

**Insper Instituto de Ensino e Pesquisa  
Faculdade de Economia e Administração**

**Rodrigo Coury Coelho**

**MOVIMENTO EM ONDAS DE FUSÕES E AQUISIÇÕES:  
ESTIMAÇÃO DO MODELO DE MARKOV PARA O BRASIL**

**São Paulo  
2011**

Rodrigo Coury Coelho

**Movimento em Ondas de Fusões e Aquisições: Estimação do  
Modelo de Markov para o Brasil**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador:  
Prof. Dr. Henrique Machado Barros – Insper

**São Paulo  
2011**

Coelho, Rodrigo Coury.

Movimento em Ondas de Fusões e Aquisições: Estimação do Modelo de Markov para o Brasil / Rodrigo Coury Coelho. – São Paulo: Insper, 2011.  
31 f.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof. Henrique Machado Barros

1. Ondas de Fusões e Aquisições 2. Modelo de Markov

Rodrigo Coury Coelho

**Movimento em Ondas de Fusões e Aquisições: Estimação do Modelo de Markov para o Brasil**

Monografia apresentada à Faculdade de Economia do Insper, como parte dos requisitos para conclusão do curso de graduação em Economia.

Aprovado em Dezembro de 2011

**EXAMINADORES**

---

Prof. Dr. Henrique Machado Barros  
Orientador

---

Profa. Dra. Adriana Bruscato Bortoluzzo  
Examinadora

---

Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente  
Examinador

## Agradecimentos

**Agradeço primeiramente ao meu orientador Henrique, pela paciência, apoio e suporte acadêmico. Agradeço também a minha família, pelo apoio durante toda a faculdade e por sempre apoiar minhas decisões. E acima de tudo, agradeço a Deus.**

## Dedicatória

**Dedico este trabalho a meu pai.**

## Resumo

COELHO, R. C. Movimento em ondas de fusões e aquisições: estimação do modelo de Markov para o Brasil. São Paulo, 2011. 31p. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

O presente trabalho busca estimar um modelo de dois regimes de Markov para a série de Fusões e Aquisições no Brasil. O período analisado engloba o primeiro trimestre de 1985 ao primeiro trimestre de 2011. O modelo que melhor se ajusta aos dados é um modelo auto-regressivo incompleto de terceira ordem (primeira e terceira defasagens) com dois regimes (baixa e alta atividade), diferentes interceptos, coeficientes auto-regressivos e variância para cada estado. Diferentemente dos trabalhos anteriores, este trabalho relaxa a suposição de mesmo coeficiente auto-regressivo para os dois estados. Os resultados apontam para três mudanças no nível de atividade ao longo da série.

Palavras-chave: Fusões e Aquisições no Brasil, Modelo de Markov, Ondas de F&A.

## Abstract

COELHO, R. C. Mergers and Acquisitions Waves: Estimation of a Markov-switching Model to Brazil. São Paulo, 2011. 31p. Monograph – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

This paper aims to estimate a Markov-switching model for Mergers & Acquisitions in Brazil. The period included is from the first quarter of 1985 until the first quarter of 2011. The model that best fits the data is an incomplete auto-regressive model of third order (with first and third significant lags) with two states (low and high activity) with different intercepts, auto-regressive coefficients and variance for each state. The possibility of having different auto-regressive coefficients distinguishes this work from previous works, as most of the literature assumes the auto-regressive coefficients to be equal in both states. The estimated model points to three regime changes throughout the series.

Keywords: Mergers & Acquisitions in Brazil, Markov Switching Model, M&A waves.

# Sumário

1	Introdução .....	2
2	Revisão da Literatura .....	4
3	Metodologia .....	8
3.1	Dados .....	8
3.2	Modelo de dois regimes de Markov .....	9
4	Análise dos Resultados .....	12
5	Conclusão .....	17
	Referências .....	18

# 1 Introdução

As fusões e aquisições (F&A) não são eventos novos na economia global. Nos Estados Unidos, por exemplo, há registro do número anual de transações desde 1895 (NELSON, 1959). Segundo a literatura econômica (e.g., FOCARELLI; PANETTA, 2003) e a mídia especializada (e.g., THE ECONOMIST, 2009), grande parte das mudanças na estrutura de mercado ao longo da década de 90 ocorreu via fusões e aquisições. De forma geral, o que se tem observado é uma intensificação desses movimentos de consolidação de setores da economia mundial, não só pelo aumento do número de transações, mas também no volume transacionado (KUMMER; STEGER, 2008). Especificamente no Brasil, foi a partir da segunda metade da década de 90 que o movimento de F&A tornou-se mais expressivo (AMMAN; BAER, 2008). Tendo em vista o impacto das F&A na atividade econômica dos países (GUGLER et al., 2003) e das firmas (DEPAMPHILIS, 2010), não é de se estranhar o interesse da academia e do mercado pela melhor compreensão desse fenômeno.

Apesar da queda nas atividades globais de F&A no início do século XXI, a retomada foi rápida, com crescimento de cerca de 40% nos dois anos subsequentes ao ano com menor ocorrência. Fenômeno similar é esperado agora, após a crise mundial recente. Esse comportamento cíclico de menor e maior frequência de F&A parece ser uma das principais características deste fenômeno (THE ECONOMIST, 2010). Essa característica pode ser particularmente importante para as empresas, pois permite o melhor entendimento do movimento das transações ao longo da história e os efeitos sobre o desempenho das firmas (KUMMER; STEGER, 2008; MCNAMARA; HALEBLIAN; DYKES, 2008), e para os formuladores de políticas públicas uma vez que lhes possibilita comparar o padrão de ocorrência entre setores e países e, eventualmente, permite uma melhor formulação e execução das políticas públicas relacionadas a tal fenômeno (QIU; ZHOU, 2007).

Uma das várias linhas de pesquisa sobre F&A busca justamente identificar se há um padrão na atividade agregada de tais transações. Esse padrão, conhecido nas literaturas econômica e de finanças (TOWN, 1992) e no mercado (DEPAMPHILIS, 2010) como ‘onda de F&A’, é um fenômeno que se caracteriza pela mudança na ocorrência de atividades de F&A (QIU; ZHOU, 2007). Para identificar de forma mais robusta o padrão de comportamento da série histórica do número de F&A, as abordagens metodológicas mais comumente utilizadas têm se baseado no modelo de dois regimes de Markov (RESENDE, 2008). Nesse modelo, a série de dados é segmentada em baixa atividade e em alta atividade. Essa divisão

possibilita captar movimentos nos quais há uma mudança no nível das transações, explicando, por exemplo, a existência ou não de ondas de fusões e aquisições (as ondas de F&A são comumente interpretadas como mudanças bruscas no nível da série).

