

eGesta

Revista eletrônica de Gestão de Negócios

v. 6, n. 3, jul.-set./2010

Artigo

MODELO DA MICRO-ESTRUTURA AJUSTADO:

Estudo das Variações das Taxas de Câmbio para Países Emergentes da Ásia e da América Latina

Autores

Vasco Salazar Soares

Doutor
ISVOUGA - Portugal
Professor Adjunto do Departamento Gestão
vsalazarsoares@gmail.com

Antonieta Lima

Mestre
ISVOUGA – Portugal
Assistente Investigação do Departamento Gestão
antonietasousalima@gmail.com

Copyright 2010, eGesta. Todos os direitos, inclusive de tradução, do conteúdo publicado na revista eGesta, pertencem à Editora Universitária Leopoldianum. É permitida a citação parcial de artigos sem a autorização prévia, desde que seja identificada a fonte. A reprodução total dos artigos é proibida. Os artigos assinados são de responsabilidade exclusiva de seu(s) autor(es). Os autores ficam informados que a aprovação dos artigos na eGesta implica na cessão de direitos, sem ônus para a revista e/ou editora, que terá exclusividade de publicá-los em primeira mão.

A eGesta – revista eletrônica de Gestão de Negócios, é periódico acadêmico-científico, publicado somente por via eletrônico, e mantido pelo Programa de Mestrado (acadêmico) em Gestão de

Negócios da Universidade Católica de Santos e pela Faculdade de Ciências Económicas e Empresariais da Universidade de Santiago de Compostela/Cátedra Bolívar.

***eGesta* – revista eletrônica de Gestão de Negócios**

eGesta, v. 6, n. 3, jul.-set./2010

www.unisantos.br/mestrado/gestao/egesta/

correio eletrônico: egesta@unisantos.br

MODELO DA MICRO-ESTRUTURA AJUSTADO: ESTUDO DAS VARIAÇÕES DAS TAXAS DE CÂMBIO PARA PAÍSES EMERGENTES DA ÁSIA E DA AMÉRICA LATINA

**Vasco Salazar Soares
Antonieta Lima**

Resumo

Este artigo estuda as variações da taxa de câmbio nominal recorrendo à metodologia microeconómica, inicialmente sugerida por Evans & Lyons (2002) e ampliada por Medeiros (2005). O modelo testado, quando aplicado ao mercado da América Latina, produz resultados mais coerentes e mais robustos que o mercado Europeu, para o período de 1999 a 2007. A estimação do modelo pela metodologia ARCH/GARCH-M não melhorou a capacidade explicativa do modelo, contrariamente aos resultados obtidos por Medeiros (2005) com dados diários.

Palavras-Chave: Taxa de câmbio, micro-estrutura, prémio de risco.

Abstract

This paper studies the nominal exchange rate changes using the microeconomic methodology, initially suggested by Evans & Lyons (2002) and expanded by Medeiros (2005). The tested model, when applied to the Latin American market, produces results more consistent and more robust than the European market, for the period from 1999 to 2007. The model estimation by ARCH / GARCH-M method did not improve the model explanatory power, contrary to results obtained by Medeiros (2005) with daily data.

Key Words: Exchange Rate, micro-structure, risk premium.

1. Introdução

A teoria da paridade do poder de compra teve a sua origem na literatura mercantilista do século XVII, tendo-se tornado proeminente com Gustav Cassel (1916, 1918) no início de século XX. A paridade do poder de compra é tida como condição essencial de equilíbrio da taxa de câmbio, a longo prazo, num modelo dinâmico de determinação das taxas de câmbio.

Dada a controvérsia e falta de precisão da teoria da paridade do poder de compra, já que esta apenas apresenta como único motivo para a variação da taxa de câmbio as diferenças de

inflação entre países, diversos autores têm proposto modelos alternativos, nomeadamente, entre outros, Evans e Lyons (2002) introduziram uma nova proposta.

Amplificando a tradicional análise macroeconómica, inseriram uma variável respeitante às finanças da micro-estrutura do mercado¹. Ao fazer isto, Evans e Lyons (2002) criaram uma nova classe de modelos baseados na micro-estrutura financeira, que incluem variáveis que os modelos macroeconómicos omitem, nomeadamente o “order flow”.

Um aspecto importante que é necessário realçar é que geralmente os modelos teóricos, incluindo o modelo de Evans e Lyons (2002), consideram que os investidores são naturalmente avessos ao risco, pelo que o prémio de risco raramente é incluído nestes modelos. Então, a fraca *performance* de alguns modelos de determinação da taxa de câmbio pode ser precisamente atribuída à omissão de variáveis relevantes como os factores de risco, como referem Macdonald e Taylor (1992). Se os investidores são avessos ao risco, será necessário tomar em consideração o prémio que compensa os investidores de possuírem activos na moeda de cotação (por exemplo o real).

Thayer Watkins (2005) admite que uma forma de definir prémio de risco será o mesmo que dizer que este se refere a um incremento nas taxas de juro que teriam de ser pagas em projectos de investimento ou empréstimos, num país em particular, comparativamente a uma medida padrão. Assim, uma forma de determinar o prémio de risco de um país é comparando a taxa de juro estabelecida pelo mercado para uma dada medida padrão, por exemplo o endividamento público, e compará-lo com a mesma medida padrão de outro país, por exemplo com os E.U.A.. No entanto, para que sejam comparáveis, ambas as medidas têm de ter a mesma maturidade e terem de ser pagas na mesma moeda. É importante que haja uniformidade nestas medidas, caso contrário o diferencial de taxas de juro reflecte a diferença das taxas de inflação entre os dois países, em vez de apenas reflectir o risco de pagamento. De notar que a taxa de juro relevante é a subjacente ao retorno na maturidade, e não a taxa de juro do título. A taxa de juro do título apenas é importante, quando os emitentes dos títulos estabelecem uma taxa de cupão igual à taxa de retorno no final da maturidade. Em notação matemática,

$$\rho = [(1 + a) / (1 + b)] - 1 \quad [1]$$

¹ Segundo O’Hara (1995), a micro-estrutura do mercado pode ser entendida como sendo um processo de troca executado sobre regras de negociação explícitas (fluxo de transacções).

em que,

ρ , representará o prêmio de risco,

a , será a taxa de juro real do país em relação ao qual se está a calcular o prêmio de risco;

b , traduzirá a taxa de juro do país em relação ao qual se está a estabelecer a comparação.

Por exemplo, se os títulos se encontrarem denominados em dólares, a medida padrão poderá ser a dos E.U.A.

Seguindo toda esta explanação teórica, quer de Evans e Lyons (2002), quer de Medeiros (2005), este trabalho pretende dar um novo contributo no estudo das variações da taxa de câmbio nominal. Neste sentido, a variação da taxa de câmbio nominal é modelada em função do parâmetro macro variação das taxas de inflação (tradicionalmente utilizado na versão relativa da teoria da paridade do poder de compra), e dos parâmetros micro de Evans e Lyons (2002) e Medeiros (2005).

