma série de estudos para subperíodos da história econômica do Brasil, seguindo a cronologia trimestral proposta neste trabalho. Podem ser citados, por exemplo, estudos do comportamento da velocidade da moeda e da inflação, assumindo como referência a datação de ciclos obtidos neste trabalho e que ainda estão pendentes na área de história macroeconômica brasileira.

3 COMPORTAMENTO DA VELOCIDADE DA MOEDA NO CICLO DE NEGÓCIOS BRASILEIRO, 1900-2012

3.1 Considerações iniciais

O Brasil apresenta um histórico inflacionário bastante diferenciado quando comparamos o histórico das demais economias. A média e seu crescimento são notavelmente superiores. Entre outros aspectos, entender o comportamento da velocidade da moeda ao longo do tempo pode auxiliar significativamente nas pesquisas sobre a taxa de inflação e seu comportamento. Após alguns anos de relativos controle e estabilidade dos preços, a economia brasileira apresenta aspectos de incerteza futura no comportamento da inflação. Desta forma, estudos que possam apoiar a avaliação sobre tal comportamento, como pesquisas sobre a velocidade da moeda, tornam-se bastantes importantes.

Além disso, há muitos anos a ausência de um estudo sobre o comportamento da velocidade da moeda no curto prazo tendo como referência uma datação da cronologia de ciclos de negócios foi apontada por pesquisadores da história econômica do Brasil, segundo Peláez e Suzigan (1981, p. 234):

“Infelizmente não há datas de referências para o ciclo de negócios no Brasil que permitam determinar precisamente o comportamento cíclico da velocidade monetária”

E ainda sobre a dificuldade de precisar esse comportamento no caso brasileiro, mas referindo-se com relação à frequência disponível para a variável PIB real, esses autores destacam:

“... análise é também limitada pelo uso de dados anuais ao invés de trimestrais... Os dados anuais tendem a mascarar o comportamento cíclico.” Peláez e Suzigan (1981, p. 234)

Esses autores desejavam basear sua estratégia de pesquisa em Friedman e Schwartz (1963) que estudaram, entre outros pontos, o comportamento da velocidade da moeda. Este estudo trata do período entre os anos de 1867 até 1960 e destaca padrões empíricos

de curto prazo e de longo prazo da velocidade da moeda para os Estados Unidos. Este trabalho permite base internacional de comparação aos resultados obtidos bem como inspira o formato de analisar o comportamento da velocidade ao longo do tempo, utilizando-se como referência uma datação de ciclos de negócios.

Para o caso brasileiro Simonsen (1970) e Pastore (1969) estudaram profundamente o comportamento da velocidade da moeda. Ambos os trabalhos avaliam um período histórico limitado, mas além de fornecerem base de comparação, são ótimas referências de como analisar o comportamento da velocidade da moeda e isto será guia para o estudo deste mesmo tema em outros períodos da história econômica brasileira.

Em Pastore (1969) são estudadas as velocidade e a demanda da moeda brasileiras. Para isto o autor especifica um modelo para a demanda de moeda e constrói uma base de dados, gerando a mensalização do produto brasileiro anual disponível à época da pesquisa. Com os resultados obtidos, Pastore (1969) dentre outros pontos, analisa o comportamento da velocidade da moeda no período entre os anos de 1964 e 1968, relacionando com a discussão acerca da inflação e da política monetária brasileira nesta época.

Simonsen (1970) avalia empiricamente o comportamento da velocidade da moeda para o caso brasileiro entre os anos de 1947 e 1968. Este autor destaca a relação entre a velocidade da moeda e a inflação e como esta pode interferir no comportamento da outra. Desta forma, Simonsen (1970) indica que a velocidade sofre sensível alteração ao longo do tempo e o cenário inflacionário brasileiro exige que o padrão empírico americano apontado em Friedman e Schwartz (1963), por exemplo, seja testado.

A extensa pesquisa de Peláez e Suzigan (1981) além de ser motivadora desta tese elabora uma descrição sobre a história monetária brasileira a qual inclui aspectos do comportamento da velocidade da moeda brasileira. Estes autores estudam o período desde o século XIX até o final da década de 1970.

A velocidade da moeda é uma medida do custo percebido pelos agentes de se manter saldos em moeda. Essa medida pode ser influenciada, por exemplo, a partir de alterações no rendimento de ativos substitutos da moeda, de mudanças na expectativa inflacionária e da variação do ambiente de negócios.

Assim o objetivo deste trabalho é estudar em perspectiva histórica o comportamento empírico da velocidade da moeda no caso brasileiro. E a partir disso descrever parte da história monetária brasileira, seguindo a trajetória da velocidade ao longo do tempo. Como contribuição de pesquisa, este estudo promove essa descrição, considerando como referência a cronologia de ciclos proposta no primeiro ensaio desta tese e, além disso, descreve o comportamento da velocidade para o cenário histórico brasileiro recente.

Portanto, nesse artigo, além dessa sessão inicial que apresenta o tema, faz uma discussão onde está inserida na literatura, a motivação e destaca a consequente contribuição: a próxima sessão apresenta os modelos econométricos que serão aplicados; a terceira apresenta o conjunto de dados e as principais construções realizadas. Na quarta, é proposta uma descrição da história econômica brasileira, baseando-se no comportamento da velocidade da moeda. Na quinta e última sessão, os resultados obtidos são comparados com os demais trabalhos já mencionados para motivar as conclusões finais.

3.2 Metodologia

Além de considerar o aspecto de descrever a tendência e a variação da velocidade da moeda ao longo do tempo, utilizando a base de dados construída, este trabalho adota dois modelos econométricos que permitem, através de seus resultados, suporte para a interpretação do comportamento da velocidade ao longo do tempo. Para avaliar o comportamento da velocidade em termos de evolução, buscando desagregar em sub períodos históricos será implementado um modelo com mudanças de regime análogo ao que foi utilizado no primeiro ensaio desta tese⁶. Será estimado um modelo para o período entre os anos 1901 e 1947 e outro para o período histórico restante.

O segundo modelo que apoia a interpretação desse comportamento é o GARCH que será brevemente descrito a seguir. Esse modelo será estimado somente para o período de 1946 até 2013.

⁶ Uma descrição resumida deste modelo pode ser encontrada no primeiro ensaio desta tese.

3.2.1 Modelo GARCH (Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)

Engle (1982) estuda a inflação do Reino Unido e motivado pelo aumento da aceleração e da mudança dessa variável destaca a alteração do comportamento da variância que ocorre ao longo do tempo. Assim, esse autor propõe uma classe de modelos que permitem a mudança da variância ao longo do tempo, deixando esta condicionada pela variância passada. Esses são os modelos auto-regressivos com heterocedasticidade condicional. O modelo GARCH que será implementado neste trabalho é uma generalização do modelo proposto em Engle (1982). Um GARCH (1,1) pode ser expresso através da equação abaixo, seguindo a formulação de Bollerslev (1986) que no caso deste trabalho representará a variância condicional da velocidade da moeda:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2$$

ω , α_1 e β_2 são, respectivamente, a constante da variância condicional, e os parâmetros ARCH e GARCH. Os choques aleatórios, ε_t , são supostamente normais. A soma dos coeficientes dos dois últimos parâmetros fornece uma ideia do comportamento geral da tendência da variância condicional.

O objetivo de implementar essa aplicação é o de estimar a variância condicional da velocidade da moeda. A variância condicional é uma estimativa da volatilidade da velocidade da moeda ao longo do tempo. Essa estimativa indica uma perspectiva de como determinado contexto histórico observado de curto prazo interfere nesse instante na variabilidade da velocidade da moeda. Sendo assim, ela é um resultado importante na etapa de interpretação e avaliação dos cenários históricos.

3.3 A base de dados e a construção da velocidade da moeda

O conceito e a ideia da velocidade renda da moeda podem ser obtidos, seguindo a relação estabelecida entre moeda, preços e renda a partir da teoria quantitativa da moeda, seguindo, por exemplo, a formulação de Pastore (1969) descrita na relação abaixo:

$$M_t^d = k(Py)_t$$

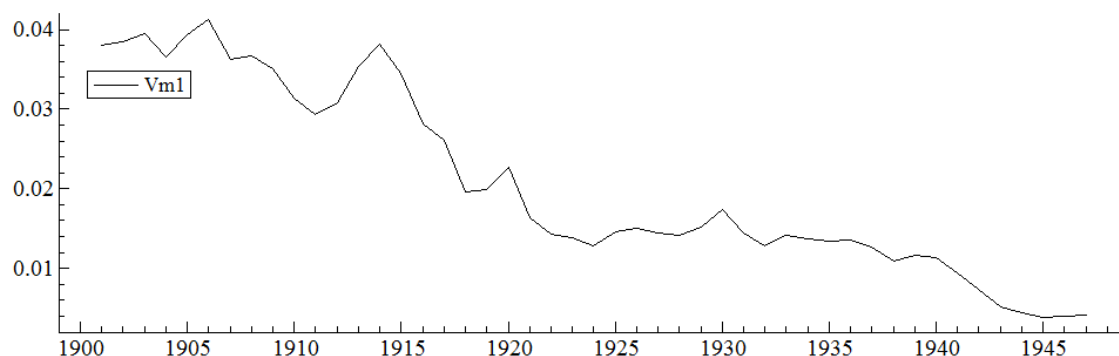
M_t^d é o volume de meios de pagamento, y é a renda real, P o nível geral de preços e k o inverso da velocidade renda da moeda. A velocidade da moeda é considerada como constante no longo prazo, mas com espaço para variar no curto prazo.

Então, para a construção da serie velocidade da moeda são necessárias as medidas para a renda nominal e para um agregado monetário, por exemplo, M1.

3.3.1 Construção da velocidade da moeda anual nos anos 1901-1947

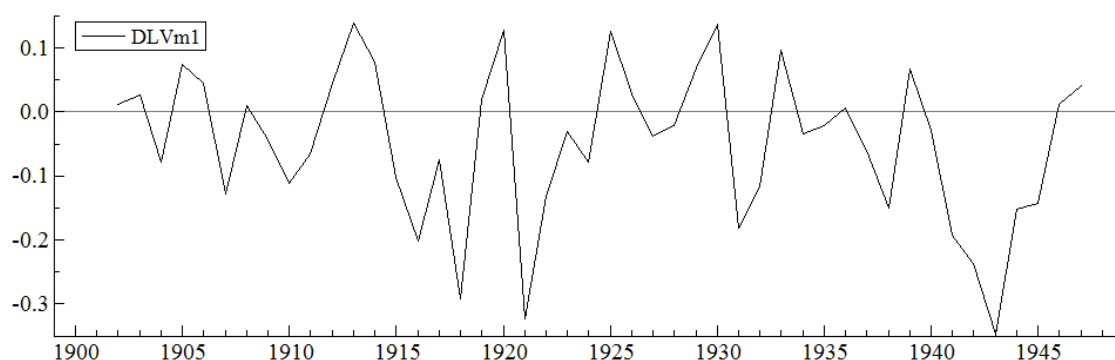
As séries utilizadas foram obtidas no IPEADATA, na unidade monetária mil réis e na frequência anual no período de 1901 até 1947⁷. Elas são Produto Interno Bruto nominal e agregado monetário M1. Nesse período a construção da série velocidade da moeda é imediata, quer dizer que a partir desses dados é realizada diretamente a razão entre o PIB nominal e o agregado M1. Os próximos gráficos apresentam a evolução da velocidade da moeda e de sua variação em log com relação ao agregado M1, denominados, respectivamente, por Vm1 e DLVm1.

Gráfico 1: Velocidade da moeda (M1) anual (1901-1947)



Fonte: Elaboração própria a partir do IPEADATA.

⁷ Acesso em dezembro de 2013.

Gráfico 2: DLog da Velocidade da moeda (M1) anual (1900-1947)

Fonte: Elaboração própria a partir do IPEADATA.

A seguir, nas duas próximas tabelas, são apresentadas algumas estatísticas descritivas e o teste ADF de raiz unitária para as variáveis Vm1 e DLVm1.

Tabela 1: Estatísticas descritivas da Velocidade e sua diferença, 1901-1947

Estatística	Vm1	DLVm1
Observações	46	46
Média	0.020332	-0.048284
Mediana	0.014803	-0.032235
Desvio padrão	0.011524	0.11879
Assimetria	0.43549	-0.57623
Curtose	1,1891	-0.14105
Mínimo	0.0039045	-0.34671
Máximo	0.041238	0.13906

Tabela 2: Teste de raiz unitária para Velocidade e sua diferença, 1901-1947

Variável	Teste ADF	P-valor
Vm1	-2,455	0,1394
DLVm1	-4,691	0,2452

3.3.2 Construção da Velocidade da moeda trimestral nos anos 1946-2013

Para este período temos as séries para o Produto Interno Bruto Nominal e para o agregado monetário M1. Ambas variáveis estão em milhões de reais. No entanto, a frequência trimestral do PIB nominal está disponível somente a partir de 1975 e anual nos anos anteriores. Desta forma, a construção da série necessita da trimestralização do PIB de 1974 até 1946.

A primeira tentativa para realizar esta trimestralização foi com a metodologia BSM, utilizando a base trimestral e anual disponíveis, mas os resultados não foram satisfatórios. Os componentes não observados recuperados com o modelo estrutural de séries de tempo são muito grandes, tornando as estimativas trimestrais desconexas dentro de cada ano. Desta forma, uma alternativa foi testada para obter as medidas trimestrais para o período de 1946 até 1974.

Essa alternativa consistiu simplesmente em calcular uma taxa de crescimento anual e a partir disso foram obtidos os trimestrais, dividindo a taxa de crescimento anual igualmente entre cada trimestre. Esse procedimento foi executado para a série da velocidade da moeda anual construída. Cabe ressaltar que os valores nominais em reais sofrem forte variação ao longo do tempo, considerando várias reformas monetárias e as altas taxas de inflação verificadas. Mas a razão entre as séries nominais geraram valores com ordem de grandeza comparáveis ao longo do tempo e, assim, tornou-se viável tentar a trimestralização⁸ da velocidade da moeda.

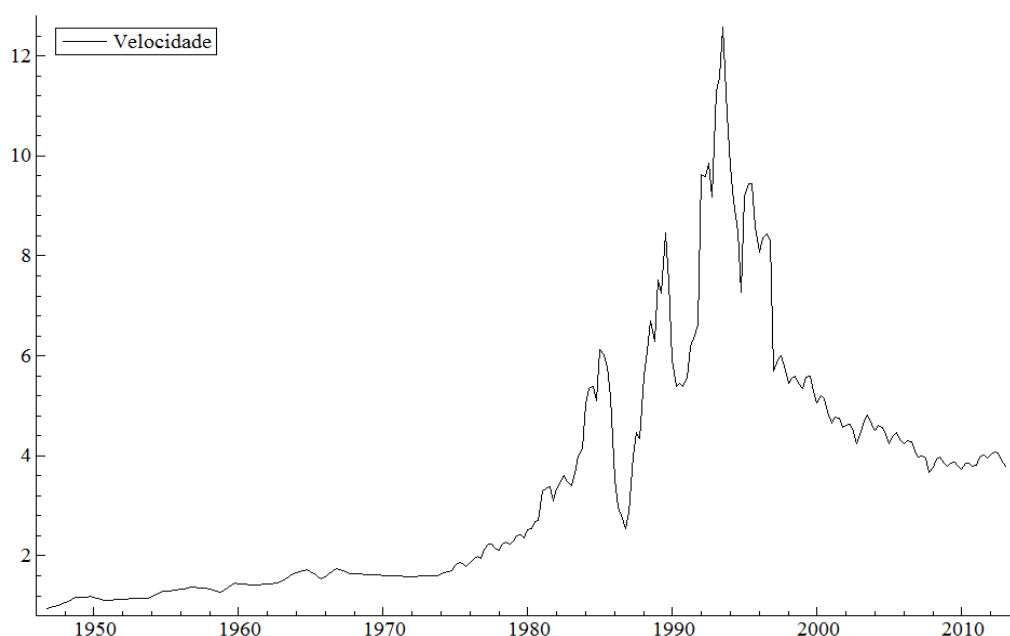
As séries utilizadas, disponíveis no IPEADATA, são PIB trimestral, preços de mercado, em milhões de reais e o agregado monetário M1 mensal em milhões de reais para os anos de 1975 até 2013. Primeiramente o agregado foi transformado para a frequência trimestral, utilizando o valor final mensal do trimestre como o valor trimestral. Assim pode-se obter a velocidade trimestral para este período.

Para o período de 1946 até 1974 as séries utilizadas, também disponíveis no IPEADATA, são PIB nominal anual em milhões de reais e o agregado monetário M1 fim de período mensal em milhões de reais. Primeiramente o agregado foi transformado

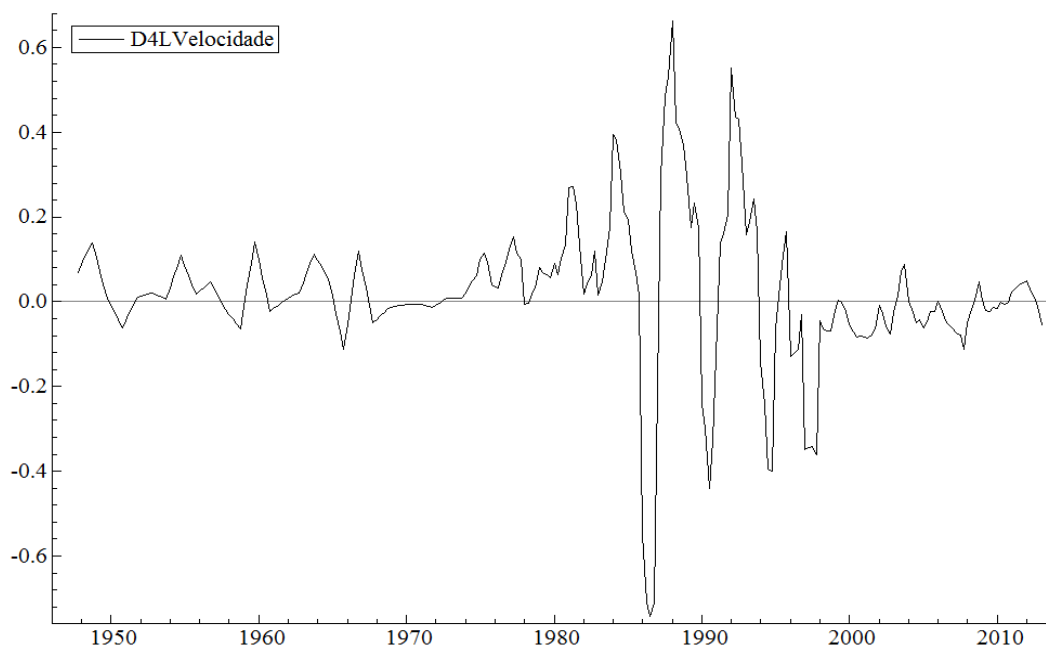
⁸ Mesmo tentando realizar a trimestralização a partir da série da velocidade que apresenta variação de grandeza pequena os componentes estimados também apresentaram valores altos, inviabilizando novamente seguir a metodologia com modelos estruturais de séries de tempo.

para a frequência trimestral, utilizando a acumulação do valor final mensal do trimestre para cada ano para se chegar ao valor anual. Assim pode-se obter a velocidade anual para este período. Como o objetivo deste trabalho é estudar a velocidade neste período na frequência trimestral as taxas anuais de crescimento da velocidade foram calculadas para cada ano. A taxa anual obtida foi dividida dentro de cada ano trimestralmente para construir a série de 1946 até 1974. Assim foi possível obter a serie trimestral da velocidade da moeda para os anos de 1946 até 2013. Esta serie é denominada de velocidade e é apresentada no gráfico a seguir. No gráfico 6 é apresentada sua variação em log em quarta diferença sazonal.

Gráfico 3: Velocidade da moeda (M1) trimestral (1946-2013)



Fonte: Elaboração própria a partir do IPEADATA.

Gráfico 4: D4Log da Velocidade da moeda trimestral (1946-2013)

Fonte: Elaboração própria a partir do IPEADATA.

A seguir, nas duas próximas tabelas, são apresentadas algumas estatísticas descritivas e o teste ADF de raiz unitária para as variáveis Velocidade e D4LVelocidade.