Todavia, os trabalhos anteriores assumem que o impacto do passado das F&A é o mesmo tanto para os períodos de alta atividade quanto para os períodos de baixa atividade (e.g., TOWN, 1992; LINN; ZHU, 1997). A literatura sobre fusões, entretanto, já há algum tempo chama a atenção para o fato de que o retorno da fusão marginal aumenta na medida em que o número de fusões anteriores também aumenta (PERRY; PORTER, 1985). Portanto, há de se esperar que o processo de acúmulo (i.e., estoque) de F&A afete diferentemente os períodos de baixa atividade e de alta atividade de F&A. Evidências empíricas recentes corroboram esse argumento. Kastrinaki e Stoneman (2007), por exemplo, identificaram que, na medida em que as atividades de F&A progridem, os efeitos do estoque dessa atividade se tornam mais importantes para o subsequente desenvolvimento da onda. Portanto, o presente trabalho relaxa a hipótese de que as atividades de F&A passadas afetam igualmente os períodos das ondas de F&A, isto é, o trabalho permite que os coeficientes auto-regressivos possam diferir em cada estado.

Além de ter tratado da mesma forma os efeitos de estoque de F&A nos períodos de baixa atividade e alta atividade, a literatura sobre o assunto tem analisado o fenômeno principalmente nos Estados Unidos (e.g., TOWN, 1992) e no Reino Unido (e.g., RESENDE, 2008). Para o Brasil, não existem evidências sobre a real ocorrência de ondas de F&A. Todavia, é comum encontrar na literatura nacional a suposição de que essa característica (i.e., ondas) está presente no mercado local (e.g., MATIAS et al., 1996), ainda que o fenômeno de F&A no país seja relativamente recente (AMMAN; BAER, 2008).

Sendo assim, o presente trabalho contribui de, pelo menos, três formas para a literatura sobre ondas de fusões. Em primeiro lugar, esta é a primeira tentativa de analisar de forma mais sistemática o fenômeno de ondas de F&A no Brasil. Em segundo lugar, a pesquisa apresenta evidências para países com pouco histórico de F&A. Por último, a pesquisa, alinhada com a teoria sobre o fenômeno, relaxa a hipótese de que os coeficientes auto-regressivos afetam igualmente os dois regimes de Markov.

A próxima seção fará uma revisão da literatura sobre fusões e aquisições. A seção três faz um detalhamento sobre os dados utilizados e sobre a metodologia desenvolvida. A seção quatro contém a análise dos resultados. Por fim, a seção cinco apresenta a conclusão do presente trabalho.

## 2 Revisão de Literatura

Para tentar explicar formalmente o movimento de F&A no mundo ou em determinados países e setores, surgiram teorias que buscam definir as causas das fusões e aquisições. Apesar de já existirem registros de F&A desde o fim do século XIX, o interesse da literatura econômica em explorar os movimentos de fusões se intensificou bastante no decorrer do século XX (RESENDE, 2008). Isso pode ser reflexo da própria evolução das F&A e do mercado. Alguns argumentam que a antecipação de movimentos de fusões e aquisições pode proporcionar elevados retornos às ações das empresas abertas (DEPAMPHILIS, 2010). Já no caso de empresas fechadas, nos últimos anos surgiram em diversos países, inclusive no Brasil, empresas especializadas na intermediação de transações entre empresas (denominadas boutiques de F&A) e ao anteciparem movimentos de consolidação em determinados setores da economia, tais empresas podem obter grandes lucros ao identificarem e se aproximarem de potenciais compradores e alvos (HALL, 2007).

A partir da segunda metade do século XX, os trabalhos acadêmicos começaram a fazer análises empíricas (apoiadas no desenvolvimento de modelos econométricos mais sofisticados) na tentativa de identificar e modelar os padrões de ocorrência das séries temporais de fusões e aquisições, principalmente nos Estados Unidos e Inglaterra (REILLY, 2008). Um dos primeiros estudos a abordar o movimento de onda das fusões e aquisições foi realizado por Nelson (1959), no qual ele define as ondas de F&A como surtos de alta atividade seguidos de longos períodos de baixa atividade. Shughart e Tollison (1984), ao analisarem diferentes séries de F&A, não rejeitaram a hipótese de que cada série segue um ruído branco ou um modelo auto-regressivo de primeira ordem. Portanto, de acordo com os autores, esses processos não seriam compatíveis com a hipótese de que as F&A acontecem em ondas.

Já a partir da década de 1990, a maioria dos estudos passou a utilizar o modelo de dois regimes de Markov. Essa metodologia foi desenvolvida, e inicialmente utilizada, para a análise dos modelos de ciclos econômicos, nos quais as séries de produto interno bruto (PIB) eram segmentadas em períodos de recessão e não-recessão. Posteriormente, o modelo de dois regimes de Markov passou a ser utilizado para testar formalmente a existência de ondas de F&A, incorporando na modelagem o comportamento não-linear da série. Justifica-se que seria justamente o movimento de ondas observado nas séries das fusões e aquisições que geraria a não-linearidade das mesmas (RESENDE, 2008). No modelo de dois regimes de Markov, as

ondas de fusões são entendidas como uma grande mudança no nível de atividade das F&A, ou seja, há grande aumento na média das séries do número de transações de um período para outro. Assim, dois regimes são definidos: baixa atividade e alta atividade, sendo que para cada um desses regimes é estimado um modelo econométrico distinto (HAMILTON, 1989).

Town (1992) foi um dos primeiros a utilizar o modelo de dois regimes de Markov para séries de fusões e aquisições e mostrou que um modelo AR(2) com dois regimes é adequado para estimar as séries de F&A nos Estados Unidos e na Inglaterra. Como qualquer modelo auto-regressivo (AR), os dois modelos estimados pelo autor para a série de dados (um para o período de baixa atividade e outro para período de alta atividade) concluem que o número de transações em determinado período depende do número de transações nos períodos anteriores. No caso dos modelos AR de ordem 2, estimados pelo autor, o número de transações no período  $t$  depende exclusivamente do número de transações do período imediatamente anterior ( $t-1$ ) e de dois períodos anteriores ( $t-2$ ). Linn e Zhu (1997) estudaram o comportamento das F&A nos Estados Unidos ao longo de cem anos (dados anuais de 1895 a 1994) e concluíram que o comportamento da série pode ser modelado satisfatoriamente por um modelo AR (1) com dois regimes de Markov.

Mais recentemente, Gärtner e Halbheer (2004), ao analisarem o movimento de F&A por um período de trinta anos (até 2004), concluíram que só houve uma transição no regime no modelo de Markov estimado para o período, de baixa atividade para alta atividade por volta da metade dos anos 1990. Esse resultado não chega a ser surpreendente uma vez que é possível até a não observação (empírica) de ondas quando há períodos muito longos de baixa atividade. Desse modo, ainda que a evidência rejeite a hipótese de existência de ondas de fusões e aquisições, ela não necessariamente descaracteriza totalmente o processo verdadeiro em virtude da extensão do período de análise (WESTON; CHUNG; HOAG, 1990). Resende (2008) também utiliza a abordagem de Markov e analisa o movimento de fusões e aquisições no Reino Unido (dados trimestrais de 1969 a 2004), identificando a existência de ondas de F&A. Além disso, ele inova ao incluir determinadas variáveis econômicas (comumente utilizadas na literatura de F&A) no modelo para explicar o movimento de ondas de F&A no Reino Unido. Uma vez que a definição dos regimes seria influenciada por tais variáveis, o autor destaca que a hipótese de probabilidades transicionais constantes entre regimes deve ser rejeitada, indicando para a necessidade de considerar essas probabilidades variando ao longo do tempo. Então conclui que, no Reino Unido, o crescimento real do produto, o crescimento real da oferta monetária e o retorno real do mercado de ações mostraram ser estatisticamente

significantes na determinação das ondas de F&A para o regime de alta atividade, mas apresenta resultados contraditórios para o regime de baixa atividade. Desse modo, a literatura sobre o assunto tem evoluído no sentido de tentar entender o movimento em ondas das fusões e aquisições nos Estados Unidos e no Reino Unido, apesar de não haver unanimidade quanto a que variação do modelo de Markov é mais adequada para modelar séries de F&A.