Assim sendo, o nosso modelo pretende explicar as variações cambiais existentes entre o euro e algumas moedas dos países emergentes da Ásia e da América Latina, mas usando séries mensais, em vez de dados diários tal como Evans e Lyons (2002) e Medeiros (2005) aplicaram nos seus estudos. Normalmente os modelos macroeconómicos utilizam dados mensais e os modelos microeconómicos utilizam dados diários. O modelo que testamos faz uma aproximação dos dois modelos usando dados mensais.

Incluimos a variação do diferencial da taxa de inflação, como variável independente, no sentido de incluir uma variável que comprovadamente tem importância no longo prazo, de acordo com a teoria da paridade do poder de compra. Também acrescentamos como variável independente a variação da taxa de câmbio de cada moeda face ao USD, dada a forte indexação das moedas dos países asiáticos e da América Latina ao USD. Não consideramos o “order flow” no nosso modelo tal como Evans e Lyons (2002) e Medeiros (2005) fizeram, mas sim as reservas cambiais. Optou-se por utilizar esta variável, já que ela é comum a todos os países, enquanto que o “order flow” não existe para todos os países considerados na amostra.

Neste sentido, o nosso modelo pode ser equacionado da seguinte forma,

$$\Delta p_t = \Delta q_t + \Delta(i_t^* - i_t) + \Delta(a_t^* - a_t) + \Delta x_t + \Delta r_t + \varepsilon_t \quad [2]$$

onde,

Δp_t , representa as alterações da taxa de câmbio *spot* (sendo o euro a moeda cotada);

Δq_t representa as alterações da taxa de câmbio nominal de cada país face ao USD;

$\Delta(i_t^* - i_t)$, traduz as alterações no diferencial da taxa de juro; i_t representa a taxa de juro da Europa, e i_t^* representa a da China, Índia, Tailândia, Indonésia, Brasil, Argentina, Venezuela e Colômbia;

$\Delta(a_t^* - a_t)$, traduz as alterações no diferencial da taxa de inflação; a_t representa a taxa de inflação da Europa, e a_t^* representa a da China, Índia, Tailândia, Indonésia, Brasil, Argentina, Venezuela e Colômbia;

Δx_t , são as variações das reservas cambiais da China, Índia, Tailândia, Indonésia, Brasil, Argentina, Venezuela e Colômbia;

Δr_t , traduz as alterações do prémio de risco das moedas de cotação face à zona euro.

$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, é o termo de erro.

Assim, recolheram-se amostras mensais das variáveis deste modelo para os mercados mencionados. Para representar o mercado asiático foi seleccionada a China, a Índia, a Indonésia e a Tailândia para o período de 1999 a 2007. No que diz respeito à América Latina seleccionou-se o Brasil, a Argentina, a Venezuela, e a Colômbia, para o período decorrente de 1999 a 2007.

2. Metodologia e amostra

Num mundo globalizado, em que as economias interagem cada vez mais, a taxa de câmbio assume um papel preponderante no estudo das finanças internacionais, nomeadamente, na competitividade de cada país, nas importações e exportações, na geração de emprego, na expansão do mercado interno, no controlo da inflação, nos fluxos financeiros, e no crescimento económico.

Este artigo estuda as variações da taxa de câmbio nominal recorrendo à metodologia microeconómica sugerida por Evans & Lyons (2002) e ampliada por Medeiros (2005), e ajustada com variáveis do campo macroeconómico. Para refinar o modelo introduziu-se como variáveis independentes a taxa de inflação e a taxa de câmbio de cada moeda face ao USD.

O modelo foi testado utilizando dados mensais, entre a Europa e a Ásia, e entre a Europa e a América Latina, para o período de Janeiro de 1999 a Setembro de 2007.

A metodologia recorre inicialmente às análises de correlações de Pearson entre as variáveis do modelo, seguindo-se as análises das autocorrelações recorrendo ao Critério de Informação de Akaike (1974). No texto do presente trabalho são apresentadas as autocorrelações para as economias mais significativas, a Índia e a China.

A metodologia recorre ainda a testes de estacionaridade *Augmented Dickey-Fuller* (1979) e *Philips-Perron* (1988).

2.1. Amostra e dados

O presente estudo empírico baseia-se numa amostra mensal das séries temporais económicas recolhidas junto dos bancos centrais de cada país e do Banco Central Europeu: a taxa de câmbio, a taxa de câmbio USD/EUR, o total das reservas cambiais, a taxa de inflação interna e externa, e a taxa de juro a um mês interna e externa².

No sentido de expressar as alterações do prémio de risco de um país, o índice foi calculado de acordo com Thayer Watkins (2005)³. Nesse sentido, e para efeitos de cálculo da taxa de juro real, recolheram-se os índices de preços junto dos bancos centrais de cada um dos países da amostra.

Tal como já foi indicado, o propósito deste artigo é o de encontrar os factores responsáveis pela variação das taxas de câmbio entre o euro e as moedas de alguns países emergentes da Ásia e da América Latina.

Nesse sentido foram recolhidas as amostras expressas na Tabela 1 (“Períodos amostrais”).

Toda a modelação efectuada foi realizada com recurso ao software *Eviews 3.0*.

² Foi a única taxa encontrada comum a todos os países.

³ Cujas sustentação teórica já foi apresentada no ponto introdutório deste artigo.

Tabela 1: Períodos amostrais

Mercado	Taxa Câmbio Nominal	Reservas Cambiais	Taxa Juro (1 mês)	Taxa de Inflação	IPC*
China	01/99 a 09/07	01/99 a 03/07	01/99 a 07/07	01/02 a 12/05	01/01 a 12/05
Índia	01/99 a 09/07	01/99 a 09/07	01/99 a 08/07	04/01 a 09/07	04/00 a 09/07
Tailândia	01/99 a 09/07	01/99 a 09/07	01/99 a 09/07	01/00 a 08/07	01/99 a 09/07
Indonésia	01/99 a 09/07	06/00 a 09/07	01/99 a 08/07	01/03 a 08/07	01/02 a 09/07
Brasil	01/99 a 09/07	12/00 a 09/07	01/99 a 09/07	12/99 a 08/07	01/99 a 09/07
Argentina	03/02 a 09/07	01/99 a 09/07	01/99 a 09/07	01/00 a 08/07	01/99 a 09/07
Venezuela	01/99 a 09/07	01/99 a 09/07	01/00 a 09/07	01/00 a 08/07	01/99 a 09/07
Colômbia	01/99 a 09/07	10/00 a 06/07	10/00 a 06/07	01/00 a 08/07	01/99 a 09/07
Europa	n.a.	12/99 a 08/07	01/99 a 08/07	01/00 a 08/07	01/99 a 09/07

* Índice de Preços do Consumidor recolhidos junto dos bancos centrais de cada um dos países em estudo, e junto do BCE, para efeitos de cálculo do prémio de risco.