Tabela 3: Estatísticas descritivas da Velocidade e sua diferença, 1946-2013

Estatística	Velocidade	D4LVelocidade
Observações	262	262
Média	3,4560	0.021386
Mediana	2,5458	0.011198
Desvio padrão	2,4191	0.16760
Assimetria	1,2639	-0.60976
Curtose	1,2492	5,7821
Mínimo	1,0194	-0.74316
Máximo	12,574	0.66373

Tabela 4: Teste de raiz unitária para Velocidade e sua diferença, 1946-2013

Variável	Teste ADF	P-valor
Velocidade	-1,891	0.0252
D4LVelocidade	-8,280	0.0232

3.4 Resultados

O modelo com mudança de regime estimado para o período de 1901 até 1947 possui dois regimes distintos para a constante e para a variância. No regime zero a constante é positiva, mas não significativa e ela é negativa e significativa no regime um. As variâncias são, relativamente, próximas, mas indica maior variabilidade para os cenários do regime 1.

Tabela 5: Modelo com mudança de regime para DLVm1, 1901-1947

	MS(2)-AR(0)		
Parâmetro	Coeficiente	Erro Padrão	P-valor
Constante (0)	0.00121303	0.02134	0.9550
Constante (1)	-0,190387	0.04828	0.000
Sigma (0)	0.0808333	0.01391	
Sigma (1)	0,0929587	0.02713	
No Obs	46		
Param	6		
LogL	35,885		
AIC	-1,299300		

Além disso, podemos destacar a matriz de transição de probabilidades:

Tabela 6: Matriz de Transição MS(2)-AR(0)

	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	0,8515	0,4381
Regime 1,t+1	0,1484	0,5618

A matriz acima indica que a probabilidade de estar no regime zero e nele permanecer é de 85%. A probabilidade análoga para o regime dois é de 56%. Já a probabilidade de estar no regime um e mudar para o regime zero é de 43%. E estar no regime zero e mudar para o um é de 14%.

Como foi mencionado acima duas classes de modelos econométricos foram estimados para que seus resultados forneçam base para interpretar o comportamento da velocidade da moeda nos anos entre 1946 e 2013. A variável foi utilizada em sua quarta diferença sazonal do logaritmo da velocidade, denominada D4LVelocidade. As estimativas do modelo com mudanças de regime são apresentadas a seguir.

Ele possui três regimes e a variância é maior no regime um, menor no regime zero e intermediário no terceiro. As constantes são significativas em todos os regimes, negativa no regime um e positiva nos outros dois.

Tabela 7: Modelo com mudança de regime para D4LVelocidade, 1946-2013

	MS(3)-AR(0)		
Parâmetro	Coeficiente	Erro Padrão	P-valor
Constante (0)	0.0132211	0.004009	0.001
Constante (1)	-0.250436	0.06054	0.000
Constante (2)	0.279033	0.03111	0.000
Sigma (0)	0.0550418	0.002821	
Sigma (1)	0.241429	0.03651	
Sigma (2)	0.144727	0.01904	
No Obs.	262		
Param	11		
LogL	282,08		
AIC	-2,069200		

Além disso, podemos destacar a matriz de transição de probabilidades:

Tabela 8: Matriz de Transição MS(3)-AR(0)

	Regime 0,t	Regime 1,t	Regime 2,t
Regime 0,t+1	0.98942	0.041788	0.029465
Regime 1,t+1	0.00000	0.87482	0.096207
Regime 2,t+1	0.010580	0.083396	0.87433

Na matriz acima a diagonal principal indica a probabilidade de permanecer no mesmo regime. Assim, a probabilidade de estar no regime zero e nele permanecer é de 99%. Já a probabilidade de estar no regime zero e mudar para o regime um é nula. E de estar no regime um e mudar para o segundo, a probabilidade é de 8,3%.

No outro caso do modelo estimado, da classe GARCH, após várias possibilidades testadas, foi escolhido um GARCH (1,1) como o mais adequado para realizar a estimação da variância.

Tabela 9: Modelo GARCH para D4LVelocidade, 1946-2013

	GARCH (1,1)		
Parâmetro	Coeficiente	Erro Padrão	P-valor
Equação Média			
Constante	-0.007323	0.000	0.000
Equação Variância			
Constante	0.000002	0.000	0.000
ARCH	0.867815	0.19916	0.000
GARCH	0.436911	0.10487	0.000
No Obs.	262		
Param.	4		
LogL	306.137		
AIC	-2,3063		
Q(5)	218,219		0.000
Q(10)	226,808		0.000
Q² (5)	4.95		0.175
Q² (10)	8.54		0.381

A constante da equação da média é negativa e da variância é positiva, ambas são significativas. Os coeficientes dos parâmetros ARCH e GARCH são significativos e sua soma é 1,30. Este valor indica que a variância condicional da velocidade da moeda não apresenta estacionaridade.

3.5 Interpretação

3.5.1 Interpretações gerais

Para a economia americana Friedman e Schwartz (1963) constataam que a velocidade da moeda é relativamente estável em sua magnitude e declina secularmente do século XIX até 1960. Szilárd et al (2010) em estudo mais recente caracterizam a velocidade neste país como sendo decrescente até 1947 e crescente a partir disso até 2004, mas anotando um período decrescente entre o início da década de 1980 e primeira metade dos 1990.

Neste sentido, no longo período da história econômica brasileira que vai do início do século XX até o fim da segunda Guerra Mundial a velocidade da moeda apresentou queda secular e com pequena variação em sua magnitude.

De 1946 até a metade da década de 1980 a velocidade cresceu secularmente, variando significativamente sua magnitude. A partir disto, passou por um período de dez anos sob muita alteração em sua volatilidade com grandes altas e grandes quedas. Da metade da década de 1990 até 2013, novamente entrou em tendência de trajetória com sensível queda ao longo do tempo.

Além disso, observando o gráfico 3, é possível destacar três grandes subperíodos para os quais a tendência de crescimento, a volatilidade e a variação da magnitude da velocidade da moeda são significativamente distintos. A tabela abaixo expressa um resumo para essas diferenças.

Tabela 10: Velocidade da Moeda em longos subperíodos

Período	Variação de Magnitude	Volatilidade	Tendência de Crescimento
1946-1981	Pequena	Baixa	Alta
1981-1997	Grande	Alta	Alta
1997-2013	Pequena	Baixa	Baixa

Fonte: Elaboração própria.

Desta forma, em perspectiva histórica, a experiência brasileira é análoga ao caso americano até o início da década de 1980. No entanto, a velocidade da moeda brasileira se comporta bem diferente da americana desde então.

Ainda em Friedman e Schwartz (1963) há questões importantes notadas acerca do comportamento da velocidade americana. Segundo esses autores a velocidade cai bruscamente de 1929 até 32 e novamente de 1942 até 46 e sua recuperação leva bastante tempo.

No caso brasileiro também há uma queda importante da velocidade de 1930 até 1932. Há uma queda forte também nos anos da primeira Guerra Mundial. A velocidade da moeda brasileira novamente apresenta queda significativa na primeira metade da década de 1940. E tomando o ano de 1946 como inicial nota-se recuperação persistente do valor da velocidade nas duas décadas seguintes, mas com intensidade de crescimento, relativamente, suave.

A partir dos resultados apresentados em Pastore (1969) notamos semelhança com os resultados obtidos neste trabalho. Em termos gerais quando existem grandes variações da renda real espera-se grandes variações também na velocidade da moeda. Desta

forma, o resultado obtido neste trabalho associa aos cenários de maior volatilidade do produto⁹ os cenários com maiores variações na velocidade. Ainda para explicar o comportamento da velocidade, Pastore (1969) considera o movimento da inflação. Na próxima sessão uma comparação entre esses resultados é realizada para a segunda metade dos anos 1960.

Simonsen (1970) que analisa o período entre os anos de 1946 até 1968 e apresenta a evolução geral do comportamento da velocidade da moeda muito próxima a obtida neste trabalho. No entanto, a mudança de magnitude verificada por este autor é maior. Além disso, vale destacar que há algumas diferenças nas mudanças da velocidade de ano para alguns anos que serão comentadas na próxima sessão.

Além disso, de Simonsen (1970), podemos destacar os seguintes raciocínios para explicar os movimentos de curto prazo na velocidade da moeda: na relação que a inflação possui com a velocidade, parece haver histerese desta; e dado a implementação de um plano de estabilização certa sequência que envolve a velocidade seria empiricamente observada. Na próxima sessão este trabalho pretende analisar estes raciocínios, considerando os resultados obtidos, buscando entender melhor o comportamento da velocidade da moeda, especialmente, nas décadas de 1980 e 90.

Peláez e Suzigan (1981) em extensa pesquisa realizada sobre a história monetária brasileira apresentam uma visão para o comportamento da velocidade da moeda. Os resultados desses autores também são utilizados como referência na próxima discussão.

⁹ A partir da datação cronológica de ciclo de negócios proposta no primeiro ensaio desta tese.

3.5.2 A história econômica do Brasil caracterizada através do comportamento da velocidade da moeda

3.5.2.1 Do início do século XX até o fim da segunda Guerra Mundial

Em um grande esforço de pesquisa sobre a história monetária brasileira Peláez e Suzigan (1981) fazem suposições e estimativas do comportamento da velocidade da moeda mesmo na ausência de uma base de dados adequada. Esses autores apoiam-se na correlação positiva que existe, segundo eles, entre a velocidade e a relação entre a moeda em poder do público e o estoque de moeda. Baseiam-se também em estimativas de evolução da velocidade no período entre 1920 e 1945 e as utilizam como referência para o período do início do século até o período após a primeira Guerra Mundial.

De forma resumida esses autores apontam que há provável declínio na velocidade de 1906 até 1912. Assumem que ocorreu queda nos anos da primeira Guerra, mas mencionam não ser improvável terem ocorrido aumentos. Na década de 1920 para eles ocorre queda da velocidade a taxas bem altas. Esta tendência persiste em 1929 e nos anos da depressão, mas a velocidade volta a crescer em 1936. Após este ano há nova trajetória de queda até o fim da década de 1930. Os autores assinalam a dificuldade de explicar o comportamento da velocidade nos anos da segunda Guerra, pois segundo eles não há datas de referências para o ciclo de negócios brasileiro.

A partir dos dados anuais disponíveis e que foram utilizados neste trabalho podemos notar que a velocidade da moeda sobe suavemente no início do século. De fato de 1906 até 1911 há queda da velocidade e nova subida até o início dos conflitos militares em 1914. Em todo o período durante a primeira Guerra Mundial ocorre forte queda da velocidade da moeda com breve recuperação até 1920. Neste ano há forte queda com tendência mantida até 1924. Em seguida ocorre leve alta até o fim de 1929.

Nos dois primeiros anos da década de 1930 há sensível queda da velocidade e depois recuperação até o final de 1935. De 1936 até o final da segunda Guerra Mundial, excluindo os anos finais da década de 1930 quando há aumento, ocorre forte queda da velocidade da moeda.

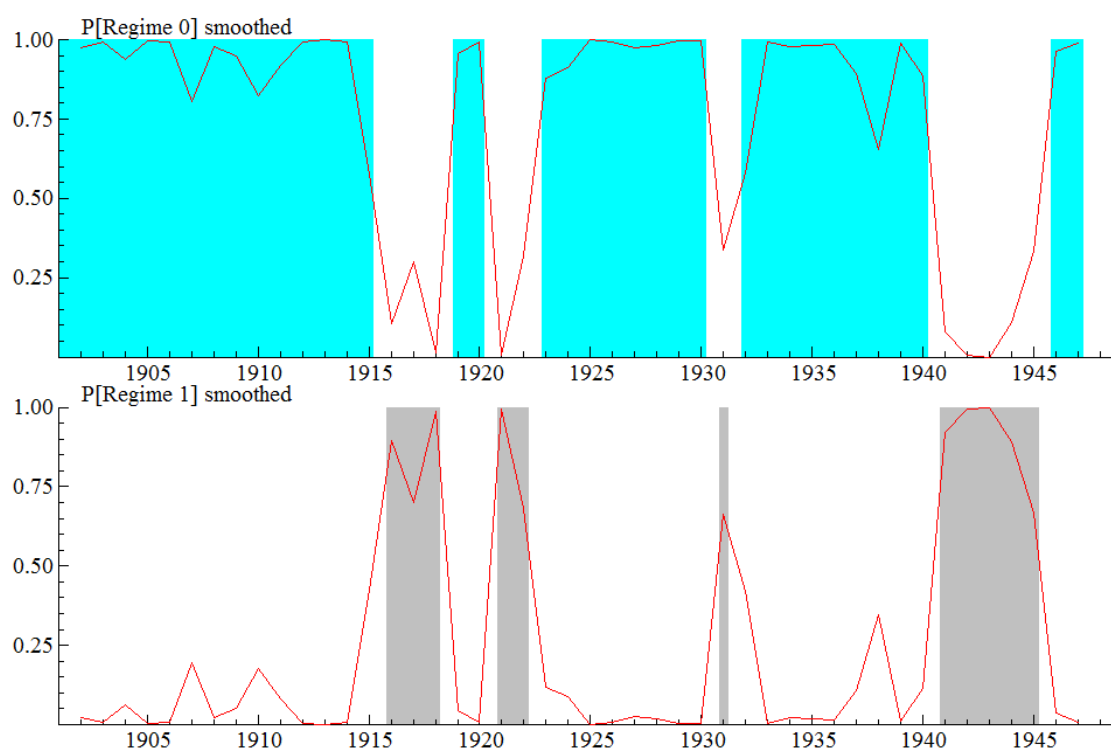
Em sua pesquisa, Peláez e Suzigan (1981), estabelecem a partir do comportamento monetário brasileiro uma aproximação de datação para o ciclo de negócios brasileiro nesse período. E tomando a lógica de Friedman e Schwartz (1963) estabelecem uma relação entre o comportamento da velocidade da moeda brasileira e esta aproximação de datação.

Assim, para esses pesquisadores brasileiros existe relação direta entre velocidade e o ciclo econômico na década de 1920 e nos anos da depressão. Há aumento da velocidade quando a economia brasileira recupera-se em 1936 e a contração do produto verificada no fim da década, segundo estes autores, é acompanhada da queda da velocidade da moeda.

Estas conclusões apontadas pelos autores podem ser qualificadas e melhor fundamentadas a partir dos resultados obtidos nesta pesquisa. Utilizando-se da série da velocidade construída e da cronologia proposta de datação, em termos gerais, a velocidade da moeda caiu em momentos de recessão e subiu em cenários de expansão. Este padrão é válido mesmo que para algumas conjunturas pontuais isso não seja observado. Além disso, pode-se pensar que os grandes choques enfrentados pela economia brasileira devem ter alterado o comportamento cíclico esperado da velocidade nos anos posteriores.

Neste sentido do início do século até 1913 temos a verificação de tal padrão são três recessões datadas nas quais a velocidade da moeda sofre queda até 1911. E desta data até 1913 temos cenário de expansão e a velocidade da moeda sobe. No entanto, o período que envolve os anos da primeira Guerra Mundial apesar dessa correlação ser observada, ela parece apresentar uma diferença entre o tempo de uma mudança cíclica e o tempo de uma mudança na tendência de crescimento da velocidade.

Em 1913 o Brasil já está em recessão, mas a velocidade persiste aumentando e somente irá mudar de tendência com o início da Guerra, mantendo o padrão esperado dessa correlação durante os conflitos. Além disso, após a finalização deste evento a velocidade aumenta, mas ainda em fase de expansão, no ano de 1921, retorna para a tendência de queda.

Gráfico 5: Probabilidade suavizadas MS (2) para DLVm1, 1901-1947

Na década de 1920 temos queda significativa da velocidade até 1924 e depois a tendência muda para alta até o ano de 1930. Há uma expansão datada de fim de 1922 até início de 1924 e uma recessão datada de 1924 até 1926. Desta forma, em parte importante dessa década não temos o padrão no qual a velocidade tem correlação positiva com a fase cíclica.

Além disso, no ano de 1922 a velocidade da moeda possui padrão de volatilidade semelhante aos momentos em que a economia brasileira enfrenta os efeitos dos choques externos.

Na recessão datada para os anos após a Crise de 29 a velocidade da moeda apresenta queda. Esta tendência segue até o final da segunda Guerra Mundial, ou seja, mesmo em período de expansão datada de 23 trimestres de 1932 até 1938 a velocidade da moeda cai.

Ou seja, o comportamento da velocidade parece ter sido influenciado fortemente pelos momentos adversos da primeira Guerra e da Crise de 1929. Na prática o ajuste da velocidade para um patamar maior mesmo em períodos recessivos parece uma resposta a grande queda dentro do período da primeira Guerra. Uma conjuntura intrigante é a

grande queda velocidade entre os anos de 1934 e 1938 mesmo em fase expansivo e após ter passado pela forte queda nos anos da depressão econômica. Neste caso parece não ter ocorrido um ajuste do patamar da velocidade, mas sim um reforço da tendência de queda.

O gráfico 5 indica que as duas Guerras Mundiais proporcionaram um impacto maior na alteração do comportamento da velocidade da moeda se comparado ao impacto proveniente da Crise de 1929. Nesse sentido a permanência em um regime de maior volatilidade, derivada de um choque externo foi maior a partir da ocorrência das guerras.

Em suma, em todo esse período histórico a economia brasileira seguiu a tendência de queda secular da velocidade. O padrão de crescer nas fases de expansão e cair nos momentos de recessão foi respeitado, mas com alguma exceção nas décadas de 1920 e de 1930. A variabilidade não apresenta mudança significativa ao longo do tempo, mas os choques externos trouxeram períodos de aumento na volatilidade no curto prazo.

3.5.2.2 Do final da segunda Guerra Mundial até 2013

1946/2013: caracterização geral

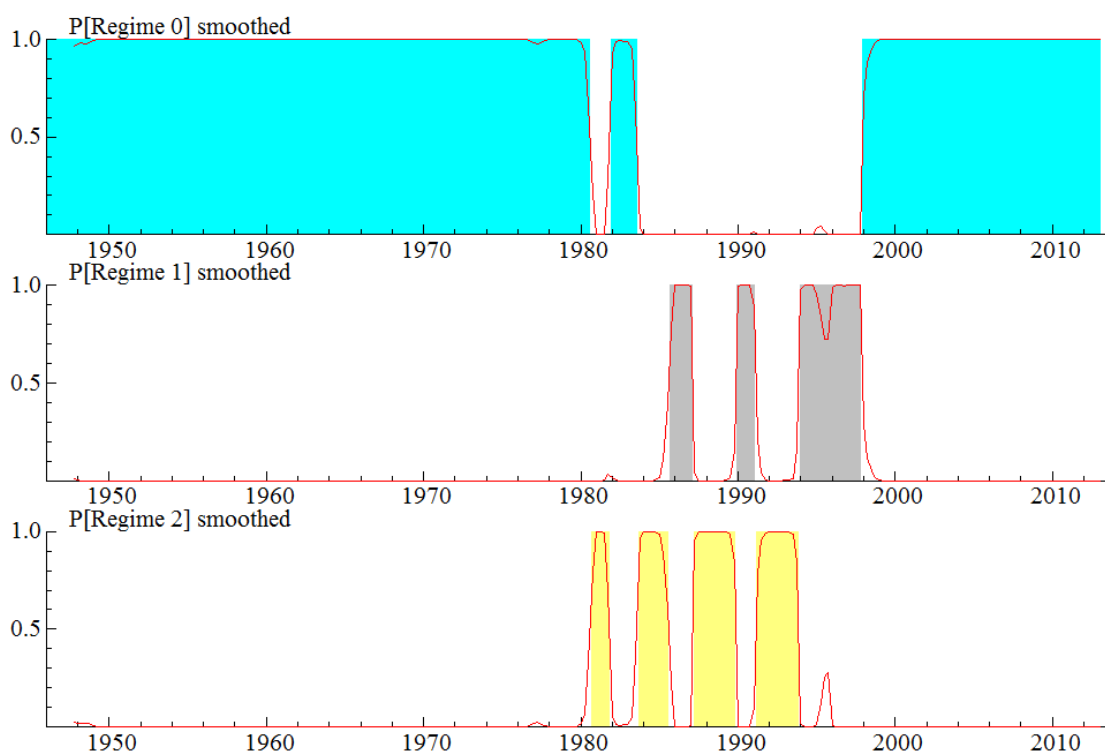
Para a economia americana, Friedman e Schwartz (1963) apontam que a velocidade da moeda aumenta de 1946 até 1960, assumindo um nível que não era alcançado desde 1930, exceto nos anos da II Guerra. Tal comportamento difere do período anterior, no qual a tendência secular da velocidade é de declinar ao longo do tempo.