Além disso, os trabalhos até então consideravam que o impacto do passado era igual nos períodos de baixa e alta atividade. Essa restrição era imposta a partir da suposição de que os coeficientes auto-regressivos nos dois regimes são iguais. Linn e Zhu (1997) consideram que a suposição é razoável a partir de testes derivados da divisão arbitrária da série em períodos de alta e baixa atividade. Town (1992) e Reilly (2008) também fazem a mesma suposição. Todavia, não há maior detalhamento sobre o porquê do uso dessa restrição. Na verdade, à medida que as fusões e aquisições vão se somando, isto é, à medida que os processos de consolidação vão se desenrolando, o efeito estoque é maior. Isso quer dizer que, em momentos de elevado nível de transações, cria-se um efeito acumulado que poderá resultar em impactos diferentes do que nos período de pouca atividade. Desse modo, o modelo aqui desenvolvido permite que o impacto do passado difira nos momentos de baixa e alta atividade.

Kastrinaki e Stoneman (2007) apresentam evidências empíricas de que, conforme as atividades de consolidação se intensificam, os efeitos de estoque começam a se sobrepor aos demais possíveis fatores, como especificidades da indústria ou fatores macroeconômicos. Através do tempo, o efeito de “first mover” também vai se dissipando, ao mesmo tempo em que o efeito estoque é potencializado. É válido ressaltar que essa suposição de coeficientes auto-regressivos iguais pode, por exemplo, transferir o efeito estoque para os parâmetros que são permitidos variar para cada estado. Diante disso, o presente trabalho relaxa a suposição de igual impacto do passado no presente da série para ambos estados, através da utilização de coeficientes auto-regressivos que dependem de cada estado. Essa opção irá permitir que o modelo evidencie as relações intertemporais para o estado de baixa atividade e o estado de alta atividade, isto é, como o efeito do passado se reproduz no presente para cada um dos estados.

Já no caso do Brasil, entretanto, deve-se ressaltar que a literatura acadêmica sobre a ocorrência de fusões e aquisições ainda é pouco desenvolvida. Matias, Barretto e Gorgati (1996) concluíram que o início da década de 1990 foi marcado por um cenário econômico semelhante aos de ocorrência das ondas de F&A nos Estados Unidos e que, portanto, seria

razoável esperar um movimento de onda de F&A na época. Foi nesse período que o Plano Real foi instituído no Brasil e os investimentos estrangeiros foram retomados no país. Antes disso, o Brasil passou por um período de inflação muito elevada, o que prejudicou o desenvolvimento de um mercado financeiro mais sofisticado (WELCH, 1993). O baixo ritmo de atividades de F&A pode ser explicado pelo ambiente de instabilidade econômica vivenciado no Brasil ao longo da década de 80 e início da década de 90. Rezende (1998, p. 563) afirma que:

“The 1980s were years of disruption for the Brazilian economy. Attempts to overcome the negative impacts of the second oil shock in the early years of the decade, by provoking a deep recession, were quickly followed by anti-inflationary measures. [...] Access to foreign capital was blocked from the mid-1980s and was restored only after a long and difficult period of negotiation that did not end until 1994.”

Ainda, foi a partir de 1994, período de privatizações no Brasil, que as F&A parecem ter se intensificado. De acordo com Amman e Baer (2008, p.255), “segundo a abertura da economia e o processo de privatização, o Brasil também experimentou uma onda de fusões e aquisições, o que contribuiu para a elevada tendência de concentração observada em diversos setores”. Porém, o conceito de onda não é formalmente definido em tais estudos e nenhum método mais sofisticado é feito para averiguar se o fenômeno de ondas já ocorreu no Brasil. Na verdade, a maioria dos estudos sobre Fusões e Aquisições feitos no Brasil não aplica uma análise sistemática para testar se as séries de fusões e aquisições observadas no Brasil exibem movimentos de ondas. Portanto, apesar do movimento de ondas de fusões normalmente estar associado com mudanças específicas nos ambientes regulatório, financeiro e/ou tecnológico (HARFORD, 2005; QIU; ZHOU, 2007), para o caso brasileiro, Aragão (2005) afirma que é difícil determinar se mudanças significativas na legislação de F&A ocorridas em 2002 (como maior exigência de ‘disclosure’ para empresas abertas que exibem intenção de se combinar com outras) foram determinantes para o aumento das transações no Brasil. O autor aponta para o impacto positivo das condições macroeconômicas favoráveis na quantidade de transações em determinado período.

Outros trabalhos examinaram o fenômeno de fusões e aquisições no Brasil, mas a ênfase tem sido na relação dessa atividade com o desempenho das firmas. Gomes, Aidar e Videira (2006), por exemplo, analisaram as F&A na siderurgia brasileira e mundial e o impacto delas no aumento dos lucros do setor. Os autores identificaram que houve um aumento na lucratividade de toda a indústria, mas as que participaram em F&A com mais

vigor foram as que lucraram mais. Já Camargos e Barbosa (2009) analisaram a relação entre F&A e os ganhos de sinergias operacionais e de criação de valor. Eles identificaram que, de fato, a participação em F&A resultou em sinergias operacionais e no aumento do valor de mercado das empresas pesquisadas.

Apesar dos esforços apresentados acima, a literatura nacional sobre fusões e aquisições ainda é marginal. Além disso, até onde se sabe, nenhum esforço foi empregado até o momento para se analisar de forma sistemática as séries de fusões e aquisições no Brasil. Desse modo, o objetivo deste trabalho é utilizar o modelo de dois regimes de Markov, o qual já é largamente utilizado para as séries de F&A nos Estados Unidos e Inglaterra, para as séries de F&A no Brasil. Entretanto, diferentemente dos modelos aplicados para dados de outros países, no presente trabalho relaxa-se a suposição de que o impacto histórico das F&A é o mesmo em ambos os estados. A partir da utilização da metodologia proposta pelo modelo de Markov, permite-se que os coeficientes auto-regressivos difiram para cada estado. E é justamente sobre a metodologia que a próxima seção irá tratar.

## 3 Metodologia

### 3.1 Dados

Os dados da série utilizada para a estimação foram obtidos na base de dados Thomson One e englobam o período de 1985 até 2011. Para a obtenção dos dados, foram selecionadas as transações de fusões e aquisições em que a empresa-alvo é brasileira ou uma subsidiária no Brasil de uma empresa multinacional. Já para a consolidação dos dados, todas as transações foram ordenadas e agrupadas de acordo com o trimestre em que foram anunciadas, totalizando 5.383 transações ao longo de um período de 105 trimestres (1º trimestre de 1984 até 1º trimestre de 2011). Alguns trabalhos anteriores utilizam o valor total das transações, ao invés do número de transações. Entretanto, poucas das transações contidas na série divulgam o valor da transação, o que tornaria a análise incompleta e limitaria a validade dos resultados.