Fonte: Elaboração própria, 2007

2. 2. Modelo empírico: Modelo da Micro-Estrutura de Mercado Ajustado

Genericamente, o modelo da micro-estrutura de mercado ajustado, pode ser revisto da seguinte forma,

$$\Delta p_t = \Delta q_t + \Delta(i_t^* - i_t) + \Delta(a_t^* - a_t) + \Delta x_t + \Delta r_t + \varepsilon_t \quad [2]$$

onde,

Δp_t , representa as alterações da taxa de câmbio *spot* (sendo o euro a moeda cotada);

Δq_t representa as alterações da taxa de câmbio nominal de cada moeda face ao USD;

$\Delta(i_t^* - i_t)$, traduz as alterações no diferencial da taxa de juro; i_t representa a taxa de juro da Europa, e i_t^* representa a da China, Índia, Tailândia, Indonésia, Brasil, Argentina, Venezuela e Colômbia;

$\Delta(a_t^* - a_t)$, traduz as alterações no diferencial da taxa de inflação; a_t representa a taxa de inflação da Europa, e a_t^* representa a da China, Índia, Tailândia, Indonésia, Brasil, Argentina, Venezuela e Colômbia;

Δx_t , são as reservas cambiais da China, Índia, Tailândia, Indonésia, Brasil, Argentina, Venezuela e Colômbia;

Δr_t , traduz as alterações do prémio de risco das moedas de cotação face à zona euro.

$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, é o termo de erro.

Este modelo tem como grande objectivo acrescentar variáveis macroeconómicas ao modelo da micro-estrutura, de forma a aumentar o seu poder explicativo.

O modelo foi testado seguindo a modelação OLS e ARCH/GARCH-M⁴.

3. Resultados

3.1. Análise da correlação das variáveis do modelo e da autocorrelação da taxa de câmbio

3.1.1. Análise da correlação das variáveis do modelo

A análise de correlação de Pearson às variáveis do modelo permitiu retirar os resultados expressos na Tabela 2 (“Correlações entre as variáveis (Mercado Asiático)”), na Tabela 3 (“Correlações entre as variáveis (Mercado América Latina”) e na Tabela 4 (“Correlações entre as variáveis face ao dólar norte-americano”).

Tabela 2: Correlações entre as variáveis (Mercado Asiático)

⁴ Ver sustentação teórica no Apêndice deste artigo.

Variação Taxa Câmbio Índia		Variação Taxa Câmbio Tailândia		Variação Taxa Câmbio Indonésia		Variação Taxa Câmbio China	
Var. Reservas Índia	0,366	Var. Reservas Tailândia	0,090	Var. Reservas Indonésia	-0,137	Var. Reservas China	0,153
Var. Prêmio Risco Índia	0,042	Var. Prêmio Risco Tailândia	-0,201	Var. Prêmio Risco Indonésia	0,171	Var. Prêmio Risco China	-0,291
Var. Dif. Taxa Juro Índia	-0,088	Var. Dif. Taxa Juro Tailândia	-0,065	Var. Dif. Taxa Juro Indonésia	-0,159	Var. Dif. Taxa Juro China	-0,019
Var. Dif. Taxa Inflação Índia	0,207	Var. Dif. Taxa Inflação Tailândia	0,014	Var. Dif. Taxa Inflação Indonésia	-0,112	Var. Dif. Taxa Inflação China	-0,259

Fonte: Elaboração própria, 2007

Tal como se pode verificar pela Tabela 2, no mercado asiático as variações das diferenças das taxas de juro, são todas negativas, não apresentando uma forte correlação com variação da taxa de câmbio. Exceção é a Indonésia com uma correlação negativa de 15,9%.

Quanto aos prémios de risco estes apresentam-se negativos para a Tailândia e para a China, sendo significativos em ambos os casos, apresentando-se positivos para a Índia e para a Indonésia, sendo significativo apenas para a Indonésia. Para a China era de esperar um sinal positivo, dada a forte indexação que existe face ao USD, tal como mostra a Tabela 4 (“Correlações entre as variáveis face ao dólar norte-americano”) deste artigo, cerca de 99,2%. No entanto, a série de dados é muito curta podendo enviesar os resultados obtidos.

No que diz respeito à variação das reservas, denota-se que nas principais economias asiáticas emergentes, a Índia e a China, estas estão positivamente correlacionadas com a variação da taxa de câmbio (na Índia obteve-se 36,6%, e na China 15,3%). Estes resultados são lógicos, pois quanto maior a apreciação do euro, maior será o acréscimo de competitividade dessas economias, logo maior a variação das reservas. Para a Tailândia, o resultado encontrado também é significativo, 13,7%, mas sendo negativo.

Quanto à variação da taxa de inflação, esta é positiva para a Índia e Tailândia, embora só seja significativa para a Índia (20,7%). É negativa para a Indonésia e China, sendo bastante significativa para a China (25,9%).

Tabela 3: Correlações entre as variáveis (Mercado América Latina)

Variação Taxa Câmbio Argentina		Variação Taxa Câmbio Colombia		Variação Taxa Câmbio Venezuela		Variação Taxa Câmbio Brasil	
Var. Reservas Argentina	-0,110	Var. Reservas Colombia	-0,148	Var. Reservas Venezuela	-0,179	Var. Reservas Brasil	0,054
Var. Prêmio Risco Argentina	-0,018	Var. Prêmio Risco Colombia	-0,135	Var. Prêmio Risco Venezuela	0,017	Var. Prêmio Risco Brasil	0,074
Var. Dif. Taxa Juro Argentina	0,534	Var. Dif. Taxa Juro Colombia	0,119	Var. Dif. Taxa Juro Venezuela	0,152	Var. Dif. Taxa Juro Brasil	0,042
Var. Dif. Taxa Inflação Argentina	0,006	Var. Dif. Taxa Inflação Colombia	-0,004	Var. Dif. Taxa Inflação Venezuela	0,160	Var. Dif. Taxa Inflação Brasil	-0,154

Fonte: Elaboração própria, 2007

Da análise da Tabela 3, verifica-se que, para o mercado da América Latina, as correlações das variações das diferenças de taxa de juro com as variações das taxas de câmbio são todas positivas, sendo muito significativa para a Argentina com 53,4%, e pouco significativa para o Brasil com 4,2%.

A variação do prémio de risco é positiva para a Venezuela e para Brasil, embora sem grande significado estatístico. A Colômbia foi o único país com um resultado significativo, embora negativo, cerca de 13,5%. No que se refere à variação das reservas, as correlações são negativas e estatisticamente significativas com exceção do Brasil (5,4%).

Respeitante à variação da taxa de inflação, esta é positiva e significativa na Venezuela (16,0%), sendo também significativa para o Brasil (15,4%), embora negativa. Para a Argentina e para a Colômbia não se encontraram resultados estatisticamente significativos.