De modo geral a velocidade da moeda aumentou no Brasil no período do pós-guerra, tanto para Peláez e Suzigan (1981) quanto para Simonsen (1970). Os primeiros autores apontam como resultado paradoxal já que em outros países há queda como tendência no longo prazo. Pois o crescimento econômico dos outros países esteve acompanhado pela redução da velocidade da moeda, sendo que nas fases de expansão a velocidade cresce e nas fases de recessão ela cai. A base de 1947/71 é suficientemente longa para observar a tendência declinante no longo prazo, mas a afirmação sobre o comportamento da velocidade nos ciclos não foi possível para esses autores.

A caracterização que será proposta na sequência retoma os principais resultados desses autores citados, buscando fazer uma qualificação na análise da história monetária brasileira. Para isto, a descrição será baseada na construção da serie trimestral da velocidade no período de 1946 até 2013 e nas estimativas para a volatilidade dessa série e ainda considera como referência a cronologia de ciclo de negócios para a economia brasileira proposta anteriormente¹⁰.

De 1946 até 1975 a velocidade da moeda apresentou crescimento a taxas médias relativamente lentas, sua magnitude variou pouco e, conseqüentemente foi um período de baixa volatilidade. Esse foi o período mais longo da história econômica brasileira no qual o comportamento da velocidade da moeda seguiu um padrão empírico médio esperado. Por outro lado esse comportamento médio não é suficiente para entendermos todos os movimentos do período como a queda da velocidade de 1965 para 1966 e retorno da tendência de alta a partir disso.

Gráfico 6: Probabilidade suavizadas MS (3) para D4LVelocidade, 1946-2013

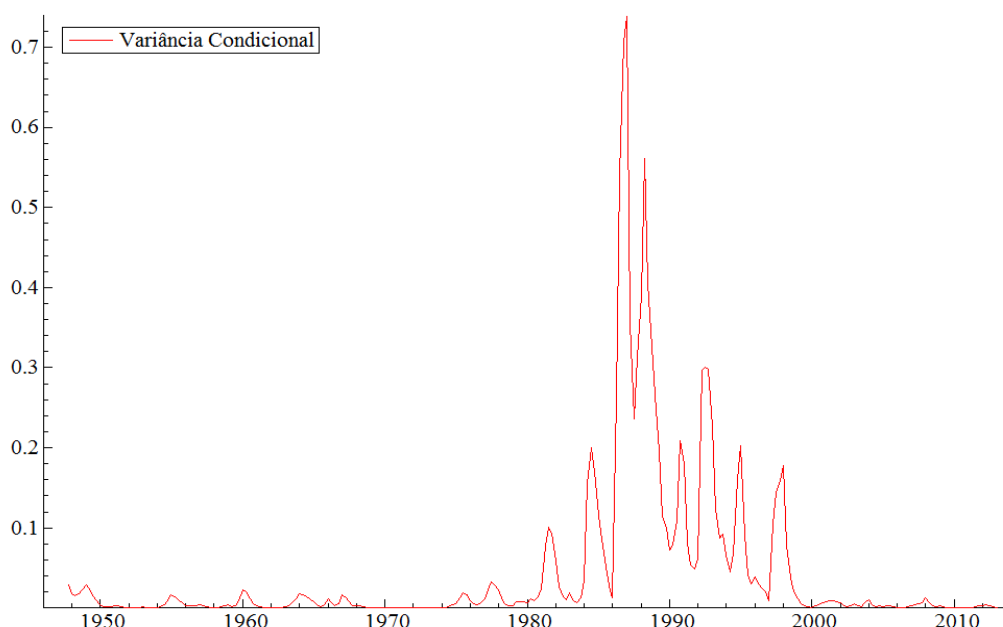


¹⁰ A construção dessa cronologia e sua apresentação foram realizadas no primeiro ensaio da tese.

O gráfico 6 ilustra o período histórico entre 1946 e 2013 a partir de três regimes distintos do comportamento da velocidade da moeda. Os três momentos que indicam maior volatilidade da velocidade estão representados no regime um e podem ser associados à implementação e efeitos de três planos de estabilização de preços: o Cruzado, o Collor e o plano Real.

É possível notar também que os dois primeiros planos citados são sucedidos por um regime de volatilidade intermediário e posterior retorno ao de maior variabilidade. O plano Real, apesar de impor um cenário de efeitos mais persistentes para um aumento da volatilidade é sucedido por um período de baixa volatilidade. Além disso, esse movimento ocorre sem a passagem para um regime intermediário.

Gráfico 7: Variância Condicional D4LVelocidade, 1946-2013



O gráfico 7 mostra uma estimativa para a variância condicional para cada instante de tempo. Visualmente os picos de variabilidade estão concentrados nas décadas de 1980 e 1990. Quando um sub período dessa estimativa é selecionado o comportamento de curto prazo da volatilidade da velocidade da moeda torna-se mais evidente, já que há mudança significativa da variância condicional ao longo do tempo. Esta seleção será utilizada para apoiar a análise do comportamento da velocidade dentro de cada década da história econômica brasileira.

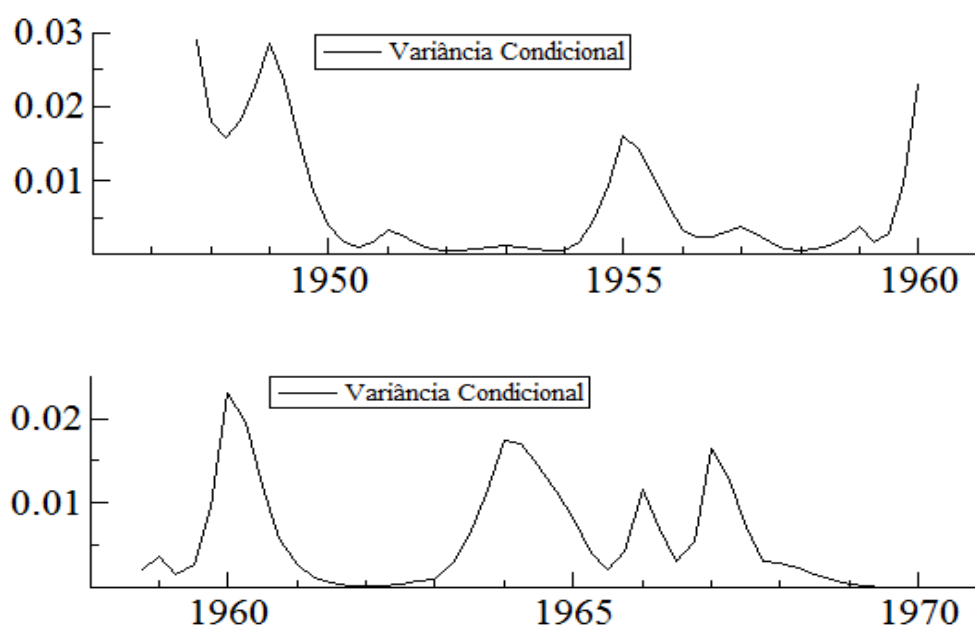
As décadas de 1950 e 1960

Assim como apontado por Peláez e Suzigan (1981) a velocidade aumentou no período entre 1947 e 1957, seguindo relação direta com a fase de expansão do produto. Particularmente esses autores destacam esse padrão no biênio 1948/49. De fato, esse aumento seguiu até o terceiro trimestre de 1948 de acordo com a série construída neste trabalho.

A velocidade da moeda cai de 1957 até o fim de 1958 quando volta a subir forte até o terceiro trimestre de 1964. Esta tendência enfrentou um período de recessão sem sofrer qualquer alteração, mas a aceleração do crescimento da velocidade apresentou leve queda no meio desse cenário adverso.

Podemos considerar que a economia brasileira tem um ciclo expansionista de produto no longo período entre 1946 e 1975, exceto do terceiro trimestre de 1963 até o segundo trimestre de 1964 quando há cenário recessivo. Neste cenário a velocidade da moeda mostra também crescimento, assim como a tendência média geral de todo o intervalo de tempo. Desta forma, neste longo período da história econômica brasileira as variações de curto prazo da velocidade da moeda não parecem estar sujeitas aos ciclos econômicos no formato, por exemplo, como no caso americano, proposto por Friedman.

Particularmente neste cenário recessivo a variância condicional da velocidade da moeda aumentou. Assim um aumento na variância condicional da velocidade parece indicar que outros fatores são mais importantes do que o fator cíclico esperado para entendermos seu comportamento.

Gráfico 8: Variância condicional da velocidade da moeda, anos 1950 e 1960

Por exemplo, temos uma queda da velocidade ao longo dos anos de 1950, 1957, 1958, 1961, 1965 e nos últimos três anos da década de 1960 enquanto que o cenário brasileiro é de expansão econômica. O resultado empírico obtido por Friedman sugere que o esperado seria notar aumento da velocidade neste cenário. A partir de Simonsen (1970) podemos, principalmente, atrelar esse comportamento inesperado a experiência inflacionária brasileira.

Em todas essas “datas” mencionadas temos a variância condicional reduzida, ou seja, um padrão que parece deixar a velocidade da moeda com o comportamento inesperado em relação aos movimentos cíclicos do produto. A inflação parece, ainda neste período, elevar a velocidade momentaneamente, mas não mantê-la em maior patamar.

De forma análoga o único cenário recessivo datado neste período mostra um comportamento inesperado da velocidade da moeda, ou seja, de aumento. Neste caso parece ser válido o raciocínio apresentado em Simonsen (1970) no qual a velocidade seria dotada de certa histerese, quando mesmo após uma queda da taxa de inflação a velocidade mostra-se crescente ainda por um período de tempo. Parece existir ainda uma correlação positiva entre as volatilidades da taxa de inflação e a velocidade da moeda.

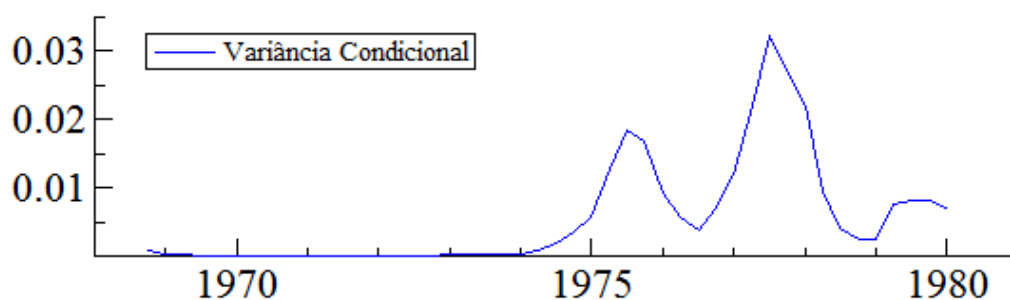
Para Pastore (1969), considerando a excelente safra agrícola que provocou uma queda das taxas de crescimento da inflação teria explicado parte da redução da velocidade da moeda em 1965. E com o objetivo de consolidar essa tendência inflacionária o governo fortaleceu o controle monetário, trazendo impacto recessivo o que explicaria o aumento da velocidade em 1966. O ano de 1967 também é, segundo este autor, semelhante no sentido que a desaceleração da inflação nos ajuda a entendermos a queda da velocidade. A interpretação e os resultados presentes em Pastore (1969) estão de acordo com o resultado obtido neste trabalho para o ano de 1966, apesar da estimativa para velocidade em Simonsen (1970) ser diferente.

A década de 1970

Segundo Peláez e Suzigan (1981) a subida da taxa de juros e a expectativa inflacionária ajudam a explicar o aumento da velocidade da moeda, além de apontarem a introdução de muitos substitutos monetários na última parte do período. Também a fase expansionista brasileira, destacando o milagre econômico, seria importante nessa explicação. Em posse de uma datação de ciclos de negócios este raciocínio pode ser qualificado.

O período do milagre econômico, 1969 até 1973, dotado de altas taxas de crescimento e, portanto, cenário de expansão econômica apresentou certa estabilidade da velocidade da moeda, interrompendo a tendência anterior de queda. É um período histórico no qual a variância condicional da velocidade está em seu menor patamar e por mais tempo, durando quatro anos. Assim o milagre parece ter gerado uma conjuntura de baixa volatilidade da velocidade da moeda.

Gráfico 9: Variância condicional da velocidade da moeda, anos 1970



Se compararmos a taxa de crescimento da velocidade, dentro da década de 1970, no período anterior com a taxa de 1975 até 1980, esta é sensivelmente maior. Assim o padrão anterior de certa estabilidade no crescimento da velocidade se altera, há crescimento mais acelerado e aumento em sua volatilidade.

Neste período temos expansão econômica e, como padrão, a velocidade da moeda cresce, exceto com quedas passageiras no último trimestre de cada ano e após retorno do aumento, o nível alcançado é maior do que o anterior a queda. Nesta etapa histórica a aceleração inflacionária não modificou o padrão esperado da relação direta entre ciclo de negócios e velocidade, ou não foi forte o suficiente para tal dada a grande expansão econômica ou ainda outro fator interferiu nesse padrão.

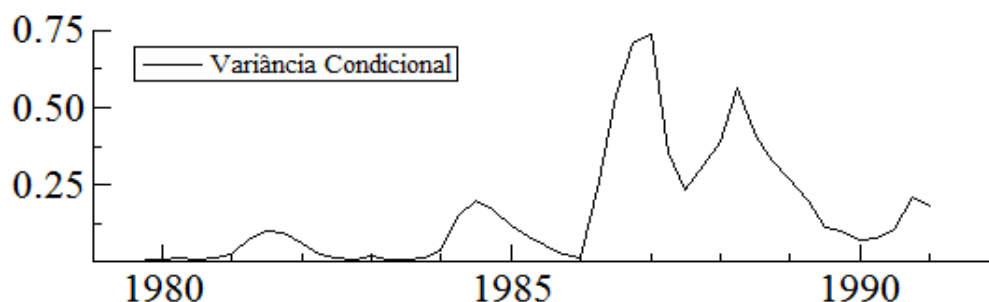
O gráfico 9 indica que durante a década de 1970 na sua primeira metade há pequena volatilidade e que na segunda há aumento da volatilidade da velocidade da moeda. Esse cenário parece ser análogo ao comportamento da velocidade da inflação nessa década.

As décadas de 1980 e de 1990

As décadas de 1980 e 1990 parecem reproduzir no curto prazo um comportamento empírico esperado de longo prazo, ou seja, grandes reversões da tendência de crescimento e mudança de magnitude são observadas em um espaço curto de tempo. Nestas décadas taxas aceleradas de crescimento da velocidade são sucedidas por grandes taxas de decrescimento. Ou seja, é como se ao invés de um período histórico longo, de, por exemplo, três décadas, em que a queda da velocidade foi sucedida por outro longo período de alta, esse ciclo fosse encurtado em dois ou três anos e com variações bruscas de magnitude.

Os anos entre 1980 e 1985 começam a mostrar esse novo padrão cíclico da velocidade da moeda. Este período, relativamente ao anterior, amplia a aceleração do aumento da velocidade, a volatilidade e a variação de sua magnitude, registrando mudanças entre as maiores da história.

No primeiro ano enquanto não se iniciou a forte recessão a velocidade da moeda manteve seu comportamento anterior, mas com a mudança cíclica ela sofreu aumento. Isso quer dizer que em todo o período datado como recessão, de 1981 até 1984, a velocidade da moeda cresce. A economia brasileira sai da fase recessiva após o término de 1984 e ao longo deste ano a velocidade persiste crescendo.

Gráfico 10: Variância condicional da velocidade da moeda, anos 1980

Mas de 1985 em diante a velocidade passa a decrescer e segue nesse padrão, apesar do cenário expansionista, até o último trimestre de 1986. A relação direta esperada entre velocidade e ciclo de negócio se verifica em três trimestres do ano de 1987 quando a velocidade aumenta em fase de expansão econômica. No entanto, do último trimestre de 1987 até o fim do segundo semestre de 1989, quando o Brasil está em recessão, a velocidade da moeda cresce fortemente.

No último trimestre e ainda no período recessivo a velocidade muda de tendência e passa a cair, parecendo antecipar uma mudança conjuntural. Na sequência o ciclo econômico sofre reversão e a economia brasileira tem cenário de crescimento e a velocidade da moeda persiste caindo sensivelmente, retornando praticamente ao patamar pré-recessão, mas esta conjuntura tem duração de somente um semestre, quando já a partir do segundo trimestre de 1990 o cenário recessivo retorna.

Os cenários recessivos parecem fortalecer o aumento da velocidade da moeda nessas décadas de grandes taxas de inflação. Ou seja, a conjuntura recessiva parece deixar o comportamento de alta da velocidade mais acelerado. Essa tendência empírica da velocidade da moeda pode ser parte da explicação para a grande persistência inflacionária nesse período histórico na medida em que alguns pesquisadores, como Pastore e Pinotti (2007) adotam que aumentos da velocidade indicam crescimento da expectativa inflacionária no presente e elevação da inflação no futuro

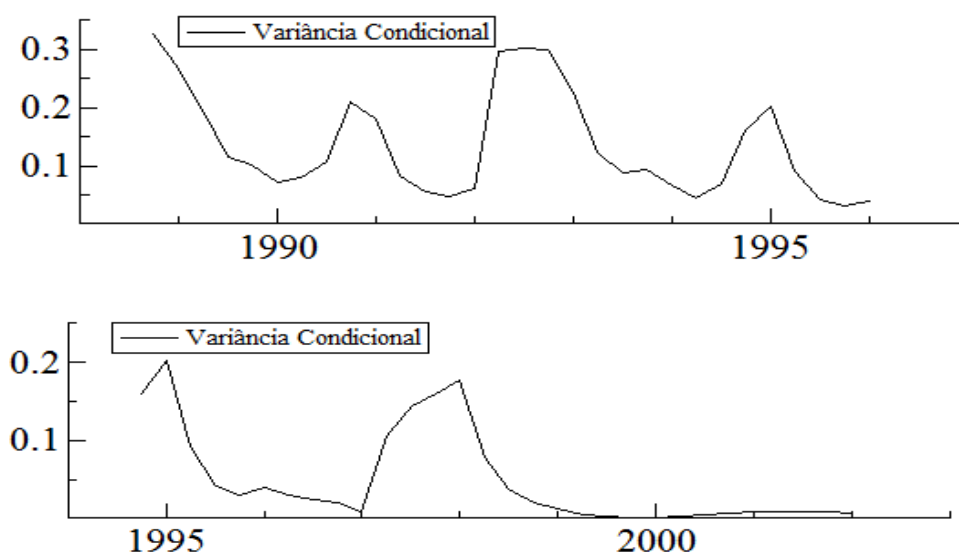
A lógica do comportamento da velocidade parece ter assumido tal padrão, pois a partir do primeiro trimestre de 1990 quando o Brasil passa por 11 trimestres em recessão a velocidade da moeda aumenta. Esse aumento leva a velocidade para um patamar ainda

maior se comparado ao máximo do período recessivo anterior. Desta forma, o cenário recessivo nesta etapa histórica parece trazer patamares mais altos para a velocidade da moeda. Novamente, isso pode explicar o componente inercial da inflação. Ou, de forma reversa, a inflação alterou a percepção dos agentes com relação ao custo de manter moeda e fazia com que a recessão provocasse aumentos na velocidade, movimentando a moeda para, por exemplo, a compra de imóveis.

De 1994 até 1997 temos grandes oscilações na velocidade, mas em menor magnitude. A queda é significativa de 1994 até 1995 e depois no final de 1997, após altas nos primeiros semestres de 1995 e 1996.

A velocidade mantém sua tendência de alta após a economia brasileira entrar em fase de expansão até o fim do primeiro semestre de 1993 quando passa a cair, seguindo desta forma até o terceiro trimestre de 1994. A partir disso sobe, atingindo o patamar anterior a esta queda e apresenta estabilidade na recessão do final de 1995 até a primeira metade de 1996.

Gráfico 11: Variância condicional da velocidade da moeda, anos 1990



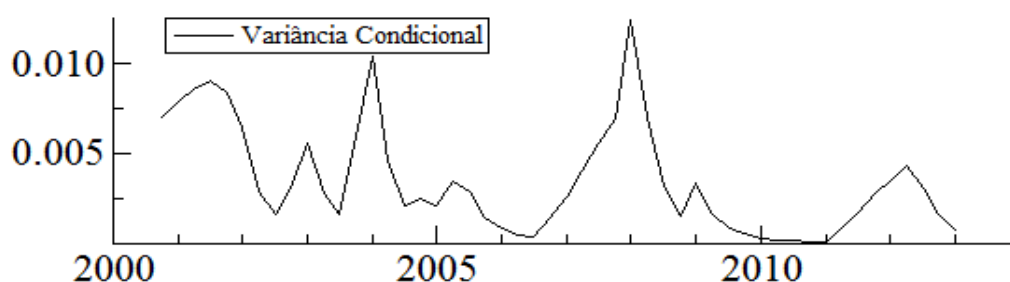
A segunda metade de 1996 quando o cenário passa a ser expansionista mostra queda significativa da velocidade da moeda por um ano até quando esse ciclo se esgota. A recessão de 10 trimestres que caracteriza o período seguinte nos anos entre 1997 e 1999 a velocidade apresenta queda. Desta forma a relação direta entre velocidade da moeda e

o ciclo de negócios volta novamente a ser observada, após quase duas décadas de padrão empírico no qual essa relação é inversa.