Na Tabela 1, são apresentadas as principais estatísticas descritivas da série de dados utilizada para a estimação. Vale destacar a grande variabilidade da série. Essa variabilidade, de certa forma, é compatível com a hipótese de ondas de fusões e aquisições, uma vez que as ondas são interpretadas como mudanças bruscas no nível da atividade, o que provoca um

aumento na volatilidade da série quando ela migra no regime de alta atividade. Outra característica relevante é que a moda é de duas transações, o que se deve ao período inicial no qual um número muito baixo de transações foi verificado. Além disso, a série apresenta curtose positiva, o que aponta para maior peso nas caudas do que a distribuição normal, além de assimetria positiva. Vale ressaltar que todas essas características da série estão associadas ao fato de a série possuir um período inicial longo com número trimestral de transações bastante reduzido.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas da série de F&A no Brasil

<i>Estatísticas Descritivas</i>	
Média	51,27
Erro Padrão	4,81
Mediana	45
Moda	2
Desvio Padrão	49,28
Variância Amostral	2428,12
Curtose	1,60
Assimetria	1,28
Range	208
Mínimo	0
Máximo	208
Soma	5383
Contagem	105
Nível de Confiança (95,0%)	9,54

Fonte: Elaborado pelo autor.

A seguir, são dados maiores detalhes sobre o modelo utilizado para a estimação, o Modelo de dois regimes de Markov.

### 3.2 Modelo de dois regimes de Markov

Mais especificamente, o modelo a ser utilizado na análise é o modelo de mudança de dois regimes de Markov (Two-Regime Markov switching model), sendo os dois regimes definidos como “alta atividade” e “baixa atividade”. O modelo considera que a série sofre mudanças de estado, sendo que tais mudanças são determinadas por variáveis aleatórias desconhecidas. Uma vez que as ondas de fusões e aquisições podem ser entendidas como oscilações entre períodos de alta atividade e períodos de baixa atividade, o modelo de Markov capta tal mudança no nível de atividade a partir da separação da série em períodos de alta

atividade e baixa atividade (TOWN, 1992). Assim, no presente trabalho serão estimados dois modelos, um para cada regime.

Seja  $FêA_t$  o número de transações no período  $t$  e  $s_t$  uma variável aleatória não-observável que indica o estado (regime) em que a série se encontra no instante  $t$  e que assume o valor de 0 ou 1 dependendo do regime. Caso a série esteja em um estado de “baixa atividade”,  $s_t = 0$ ; caso contrário, se a série estiver em um estado de “alta atividade”,  $s_t = 1$ .

Então, inicia-se a análise com a hipótese de que o seguinte modelo auto-regressivo genérico com dois regimes de Markov é adequado para modelar a série de fusões e aquisições no Brasil. Esse modelo também foi utilizado para a maioria dos estudos anteriores e se mostrou adequado para estimar séries do número de transações nos Estados Unidos e no Reino Unido.

A definição formal do modelo é dada pela Equação 1:

$$FêA_{0,t} = \alpha_{s,t} + \beta_{1,s} * FeA_{0,t-1} + \beta_{2,s} * FeA_{0,t-2} + \dots + \beta_{i,s} * FeA_{0,t-i} + \varepsilon_{s,t}, \text{ (Eq. 1)}$$

Onde:

$$\varepsilon_{s,t} \sim N(0, \sigma_s^2)$$

$\alpha_{s,t}$  = intercepto da série no regime  $s$

$\beta_{i,s}$  = coeficiente associado a  $FeA_{s,t-i}$

Uma definição crítica ao modelo é identificar quando termina um período de baixa atividade e começa um período de alta atividade e vice-versa. Para isso, uma visualização gráfica não é suficiente e tampouco confiável (LINN; ZHU, 1997). Na verdade, essa metodologia não classifica com total certeza se um dado pertence ao período de alta ou baixa atividade. Ao contrário, ele define uma matriz de probabilidades que inclui as probabilidades de permanência ou mudança de estado.

Baseando-se na metodologia proposta por Hamilton (1989), é possível definir a matriz de probabilidades transicionais (*Transitional probabilities*), isto é, a matriz que contém as probabilidades de ocorrer na série mudança de um regime  $i$  para um regime  $j$  ou manutenção do mesmo regime  $i$  ou  $j$ , sendo que  $i$  e  $j$  representam os regimes de baixa atividade e alta atividade. Mais especificamente, para esse trabalho, a matriz de probabilidades transicionais exhibe as probabilidades de a série estar no estado de baixa atividade e migrar para o estado de alta atividade ou vice-versa, além das probabilidades de a

série permanecer no mesmo estado de atividade. Para a estimação, é utilizado o software estatístico OxMetrics 6.

Assim, tem-se que:

$$P ( s_t = 0 | s_{t-1} = 0 ) = q$$

$$P ( s_t = 1 | s_{t-1} = 0 ) = 1 - q$$

$$P ( s_t = 1 | s_{t-1} = 1 ) = p$$

$$P ( s_t = 0 | s_{t-1} = 1 ) = 1 - p ,$$

resultando na seguinte matriz de probabilidades transicionais:

$$P = \begin{pmatrix} q & 1 - p \\ 1 - q & p \end{pmatrix}$$

onde ‘q’ é a probabilidade de a série permanecer no estado de baixa atividade, dado que a série já se encontra no estado de baixa atividade e ‘p’ é a probabilidade de a série estar no estado de alta atividade e permanecer no estado de alta atividade.

A partir da definição da matriz de probabilidades, é possível calcular a probabilidade incondicional de a série estar no estado de alta atividade ou de baixa atividade. Desse modo, tem-se:

$$P (\text{incondicional} - \text{alta atividade}) = (1 - q) / (1 - q + 1 - p)$$

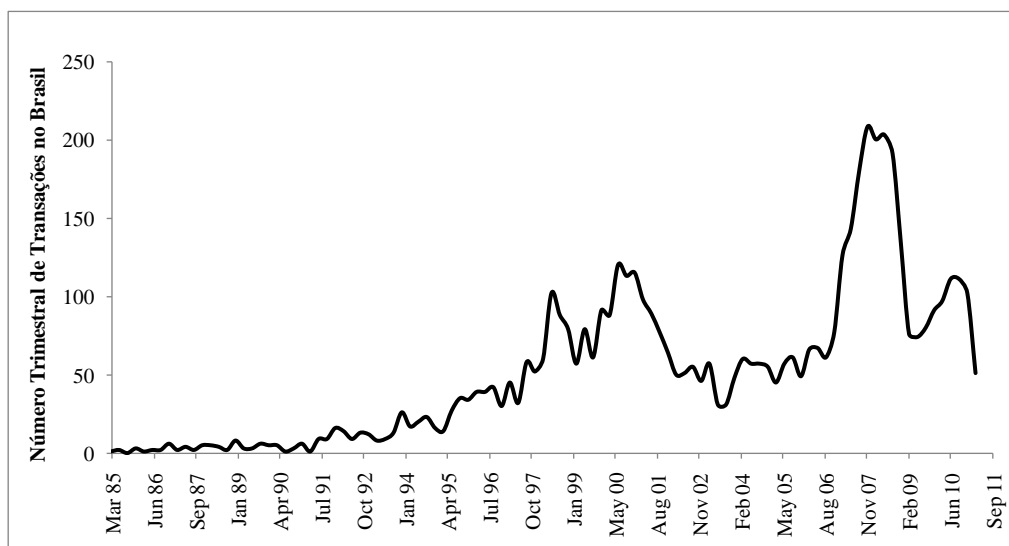
$$P (\text{incondicional} - \text{baixa atividade}) = (1 - p) / (1 - q + 1 - p)$$