Tabela 4: Correlações entre as variáveis face ao dólar norte-americano

Variação Taxa Câmbio USD			
Mercado Asiático		Mercado América Latina	
Var. Taxa Câmbio Índia	0,858	Var. Taxa Câmbio Argentina	0,547
Var. Taxa Câmbio China	0,992	Var. Taxa Câmbio Colômbia	0,673
Var. Taxa Câmbio Tailândia	0,628	Var. Taxa Câmbio Venezuela	0,564
Var. Taxa Câmbio Indonésia	0,593	Var. Taxa Câmbio Brasil	0,504

Fonte: Elaboração própria, 2007

Pela análise destes resultados, rapidamente se percebe que os países do mercado asiático estão mais correlacionados com o USD do que os países da América Latina.

3.1.2. Análise da autocorrelação da variação da taxa de câmbio

Realizamos a análise das autocorrelações parciais para todas as variações da taxa de câmbio.

Para efeito de exemplificação das autocorrelações parciais seleccionamos, dentro da amostra, os países emergentes mais significativos, nomeadamente, a Índia e a China, cujos resultados se transcrevem nas Tabelas 5 e 6.

Tabela 5: Análise Autocorrelação (CHINA)

Autocorrelação (AC)	Correlação Parcial (PAC)		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **	. **	1	0.314	0.314	10.575	0.001
. .	. *	2	-0.048	-0.163	10.826	0.004
. *	. .	3	-0.098	-0.033	11.873	0.008
. .	. .	4	0.002	0.046	11.873	0.018
. .	. .	5	0.044	0.014	12.089	0.034
. .	. .	6	0.011	-0.014	12.102	0.060
. *	. *	7	0.102	0.129	13.276	0.066
. *	. *	8	0.151	0.091	15.897	0.044
. *	. *	9	0.134	0.077	17.992	0.035
. *	. *	10	0.117	0.101	19.597	0.033
. .	. .	11	0.046	0.015	19.853	0.047
. .	. .	12	-0.039	-0.045	20.033	0.066

Fonte: Elaboração própria, 2007

Tabela 6: Análise Autocorrelação (ÍNDIA)

Autocorrelação (AC)	Correlação Parcial (PAC)		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **	. **	1	0.300	0.300	96.233	0.002
. *	. **	2	-0.108	-0.217	10.880	0.004
. **	. *	3	-0.222	-0.136	16.274	0.001
. *	. .	4	-0.102	-0.005	17.412	0.002
. .	. .	5	0.001	-0.019	17.412	0.004
. .	. *	6	-0.010	-0.062	17.424	0.008
. *	. *	7	0.106	0.132	18.712	0.009
. *	. *	8	0.172	0.107	22.106	0.005
. *	. *	9	0.166	0.106	25.294	0.003
. *	. *	10	0.072	0.070	25.902	0.004
. *	. .	11	-0.073	-0.028	26.532	0.005
. *	. .	12	-0.077	0.022	27.238	0.007

Fonte: Elaboração própria, 2007

Atendendo aos valores das autocorrelações parciais encontradas e ao critério de Akaike (1974), verificamos que um modelo de primeira ou segunda ordem é suficiente para extrair os problemas de autocorrelação.

3.2. Análise da Estacionaridade das séries

Aplicamos os testes *ADF* (1979) e *Philips-Perron* (1988) no sentido de atestar sobre a estacionaridade das séries.

Assim sendo, pela análise da Tabela 7, que apresenta os resultados obtidos, verificamos que o valor da estatística *t* permite-nos rejeitar o *unit root* para qualquer um dos níveis de significância usuais. Desta forma, fica dispensada uma análise de cointegração entre as variáveis por estas serem estacionárias.

Tabela 7: Análise de Estacionaridade das séries taxa de câmbio

Variável	Teste Estatístico <i>Augmented Dickey-Fuller</i>			Teste Estatístico <i>Phillips-Perron</i>		
	Valor Crítico		Valor Estatística <i>t</i>	Valor Crítico		Valor Estatística <i>t</i> Ajustada
	1% nível significância	5% nível significância		1% nível significância	5% nível significância	
ARGENTINA	-3,5349	-2,9069	-5,5504	-3,5349	-2,9069	-7,9610
BRASIL	-3,4950	-2,8898	-8,4579	-3,4950	-2,8898	-8,5317
CHINA	-3,4950	-2,8898	-7,3277	-3,4950	-2,8898	-7,1206
COLOMBIA	-3,4957	-2,8900	-6,7384	-3,4950	-2,8898	-5,9939
INDIA	-3,4957	-2,8900	-7,4880	-3,4950	-2,8898	-7,1689
INDONESIA	-3,4957	-2,8900	-8,8911	-3,4950	-2,8898	-7,8735
TAILANDIA	-3,4957	-2,8900	-7,7246	-3,4950	-2,8898	-6,5694
VENEZUELA	-3,4950	-2,8898	-8,2261	-3,4950	-2,8898	-8,2038

Fonte: Elaboração própria, 2007

3.3. Resultados da Estimação do Modelo de Micro-Estrutura de Mercado Ajustado

Testamos o modelo da micro-estrutura de mercado ajustado, de acordo com a especificação teórica exposta no ponto introdutório deste artigo, quer para o mercado asiático, quer para o mercado da América Latina.

Os resultados obtidos foram compilados na Tabela 8 (Modelação para países asiáticos), e na Tabela 9 (Modelação para países da América Latina), recorrendo a uma estimação via OLS.

Para uma modelação com base na metodologia ARCH/GARCH-M, os resultados encontram-se expressos na Tabela 10 (Modelação para países asiáticos) e na Tabela 11 (Modelação para países da América Latina).

3.3.1. OLS

Tabela 8: Modelação por OLS (Mercado Asiático)