O período de 2000 até 2013

O período de 1997 até 2013 indica uma tendência de queda em taxas baixas com pequena variação de magnitude. Desta forma, a velocidade da moeda brasileira apresenta novamente alteração em seu padrão cíclico com menor volatilidade e reversão da tendência de seu crescimento. E parece desde 1997 até o momento seguir o padrão empírico que foi verificado do início do século XX até o final da segunda Guerra Mundial, o que vale dizer seguir o padrão internacional.

Gráfico 12: Variância condicional da velocidade da moeda, 2000-2013



No período seguinte a velocidade parece oscilar bastante no curto prazo, mas parece também assumir um padrão de comportamento mais estável no qual a tendência é de queda quase contínua entre os anos de 2000 até 2013. Há três fases de recessão neste período. Na expansão econômica de fim de 2009 até a primeira metade de 2011 é observada reversão e a velocidade passa a subir e permanece com esse comportamento mesmo até o primeiro semestre de 2012 quando a conjuntura brasileira já é recessiva desde o fim de 2011. Finalizando, os três últimos trimestres da amostra apresentam a velocidade da moeda em queda quando há indícios para considerarmos que a fase ainda é recessiva.

O patamar da velocidade da moeda para o último valor observado é equivalente ao patamar de meados de 1983 na ordem de 3,80. Assim foram aproximadamente trinta anos nos quais a velocidade da moeda apresentou sua maior variação em magnitude. É como se a experiência inflacionária brasileira a partir de 1980 tivesse alterado por três

décadas o padrão histórico empírico de aceleração da velocidade da moeda iniciado a partir do final da segunda Guerra Mundial¹¹.

Planos econômicos de estabilização e o comportamento da velocidade da moeda

O PAEG foi implementado em novembro de 1964 e no ano seguinte a velocidade da moeda imediatamente mudou de tendência, caindo durante o ano de 1965, mas ao longo de 1966 subiu novamente para o mesmo patamar anterior a esse plano. A magnitude foi alterada, mas essa mudança foi revertida rapidamente, indicando que a alteração na volatilidade da velocidade foi localizada no biênio 1965/66. Na sequência seguiu em queda até o final da década. A economia brasileira estava em expansão econômica e assim permaneceu. Da perspectiva da velocidade da moeda, o PAEG parece ter mudado a rota dessa variável por dois anos.

Em fevereiro de 1986 foi implementado o plano de estabilização Cruzado e a velocidade da moeda que vinha decrescendo permaneceu com mesma tendência. Após passado um semestre essa tendência se reverteu, mas sem alterações significativas em sua volatilidade. Em suma, ocorreu uma mudança de tendência no crescimento da velocidade da moeda de forma, relativamente, suave. O cenário do ciclo de negócios não foi alterado neste período, mantendo a economia em fase de expansão.

Com o plano Bresser, em meados de 1987, a velocidade mudou e apresentou queda, mas somente no trimestre de implementação. A partir disso e, tendo entrado em recessão, a velocidade da moeda seguiu trajetória de crescimento. Neste período de implementação tanto magnitude quanto volatilidade não são alteradas de forma significativa. Na prática a velocidade mudou sua tendência de crescimento somente por um trimestre e retornou ao padrão anterior na sequência.

Em março de 1990 foi implementado o plano Collor e a velocidade que vinha caindo persiste com mesma tendência. Mas após um trimestre a velocidade volta a aumentar mesmo sob cenário recessivo. Houve, a partir desse plano, significativa mudança no patamar da velocidade da moeda, relativamente aos planos anteriores de estabilização. O plano Collor, assim, retirou somente pelo período aproximado de dois trimestres não

¹¹ Do trabalho de Szilárd et al (2010) podemos assumir que a economia americana perdeu tal padrão por aproximadamente 20 anos.

consecutivos a tendência de alta presente na velocidade, voltando a crescer depois mesmo em fase recessiva.

O plano Real foi implementado em julho de 1994 e a tendência de queda da velocidade foi mantida por um trimestre, mas revertida ao longo do trimestre seguinte. Na prática o plano Real parece ter atrasado o ritmo de queda da velocidade pelo período de dois anos, até o último trimestre de 1996. Passado esse período a volatilidade da velocidade da moeda atingiu um nível mais reduzido.

3.6 Considerações finais

Este trabalho tem o objetivo de descrever a história do comportamento da velocidade da moeda para a economia brasileira no período entre os anos de 1900 até 2013. Essa descrição foi realizada apoiando-se em uma referência cíclica do crescimento econômico brasileiro a partir de uma cronologia de datação proposta em ensaio anterior.

Os modelos econométricos utilizados para indicar, entre outros pontos, o comportamento ao longo do tempo da volatilidade da velocidade da moeda, mostraram-se importantes. Eles permitiram suportar a interpretação desse comportamento aos cenários econômicos brasileiros seja em uma perspectiva de longo prazo ou de curto prazo.

A variação cíclica do produto brasileiro colocada em confronto com o comportamento de curto prazo da velocidade da moeda indicou que esta variável não apresentou correlação positiva com o ciclo em alguns sub períodos históricos. Assim, especialmente nesses cenários a percepção é que outros fatores determinantes devam ser pesquisados, pois parecem definir a trajetória da velocidade e quebrar o padrão empírico esperado.

Os resultados obtidos com este ensaio sugerem que possa existir uma associação entre as variabilidades da taxa de inflação e a velocidade da moeda. Investigar essa possível correlação deve ser tema de pesquisa futura e isso será um dos objetivos do próximo ensaio desta tese.

4 COMPORTAMENTO DA VOLATILIDADE DA TAXA DE INFLAÇÃO BRASILEIRA, 1939-2013

4.1 Considerações iniciais

A experiência inflacionária brasileira é capítulo importante de nossa história econômica. A economia brasileira apresentou ao longo do tempo inflação com taxas elevadas e com grande variabilidade. Além disso, diversos planos de estabilização de preços foram implementados.

Muitos estudos já avaliaram os efeitos da volatilidade da inflação sobre o produto e os custos econômicos que podem ser resultantes dessa relação. O objetivo do presente trabalho é estudar a volatilidade da inflação brasileira ao longo do tempo no período de 1939 até 2013, buscando descrever sua relação com a taxa de inflação, adotando como referência uma datação de ciclos de negócios.

Em seu estudo Engle (1983) sustenta que a relação entre inflação e incerteza inflacionária não é significativa. Este resultado é um teste para a hipótese levantada em Friedman (1977) na qual indica uma relação positiva entre a inflação e a incerteza inflacionária (volatilidade da inflação). Assim, aumentos na inflação promovem aumento na volatilidade da inflação.

Thornton (2008) estima um modelo GARCH (1,1) para inflação anual sugere que existe uma relação de curto prazo positiva entre média e variância da inflação, suportando a hipótese de Friedman de que inflação alta está associada com maior variabilidade da inflação. A taxa de inflação é utilizada como um regressor exógeno na equação da variância. A evidência da hipótese de Friedman pode ser verificada caso o coeficiente desse regressor seja positivo. Thornton (2008) também destaca outros estudos recentes e que favorecem o uso de medidas para incerteza inflacionária baseadas em modelos GARCH para testar essa hipótese.

Dessa forma, podem ser citados o trabalho de Conrad e Karanasos (2005) que encontra evidência da hipótese de Friedman para a inflação recente nos EUA, UK e Japão. Fountas (2001) avalia a experiência de inflação em longo período de tempo para UK e obtém evidência a favor dessa hipótese. Hwang (2001), por outro lado, não encontra

evidência de que alta inflação leva a alta variância da inflação, utilizando uma série mensal longa para dados da inflação americana.

Já Kontonikas (2004) sugere que há uma relação positiva entre volatilidade da inflação e a inflação passada. Kontonikas (2004) avaliou dados mensais e trimestrais da inflação Britânica no período de 1972 até 2002. Os resultados presentes nesses trabalhos citados são importantes na medida em que permitem referência para os resultados alcançados no presente trabalho.

Araújo e Cunha (2003) estudam a correlação entre o PIB e a taxa de inflação. A partir de técnicas econométricas e da literatura de ciclos econômicos esses autores avaliam as propriedades dessas séries. O principal resultado desse trabalho, utilizando séries anuais de 1850 até 2000 sugere que não há uma relação positiva entre a inflação e o PIB. O presente trabalho também pretende discutir esse resultado e sua validade ao longo do tempo.

Dessa forma, o objetivo do presente trabalho é realizar essa descrição da história da inflação brasileira, utilizando os resultados obtidos nas estimações de modelos econométricos das classes GARCH, BSM e MS. Um resultado encontrado é que a taxa de inflação impacta positivamente a sua volatilidade. Além disso, na maior parte do tempo a taxa de inflação contribui negativamente com o PIB. Esses resultados são similares com os obtidos em outros trabalhos.

A próxima sessão deste trabalho discute a metodologia que foi utilizada. A sessão 3 reporta os resultados estimados obtidos e, a partir disso, é realizada uma descrição do comportamento da inflação. Na sessão 4 são propostas algumas conclusões.

4.2 Metodologia

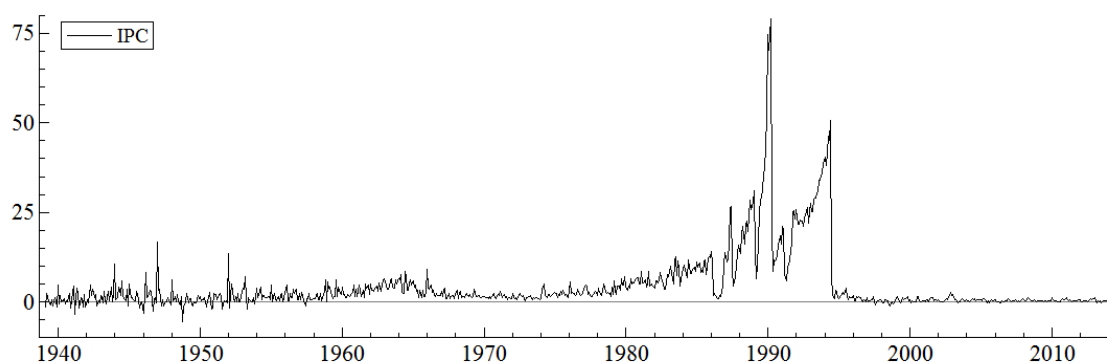
4.2.1 Base de dados

A série utilizada foi o Índice de Preços ao Consumidor do Município de São Paulo (IPC-FIPE) divulgado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe) na frequência mensal (%) de fevereiro de 1939 até dezembro de 2013. Essa série é utilizada neste ensaio com uma aproximação da evolução do comportamento da inflação

brasileira. Essa série está disponível no IPEADATA¹². Para avaliar a relação entre a taxa de inflação e o PIB uma série trimestral foi construída, acumulando os valores mensais desse índice. A série do PIB construída no primeiro ensaio desta tese foi também utilizada.

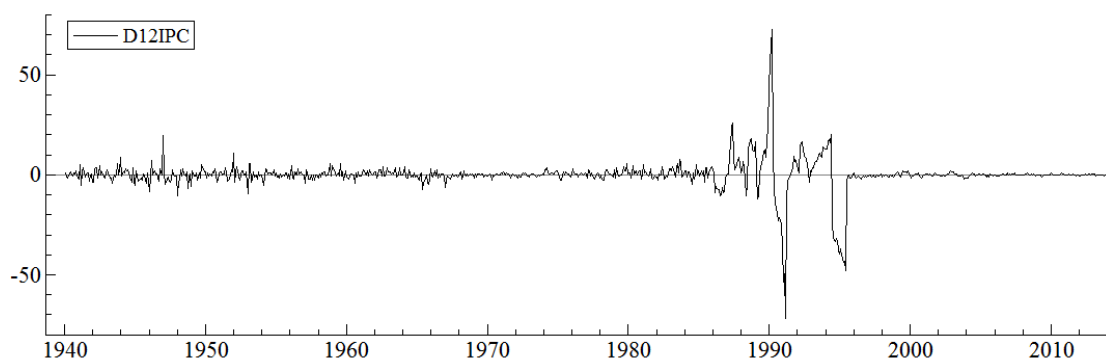
Os próximos gráficos apresentam a evolução da taxa mensal de inflação e de sua diferença sazonal, denominados, respectivamente, por IPC e D12IPC.

Gráfico 1: Taxa de inflação (IPC) mensal, 1939-2013



Fonte: Elaboração própria a partir do IPEADATA.

Gráfico 2: Taxa de inflação mensal em diferença (D12IPC), 1939-2013



Fonte: Elaboração própria a partir do IPEADATA.

A seguir, nas duas próximas tabelas, são apresentadas algumas estatísticas descritivas e o teste ADF de raiz unitária para as variáveis IPC e D12IPC.

¹² Acesso em fevereiro de 2014.

Tabela 1: Estatísticas descritivas da taxa de inflação e sua diferença, 1939-2013

Estatística	IPC	D12IPC
Observações	887	887
Média	4,41	-0,002
Mediana	1,61	0,053
Desvio padrão	8,48	7,84
Assimetria	4,01	-1,43
Curtose	21,4	30,78
Mínimo	-5,41	-71,63
Máximo	79,11	72,65

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2: Teste de raiz unitária para a taxa de inflação e sua diferença, 1939-2013

Variável	Teste ADF	P-valor
IPC	-6,082	0,1784
D12IPC	-9,659	0,5408

Fonte: Elaboração própria.

4.2.2 Modelo para avaliar a hipótese de Friedman

O modelo da classe GARCH foi utilizado para estimar a variância condicional da taxa de inflação e também para permitir o teste para avaliar a validade da hipótese de Friedman no caso brasileiro. Sua metodologia está descrita no segundo ensaio desta tese. Uma extensão do modelo GARCH que se mostrou importante para este trabalho foi o “exponential GARCH” (EGARCH) proposto em Nelson (1991). O modelo EGARCH (1,1) é dado por:

$$\log \sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]^{-1}[1 + \alpha(L)]g(z_{t-1})$$

$$g(z_t) \equiv \gamma_1 z_t + \gamma_2 [|z_t| - E|z_t|]$$

$g(z_t)$ é uma função na qual a primeira parcela da equação expressa o sinal e a segunda parcela expressa a magnitude. Segundo Nelson (1991) o modelo deve acomodar uma relação assimétrica entre retornos e mudanças na volatilidade e para isso deve conter essas duas parcelas mencionadas.

4.2.3 Modelo para avaliar a relação entre Inflação e PIB

Para avaliar a relação entre inflação e o PIB um modelo estrutural de series de tempo (BSM) foi estimado para esta variável. A metodologia segue a mesma estrutura descrita no primeiro ensaio desta tese. Além disso, uma variável explicativa exógena foi adicionada a especificação de um modelo que também contém intervenções automáticas geradas no processo de estimação (quebras no nível e outliers). O modelo estimado pode ser representado, conforme Koopman et al. (2007) por:

$$Y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \nu x_t + \lambda \varphi_t + \varepsilon_t$$

$\mu_t, \psi_t, \gamma_t, \nu, \lambda$ e ε_t são, respectivamente, tendência, ciclo, sazonalidade, coeficiente da variável exógena x_t , coeficiente da variável intervenção φ_t e o componente irregular.

4.2.4 Modelo para a volatilidade da taxa de inflação em regimes diferentes

Um modelo da classe com mudanças de regimes markovianos (MS) também foi utilizado para estudar a volatilidade da taxa de inflação ao longo do período entre os anos de 1939 e 2013. A descrição desse modelo está presente na sessão sobre a metodologia implementada no primeiro ensaio desta tese. O modelo implementado no presente ensaio não possui estrutura GARCH na variância.

4.3 Resultados

4.3.1 Resultados gerais

A partir da estimação de diversos modelos da família GARCH, um modelo ARMA (3,0)-EGARCH (1,0) foi selecionado para a taxa de inflação no qual a equação da variância não possui variável exógena. Também foi selecionado um modelo ARMA (3,0)-EGARCH (1,0) no qual a taxa de inflação presente é exógena da equação da variância e outro modelo no qual a inflação passada é exógena. As estimativas geradas por esses modelos são expressas na tabela 3.

Tabela 3: Modelos ARMA-GARCH para D12IPC, 1939-2013

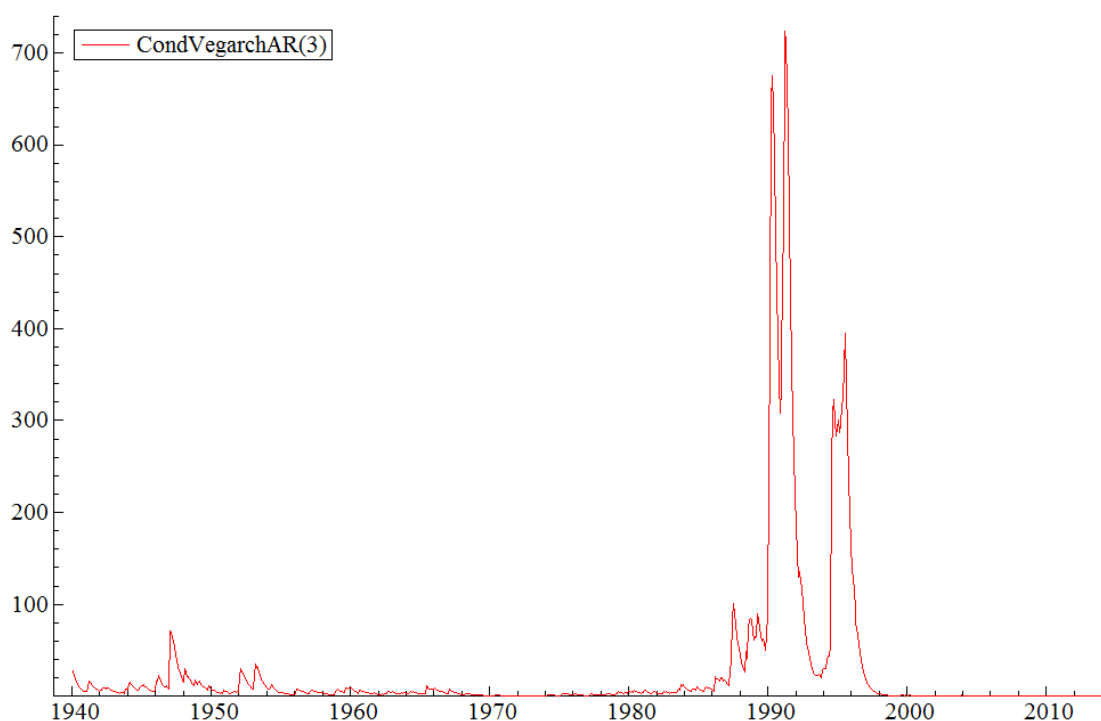
	EGARCH (1,1)			EGARCH (1,1)_IPC (exógena)			EGARCH (1,1)_IPC (-1) (exógena)		
Parâmetro	Coeficiente	Erro Padrão	P-valor	Coeficiente	Erro Padrão	P-valor	Coeficiente	Erro Padrão	P-valor
Equação Média									
Constante	0,0834	0,0667	0,2116	0,0391	0,0269	0,1474	0,0483	0,0334	0,1482
AR(1)	0,4299	0,0547	0,0000	0,3853	0,0264	0,0000	0,4578	0,0191	0,0000
AR(2)	0,0659	0,0501	0,1889	0,0439	0,0143	0,0023	0,0667	0,035	0,0574
AR(3)	0,0759	0,0483	0,1170	0,0536	0,0126	0,0000	0,0669	0,0058	0,0000
Equação Variância									
Constante	3,3888	1,4839	0,0226	3,2121	1,4792	0,0302	3,4825	1,8643	0,0621
ARCH	-0,2852	0,1408	0,0431	-0,3092	0,1189	0,0095	-0,3231	0,1472	0,0285
GARCH	0,9897	0,0048	0,0000	0,9892	0,0056	0,0000	0,9904	0,0054	0,0000
Exógena				0,0314	0,0159	0,0487	0,0275	0,0123	0,0266
EGARCH (1)	0,0891	0,0392	0,0234	0,0793	0,0392	0,0438	0,02879	0,0588	0,6246
EGARCH (2)	0,4617	0,0958	0,000	0,4959	0,0751	0,0000	0,4968	0,1021	0,0000
No Obs.	887			887			887		
Param.	9			10			10		
LogL	-1.880,04			-1.868,70			-1.876,67		
AIC	4,2594			4,236			4,2540		
Q(5)	4,23		0,1202	8,61		0,0134	4,89		0,0864
Q(10)	8,23		0,3124	13,24		0,0663	8,79		0,2674
Q ² (5)	3,48		0,3226	2,41		0,4906	2,66		0,4454
Q ² (10)	8,39		0,396	6,11		0,6347	6,52		0,5889

Fonte: Elaboração própria.