Ao utilizar um algoritmo EM (DEMPSTER; LAIRD; RUBIN, 1977), obtém-se a matriz de probabilidades transicionais, através da qual são definidas as probabilidades de permanência e mudança dado que a série está em determinado estado. Caso a probabilidade de a série estar no regime de alta atividade seja superior a 0,5 em um determinado instante t, esse dado é classificado como pertencente ao período de alta atividade. Caso contrário, o dado é classificado como pertencente ao período de baixa atividade. Em seguida, são estimados os modelos auto-regressivos com mudanças de regime de Markov para os períodos de alta atividade e baixa atividade e verifica-se se o ajuste dos modelos propostos para os dados são adequados, para então verificar se o movimento de ondas ocorre ou não para a série de dados de fusões e aquisições no Brasil. A seguir, são apresentados e discutidos os resultados desta pesquisa.

## 4 Análise dos resultados

A Figura 1 exibe o número trimestral de transações no Brasil. Nela, pode-se verificar que, até o início da década de 90, o número de transações no país foi bastante reduzido. Além disso, observam-se, ao longo da série, períodos em que o número de transações aumenta significativamente, sendo que tal aumento não é sustentado por um longo período de tempo. Esse comportamento pode ser uma evidência do comportamento em ondas de fusões e aquisições, caracterizados por mudanças bruscas no nível da série.

Figura 1: Número Trimestral de Transações no Brasil



Fonte: Thomson One

Uma breve análise visual poderia indicar possíveis ondas de fusões e aquisições a partir de 1994 e outra que termina em 2009, por exemplo. Todavia, é importante destacar que análises baseadas unicamente em uma observação visual, sem fundamentação estatística, podem levar a conclusões enganosas, as quais não revelam as verdadeiras propriedades da série. Desse modo, a seguir são mostrados os resultados das estimações.

A estimação baseia-se na regressão de dois modelos, um para cada estado de atividade. Desse modo, a princípio, seria necessário classificar cada dado (número trimestral de F&A) em estado de alta ou baixa atividade, para então estimar um modelo para cada conjunto de dados. Porém, para isso também seria necessário adotar algum critério para tal classificação, o que poderia ser uma decisão sujeita a algum viés ou arbitrariedade. Uma alternativa para que esse problema não ocorra é a metodologia proposta por Hamilton (1989), com utilização de

um algoritmo EM. Como já explicitado anteriormente, caso a probabilidade de a série estar no regime de alta atividade é maior que 0,5 no instante  $t$ , o dado é classificado no período de alta atividade. Caso contrário, o dado é classificado como no período de baixa atividade.

Foram estimados modelos auto-regressivos com até oito defasagens, para que o modelo pudesse captar possíveis sazonalidades, uma vez que os dados são trimestrais. Além disso, permite-se que o intercepto, os coeficientes auto-regressivos e variância sejam distintos para cada estado. Linn e Zhu (1997) estimaram um modelo AR(1) no qual supõe-se o mesmo coeficiente auto-regressivo para os dois estados. Porém, essa suposição pode não fazer sentido para a série de dados (ou até mesmo para outras séries), uma vez que o impacto do passado no presente da série não necessariamente é o mesmo para a série no estado de alta atividade e no estado de baixa atividade. O modelo capta essa distinção a partir da persistência representada pelos coeficientes auto-regressivos. Por isso, são estimados modelos nos quais essa suposição é relaxada. Além disso, grande parte dos modelos utilizados na literatura não inclui mais defasagens. Entretanto, incluir mais defasagens que se mostram significantes melhora o ajuste do modelo à série e desse modo, permite mensurar e melhor interpretar o impacto do passado no presente da série. A seguir, é apresentada uma tabela-resumo com o modelo estimado (Tabela 2). O modelo inicial estimado foi um modelo AR(4) completo. Ao estimar o modelo, o coeficiente auto-regressivo de quarta ordem se mostrou o mais insignificante, levando a estimar um AR(3) completo. Porém, o modelo AR(3) estimado também apresentou um coeficiente insignificante (coeficiente do lag 2) o que levou a estimar um AR(3) incompleto com lags 1 e 3. Por fim, esse modelo apresentou todos os parâmetros significantes. É esse modelo que é apresentado a seguir:

Tabela 2: Modelo AR(3) incompleto com parâmetros significantes

	Regime 0 (Baixa Atividade)			Regime 1 (Alta Atividade)		
	Coefficiente	Erro padrão	p-valor	Coefficiente	Erro padrão	p-valor
Constante	1,870	0,672	0,007	5,923	3,823	0,125
fea(-1)	0,915	0,078	0,000	1,075	0,075	0,000
fea(-3)	-0,224	0,063	0,001	-0,135	0,080	0,095
$\sigma$	3,441	0,444	0,000	15,925	1,378	0,000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 3: Matriz de probabilidades transicionais

Matriz de Probabilidades transicionais		
	Regime 0, t	Regime 1, t
Regime 0, t+1	0,937	0,017
Regime 1, t+1	0,063	0,983

Fonte: Elaborado pelo autor.

A partir da estimação, obtém-se:

Estado de baixa atividade ( $S_0$ ):  $F\hat{e}A_{0,t} = 1,87 + 0,91*FeA_{0,t-1} - 0,22*FeA_{0,t-3}$ ,  $\sigma_0 = 3,44$  (Eq. 2)

Estado de alta atividade ( $S_1$ ):  $F\hat{e}A_{1,t} = 5,92 + 1,07*FeA_{1,t-1} - 0,14 FeA_{1,t-3}$ ,  $\sigma_1 = 15,9$  (Eq. 3)

$P$  (incondicional – baixa atividade) = 0,209

$P$  (incondicional – alta atividade) = 0,791

Duração esperada do regime de baixa atividade = 32 trimestres (8 anos)

Duração esperada do regime de alta atividade = 69 trimestres (17,25 anos)

A seguir, são apresentadas as médias de cada regime.

Média do regime de baixa atividade =  $1,87/(1-0,91+0,22) = 6$  transações

Média do regime de alta atividade =  $5,92/(1-1,08+0,14) = 99$  transações

O primeiro aspecto a ser destacado do modelo ajustado é que os regimes apresentam médias distintas. Essa característica do modelo estimado é compatível com o movimento em ondas de fusões e aquisições, uma vez que o conceito de ondas de fusões e aquisições amplamente aceito na literatura são mudanças no nível da série, o que implicaria justamente em médias diferentes para o estado de baixa atividade e o estado de alta atividade (TOWN, 1992; LINN; ZHU, 1997). O regime de baixa atividade apresenta média de 6 transações, enquanto o regime de alta atividade apresenta média de 99 transações. É interessante observar que os dois regimes apresentam médias muito diferentes, sendo que o regime de alta atividade apresenta uma média muito superior ao regime de baixa atividade. Na verdade, a mudança de um regime para o outro irá constituir uma onda de fusão e aquisição, isto é, uma mudança brusca no nível de atividade.