Variável Dependente	Variável	Coeficiente	Estatística t	Prob.	R ²	R ² Ajust.
Var. Taxa Câmbio China	Var. Tx Câmbio China(1)	0,329929	3,006818	0,004000	0,440736	0,379725
	Var. Tx Câmbio China(2)	-0,134422	-1,245283	0,218300		
	Var. Reservas China	-0,053196	-0,611271	0,543500		
	Var. Prémio Risco China	-0,000867	-1,574647	0,121100		
	Var. Dif. Taxa Juro China	0,000025	0,072631	0,942400		
	Var. Dif. Taxa Inflação China	0,003214	0,839597	0,404800		
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *					
	Var. Tx Câmbio China	-14,773890	-4,828134	0,000000		
Var. Taxa Câmbio Índia	Var. Tx Câmbio Índia(1)	0,440393	4,218224	0,000100	0,411220	0,359269
	Var. Tx Câmbio Índia(2)	-0,328670	-3,282938	0,001600		
	Var. Reservas Índia	0,055554	0,686069	0,495000		
	Var. Prémio Risco Índia	0,000003	0,030093	0,976100		
	Var. Dif. Taxa Juro Índia	0,000825	0,083892	0,933400		
	Var. Dif. Taxa Inflação Índia	0,002647	2,016710	0,047700		
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *					
	Var. Tx Câmbio Índia	-9,271323	-2,948443	0,004400		
Var. Taxa Câmbio Tailândia	Var. Tx Câmbio Tailândia(1)	0,202632	2,115705	0,037300	0,251159	0,207110
	Var. Reservas Tailândia	0,036464	0,357363	0,721700		
	Var. Prémio Risco Tailândia	-0,000855	-1,588985	0,115800		
	Var. Dif. Taxa Juro Tailândia	-0,000805	-0,455130	0,650200		
	Var. Dif. Tx Inflação Tailândia	0,000124	0,322651	0,747800		
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *					
	Var. Tx Câmbio Tailândia	-11,854420	-4,046190	0,000100		
	Var. Taxa Câmbio Indonésia	Var. Tx Câmbio Indonésia(1)	0,094531	0,785871		
Var. Reservas Indonésia		-0,141128	-1,645655	0,106200		
Var. Prémio Risco Indonésia		0,002398	1,154294	0,254000		
Var. Dif. Taxa Juro Indonésia		-0,074949	-1,338875	0,186800		
Var. Dif. Tx Inflação Indonésia		0,001154	0,078311	0,937900		
Var. Tx Câmbio USD/EUR *						
Var. Tx Câmbio Indonésia		-20,284770	-4,499357	0,000000		

Fonte: Elaboração própria, 2007

Relativamente ao mercado asiático verificamos que no caso da China e da Índia, o ajustamento é estatisticamente mais relevante do que nos outros países, apresentando um R² ajustado de 37,97% no caso da China e 35,92% no caso da Índia. Nos restantes países, a capacidade explicativa do modelo é mais baixa.

No caso particular da Índia, verificamos que a apreciação do euro está correlacionada positivamente com o aumento das reservas nesse país, traduzindo o aumento da competitividade dessa economia face à zona euro. O mesmo resultado seria de esperar para a China, no entanto a falta de dados estatísticos podem ter condicionado os resultados obtidos.

De notar que estes coeficientes não são estatisticamente significativos. No que diz respeito à Tailândia, encontrou-se um coeficiente positivo, contrariamente ao encontrado na Indonésia. No entanto, em qualquer um desses países, os coeficientes não têm significado estatístico.

Verificamos ainda que a variável prémio de risco não se mostra estatisticamente significativa nas variações de taxa de câmbio face ao euro. De realçar o facto dos prémios de risco serem negativos, exceptuando o da Índia e o da Indonésia, contrariando o que seria de esperar. Esta questão pode ser explicada tendo em conta a forte indexação ao dólar norte-americano (ver análise correlações expressa na Tabela 4 deste artigo).

A variação da diferença da taxa de juro não é significativa para nenhum dos países, embora seja positiva para a China e Índia, e negativa para a Tailândia e Indonésia.

A variável variação da diferença da taxa de inflação é positiva para todos os países mas apenas com significado estatístico para a Índia.

Os resultados encontrados para a variação da taxa de câmbio de cada país face ao USD são todos negativos e todos com significância estatística. São negativos pois a variação da taxa de câmbio de cada moeda está calculada face ao euro. São estatisticamente significativos dada a sua forte correlação com o USD, tal como vimos na Tabela 4 deste artigo.

Tabela 9: Modelação por OLS (Mercado América Latina)

Variável Dependente	Variável	Coefficiente	Estatística t	Prob.	R ²	R ² Ajust.
Var. Taxa Câmbio Argentina	Var. Tx Câmbio Argentina(1)	0,403069	3,576390	0,000700	0,717332	0,687578
	Var. Tx Câmbio Argentina(2)	-0,104053	-0,725416	0,471200		
	Var. Reservas Argentina	-0,003977	-0,334709	0,739100		
	Var. Prémio Risco Argentina	-0,000042	-0,090686	0,928100		
	Var. Dif. Taxa Juro Argentina	0,032252	2,504373	0,015200		
	Var. Dif. Tx Inflação Argentina	0,000073	0,115861	0,908200		
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *					
	Var. Tx Câmbio Argentina	-16,837300	-6,330323	0,000000		
Var. Taxa Câmbio Colombia	Var. Tx Câmbio Colombia(1)	0,389214	4,056493	0,000100	0,522993	0,483787
	Var. Tx Câmbio Colombia(2)	-0,310455	-3,325560	0,001400		
	Var. Reservas Colombia	-0,239707	-2,097494	0,039400		
	Var. Prémio Risco Colombia	-0,000840	-0,393439	0,695100		
	Var. Dif. Taxa Juro Colombia	0,075769	2,283223	0,025300		
	Var. Dif. Tx Inflação Colombia	-0,022571	-0,850964	0,397600		
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *					
	Var. Tx Câmbio Colombia	-16,870560	-6,084484	0,000000		
Var. Taxa Câmbio Venezuela	Var. Tx Câmbio Venezuela(1)	0,090989	1,528440	0,130100	0,700934	0,683342
	Var. Reservas Venezuela	-0,028142	-0,347043	0,729400		
	Var. Prémio Risco Venezuela	-0,001416	-0,737792	0,462700		
	Var. Dif. Taxa Juro Venezuela	0,121417	3,688957	0,000400		
	Venezuela	0,061393	1,450481	0,150600		
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *					
Var. Tx Câmbio Venezuela	-22,494290	-13,616010	0,000000			
Var. Taxa Câmbio Brasil	Var. Tx Câmbio Brasil(1)	0,287046	2,673853	0,009200	0,267980	0,218519
	Var. Reservas Brasil	-0,013424	-0,179496	0,858000		
	Var. Prémio Risco Brasil	0,002035	0,799105	0,426800		
	Var. Dif. Taxa Juro Brasil	0,031500	0,379024	0,705800		
	Var. Dif. Taxa Inflação Brasil	-0,006942	-0,299948	0,765100		
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *					
	Var. Tx Câmbio Brasil	-13,923490	-3,286381	0,001600		

Fonte: Elaboração própria, 2007

No que diz respeito ao mercado da América Latina, verificamos que no caso da Argentina e da Venezuela, o ajustamento é estatisticamente relevante apresentando um R^2 ajustado de 68,75%, no caso da Argentina, e 68,33% no caso da Venezuela. Nos restantes países a capacidade explicativa do modelo é mais baixa, especialmente no caso do Brasil, com um R^2 ajustado 21,85%.

A variação das reservas apresenta-se negativa para todos os países, sendo apenas estatisticamente significativa para a Colômbia.

Verificamos ainda que o prémio de risco não é significativo para nenhum dos países. Conforme confirmamos na análise de correlação, o prémio de risco é positivo no Brasil e na Venezuela, embora o coeficiente encontrado na regressão para o prémio de risco na Venezuela seja negativo, isto dever-se-á a um problema de multicolinearidade entre as variáveis. Para os demais países o prémio de risco é negativo.