Com os resultados da tabela 3 pode-se dizer que os coeficientes da constante na equação da média são positivos e são significativos. Os coeficientes dos componentes autoregressivos são, em sua maioria, significativos. Na equação da variância, os coeficientes das constantes também são significativos.

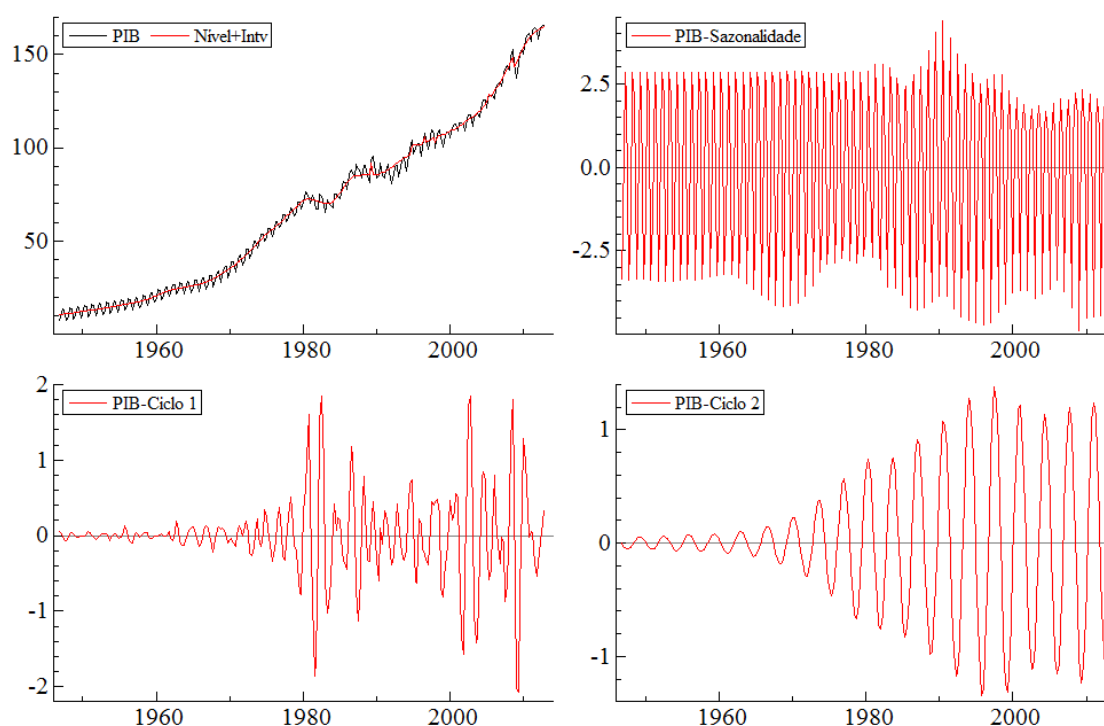
O coeficiente da variável exógena incluída, inflação corrente, na equação da variância, é positiva e significativa. Quando a exógena adicionada foi a inflação passada o seu coeficiente foi também positivo e significativo. As estatísticas Box-Pierce para os resíduos em nível e para o seu quadrado indicam não correlação serial.

Gráfico 3: Volatilidade da taxa de inflação (IPC), 1939-2013



Fonte: Elaboração própria.

A partir do gráfico 3 que mostra a estimativa da variância condicional ao longo do tempo pode-se ter uma visão de longo prazo do comportamento da volatilidade da taxa de inflação nesse período. Em termos gerais essa volatilidade passou por sensíveis alterações em sua magnitude ao longo do tempo, especialmente na segunda metade da década de 1980 e em boa parte da década de 1990. Essas alterações serão tema da próxima sessão.

Gráfico 4: Componentes não observados do PIB

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 4: Modelo BSM para o PIB (IPC como variável explicativa exógena)

Variâncias dos choques	Valor	razão-q
σ_{IPC}^2	0,000316	(0.002613)
σ_{η}^2	0.000000	(0.0000)
σ_{ζ}^2	0,044888	(0.3704)
σ_{ω}^2	0,012787	(0.1055)
σ_{K1}^2	0,121179	(1.000)
σ_{K2}^2	0,005542	(0.04574)
σ_{ε}^2	0.000000	(0.0000)
Vetor de estado em 2012 (4)	Valor	Prob
μ	166,993	[0.00000]
β	0,7125	[0.06313]
γ	137,382	[0.00000]
ψ	1,1780	[0.00000]
T	265	
P	7	
R²	0.8377	

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 5 indica as intervenções encontradas automaticamente na estimação do modelo BSM para o PIB. Ou seja, são quebras obtidas na estimação sem a inclusão através de escolhas de datas adhoc. Foram encontrados valores outliers e quebras na tendência do PIB.

Tabela 5: Quebras detectadas na estimação do modelo BSM para o PIB

Intervenção	Coefficiente	Prob.
Outlier 1989 (2)	6,17	[0,0000]
Outlier 1996 (3)	3,51	[0,0000]
Outlier 1998 (1)	-2,73	[0,0000]
Outlier 2005 (2)	2,87	[0,0000]
Quebra na tendência 1994 (4)	5,21	[0,0000]
Quebra na tendência 2008 (4)	-7,02	[0,0000]

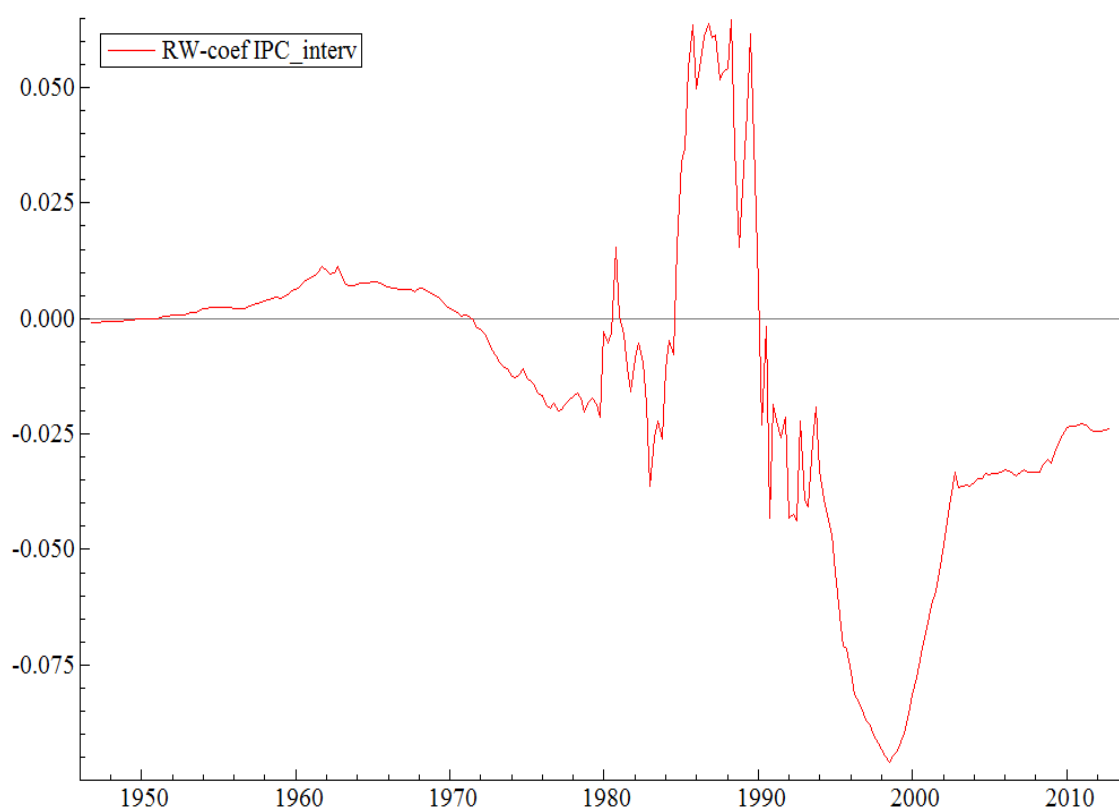
Fonte: Elaboração própria.

Dos resultados apresentados na tabela 4, pode-se notar que a variância do nível (σ_η^2) é zero, indicando que o seu coeficiente não varia ao longo do tempo. A variância do coeficiente da taxa de inflação (σ_{IPC}^2) é diferente de zero, sugerindo que esse parâmetro pode sofrer mudanças ao longo da história. A variância do componente cíclico 1 (σ_{K1}^2) é a maior dentre a de todos os componentes.

Ainda a partir do vetor de estado no último instante de tempo da amostra, os valores de todos os componentes são significativos e, assim, seus coeficientes são diferentes de zero. Desta forma é adequado adotarmos a formulação do modelo para o PIB com a presença de todos os componentes. A evolução do comportamento desses componentes ao longo do tempo pode ser verificada no gráfico 4.

O modelo estimado acima permitiu que o coeficiente da taxa de inflação fosse variante no tempo. A opção de estrutura para essa variação foi a de passeio aleatório. A trajetória ao longo do tempo dessa variável, denominada RW-coef IPC_interv, é representada no gráfico 5.

Cabe observar que, eventualmente, esse coeficiente pode ser estatisticamente igual a zero em alguns períodos da história. Assim as interpretações levantadas a partir desse resultado que não possui intervalos de confiança para a significância desse coeficiente devem ser realizadas com cuidado.

Gráfico 5: Coeficiente da taxa de inflação, 1946-2012

Fonte: Elaboração própria.

O gráfico 5 indica o comportamento do coeficiente da variável exógena IPC ao longo do tempo em um modelo estrutural com intervenções para o PIB. Em alguns momentos esse coeficiente é positivo, sugerindo que aumento na inflação contribui de forma positiva para o PIB. Do contrário, em alguns momentos, o coeficiente é negativo, indicando que aumentos na inflação explicam parte da redução do PIB.

Até o início da década de 1970 temos uma indicação de que esse coeficiente era positivo e a partir desse período passou a ser negativo na maior parte do tempo. Assim, de forma geral, aumentos na inflação parecem ter contribuído positivamente com o PIB até o início da década de 1970. Mas o comportamento parece ter mudado e a inflação passou a contribuir negativamente com o PIB nos últimos 35 anos do período estudado. A década de 1980 não apresentou esse comportamento e será comentada abaixo na análise específica de cada década.

Tabela 6: Modelo com mudança de regime para D12IPC, 1939-2013

Parâmetro	MS(3)-AR(0)		
	Coeficiente	Erro Padrão	P-valor
Constante (0)	-0,0902	0,0368	0,014
Constante (1)	-0,8641	2,08	0,678
Constante (2)	0,2273	0,1002	0,024
Sigma (0)	0,5544	0,0293	
Sigma (1)	21,7507	1,529	
Sigma (2)	2,1763	0,089	
No Obs.	887		
Param.	10		
LogL	-1947,04		
AIC	4,4127		

Fonte: Elaboração própria.

A estimação de um modelo com mudança de regimes para a taxa de inflação é importante na medida em que o objetivo deste trabalho é avaliar o comportamento da volatilidade desta variável ao longo do tempo. Os resultados gerados por este modelo permitem, por exemplo, estabelecer comparações entre os diversos períodos históricos sobre o aspecto da volatilidade da taxa de inflação.

A tabela 6 apresenta as estimativas do modelo com mudanças de regime para a taxa de inflação em diferença sazonal. Os coeficientes da constante são significativos nos regimes zero e dois, mas não é significativo no regime um. As constantes são negativas nos dois primeiros regimes e positiva no terceiro.

Comparando as variâncias obtidas para cada um dos três regimes, a de maior valor está representada pelo regime um. Há menor variabilidade no regime zero e a variância no regime dois é intermediária em relação aos demais.

Tabela 6: Matriz de Transição MS(3)-AR(0) para D12IPC, 1939-2013

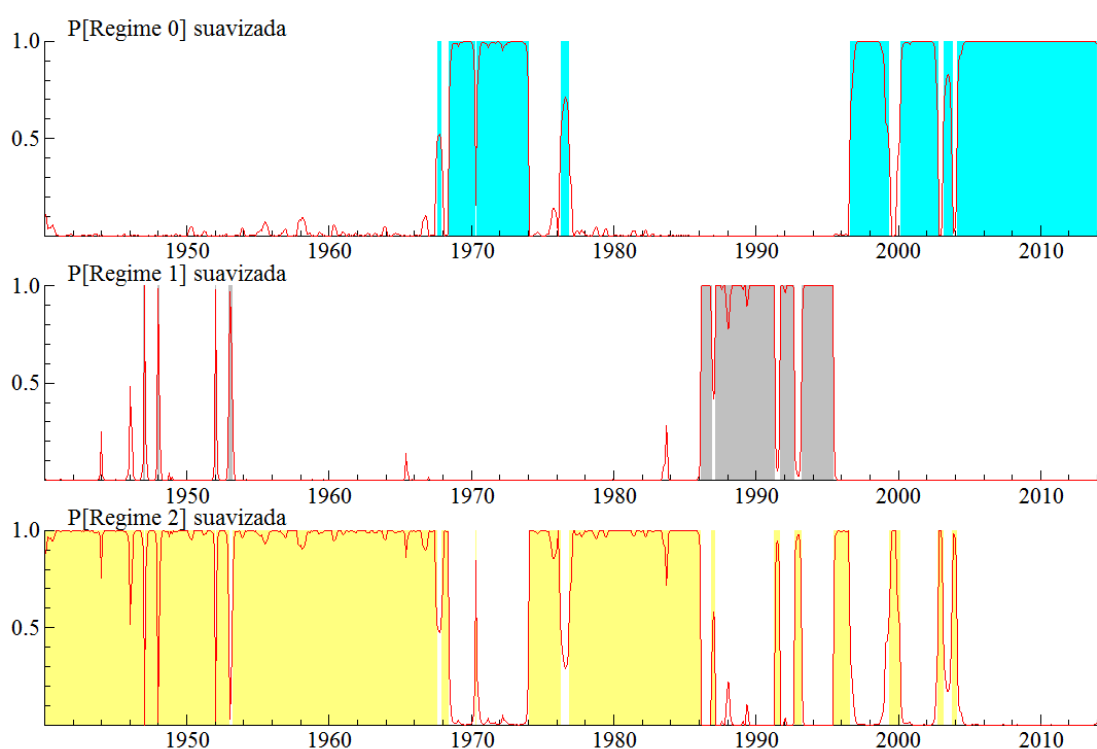
	Regime 0,t	Regime 1,t	Regime 2,t
Regime 0,t+1	0,97095	0,00000	0,01666
Regime 1,t+1	0,00000	0,91435	0,01822
Regime 2,t+1	0,02905	0,08565	0,96512

Fonte: Elaboração própria.

A matriz de transição permite uma indicação de qual é a probabilidade de mudança/permanência entre os regimes. Essa indicação diz, considerando o regime atual, qual é a probabilidade de se manter no regime ou mudar-se para outro. Essas probabilidades são apresentadas na tabela 6.

Nessa matriz a diagonal principal indica a probabilidade de permanecer no mesmo regime. Assim, a probabilidade de estar no regime zero e nele permanecer é de 97%. Já a probabilidade de estar no regime zero e mudar para o regime um é nula. E de estar no regime um e mudar para o segundo, a probabilidade é de 8,5%.

Gráfico 6: Probabilidade suavizadas, MS(3)-AR(0) para D12IPC, 1939-2013



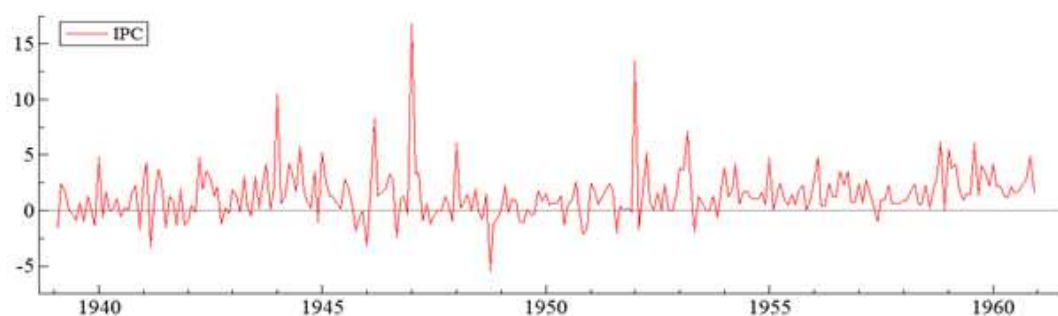
Fonte: Elaboração própria.

4.3.2 Uma história da experiência inflacionária brasileira

O objetivo dessa sessão é descrever a história da experiência inflacionária brasileira, principalmente sob o aspecto de sua volatilidade. A datação de ciclos de negócios

proposta no primeiro ensaio desta tese será utilizada como referência. Alguns episódios históricos, como os planos de estabilização de preços, por exemplo, serão observados nesse contexto descrito.

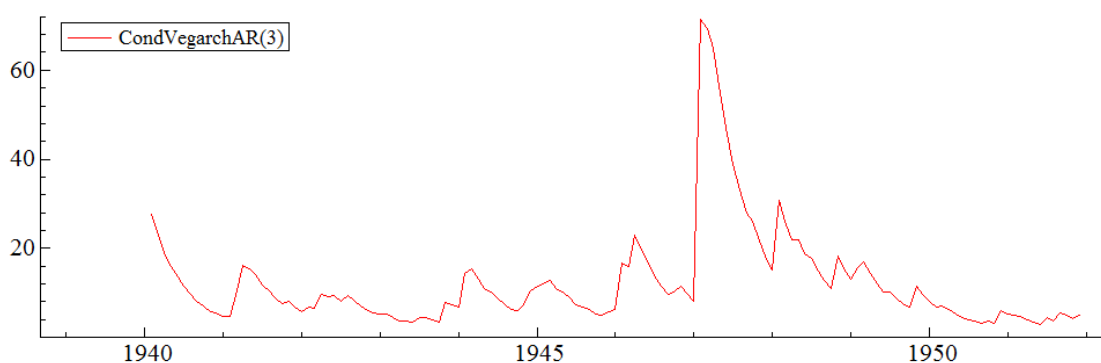
Gráfico 7: Taxa mensal de inflação (IPC), 1939-1961



Fonte: Elaboração própria.

A década de 1940, marcada principalmente pela ocorrência da segunda Guerra Mundial até o ano de 1945 mostrou inflação em aceleração e uma redução da sua volatilidade. Esse contexto parece sugerir que aumentos da taxa de inflação corrente explicam parte da redução da variabilidade da inflação nesse período.

Gráfico 8: Volatilidade da taxa de inflação, 1940-1952



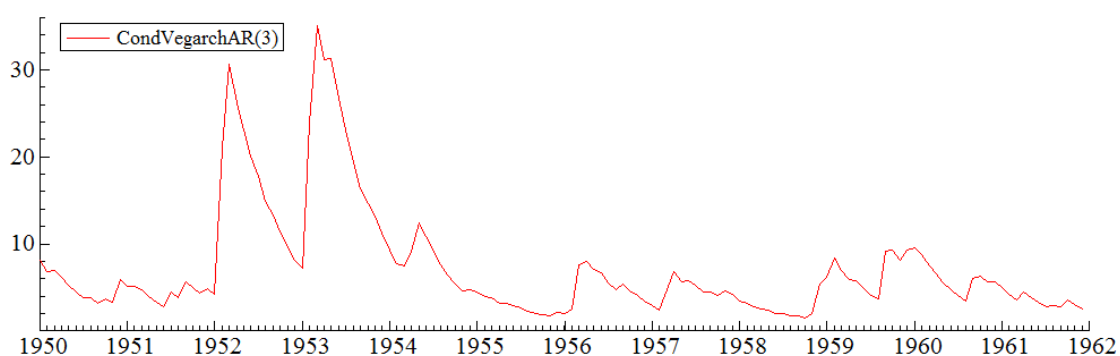
Fonte: Elaboração própria.