O modelo estimado também prevê que o estado de alta atividade apresenta maior volatilidade do que o estado de baixa atividade, isto é, a variância ( $\sigma^2_i$ ) difere em cada

regressão. Tal resultado também é compatível com a literatura existente, uma vez que, quando a série se encontra no regime de alta atividade, espera-se uma maior instabilidade, devido a surtos de atividade acompanhados por movimentos de consolidação. Por outro lado, o estado de baixa atividade é caracterizado por um movimento aproximadamente previsível, quando a série se encontra em um estado de relativa “calmaria”. Por esse ponto, o modelo também é compatível com a existência de ondas de F&A no Brasil.

Entretanto, em um aspecto, o modelo estimado apresenta resultados de certo modo surpreendentes, mas que também são compatíveis com a hipótese de fusões e aquisições no país: considera-se que tanto os coeficientes auto-regressivos de primeira ordem quanto os de terceira ordem diferem em cada regime, isto é, para cada estado, o impacto do passado da série no presente é distinto. Mais especificamente, a estimação do modelo implica que o impacto do passado imediatamente anterior (indicado pelo coeficiente auto-regressivo de primeira ordem) é positivo nos dois regimes e menor no período de baixa atividade do que para o período de alta atividade; por outro lado, o impacto do passado a três defasagens (indicado pelo coeficiente auto-regressivo de terceira ordem) é negativo nos dois regimes, sendo maior, em módulo, no período de baixa atividade do que no período de alta atividade. Essa é uma constatação importante, uma vez que a literatura costumava supor que esse impacto era igual (o que implicava apenas na estimação de modelos nos quais os coeficientes auto-regressivos  $\beta$  eram iguais para os dois estados). Como evidencia o resultado da estimação, essa suposição parece não ser válida para o Brasil e, por conseguinte, pode também não ser uma suposição válida para outros países. Isso implicaria que os estudos desenvolvidos até o momento estariam adotando suposições que podem não ser razoáveis e, portanto, levar a resultados equivocados. Vale ressaltar que Kastrinaki e Stoneman (2007) já apontaram para a possibilidade de que os efeitos do passado podem diferir dependendo do volume de transações acumulado, denominado efeito estoque, o que é compatível com os resultados encontrados, uma vez que a estimação aponta para o maior efeito acumulado do passado no presente da série no estado de alta atividade em relação ao estado de baixa atividade.

Além disso, a partir da análise da matriz de probabilidades transicionais (Tabela 3), conclui-se que a persistência do regime de alta atividade é superior a persistência do regime de baixa atividade. Essa constatação também é compatível com o efeito estoque anteriormente citado.

Outro resultado importante é que o modelo estima que a duração esperada do período de alta atividade é de 69 trimestres ou 17,25 anos, enquanto a duração esperada do período de baixa atividade é de 32 trimestres ou 8 anos. Desse modo, cerca de 70% da série pertence ao regime de alta atividade e pouco mais de 30% pertence ao regime de baixa atividade, sendo que grande parte dos dados de baixa atividade correspondem ao período entre 1986 e 1993. A partir dessa data, a grande maioria dos dados encontra-se no regime de alta atividade.

Na Tabela 4, são especificados os momentos de início e fim de cada período definido pela estimação.

Tabela 4: Datas de início e fim de cada período

Regime 1	4T1993 - 3T2008	2T2009 - 1T2011
Regime 0	1T1986 - 3T1993	4T2008 - 1T2009

Fonte: Elaborado pelo autor.

O primeiro período especificado pela estimação pertence ao regime de baixa atividade e tem duração de 7,75 anos, com início desde o primeiro dado da série até o terceiro trimestre de 1993. É no quarto trimestre de 1993 que ocorre mudança para o regime de alta atividade. Essa mudança antecede por um trimestre a instituição do Plano Real no Brasil (implantado no primeiro trimestre de 1994), o qual impulsionou um período de elevados investimentos e que estabeleceu um ambiente macroeconômico para as transações de fusões e aquisições. Esse momento configurou uma importante etapa para fomentar o início dos processos de F&A no país. Essa mudança de regime é compatível com os trabalhos de Welch (1993), Matias, Barretto e Gorgati (1996), Amman e Baer (2008), os quais apontam para a possibilidade de uma onda de F&A devido ao ambiente econômico verificado à época da implantação do Plano Real. O período iniciado a partir do fim de 1993 perdura até o terceiro trimestre de 2008, sendo que no quarto trimestre do mesmo ano a série retorna para o regime de baixa atividade. Essa mudança também encontra embasamento histórico, uma vez que foi justamente no fim do terceiro trimestre de 2008 que foi verificada a crise financeira iniciada a partir da quebra do banco americano Lehman Brothers em setembro do mesmo ano. Em um ambiente de recessão econômica, é natural esperar uma redução no número de transações, já que o ambiente macroeconômico instável faz com que as empresas abortem ou posterguem os projetos de crescimento mais agressivos, inclusive através de aquisições. Porém, de acordo com essa estimação, já no segundo trimestre de 2009 a série retorna novamente para o regime de alta atividade, regime que prevalece até os dias de hoje.

Além desse modelo, também foi estimado um modelo com mais defasagens, mais especificamente um modelo com oito defasagens, o qual capta o impacto de até dois anos do passado. Porém, o modelo estimado com todos os coeficientes significantes (ver anexo I), um modelo AR(6) incompleto, apresenta um número tão elevado de mudanças de estados e com duração tão pequena (muitos períodos duram incluem apenas um ou dois dados, isto é, um ou dois trimestres) que não consegue incorporar movimentos de consolidação. Isso porque um movimento de consolidação se estende por vários meses, dado que o do início de um processo de fusões e aquisições até a conclusão deve-se passar por diversas etapas como prospecção, negociação, *due diligence*, o que demanda um intervalo de tempo mais longo que apenas um ou dois trimestres.

## 5 Conclusão

O presente estudo concluiu que parecem existir no Brasil ondas de fusões e aquisições segundo o conceito usualmente definido na literatura (aumentos não sustentados no nível das transações), sendo que o início e o fim das ondas coincidem com períodos no qual a economia brasileira passou por mudanças significativas: a primeira mudança de regime definida na estimação ocorre aproximadamente no mesmo momento em que o Plano Real é instituído no Brasil; a mudança do regime de alta atividade para o regime de baixa atividade coincide com a ocorrência da crise financeira em 2008. O modelo que melhor se ajusta à série de dados de F&A é um modelo AR(3) incompleto (com primeira e terceira defasagens significantes) com dois regimes de Markov (com mesma média e coeficientes auto-regressivos e variâncias distintas): baixa e alta atividade. O resultado do trabalho é revelador, uma vez que ele aponta que o impacto do passado no presente da série difere entre o estado de baixa atividade e o estado de alta atividade, o que é contrário a suposição de muitos trabalhos anteriores, os quais assumem que os coeficientes auto-regressivos são os mesmos para os modelos em cada estado. Esse resultado é compatível com a idéia de que as fusões e aquisições carregam um efeito estoque, o que indica que um estágio no qual ocorre mais fusões e aquisições (estado de alta atividade) acumulará um efeito maior do que no estado de baixa atividade.