Esta relação directa do prémio de risco poderá ser explicada devido a uma menor correlação das moedas destes países face ao dólar, bem como a um efectivo maior risco político que se apresenta nas variáveis macroeconómicas.

No caso da variação da diferença das taxas de juro, todos os coeficientes são positivos e estatisticamente diferentes de zero, excluindo para o Brasil.

Quanto aos resultados encontrados para a variação da taxa de câmbio de cada país face ao USD, são todos negativos e todos com significância estatística. São negativos pois a variação da taxa de câmbio de cada moeda está calculada face ao euro. São estatisticamente significativos dada a sua forte correlação com o USD, tal como vimos na Tabela 4 deste artigo.

3.3.2. ARCH/GARCH-M

Tabela 10: Modelação por ML - ARCH (Mercado Asiático)

Variável Dependente	Variável	Coefficiente	Estatística z	Prob.	R ²	R ² Ajust.	
Var. Taxa Câmbio China	<u>Equação da Média</u>					0,488558	0,388275
	GARCH		-28,552890	-1,444140	0,148700		
	Var. Tx Câmbio China(1)		0,272089	1,889693	0,058800		
	Var. Tx Câmbio China(2)		-0,069057	-0,481076	0,630500		
	Var. Reservas China		0,169445	1,106550	0,268500		
	Var. Prémio Risco China		-0,000558	-0,783166	0,433500		
	Var. Dif. Taxa Juro China		-0,000004	-0,005020	0,996000		
	Var. Dif. Taxa Inflação China		0,002222	0,346198	0,729200		
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *						
	Var. Tx Câmbio China		-16,377870	-4,347368	0,000000		
	<u>Equação da Variância</u>						
	C		0,000306	1,526898	0,126800		
	RESID(-1)^2		0,184119	0,627471	0,530400		
GARCH(-1)		-0,292856	-0,473033	0,636200			
Var. Taxa Câmbio Índia	<u>Equação da Média</u>					0,441289	0,353991
	GARCH		-18,810760	-1,237890	0,215800		
	Var. Tx Câmbio Índia(1)		0,412106	2,994748	0,002700		
	Var. Tx Câmbio Índia(2)		-0,230610	-1,733740	0,083000		
	Var. Reservas Índia		0,221872	1,671729	0,094600		
	Var. Prémio Risco Índia		0,000030	0,102878	0,918100		
	Var. Dif. Taxa Juro Índia		0,004231	0,186171	0,852300		
	Var. Dif. Taxa Inflação Índia		0,002318	0,447338	0,654600		
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *						
	Var. Tx Câmbio Índia		-10,668630	-2,751958	0,005900		
	<u>Equação da Variância</u>						
	C		0,000002	0,147953	0,882400		
	RESID(-1)^2		-0,053286	-1,835175	0,066500		
GARCH(-1)		1,038899	30,473600	0,000000			
Var. Taxa Câmbio Tailândia	<u>Equação da Média</u>					0,260519	0,178354
	GARCH		-13,859480	-1,703248	0,088500		
	Var. Tx Câmbio Tailândia(1)		0,248059	3,267300	0,001100		
	Var. Reservas Tailândia		0,072222	0,766461	0,443400		
	Var. Prémio Risco Tailândia		-0,000854	-0,819505	0,412500		
	Var. Dif. Taxa Juro Tailândia		-0,000795	-0,251831	0,801200		
	Var. Dif. Taxa Inflação Tailândia		-0,000008	-0,017701	0,985900		
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *						
	Var. Tx Câmbio Tailândia		-14,501760	-4,862018	0,000000		
	<u>Equação da Variância</u>						
	C		0,000044	0,663213	0,507200		
	RESID(-1)^2		0,130633	0,849273	0,395700		
	GARCH(-1)		0,729018	2,317327	0,020500		
Var. Taxa Câmbio Indonésia	<u>Equação da Média</u>					0,311859	0,174231
	GARCH		-3,223249	-0,312247	0,754900		
	Var. Tx Câmbio Indonésia(1)		0,103823	0,893456	0,371600		
	Var. Reservas Indonésia		-0,161318	-1,639849	0,101000		
	Var. Prémio Risco Indonésia		0,002434	1,343529	0,179100		
	Var. Dif. Taxa Juro Indonésia		-0,074783	-1,302818	0,192600		
	Var. Dif. Taxa Inflação Indonésia		0,006468	0,366035	0,714300		
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *						
	Var. Tx Câmbio Indonésia		-21,608480	-3,760136	0,000200		
	<u>Equação da Variância</u>						
	C		0,000252	1,114316	0,265100		
	RESID(-1)^2		0,288037	1,212326	0,225400		
	GARCH(-1)		0,080868	0,121949	0,902900		

Fonte: Elaboração própria, 2007

Pela análise dos resultados obtidos para o mercado asiático, de facto verifica-se que não houve uma melhoria do ajustamento do modelo, tendo mesmo obtido-se R² ajustados mais baixos do que na modelação OLS. Isto deve-se ao facto de utilizarmos séries mensais, onde a

heterocedasticidade condicional não está tão visível, contrariamente o que acontece com os dados diários, tal como mostra o estudo de Medeiros (2005). No que respeita à variação das reservas, esta não é estatisticamente significativa em nenhum dos países, sendo apenas negativa para a Indonésia. Verificamos também que a variação do prémio de risco é positiva para a Índia e para a Indonésia, não se mostrando significativa para nenhum dos países seleccionados dentro deste mercado. Quanto à variação da diferença da taxa de juro, novamente não é significativa para nenhum dos países emergentes constantes da amostra, sendo apenas positiva para a Índia. A variável variação da diferença da taxa de inflação também não tem significado estatístico para nenhum dos países. Os coeficientes da variação da taxa de câmbio de cada país face ao USD são todos negativos e todos com significância estatística. São negativos pois a variação da taxa de câmbio de cada moeda está calculada face ao euro. São estatisticamente significativos dada a sua forte correlação com o USD, tal como vimos na Tabela 4 deste artigo.