O período do início de 1940 até o segundo semestre de 1943 datado como recessão apresentou inflação com tendência de alta e volatilidade em queda. Vale lembrar que os resultados da estimação do modelo estrutural para o PIB sugere que em toda a década de 1940 a inflação contribuiu negativamente para a evolução do produto.

Aparentemente nesse período a alta da inflação passada (1947) parece ter se relacionado positivamente com a volatilidade presente em 1948.

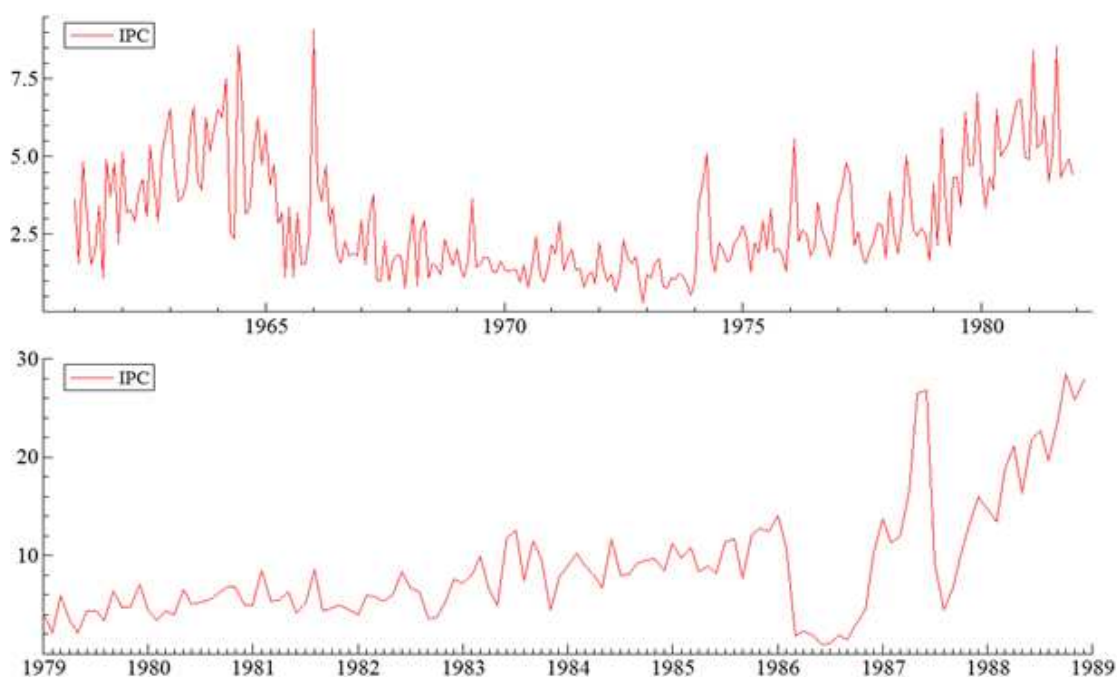
A segunda metade dessa década apresenta maior volatilidade com grande alta no início de 1948 acompanhada por uma taxa de inflação relativamente estável. Esse padrão inflacionário de crescimento baixo é mantido em toda a década de 1950, exceto em duas subidas pontuais nos inícios dos anos de 1952 e 1953.

Gráfico 9: Volatilidade da taxa de inflação, 1950-1961



Fonte: Elaboração própria.

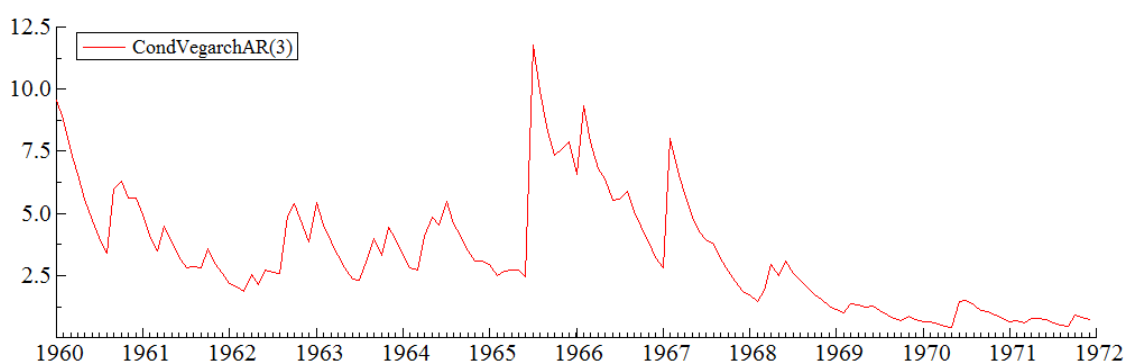
Após duas grandes subidas da volatilidade da taxa de inflação, no início de 1952 e início de 1953, ela permanece em baixa magnitude até meados do ano de 1965. A partir disso há alta expressiva e somente após o primeiro semestre de 1968 retorna ao patamar de magnitude mais baixo e assim permanecer em toda a década de 1970. A tendência de alta da volatilidade da inflação é retomada após 1973.

Gráfico 10: Taxa mensal de inflação (IPC), 1961-1988

Fonte: Elaboração própria.

Na primeira metade da década de 1960 há tendência de crescimento da taxa de inflação, mas que é revertida com a implementação do PAEG e segue em baixa até 1974 quando a trajetória torna-se de crescimento. De fato, essas duas medidas, taxa de inflação e sua volatilidade parecem caminhar juntas nesse aspecto de tendência de crescimento. Esse fato reproduz a ideia da hipótese de Friedman na qual um crescimento da inflação provoca crescimento da volatilidade da inflação.

O breve período de 4 trimestres datados como recessão do segundo semestre de 1963 e primeiro de 1964 é marcado por aumento da volatilidade da inflação. A taxa de inflação apresenta tendência de alta da mesma forma. Vale observar que nesse período os resultados obtidos neste trabalho sugerem que a inflação contribui positivamente com o PIB.

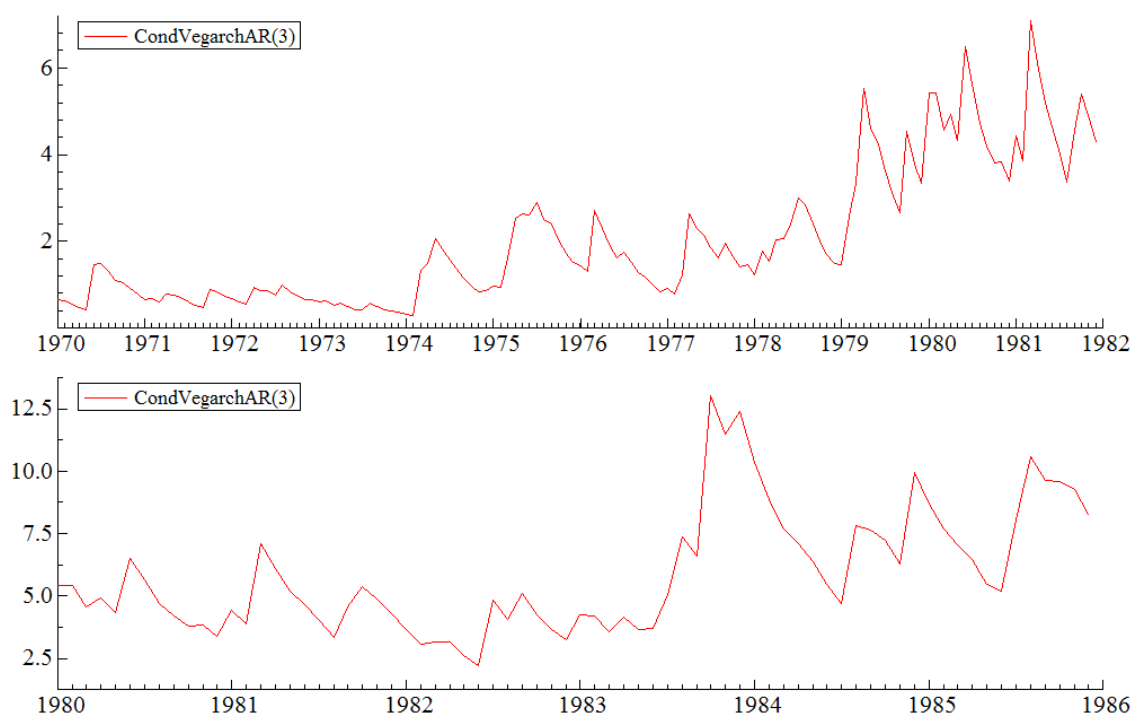
Gráfico 11: Volatilidade da taxa de inflação, 1960-1971

Fonte: Elaboração própria.

O crescimento da volatilidade da taxa de inflação iniciado já na primeira metade da década de 1970 seguiu até o ano de 1980. E após breve baixa até por aproximadamente dois anos, apresenta forte alta no final de 1983. Ainda no ano de 1984 a magnitude verificada da volatilidade da inflação retorna ao nível do início da mesma década. Os próximos dois anos, até 1986, a tendência é de alta da volatilidade.

O crescimento da taxa de inflação sofre uma primeira aceleração na segunda metade da década de 1970 e uma segunda aceleração do início da década de 1980 até o ano de 1986. Nesse processo a magnitude da inflação praticamente quadruplica, passando de uma taxa de mensal da ordem de 2,5 em 1975 para 10 em 1985.

É importante notar que nos primeiros anos da década de 1980 a volatilidade da taxa de inflação apresenta redução, mas a taxa de inflação segue em tendência de crescimento positivo. Esse comportamento prevalece até o primeiro semestre de 1983. De acordo com a hipótese levantada por Friedman e com os resultados obtidos neste trabalho, tal comportamento é inesperado.

Gráfico 12: Volatilidade da taxa de inflação, 1970-1986

Fonte: Elaboração própria.

Esse comportamento ocorreu em um período histórico no qual é datada uma recessão, de 1981 até 1983. Temos, também, que nesse período uma taxa de inflação maior tende a contribuir negativamente com o PIB, seguindo resultado obtido no modelo estimado para esta variável.

A subida forte da taxa de inflação motiva a implementação do plano de estabilização de preços, Cruzado, no início de 1986 que a reduz fortemente. No entanto, essa redução não é persistente e no início de 1987 a taxa está no mesmo patamar pré Cruzado. A partir disso, é verificada uma breve e pequena queda que é sucedida por um forte crescimento e que dessa vez motivaria outro plano de estabilização, o plano Bresser em junho de 1987.

A volatilidade da taxa de inflação apresenta trajetória de alta a partir de meados de 1985 e há nova aceleração antes do plano Cruzado. Após esse plano a volatilidade cai, mas de forma suave para depois passar por forte elevação de fevereiro até julho de 1987.

Implementado o plano Bresser a volatilidade da taxa de inflação decresce bastante até meados de 1988 e a partir disso tem crescimento até 1989. Dessa forma, durante os anos

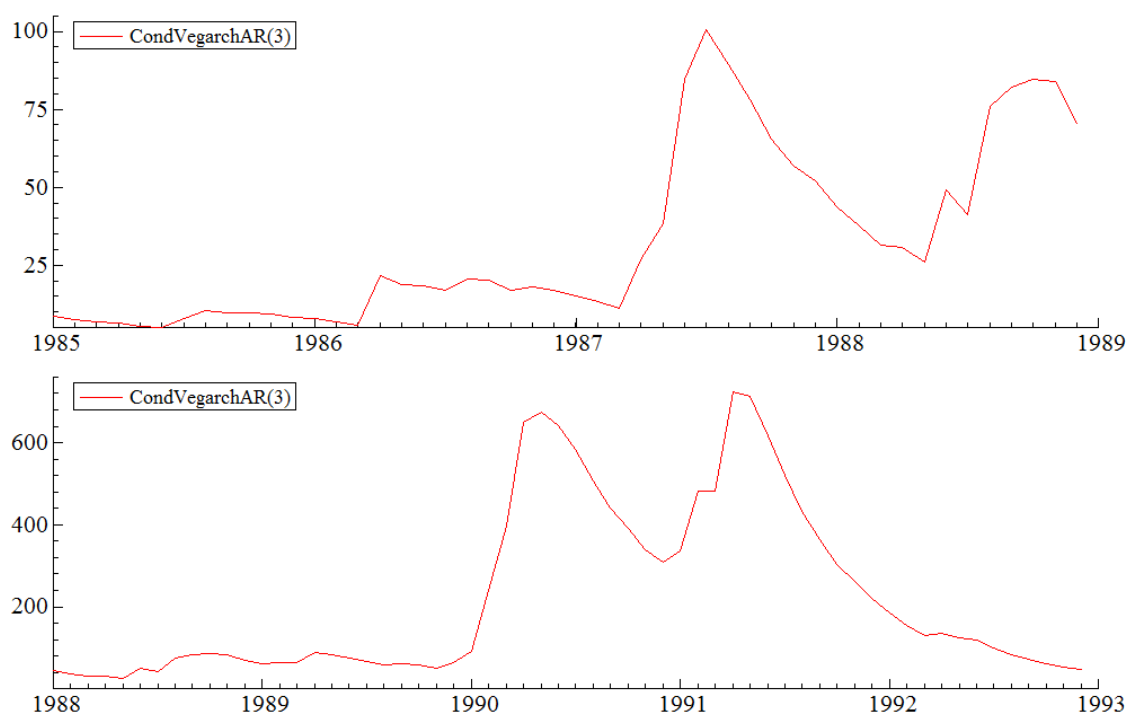
de 1987 e 1988, taxa de inflação e sua volatilidade apresentaram correlação negativa. Nesses anos há recessão datada. Também, nesse período, a inflação contribui positivamente com o PIB.

Em 1989 essa correlação é positiva quando ocorrem reduções das taxas de inflação e de sua volatilidade no primeiro trimestre no contexto de implementação do plano Collor. No entanto, a grande subida da taxa de inflação a partir disso ocorreu de forma antecipada ao grande aumento da volatilidade verificada com a chegada de 1990.

Essa correlação negativa entre taxa de inflação e sua volatilidade persiste até a implementação do plano Real. Ou seja, quedas nas taxas de inflação estão associadas, no mesmo período, a aumentos da volatilidade. Por outro lado o grande aumento da taxa de inflação desde meados do ano de 1991 foi acompanhado por forte redução da volatilidade.

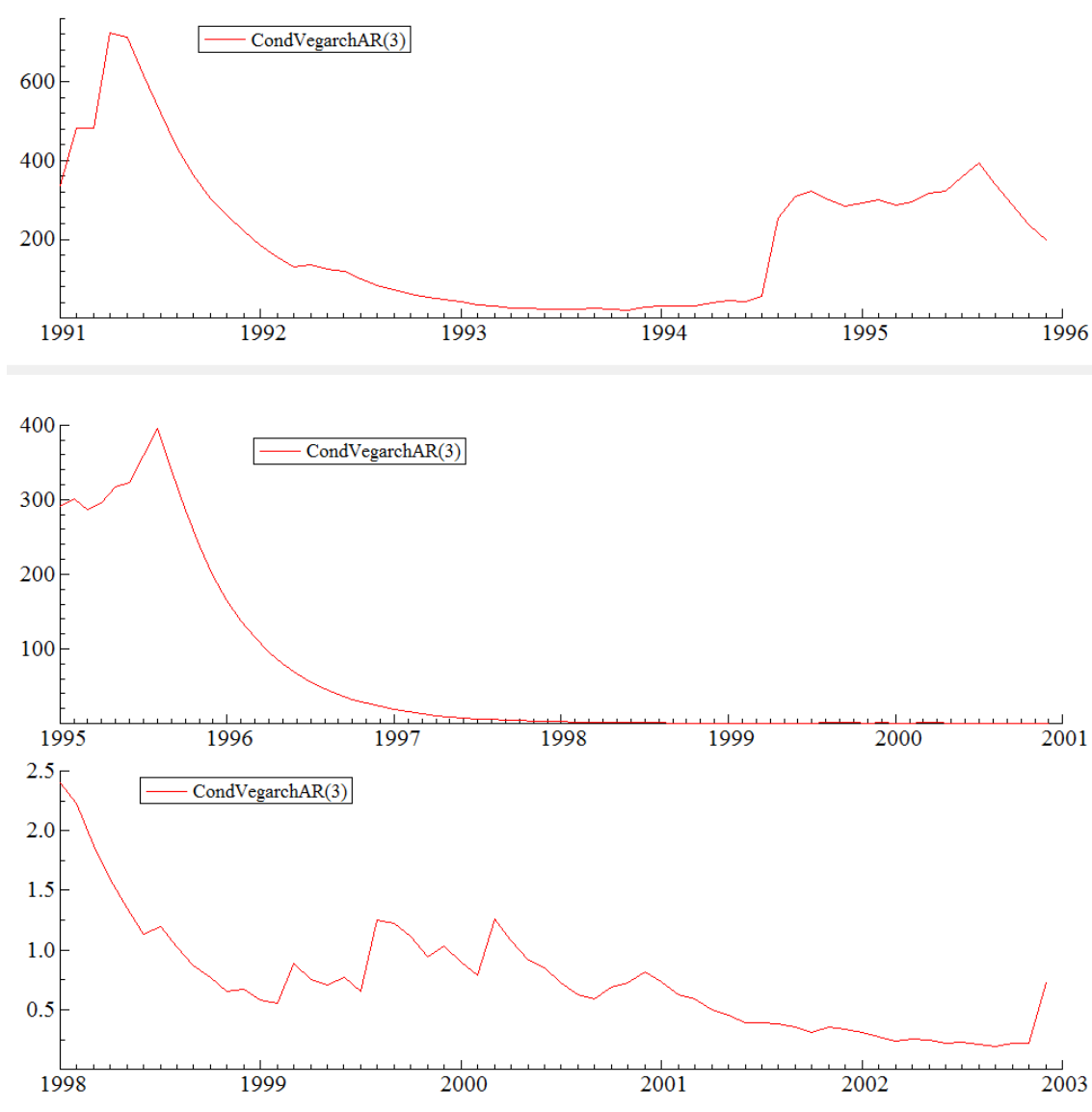
Na prática o que ocorreu foi que dada a implementação do plano Collor a volatilidade da taxa de inflação seguiu trajetória de crescimento em direção oposta a trajetória de sua volatilidade. Novamente nesse período histórico particular, de 1990 até 1994, a hipótese de Friedman pareceu não se verificar. A referência de ciclos de negócios indica que há onze trimestres de recessão entre os anos de 1990 e de 1992.

Além disso, cabe ressaltar que nesses anos a taxa de inflação passa a contribuir negativamente com o PIB. Essas características são análogas às observadas no início da década de 1980 quando, também, a hipótese de Friedman não foi verificada no curto prazo. No entanto, esse padrão empírico observado não é válido para o biênio 1987/88.

Gráfico 13: Volatilidade da taxa de inflação, 1995-1992

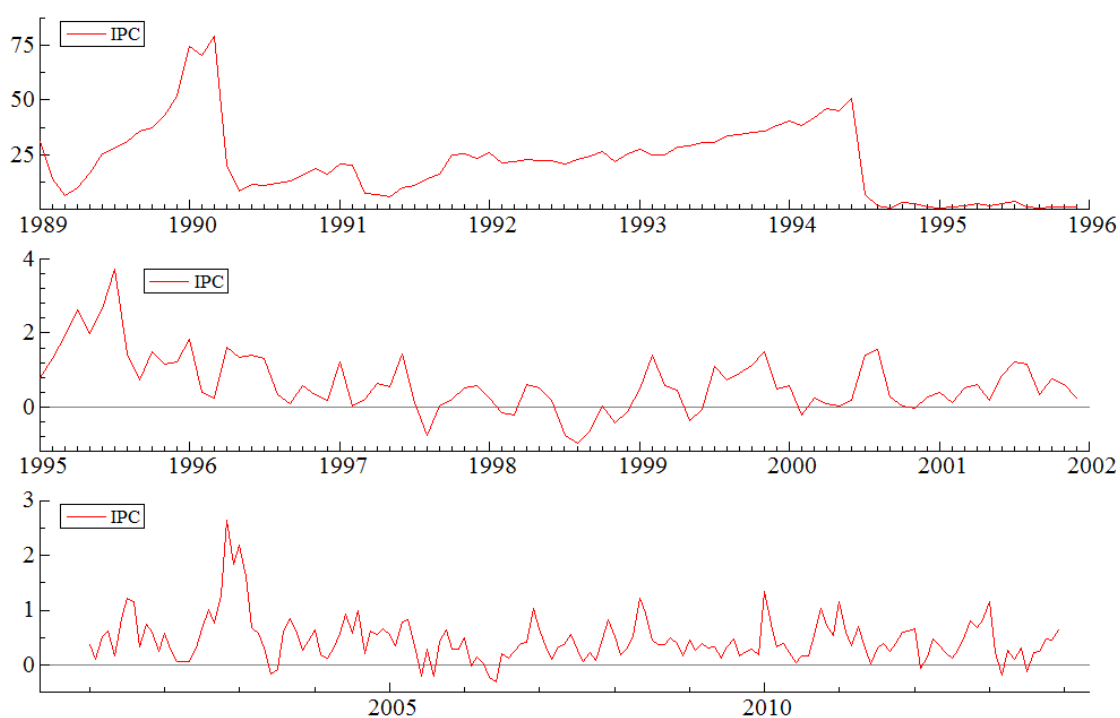
Fonte: Elaboração própria.