## Referências

AMANN, E.; BAER, W. Neo-Liberalism and market concentration in Brazil: The emergence of a contradiction? **The Quarterly Review of Economics and Finance**, 48, 252—262, 2008.

ARAGÃO, P. C. Guide to Mergers & Acquisitions. **International Financial Law Review**, 24, 2005.

CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F. Fusões, aquisições e takeovers: um levantamento teórico dos motivos, hipóteses testáveis e evidências empíricas. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, 10, 17—38, 2003.

CAMARGOS, M. A.; D BARBOSA, F. V. Fusões e Aquisições de Empresas Brasileiras: Criação de Valor e Sinergias Operacionais. **Revista de Administração de Empresas - RAE**, 49(2), 206-220, 2009.

DEMPSTER, A. P.; LAIRD, M.D.; RUBIN, D.B. Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm. **Journal of the Royal Statistical Society**, B 39, 1, 1—38, 1977.

DEPAMPHILIS, D. M. **Mergers, Acquisitions, and Other Restructuring Activities**. Academic Press. 5<sup>a</sup> edição. 1: 6-17, 2010.

FOCARELLI, D.; PANETTA, F. Are Mergers Beneficial to Consumers? Evidence from the Market for Bank Deposits. **American Economic Review**, 93(4), 1152-1172, 2003.

GÄRTNER, D.; HALBHEER, D. **Are There Waves in Merger Activity After All?** Zurich: University of Zürich, 2004.

GOMES, C.; AIDAR, O.; VIDEIRA, R. . Fusões, Aquisições e Lucratividade: Uma Análise do Setor Siderúrgico Brasileiro. **Economia** 7(4), 143-163, 2006.

GUGLER, K.; MUELLER, D.; WEICHSELBAUMER. The determinants of Merger Waves: an international perspective. **International Journal of Industrial Organization**, 29 (6), 363-377, 2011.

GUGLER, K.; MUELLER, D. C.; YURTOGLU, B. B.; ZULEHNER, C. The effects of mergers: an international comparison. **International Journal of Industrial Organization**, 21(5): 625-653, 2003.

HAMILTON, J.D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. **Econometrica**, 57, 357-384, 1989.

HAMILTON, J.D. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HALL, S. 'Relational marketplaces' and the rise of boutiques in London's corporate finance industry. **Environment and Planning A** 39(8) 1838-1854, 2007.

KASTRINAKI, Z.; STONEMAN, P. An Empirical Model of Merger and Acquisitions Timing, **Finance International Meeting AFFI-EUROFIDAI Paper**, 1, 1-38, 2007.

KUMMER, C. e STEGER, U. Why Merger and Acquisition waves reoccur: the vicious circle from pressure to failure. **Strategic Management Review**, 2(1), 44-63, 2008.

LINN, S.C.; ZHU, Z. Aggregate Merger Activity: New Evidence on the Wave Hypothesis. **Southern Economic Journal**, 64, 130-146, 1997.

MATIAS, A.B.; BARRETTO, A.C.P.M.; GORGATI, V. **Fusões e Aquisições no Brasil Atual: Possibilidade de Ocorrência de uma Onda**. In: seminário em administração, 1996, USP/ FEA. SÃO PAULO; SEMEAD/USP, 1996.

MCNAMARA, G.; HALEBLIAN, J.; DYKES, B. The performance implications of participating in an acquisition wave: early mover advantages, bandwagon effects, and the moderation influence of industry characteristics and acquirer tactics. **Academy of Management Journal**, 51 (1) 113-130, 2008.

NELSON, R. **Merger Movements in American Industry 1895-1956**. Princeton: Princeton University Press, 1959.

OXMETRICS 6, Software Estatístico para estimação de modelos. OxMetrics.

PERLIN, M. A Package for Markov Regime Switching Models in Matlab. **Working Paper Series**. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2010.

PERRY, M. K.; PORTER R. H. Oligopoly and the Incentive for Horizontal Merger. **The American Economic Review**, 75, 219-227, 1985.

QIU, L. D; ZHOU, W. Merger waves: a model of endogenous mergers. **The Rand Journal of Economics**, 38(1), 214-226, 2007.

REILLY, S. Aggregate US Merger levels: An explained Markov switching analysis. **Infiniti Conference on International Finance**, 1, 1-49, 2008.

RESENDE, M. Mergers and Acquisitions Waves in the U.K.: a Markov- Switching Approach. **Applied Financial Economics**, 18(13), 1067-1074, 2008.

REZENDE, F. The Brazilian Economy: recent developments and future prospects. **Blackwell Publishing (Royal Institute of International Affairs)**, 74(3), 563-575, 1998.

SHUGHART, F. M.; TOLLISON, R.D. The Random Character of Merger Activity. **Rand Journal of Economics**, 500-509, 1984.

THE ECONOMIST. Waiting for a wave. 396, 53-53, 2010.

THE ECONOMIST. The age of hostility, 392, 25-25, 2009.

THOMSON ONE. Base de dados econômico-financeiros. Thomson Reuters.

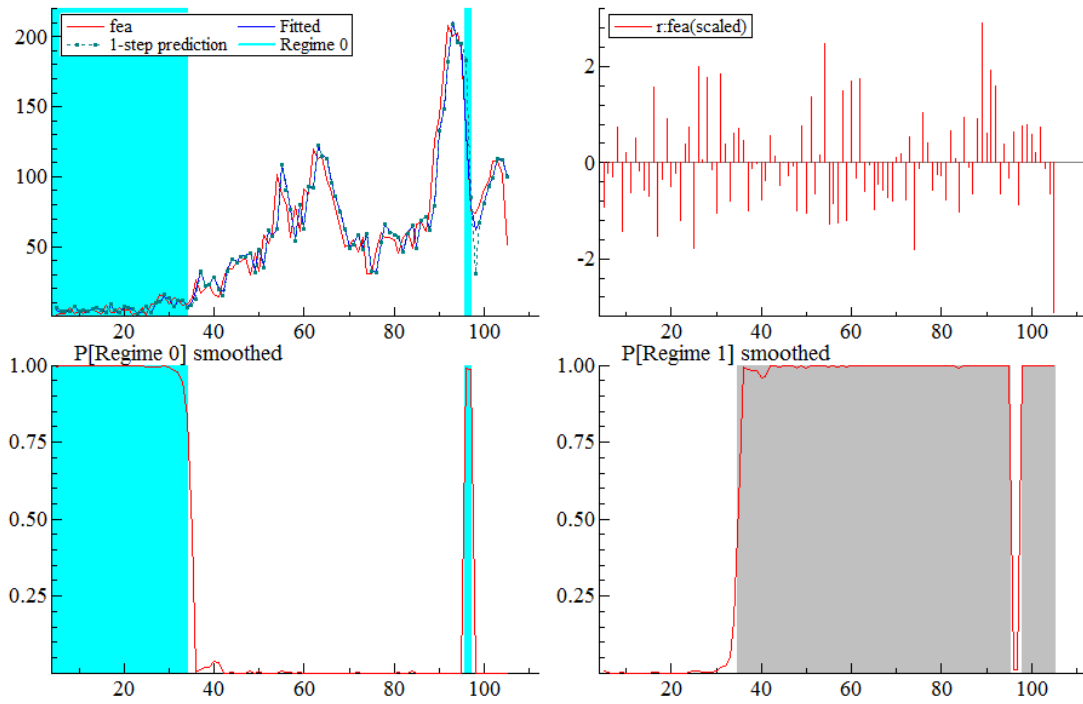
TOWN, R. J. Merger Waves and the Structure of Merger and Acquisition Time-Series.  
**Journal of Applied Econometrics**, 7: 83-100, 1992.