Tabela 11: Modelação por ML - ARCH (Mercado América Latina)

Variável Dependente	Variável	Coefficiente	Estatística z	Prob.	R ²	R ² Ajust.		
Var. Taxa Câmbio Argentina	<u>Equação da Média</u>					0,686468	0,627307	
	GARCH							
	Var. Tx Câmbio Argentina(1)	-0,135492	-0,059090	0,9529	0,0000			
	Var. Tx Câmbio Argentina(2)	0,203642	4,295935	0,0000	0,6904			
	Var. Reservas Argentina	-0,022973	-0,398357	0,4680	0,4680			
	Var. Prémio Risco Argentina	-0,004357	-0,725813	0,4688	0,8488			
	Var. Dif. Taxa Juro Argentina	-0,000167	-0,190632	0,0032	0,9932			
	Var. Dif. Tx Inflação Argentina	0,024603	2,951422	0,0032	0,9932			
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *	0,000010	0,008537	0,9932	0,9932			
	Var. Tx Câmbio Argentina	-22,148590	-16,498300	0,0000	0,0000			
	<u>Equação da Variância</u>							
	C	0,000174	2,196779	0,028000	0,009600			
	RESID(-1) ²	1,353178	2,588651	0,009600	0,799800			
	GARCH(-1)	-0,027148	-0,253586	0,799800	0,799800			
Var. Taxa Câmbio Colombia	<u>Equação da Média</u>					0,527073	0,458533	
	GARCH							
	Var. Tx Câmbio Colombia(1)	-9,131303	-1,385954	0,165800	0,000400			
	Var. Tx Câmbio Colombia(2)	0,355397	3,532468	0,000400	0,001400			
	Var. Reservas Colombia	-0,252502	-3,188911	0,001400	0,011700			
	Var. Prémio Risco Colombia	-0,284840	-2,520029	0,011700	0,890300			
	Var. Dif. Tx Juro Colombia	0,003334	0,137976	0,890300	0,047900			
	Var. Dif. Tx Juro Colombia	0,063215	1,978608	0,047900	0,093000			
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *	-0,036094	-1,679842	0,093000	0,000000			
	Var. Tx Câmbio Colombia	-19,597570	-8,024665	0,000000	0,000000			
	<u>Equação da Variância</u>							
	C	0,000777	3,262742	0,001100	0,209200			
	RESID(-1) ²	0,230822	1,255746	0,209200	0,028400			
	GARCH(-1)	-0,704113	-2,191922	0,028400	0,028400			
Var. Taxa Câmbio Venezuela	<u>Equação da Média</u>					0,697195	0,663550	
	GARCH							
	Var. Tx Câmbio Venezuela(1)	-2,729918	-0,473478	0,635900	0,084200			
	Var. Reservas Venezuela	0,089087	1,726837	0,084200	0,641900			
	Var. Prémio Risco Venezuela	-0,027729	-0,465000	0,641900	0,813700			
	Var. Dif. Taxa Juro Venezuela	-0,000850	-0,235687	0,813700	0,000400			
	Var. Dif. Tx Inflação Venezuela	0,098343	3,545281	0,000400	0,132600			
	Var. Tx Câmbio USD/EUR *	0,041167	1,503990	0,132600	0,000000			
	Var. Tx Câmbio Venezuela	-23,076990	-9,150556	0,000000	0,000000			
	<u>Equação da Variância</u>							
	C	-0,000011	-1,250143	0,211200	0,000200			
	RESID(-1) ²	-0,029215	-3,665403	0,000200	0,000000			
	GARCH(-1)	1,041007	136,827800	0,000000	0,000000			
	Var. Taxa Câmbio Brasil	<u>Equação da Média</u>						
GARCH								
Var. Tx Câmbio Brasil(1)		-2,065264	-1,236004	0,216500	0,015200			
Var. Reservas Brasil		0,133215	2,428265	0,015200	0,201900			
Var. Prémio Risco Brasil		0,072285	1,276213	0,201900	0,066500			
Var. Dif. Taxa Juro Brasil		0,003926	1,834887	0,066500	0,189300			
Var. Dif. Taxa Juro Brasil		0,056334	1,315503	0,189300	0,491900			
Var. Dif. Taxa Inflação Brasil		-0,012732	-0,687319	0,491900	0,000000			
Var. Tx Câmbio USD/EUR *		-0,012732	-0,687319	0,491900	0,000000			
Var. Tx Câmbio Brasil		-20,923800	-5,326870	0,000000	0,000000			
<u>Equação da Variância</u>								
C		0,000541	1,934209	0,053100	0,005900			
RESID(-1) ²		1,122547	2,752439	0,005900	0,640500			
GARCH(-1)		-0,039565	-0,467018	0,640500	0,640500			

Fonte: Elaboração própria, 2007

Também para o mercado da América Latina, a utilização da modelação ARCH/GARCH não melhorou a capacidade explicativa do modelo, tendo mesmo obtido resultados inferiores aos obtidos por estimação OLS.

Quanto à variação das reservas, estas são negativas à excepção do Brasil, sendo estatisticamente significativa apenas para a Colômbia. A variação do prémio de risco é negativo para a Argentina e Venezuela, não sendo estatisticamente significativa em nenhum dos países.

É de realçar que na Argentina, Colômbia e Venezuela, a variação da diferença da taxa de juro é estatisticamente significativa ao nível de significância de 5% para a Argentina e Venezuela, e de 10% de significância para a Colômbia. Este facto demonstra que estes países têm maior variação de diferença face ao euro provocado pelo maior risco inflacionista, gerando uma maior percepção do mercado ao prémio de risco desses países.

Relativamente à variação da diferença da taxa de inflação, esta não se apresenta com significado estatístico. Para a Argentina e Venezuela apresenta-se positiva, como seria de esperar, de acordo com a Tabela 3 deste artigo.

Os coeficientes da variação da taxa de câmbio de cada país face ao USD são todos negativos e todos com significância estatística. São negativos pois a variação da taxa de câmbio de cada moeda está calculada face ao euro. São estatisticamente significativos dada a sua forte correlação com o USD, tal como vimos na Tabela 4 deste artigo.

4. Conclusão

Seguindo o estudo de Medeiros (2005), sobre a relevância do prémio de risco de um país no estudo da variação das taxas de câmbio, ajustamos o modelo da micro-estrutura de mercado com variáveis macroeconómicas, nomeadamente a introdução da taxa de inflação e a taxa de câmbio de cada moeda face ao dólar. Diferentemente Evans e Lyns (2002) e de Medeiros (2005), utilizamos dados mensais, e não diários, e substituímos o “order flow” pelas reservas cambiais.

Foram seleccionadas as economias emergentes mais significativas do mercado asiático e do mercado da América Latina, para o período de Janeiro de 1999 a Setembro de 2007. Para a Ásia utilizou-se a China, a Índia, a Indonésia e a Tailândia. Para a América Latina utilizou-se

o Brasil, a Argentina, a Venezuela e a Colômbia. O cálculo do prémio de risco foi efectuado de acordo com Thayer Watkins (2005).

Verificamos pelo nosso estudo que o modelo da micro-estrutura de mercado ajustado apresenta uma maior capacidade explicativa nos países seleccionados da América Latina do que nos países seleccionados da Ásia.

As variações do prémio de risco apresentam-se negativamente correlacionadas com a variação da taxa de câmbio no mercado asiático (à excepção da Índia), e positivamente correlacionadas com os países do mercado da América Latina (à excepção da Colômbia).

Como verificamos no modelo ARCH/GARCH-M, a variação do diferencial da taxa de juro é estatisticamente significativa na explicação da variação da taxa de câmbio (excepto no Brasil). Estes resultados confirmam o facto de o prémio de risco ser significativo denotando maiores riscos de variação das taxas de juro. No caso asiático, o facto de o prémio de risco ser negativo poderá dever-se a uma maior correlação destas moedas face ao dólar norte-americano, como se mostra no presente estudo.