Com a implementação do plano Real em meados de 1994 a taxa de inflação reagiu, reduzindo fortemente nesse mesmo ano. Já a volatilidade da taxa de inflação cresceu bastante nesse período e reverteu para tendência de queda somente no segundo semestre de 1995, persistindo nesse padrão até o final de 2002. A magnitude da volatilidade em 1998, após grande baixa, foi para um nível próximo ao de 1975. Entre 2003 e 2007 há maior oscilação da volatilidade da taxa de inflação, relativamente aos períodos vizinhos entre os anos de 1999 e 2013. E a partir de 2007 a volatilidade da taxa de inflação passou a apresentar o seu menor nível histórico.

Gráfico 14: Volatilidade da taxa de inflação, 1991-2002

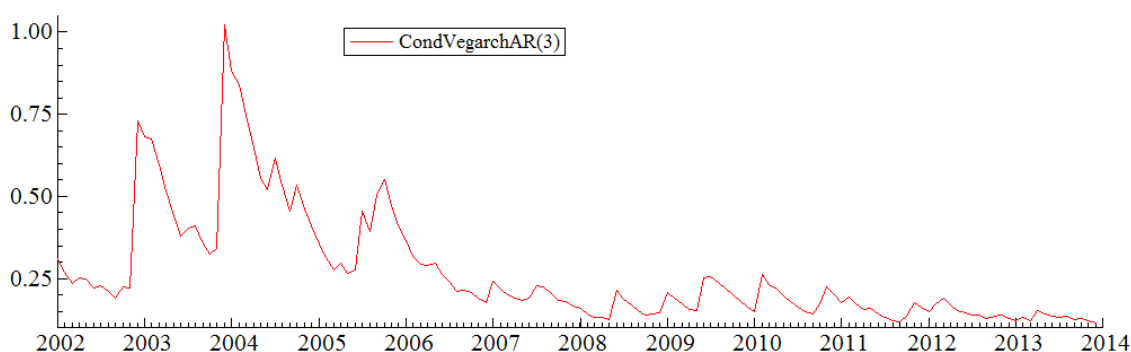
Fonte: Elaboração própria.

A taxa de inflação persistiu em tendência de queda a partir do final de 1994, flutuando em menores magnitudes entre 1997 e 1999. Deste ano até 2003 a taxa de inflação cresce significativamente e depois há queda até meados de 2007. A partir disso a inflação passa a flutuar em um intervalo próximo ao verificado no período do ano de 1996.

Gráfico 15: Taxa mensal de inflação (IPC), 1989-2013

Fonte: Elaboração própria.

Cabe lembrar que nesse período no qual a taxa de inflação flutua em menores magnitudes há recessão datada de dez trimestres entre 1997 e 1999. De 2001 até 2003 também há recessão datada, mas há crescimento da taxa de inflação e de sua volatilidade. Além disso, em todo o período após a implementação do plano Real os resultados deste trabalho sugerem que a inflação contribuiu negativamente com o PIB. Dessa forma, mesmo na presença de cenários recessivos e com a taxa de inflação contribuindo negativamente com o PIB a relação direta entre taxa de inflação e sua volatilidade é verificada.

Gráfico 16: Volatilidade da taxa de inflação, 2002-2013

Fonte: Elaboração própria.

4.4 Considerações finais

Os resultados obtidos neste trabalho, em linhas gerais, parecem estar de acordo com os resultados dos trabalhos de Conrad e Karanasos (2005), Thornton (2008) e Fountas (2001). Assim em uma perspectiva de longo prazo, de 1939 até 2013 a hipótese de Friedman parece ser verificada segundo os resultados obtidos neste trabalho. Mas a descrição realizada anteriormente indica que, no curto prazo, em alguns períodos históricos particulares essa hipótese não foi verificada.

Essa não verificação parece ocorrer em presença de cenários recessivos e quando a taxa de inflação tem contribuição negativa com o PIB. Dessa forma, os cenários recessivos tendem a enfraquecer a relação proposta em Friedman (1977). Como a economia brasileira tem um número sensivelmente maior de cenários recessivos a partir de 1980, espera-se que tal hipótese seja mais difícil de verificar¹³.

A inflação passada parece interferir de forma positiva na volatilidade presente em todo o período estudado assim como o resultado apresentado em Kontonikas (2004). Mas o

¹³ Ao dividir a amostra em dois períodos, antes de 1980 e após 1980, a hipótese de Friedman foi verificada nos resultados gerados pelo modelo GARCH no primeiro período. No entanto, para o subperíodo após o ano de 1980 a estimação desse modelo apresentou problemas na convergência o que pode ser um indicativo da não verificação dessa hipótese no período histórico mais recente.

modelo estimado com a inflação presente na equação da variância indica melhor ajuste dos dados se o critério de informação é considerado.

Considerando o período histórico no qual a relação entre a taxa de inflação e o PIB é avaliada, temos que na maior parte do tempo essa relação é negativa. Ou seja, assim como em Araújo e Cunha (2003) aumentos na inflação contribuem de forma negativa com o PIB. No entanto, essa relação parece não ser constante ao longo do tempo como pode ser observado no gráfico 5.

Historicamente temos que a probabilidade de mudança entre regimes extremos de volatilidade é nula. Então, um regime de maior volatilidade não será sucedido por um regime de menor volatilidade. Ou seja, sempre um regime intermediário será verificado como transição.

Como já foi apontada, uma das limitações deste trabalho é não possibilitar uma avaliação precisa do impacto que a taxa de inflação provoca no PIB. O coeficiente da taxa de inflação pode ser não significativo em alguns momentos históricos, inviabilizando a análise desse impacto nesses casos. Essa limitação pode ser minimizada a partir da construção de um intervalo de confiança para a significância desse coeficiente ao longo do tempo. Dessa forma, essa construção pode ser uma etapa futura de pesquisa.

Além disso, outra sequência, praticamente natural da presente pesquisa será buscar relacionar os comportamentos da taxa de inflação e da velocidade da moeda. Essa sequência partirá dos resultados obtidos neste e no segundo ensaio.

5 CONCLUSÃO

Os pontos levantados no primeiro ensaio parecem justificar parte das diferenças da datação entre o presente trabalho e Chauvet (2002). Assim, especialmente para o período anterior a depressão dos anos 1930, duas diferenças parecem ter sido importantes. Primeiro, a desagregação temporal do PIB para a construção da série trimestral parece ter sido importante para discriminar melhor os cenários. Segundo, permitir a mudança da variância ao longo do tempo parece fornecer uma datação mais adequada, considerando o contexto histórico citado.

De forma geral, os resultados obtidos no primeiro ensaio aproximam-se mais dos obtidos em Ellery e Gomes (2005). No entanto, um aspecto distinto e que deve ser ressaltado é que não parece ser adequado estabelecer volatilidade constante para os subperíodos de nossa história. Em outras palavras o adequado parece ser diferenciar cenários de expansão e recessão dentro de determinado subperíodo e a partir disso periodizar a volatilidade. Por exemplo, a volatilidade é maior nos anos após a segunda guerra mundial e isso é válido, pois nesse período predomina cenários de expansão econômica. A volatilidade é menor nos anos do início do século XX até a Crise de 1929 quando o cenário predominante é de recessão.

Podemos assim dizer que o padrão empírico do ciclo de negócios brasileiro muda a partir do fim da depressão dos anos 30. E apresenta novas mudanças nas décadas de 1980 e 1990. Isso parece indicar uma mudança na matriz de transição. Ou seja, uma limitação do presente artigo é a matriz de transição ser invariante no tempo. Por isso, permitir que essa matriz apresente variação ao longo do tempo pode ser objeto de pesquisa futura.

Os modelos econométricos utilizados no segundo ensaio para indicar, entre outros pontos, o comportamento ao longo do tempo da volatilidade da velocidade da moeda, mostraram-se importantes. Eles permitiram suportar a interpretação desse comportamento aos cenários econômicos brasileiros seja em uma perspectiva de longo prazo ou de curto prazo.

A variação cíclica do produto brasileiro colocada em confronto com o comportamento de curto prazo da velocidade da moeda indicou que esta variável não apresentou

correlação positiva com o ciclo em alguns sub períodos históricos. Assim, especialmente nesses cenários a percepção é que outros fatores determinantes devam ser pesquisados, pois parecem definir a trajetória da velocidade e quebrar o padrão empírico esperado.

Os resultados obtidos no terceiro ensaio, em linhas gerais, parecem estar de acordo com os resultados dos trabalhos de Conrad e Karanasos (2005), Thornton (2008) e Fountas (2001). Assim em uma perspectiva de longo prazo, de 1939 até 2013 a hipótese de Friedman parece ser verificada segundo os resultados obtidos neste trabalho. Mas a descrição realizada anteriormente indica que, no curto prazo, em alguns períodos históricos particulares essa hipótese não foi verificada.

Essa não verificação parece ocorrer em presença de cenários recessivos e quando a taxa de inflação tem contribuição negativa com o PIB. Dessa forma, os cenários recessivos tendem a enfraquecer a relação proposta em Friedman (1977). Como a economia brasileira tem um número sensivelmente maior de cenários recessivos a partir de 1980, espera-se que tal hipótese seja mais difícil de verificar.

Como já foi apontada, uma das limitações deste trabalho é não possibilitar uma avaliação precisa do impacto que a taxa de inflação provoca no PIB. O coeficiente da taxa de inflação pode ser não significativo em alguns momentos históricos, inviabilizando a análise desse impacto nesses casos. Essa limitação pode ser minimizada a partir da construção de um intervalo de confiança para a significância desse coeficiente ao longo do tempo. Dessa forma, essa construção pode ser uma etapa futura de pesquisa.

Além disso, outra sequência, praticamente natural da presente pesquisa será buscar relacionar os comportamentos da taxa de inflação e da velocidade da moeda. Essa sequência partirá dos resultados obtidos neste e no segundo ensaio.

Referências

- ARAÚJO, E.; CARPENA, L.; CUNHA, A. Brazilian business cycles and growth from 1850 to 2000. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.38, n. 3, p. 557-581, Jul./Sep. 2008.
- ARAÚJO, E.; CUNHA, A. Brazilian inflation and GDP from 1850 to 2000: an empirical investigation. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 33, n. 3, p. 399-433 Jul./Sep. 2003.
- BACKUS, D. K.; KEHOE, P. J. International evidence on the historical properties of business cycles. **American Economic Review**, [S.l.], v. 82, n. 4, p. 864-888, Sep. 1992.
- BAER, W. A economia brasileira. 2 ed. São Paulo: Nobel, 2002.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v. 31, n. 3, p. 307 - 327, April 1986.
- BOODMAN, P.; CROSBY, M. Phases of the Canadian business cycle. Canadian **Journal of Economics**, [S.l.], v. 33, p. 618-633, Aug. 2000.
- CHAUVET, M. et al. Forecasting Brazilian output and its turning points in real time in the presence of breaks: a comparison of linear and nonlinear models. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 31, n. 1, p. 5-46, Jan./Mar. 2006.
- CONRAD, C.; KARANASOS, M. On the inflation-uncertainty hypothesis in the USA, Japan and the UK: a dual long memory approach. **Japan and the World Economy**, [S.l.], v. 17, n. 3, p. 327-343, Aug. 2005.
- ELLERY, R.; GOMES, V. Ciclo de negócios no Brasil durante o século XX: uma comparação com a evidência internacional. **Revista Economia**, [S.l.], v.6, n.1, p. 45-66, Jan./Apr. 2005.
- ENGLE, R. Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based Upon the ARCH Model. **Journal of Money, Credit, and Banking**, [S.l.], v. 15, n. 3, p. 286-301, Aug. 1983.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, [S. l.], v. 50, n. 4, p. 987 - 1007, July 1982.
- FGV - FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Comitê de Datação de Ciclos Econômicos Brasileiros (CODACE). **Documento de Criação do Comitê**, São Paulo, Maio 2009.
- FOUNTAS, S. The relationship between inflation and inflation uncertainty in the UK: 1885–1998. **Economics Letters**, [S.l.], v. 74, n. 1, p. 77-83, Dec. 2001.
- FRIEDMAN, M. Nobel lecture: inflation and unemployment. **Journal of Political Economy**, [S.l.], v. 85, n. 3, p. 451-472, Jun. 1977.

FRIEDMAN, M., SCHWARTZ, A. J. **A monetary history of the United States, 1867 – 1960**. Princeton: Princeton University Press, 1963.

HAAS, M.,; MITTNIK, S.,; PAOLELLA, M. S. A new approach to Markov-Switching GARCH Models. **Journal of Financial Econometrics**, [S.l.], v. 2, n. 4, p. 493-530, 2004.

HAMILTON, J. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, [S.l.], v. 57, n. 2, p. 357-384, Mar. 1989.

HARVEY, A.C. Time series models. 2.ed. Cambridge: MIT Press, 1993.

HWANG, Y. Relationship between inflation rate and inflation uncertainty. **Economics Letters**, [S.l.], v. 73, n. 2, p. 179-186, Nov. 2001.

IPEA - INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA E APLICADA. Boletim de Conjuntura. [S.l.], . Disponível em:
< http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=9559:boletim-de-conjuntura&catid=226:dimac&Itemid=3>. Acesso em: 12 julho de 2013.

IPEADATA - INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA E APLICADA. Acesso em julho de 2013.

IPEADATA. Dados econômicos e financeiros do Brasil: series históricas e contas nacionais. Disponível em: < <http://ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: dez. 2013.

IPEADATA. Dados econômicos e financeiros do Brasil: series históricas e preços. Disponível em: < <http://ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: fev. 2014.

KONTONIKAS, A. Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modelling. **Economic Modelling**, [S.l.], v. 21, n. 3, p. 525-543, May 2004.

KOOPMAN, S. J. et al. STAMP 8: structural time series analyser and modeller and predictor. Portland: Timberlake Consultants, 2007.

KROLZIG, H-M. **Markov-Switching Vector Autoregressions**: modelling, statistical inference, and application to business Cycle Analysis. [S.l.]: Springer, 1997.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. **Econometrica**, [S.l.], v. 59, n. 2, p. 347-370, Mar. 1991.

PASTORE, A. C. Inflação e política monetária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 1, p. 92 - 123, jan./mar. 1969.

PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C. O Paeg e as políticas econômicas dos anos 1960 e 1970. In: MOURA, A. R. (Org.). **Paeg e Real dois planos que mudaram a economia brasileira**. Rio de Janeiro: FGV, 2007. p. 19 - 79.

PELÁEZ, C.; SUZIGAN, W. **Historia monetária do Brasil**: análise da política, comportamento e instituições monetárias. 2. ed. Brasília: Unb, 1981.

SIMONSEN, M. H. **Inflação**: gradualismo x tratamento de choque. Rio de Janeiro: APEC, 1970.

SZILÁRD, B., GILLMAN, M., KEJAK, M. A banking explanation of the US velocity of money: 1919–2004. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 34, n. 4, p. 765 – 779, April 2010.

THORNTON, J. Inflation and inflation uncertainty in Argentina, 1810–2005. **Economics Letters**, [S.l.], v. 98, v. 3, p. 247-252, Mar. 2008.

APÊNDICES

1. Tabela 7: Produto Interno Bruto Real trimestral, Brasil (1900-2012)

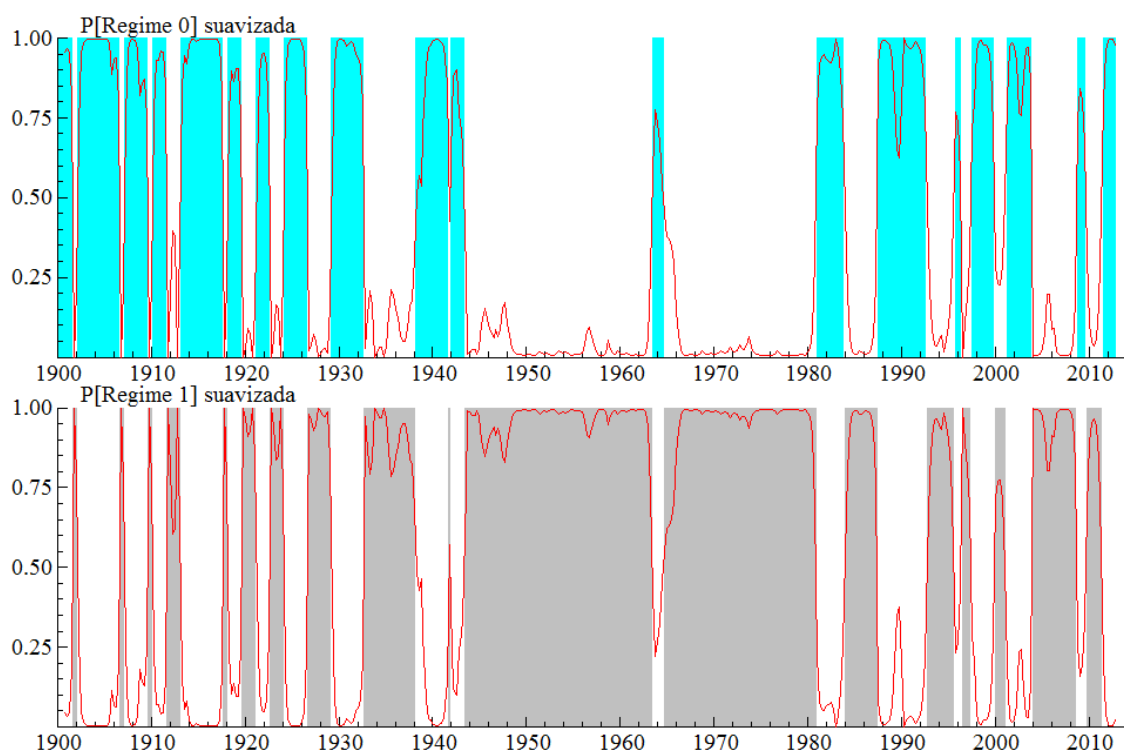
Trimestre	PIB real	Trimestre	PIB real	Trimestre	PIB real	Trimestre	PIB real	Trimestre	PIB real
1900-1	2,682822	1922-3	7,833686	1945-1	8,19073	1967-3	31,60085	1990-1	83,59666
1900-2	7,151674	1922-4	2,568816	1945-2	12,66718	1967-4	25,31368	1990-2	85,17172
1900-3	6,356265	1923-1	4,212376	1945-3	11,97046	1968-1	28,88023	1990-3	91,7791
1900-4	1,063061	1923-2	8,727077	1945-4	6,602106	1968-2	33,59097	1990-4	84,98837
1901-1	2,701734	1923-3	7,992997	1946-1	8,508321	1968-3	33,78799	1991-1	83,45
1901-2	7,209168	1923-4	2,780747	1946-2	13,11472	1968-4	27,68026	1991-2	87,71
1901-3	6,455553	1924-1	4,35642	1946-3	12,56375	1969-1	31,29626	1991-3	90,98
1901-4	1,205747	1924-2	8,827478	1946-4	7,326693	1969-2	35,99252	1991-4	86,96
1902-1	2,798197	1924-3	8,058925	1947-1	9,114033	1969-3	36,21117	1992-1	80,82
1902-2	7,263975	1924-4	2,819407	1947-2	13,57373	1969-4	30,19236	1992-2	85,85
1902-3	6,476089	1925-1	4,419453	1947-3	12,88118	1970-1	33,90463	1992-3	90,16
1902-4	1,199908	1925-2	8,890667	1947-4	7,500457	1970-2	38,74346	1992-4	90,64
1903-1	2,810242	1925-3	8,109508	1948-1	9,449069	1970-3	39,01239	1993-1	84,66
1903-2	7,287705	1925-4	2,819407	1948-2	14,05067	1970-4	33,17959	1993-2	89,66
1903-3	6,506836	1926-1	4,497175	1948-3	13,48656	1971-1	36,92109	1993-3	94,7
1903-4	1,222984	1926-2	9,008354	1948-4	8,194843	1971-2	41,9619	1993-4	94,66
1904-1	2,843312	1926-3	8,253963	1949-1	10,09399	1971-3	42,25046	1994-1	87,63
1904-2	7,319144	1926-4	2,962332	1949-2	14,65251	1971-4	36,74456	1994-2	91,63
1904-3	6,535157	1927-1	4,679182	1949-3	14,07965	1972-1	40,32321	1994-3	99,9
1904-4	1,240332	1927-2	9,225357	1949-4	8,802731	1972-2	45,58289	1994-4	103,92
1905-1	2,874414	1927-3	8,505875	1950-1	10,69645	1972-3	45,84764	1995-1	96,48
1905-2	7,3563	1927-4	3,266138	1950-2	15,2476	1972-4	40,8892	1995-2	99,76
1905-3	6,572813	1928-1	4,945569	1950-3	14,68205	1973-1	44,02475	1995-3	101,69
1905-4	1,280438	1928-2	9,496163	1950-4	9,381843	1973-2	49,6282	1995-4	102,07
1906-1	2,919571	1928-3	8,800024	1951-1	11,30318	1973-3	50,14382	1996-1	95,64067
1906-2	7,425525	1928-4	3,621672	1951-2	15,8239	1973-4	46,23562	1996-2	100,8198
1906-3	6,674694	1929-1	5,202319	1951-3	15,2235	1974-1	48,27514	1996-3	107,7734
1906-4	1,433836	1929-2	9,673362	1951-4	9,830646	1974-2	53,53312	1996-4	104,3681
1907-1	3,019477	1929-3	8,907449	1952-1	11,85649	1974-3	53,60529	1997-1	99,18294
1907-2	7,487869	1929-4	3,661293	1952-2	16,43537	1974-4	49,85982	1997-2	105,8152
1907-3	6,706947	1930-1	5,251546	1952-3	15,90143	1975-1	51,57261	1997-3	109,4708
1907-4	1,445353	1930-2	9,701959	1952-4	10,5233	1975-2	56,75074	1997-4	107,9247
1908-1	3,041167	1930-3	8,90981	1953-1	12,54611	1975-3	56,39264	1998-1	99,97431
1908-2	7,503153	1930-4	3,583587	1953-2	17,06844	1975-4	52,37156	1998-2	107,36
1908-3	6,700634	1931-1	5,224507	1953-3	16,46818	1976-1	54,46325	1998-3	109,3892
1908-4	1,398346	1931-2	9,66477	1953-4	11,00662	1976-2	60,35778	1998-4	105,8192
1909-1	3,042744	1931-3	8,855292	1954-1	13,1174	1976-3	60,67036	1999-1	100,5419
1909-2	7,549961	1931-4	3,463333	1954-2	17,7262	1976-4	57,48538	1999-2	106,5304
1909-3	6,794725	1932-1	5,191522	1954-3	17,19442	1977-1	58,86919	1999-3	108,339
1909-4	1,535818	1932-2	9,692022	1954-4	11,8333	1977-2	64,18481	1999-4	108,205