WELCH, J. The New Face of Latin America: Financial Flows, Markets and Institutions in the 1990s. **Journal of Latin America Studies**, 25(1), 1-24, 1993.

WESTON, J.; CHUNG, K.; HOAG, S. **Mergers, Restructuring and Corporate Control**.  
Prentice Hall, Englewood Cliffs, 2<sup>a</sup> edição, 357-368, 1990.

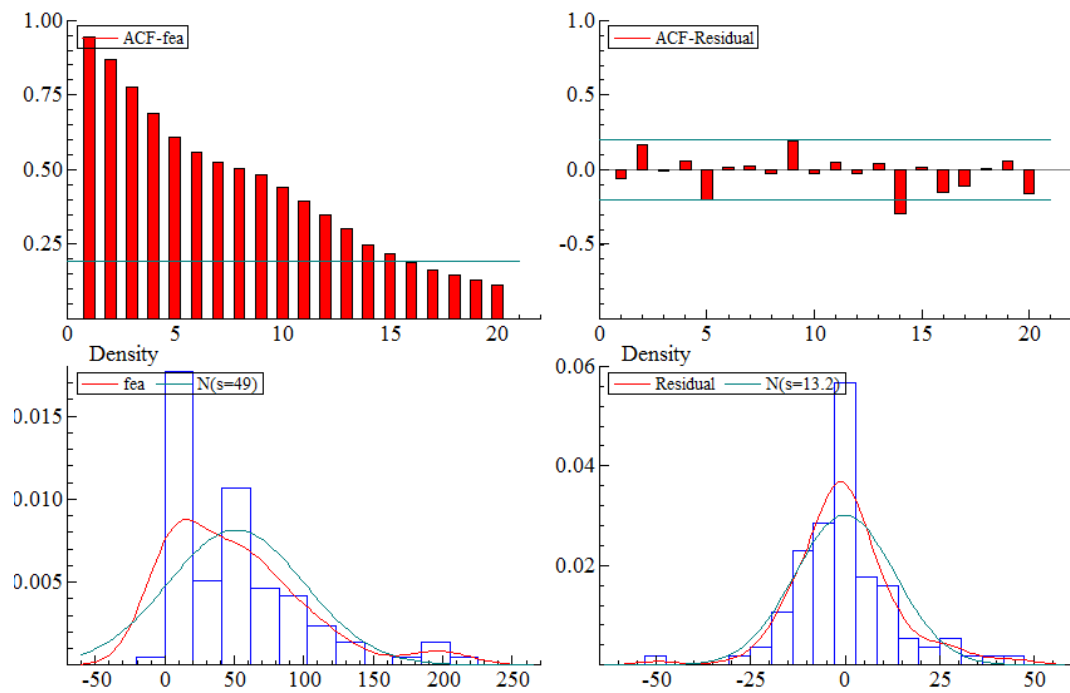
# ANEXO

Gráfico da série e probabilidades suavizadas de cada regime para o modelo AR(3) incompleto



Fonte: OxMetrics6

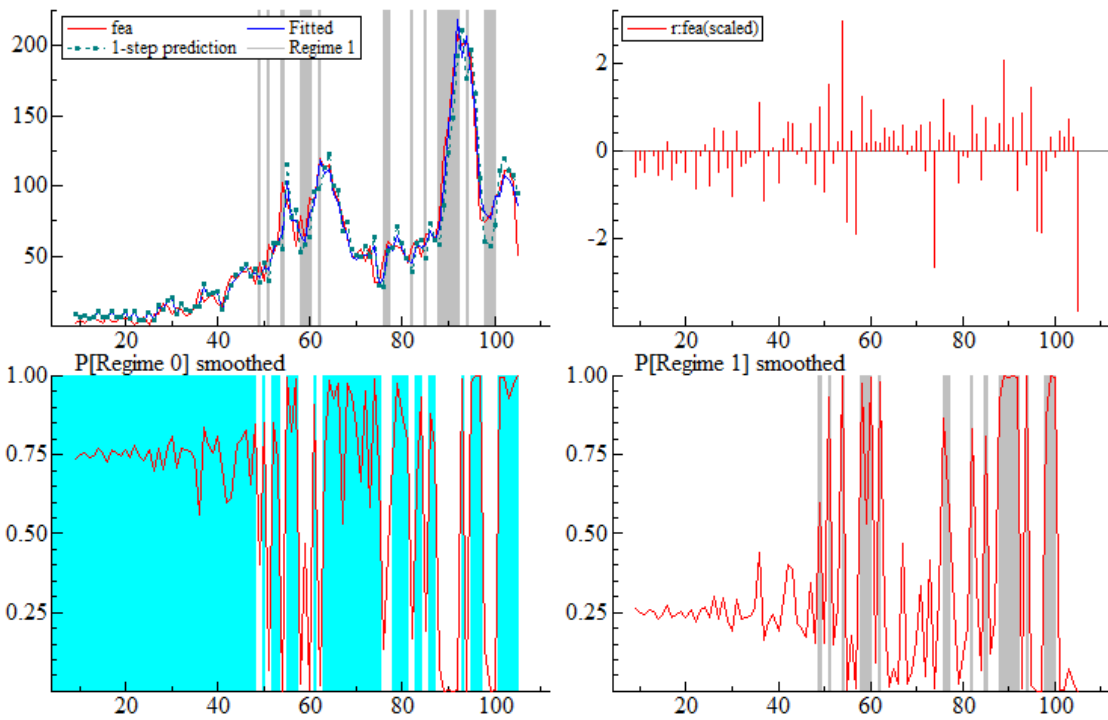
Correlograma da série e dos resíduos do modelo AR(3) incompleto ajustado



Fonte: OxMetrics6

Saída do Software Oxmetrics para modelo com mais defasagens (AR(6) incompleto)

	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob
Constant(0)	2.62865	2.026	1.30	0.198
Constant(1)	5.87118	5.218	1.13	0.264
fea_1(0)	0.992630	0.06104	16.3	0.000
fea_1(1)	1.19404	0.06323	18.9	0.000
fea_5(0)	-0.507129	0.1153	-4.40	0.000
fea_5(1)	-0.642225	0.2044	-3.14	0.002
fea_6(0)	0.354033	0.08406	4.21	0.000
fea_6(1)	0.562178	0.1920	2.93	0.004
sigma(0)	9.59874	1.100	8.72	0.000
sigma(1)	12.2637	1.982	6.19	0.000
p_{0 0}	0.704536	0.1545	4.56	0.000
p_{0 1}	0.587458	0.1457	4.03	0.000



Fonte: OxMetrics6