1910-1	3,147287	1932-3	8,943985	1955-1	13,8625	1977-3	63,9159	2000-1	105,299
1910-2	7,624742	1932-4	3,609143	1955-2	18,4937	1977-4	60,25414	2000-2	110,6987
1910-3	6,846891	1933-1	5,335288	1955-3	18,02675	1978-1	62,23004	2000-3	112,913
1910-4	1,575564	1933-2	9,862549	1955-4	12,83134	1978-2	67,84765	2000-4	112,9475
1911-1	3,204798	1933-3	9,158206	1956-1	14,68471	1978-3	67,40731	2001-1	109,006
1911-2	7,698832	1933-4	3,916858	1956-2	19,17224	1978-4	63,17667	2001-2	113,259
1911-3	6,931131	1934-1	5,600658	1956-3	18,53304	1979-1	65,22942	2001-3	113,2282
1911-4	1,664982	1934-2	10,13605	1956-4	13,19815	1979-2	70,92503	2001-4	112,1671
1912-1	3,29313	1934-3	9,450185	1957-1	15,23972	1979-3	70,5785	2002-1	109,1118
1912-2	7,790384	1934-4	4,261584	1957-2	19,91377	1979-4	67,30899	2002-2	115,3878
1912-3	7,029887	1935-1	5,912648	1957-3	19,39358	1980-1	70,55808	2002-3	117,4418
1912-4	1,776022	1935-2	10,40754	1957-4	14,17718	1980-2	76,25504	2002-4	117,6181
1913-1	3,38259	1935-3	9,651186	1958-1	16,23894	1980-3	75,51613	2003-1	111,6616
1913-2	7,862793	1935-4	4,387552	1958-2	21,01999	1980-4	73,23292	2003-2	116,3993
1913-3	7,092507	1936-1	6,129419	1958-3	20,61524	1981-1	70,48597	2003-3	118,1181
1913-4	1,82685	1936-2	10,72617	1958-4	15,63114	1981-2	74,29223	2003-4	118,6499
1914-1	3,429572	1936-3	10,06192	1959-1	17,58957	1981-3	70,96637	2004-1	116,3773
1914-2	7,892304	1936-4	4,888703	1959-2	22,37826	1981-4	67,2562	2004-2	123,6121
1914-3	7,105242	1937-1	6,535613	1959-3	21,97587	1982-1	67,30287	2004-3	125,5365
1914-4	1,803798	1937-2	11,0535	1959-4	17,09251	1982-2	74,84339	2004-4	125,8554
1915-1	3,435106	1937-3	10,32224	1960-1	19,03532	1982-3	73,69014	2005-1	121,2223
1915-2	7,905092	1937-4	5,108564	1960-2	23,86727	1982-4	69,51328	2005-2	128,9646
1915-3	7,125994	1938-1	6,759538	1960-3	23,47748	1983-1	65,18343	2005-3	128,1763
1915-4	1,809515	1938-2	11,28529	1960-4	18,62811	1983-2	71,85849	2005-4	128,5442
1916-1	3,458012	1938-3	10,55835	1961-1	20,53871	1983-3	71,13407	2006-1	126,4739
1916-2	7,926463	1938-4	5,333428	1961-2	25,36889	1983-4	68,81295	2006-2	131,4537
1916-3	7,148541	1939-1	6,965216	1961-3	25,00086	1984-1	67,95621	2006-3	134,265
1916-4	1,826613	1939-2	11,46325	1961-4	20,16495	1984-2	75,25229	2006-4	134,7732
1917-1	3,495833	1939-3	10,72413	1962-1	21,98343	1984-3	74,90485	2007-1	133,0031
1917-2	7,994538	1939-4	5,465124	1962-2	26,72463	1984-4	73,83299	2007-2	139,8999
1917-3	7,263184	1940-1	7,091193	1962-3	26,3786	1985-1	72,59522	2007-3	142,3973
1917-4	1,99079	1940-2	11,53964	1962-4	21,45376	1985-2	79,40775	2007-4	143,7652
1918-1	3,621168	1940-3	10,75465	1963-1	23,20438	1985-3	81,76983	2008-1	141,3727
1918-2	8,06829	1940-4	5,410197	1963-2	27,63808	1985-4	81,09133	2008-2	148,9315
1918-3	7,283411	1941-1	7,123931	1963-3	27,0532	1986-1	77,86958	2008-3	152,5289
1918-4	1,950455	1941-2	11,64127	1963-4	21,5821	1986-2	85,39972	2008-4	145,145
1919-1	3,65222	1941-3	10,95686	1964-1	23,80128	1986-3	88,32366	2009-1	137,5372
1919-2	8,153657	1941-4	5,669007	1964-2	28,35614	1986-4	86,85449	2009-2	145,3572
1919-3	7,407143	1942-1	7,340529	1964-3	27,98356	1987-1	83,78326	2009-3	150,2913
1919-4	2,098662	1942-2	11,74602	1964-4	22,30369	1987-2	91,11585	2009-4	152,8537
1920-1	3,797951	1942-3	10,95339	1965-1	24,76545	1987-3	88,75448	2010-1	150,3887
1920-2	8,316083	1942-4	5,513839	1965-2	29,18231	1987-4	86,74106	2010-2	158,0977
1920-3	7,599041	1943-1	7,378067	1965-3	28,8179	1988-1	83,83043	2010-3	160,6984
1920-4	2,345216	1943-2	11,93618	1965-4	22,83266	1988-2	90,77102	2010-4	161,0049
1921-1	3,988651	1943-3	11,29338	1966-1	25,73179	1988-3	90,788	2011-1	156,7573

1921-2	8,45945	1943-4	5,963658	1966-2	30,31081	1988-4	84,79496	2011-2	163,3396
1921-3	7,686079	1944-1	7,784307	1966-3	30,26925	1989-1	81,47303	2011-3	164,1099
1921-4	2,389357	1944-2	12,31427	1966-4	24,31338	1989-2	93,8409	2011-4	163,2048
1922-1	4,069055	1944-3	11,68639	1967-1	27,3522	1989-3	95,48641	2012-1	157,9351
1922-2	8,582734	1944-4	6,400499	1967-2	31,74647	1989-4	90,44989	2012-2	164,1373
								2012-3	165,5299
								2012-4	165,4546

Fonte: Elaboração própria.

2. Probabilidades Suavizadas (MSH-GARCH(2)*-AR(0))



3. Matriz de Transição (MSH-GARCH(2)*-AR(0))

	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	0.87923	0.084818
Regime 1,t+1	0.12077	0.91518

* Esse símbolo é utilizado neste trabalho para denotar que os parâmetros da estrutura GARCH são variantes no tempo.

4. Critérios de Informação

Modelo	Observações	Param.	log-likelihood	SC	HQ	AIC
MSH (2)-AR(0)	449	6	984.83023	-4,3052	-4,3384	-4,3600
MSH-GARCH (2)-AR(0)	449	8	1020.1291	-4,4352	-4,4795	-4,5084
MSH (3)-AR(0)	449	12	1024.6122	-4,4008	-4,4673	-4,5105
MSH-GARCH (3)-AR(0)	449	14	1059.7937	-4,5303	-4,6078	-4,6583
MSH-GARCH (2)*-AR(0)	449	10	1021.8630	-4,4157	-4,4711	-4,5072
MSH-GARCH (3)*-AR(0)	449	17	1064.4140	-4,5100	-4,6042	-4,6655

5. Tabela 1: Velocidade da moeda* anual, Brasil (1901-1947)

Data	Vm1	Vm2	Data	Vm1	Vm2
1901	0,038018	0,034483	1925	0,014589	0,012071
1902	0,038473	0,036266	1926	0,015018	0,01263
1903	0,039542	0,037779	1927	0,014465	0,011289
1904	0,036551	0,034898	1928	0,01415	0,010941
1905	0,03939	0,036773	1929	0,015164	0,01115
1906	0,041238	0,038281	1930	0,017397	0,011435
1907	0,036273	0,033651	1931	0,014501	0,010615
1908	0,036628	0,033215	1932	0,012892	0,010337
1909	0,035096	0,030837	1933	0,0142	0,011516
1910	0,031411	0,02797	1934	0,013734	0,011
1911	0,0294	0,025443	1935	0,013437	0,010341
1912	0,030761	0,026288	1936	0,013524	0,010563
1913	0,035351	0,029011	1937	0,012735	0,010588
1914	0,038236	0,030665	1938	0,010955	0,009173
1915	0,034506	0,028	1939	0,011718	0,008857
1916	0,028188	0,022713	1940	0,011398	0,008232
1917	0,026156	0,021653	1941	0,009394	0,006864
1918	0,019537	0,01598	1942	0,007407	0,005553
1919	0,019934	0,015332	1943	0,005237	0,004051
1920	0,022648	0,016495	1944	0,0045	0,003456
1921	0,016387	0,01266	1945	0,003905	0,002968
1922	0,014358	0,012281	1946	0,003954	0,003059
1923	0,013919	0,01212	1947	0,004125	0,00323
1924	0,012869	0,011006			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEA. * Com respeito aos agregados monetários M1 e M2.

6. Tabela 2: Velocidade da moeda trimestral, Brasil (1946-2013)**

Trimestre	Velocidade	Trimestre	Velocidade	Trimestre	Velocidade
1946(4)	0,95076	1958(1)	1,325647037	1969(2)	1,61743743
1947(1)	0,96792175	1958(2)	1,305139647	1969(3)	1,614475201
1947(2)	0,9850835	1958(3)	1,284632257	1969(4)	1,611512972
1947(3)	1,00224525	1958(4)	1,264124868	1970(1)	1,609469902
1947(4)	1,019407	1959(1)	1,311690115	1970(2)	1,607426832
1948(1)	1,057517359	1959(2)	1,359255361	1970(3)	1,605383762
1948(2)	1,095627718	1959(3)	1,406820608	1970(4)	1,603340691
1948(3)	1,133738077	1959(4)	1,454385855	1971(1)	1,59810697
1948(4)	1,171848436	1960(1)	1,44605671	1971(2)	1,592873248
1949(1)	1,174196566	1960(2)	1,437727565	1971(3)	1,587639527
1949(2)	1,176544696	1960(3)	1,42939842	1971(4)	1,582405805
1949(3)	1,178892826	1960(4)	1,421069274	1972(1)	1,585369144
1949(4)	1,181240956	1961(1)	1,42238534	1972(2)	1,588332482
1950(1)	1,163752376	1961(2)	1,423701406	1972(3)	1,59129582
1950(2)	1,146263795	1961(3)	1,425017472	1972(4)	1,594259158
1950(3)	1,128775215	1961(4)	1,426333538	1973(1)	1,597305611
1950(4)	1,111286635	1962(1)	1,433982802	1973(2)	1,600352064
1951(1)	1,113841214	1962(2)	1,441632067	1973(3)	1,603398517
1951(2)	1,116395794	1962(3)	1,449281332	1973(4)	1,60644497
1951(3)	1,118950373	1962(4)	1,456930596	1974(1)	1,632050532
1951(4)	1,121504952	1963(1)	1,500347687	1974(2)	1,657656094
1952(1)	1,127571153	1963(2)	1,543764778	1974(3)	1,683261657
1952(2)	1,133637353	1963(3)	1,587181868	1974(4)	1,708867219
1952(3)	1,139703554	1963(4)	1,630598959	1975(1)	1,80588518
1952(4)	1,145769754	1964(1)	1,653725614	1975(2)	1,858480037
1953(1)	1,147471915	1964(2)	1,676852269	1975(3)	1,849024024
1953(2)	1,149174077	1964(3)	1,699978924	1975(4)	1,779159973
1953(3)	1,150876238	1964(4)	1,723105579	1976(1)	1,870019808
1953(4)	1,152578399	1965(1)	1,676934874	1976(2)	1,921813895
1954(1)	1,185985523	1965(2)	1,630764169	1976(3)	1,98725393
1954(2)	1,219392648	1965(3)	1,584593464	1976(4)	1,953505845
1954(3)	1,252799772	1965(4)	1,538422759	1977(1)	2,134004957
1954(4)	1,286206897	1966(1)	1,587418828	1977(2)	2,241935764
1955(1)	1,291949082	1966(2)	1,636414897	1977(3)	2,230052614
1955(2)	1,297691268	1966(3)	1,685410966	1977(4)	2,161728076
1955(3)	1,303433453	1966(4)	1,734407035	1978(1)	2,118819059
1955(4)	1,309175639	1967(1)	1,713268406	1978(2)	2,233630299
1956(1)	1,324881821	1967(2)	1,692129777	1978(3)	2,273450123
1956(2)	1,340588002	1967(3)	1,670991148	1978(4)	2,232590814
1956(3)	1,356294184	1967(4)	1,649852519	1979(1)	2,294719499
1956(4)	1,372000366	1968(1)	1,643229861	1979(2)	2,390163652
1957(1)	1,365538881	1968(2)	1,636607203	1979(3)	2,426345048
1957(2)	1,359077396	1968(3)	1,629984545	1979(4)	2,361629861
1957(3)	1,352615911	1968(4)	1,623361887	1980(1)	2,513250445
1957(4)	1,346154426	1969(1)	1,620399659	1980(2)	2,54521029

Continua

Trimestre	Velocidade	Trimestre	Velocidade	Trimestre	Velocidade
1980(3)	2,687727095	1991(4)	6,626432578	2003(1)	4,495430069
1980(4)	2,697973684	1992(1)	9,632909156	2003(2)	4,699872747
1981(1)	3,292098968	1992(2)	9,579353183	2003(3)	4,81060519
1981(2)	3,338414937	1992(3)	9,85929873	2003(4)	4,622387624
1981(3)	3,383445201	1992(4)	9,175681138	2004(1)	4,498548542
1981(4)	3,085672363	1993(1)	11,28499524	2004(2)	4,612377597
1982(1)	3,347997721	1993(2)	11,57912198	2004(3)	4,57597299
1982(2)	3,481587194	1993(3)	12,57398445	2004(4)	4,432555253
1982(3)	3,611229313	1993(4)	10,83604415	2005(1)	4,23106617
1982(4)	3,474712206	1994(1)	9,794731994	2005(2)	4,401486069
1983(1)	3,399152448	1994(2)	9,084714599	2005(3)	4,475195649
1983(2)	3,646697265	1994(3)	8,472816463	2005(4)	4,329775968
1983(3)	3,990012881	1994(4)	7,273543686	2006(1)	4,238838639
1983(4)	4,137935843	1995(1)	9,186661744	2006(2)	4,306403135
1984(1)	5,041423025	1995(2)	9,442943219	2006(3)	4,275795955
1984(2)	5,346657591	1995(3)	9,446584916	2006(4)	4,097965251
1984(3)	5,39565984	1995(4)	8,577570446	2007(1)	3,971126735
1984(4)	5,108683422	1996(1)	8,07883103	2007(2)	4,002513786
1985(1)	6,118791162	1996(2)	8,355465172	2007(3)	3,949303822
1985(2)	6,022440494	1996(3)	8,444136292	2007(4)	3,665822755
1985(3)	5,779141492	1996(4)	8,319075398	2008(1)	3,776945057
1985(4)	5,184216515	1997(1)	5,701964132	2008(2)	3,926027385
1986(1)	3,531052357	1997(2)	5,924314258	2008(3)	3,966671965
1986(2)	2,962338148	1997(3)	6,003635728	2008(4)	3,846553772
1986(3)	2,748596729	1997(4)	5,805441388	2009(1)	3,793667812
1986(4)	2,546471497	1998(1)	5,452456424	2009(2)	3,846359246
1987(1)	2,878477182	1998(2)	5,55685302	2009(3)	3,879552721
1987(2)	3,98776845	1998(3)	5,598498168	2009(4)	3,791550102
1987(3)	4,464207662	1998(4)	5,421650802	2010(1)	3,731271627
1987(4)	4,339230797	1999(1)	5,344356451	2010(2)	3,84184079
1988(1)	5,590069601	1999(2)	5,572189422	2010(3)	3,852802212
1988(2)	6,092761686	1999(3)	5,596904464	2010(4)	3,790436064
1988(3)	6,707328681	1999(4)	5,294029214	2011(1)	3,82003954
1988(4)	6,283190729	2000(1)	5,063271864	2011(2)	3,96607182
1989(1)	7,519781212	2000(2)	5,195156423	2011(3)	4,012381524
1989(2)	7,257076374	2000(3)	5,146302019	2011(4)	3,960442386
1989(3)	8,465476318	2000(4)	4,878813999	2012(1)	4,012647392
1989(4)	7,477174075	2001(1)	4,65418084	2012(2)	4,083273985
1990(1)	5,911505393	2001(2)	4,769875119	2012(3)	4,05329434
1990(2)	5,385156302	2001(3)	4,757841526	2012(4)	3,921311018
1990(3)	5,454303573	2001(4)	4,574984761	2013(1)	3,797631346
1990(4)	5,38737693	2002(1)	4,614672383		
1991(1)	5,555609535	2002(2)	4,63482974		
1991(2)	6,188838515	2002(3)	4,483412513		
1991(3)	6,407223981	2002(4)	4,235587857		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEA. ** Com respeito ao agregado monetário M1.