O modelo aqui apresentado comprova empiricamente que a variação da cotação das moedas face ao dólar e o diferencial das taxas de juro, além da variável variação da taxa de câmbio face ao euro desfasada, modelam de forma explicativa a variação cambial face ao euro nos países da América Latina. Na Ásia, o diferencial das taxas de juro já não se mostra estatisticamente significativo para explicar a variação cambial face ao euro. Diremos, a título de explicação, que o risco de variação das taxas de juro será maior nas economias da América Latina, menos estruturadas, explicando portanto que o risco político estará de certa forma incorporado no diferencial de taxas de juro e que será obviamente maior nos países emergentes da América Latina que nos países asiáticos. A variação das reservas e a variação dos diferenciais da taxa de inflação não se mostraram, neste período amostral, variáveis estatisticamente significativas para explicar a variação cambial face ao euro, talvez pelo factor dimensão da amostra, uma vez que o diferencial de inflação, nomeadamente, se mostra normalmente importante no longo prazo.

O presente artigo apresenta obviamente limitações, nomeadamente em termos de dimensão da amostra (o euro só passou a existir formalmente em 1999), e na nossa capacidade de cálculo do prémio de risco de forma indirecta.

Será interessante aprofundar futuramente a relação da taxa de câmbio com outras variáveis que reflectam de forma mais implícita o prêmio de risco político não só local, mas também outras medidas de prêmio de risco.

5. Referências bibliográficas

Akaike, Hirotugu (1974), "A new look at the statistical model identification", *IEEE Transactions Automatic Control* 19 (6): 716-723.

Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics* 31, pp. 373-399.

Bollerslev, T. (1987), " A Conditionaly Heteroskedastic Time Series Model For Speculative Prices and Rates of Return ", *Review of Economics and Statistics* 69, pp. 542-547.

Box, G. and P. & G.M. Jenkins (1976), "Time-Series Analysis, Forecasting and Control", *S. Francisco Holden-Day* (ed. 1976).

Cassel, Gustav (1916), "The Present Situation in Foreign Exchanges", *Economic Journal*, pp. 62-65.

Cassel, Gustav (1918), "Abnormal Deviations in International Exchanges", *Economic Journal*, 28, pp. 413-415.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979), "Distribution of Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-31.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981), " Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With a Unit Root ", *Econometrica* 49, pp. 1057-1072.

Engle, R. F. (1982), " Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates of The Variance of U. K. Inflation ", *Econometrica* 50, pp. 987-1008.

Engle, R. F. and T. Bollerslev (1986), " Modelling The Persistence of Conditional Variances ", *Econometric Reviews* 5, pp. 1-50.

Engle, R. F. and G. González-Rivera (1991), " Semiparametric ARCH Models ", *Journal of Business & Economic Statistics* 9, pp. 345-359.

Evans, M.D.D. and Lyons, R.K. (2002), "Order Flow and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, 110(1): 170-180.

Famma, Eugene (1984), "Forward and Sopt Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-338.

Hsieh, D. A. (1989), " Modelling Heteroskedasticity in Daily Foreign Exchange Rate Changes ", *Journal of Business* 62, pp. 339-368.

Lamoureux, C.G. e W. D. Lastrapes (1990), " Persistence in Variance , Structural Change and The GARCH Model ", *Journal of Business & Economic Statistics* 8, pp. 225- 234.

Macdonald, R. and Taylor, M.P. (1992), "Exchange Rate Economics: A Survey", *IMF Staff Papers*, March 1992.

Medeiros, Otavio R. (2005), "Exchange Rate and Market Microstructure in Brazil", *Academic Open Internet Journal*, volume 14.

Nelson, D.B. (1991), " Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach", *Econometrica* 59, pp. 347-370.

O'Hara, M. (1995), "Market Microstructure Theory", Cambridge, MA: Blackwell Business, 1995.

P. Perron (1988) "Trends and random walks in macroeconomic time series", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 297–332.

Watkins, Thayer (2005), "Country Risk Premiums", *San Jose State University, Economics Department*.

APÊNDICE – METODOLOGIA ARCH/GARCH-M

A maioria das séries económicas e financeiras caracterizam-se pela não estacionaridade da sua média, dada a sua grande volatilidade, dificultando a previsão do seu comportamento futuro.

A volatilidade pode definir-se como uma medida de intensidade das variações, na esmagadora maioria dos casos imprevisível, constituindo uma variável aleatória que segue um processo estocástico. Qualquer modelo de volatilidade tem como finalidade descrever o comportamento da volatilidade passada e, através desta, prever a volatilidade futura.

Engle (1982) introduziu os modelos **ARCH** (*Autoregressive Conditionally Heteroskedasticity*). Um modelo ARCH de ordem q pode ser definido da seguinte forma:

$$\begin{cases} Y_t = X_t' \beta + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = u_t \delta_t \\ \delta_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \end{cases}$$

onde Y_t é uma função das variáveis exógenas X_t' com um termo de perturbação aleatório ε_t ; u_t é um termo independente e identicamente distribuído com média zero e variância unitária e; δ_t^2 é a variância do erro de previsão condicionada pela informação passada e representa um processo ARCH (q).

A aplicação deste modelo tem importantes limitações na identificação e estimação dos seus parâmetros: é necessário incluir um número elevado de valores desfasados de ε_{t-1}^2 para captar a volatilidade do processo e as condições impostas aos parâmetros do modelo, $\omega > 0$, $\alpha_j \geq 0, j = 1, \dots, q$.

Como alternativa, Bollerslev (1986) propôs o modelo **ARCH generalizado** ou modelo **GARCH**, onde a variância do processo GARCH (p, q) é dada por:

$$\sigma^2_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon^2_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \delta^2_{t-i}$$

onde $\sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon^2_{t-i}$ é a componente ARCH de ordem q e $\sum_{i=1}^p \beta_i \delta^2_{t-i}$ a componente GARCH

de ordem p . se $p=0$ tem-se o modelo GARCH (0, q) equivalente ao modelo ARCH (q). Para que o modelo seja estacionário em variância e covariância, $\omega > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $i=1, \dots, q$, $\beta_i \geq 0$, $i=1, \dots, p$ e $\sum \alpha_i + \sum \beta_i < 1$.

Outra classe de modelos são os modelos **ARCH-em-média** ou **ARCH-M** introduzidos por Engle, Lilien e Robins (1987). Os modelos ARCH-M são um desenvolvimento dos modelos ARCH em que o nível da série em estudo depende da sua própria variância condicionada,

$$\begin{cases} Y_t = X'_t \beta + \gamma \delta_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = u_t \delta_t \\ \delta^2_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1} + \dots + \alpha_q \varepsilon^2_{t-q} \end{cases}$$

onde a série Y_t é função das variáveis exógenas X'_t e da sua própria variância condicionada δ^2_t , sendo o coeficiente γ designado por parâmetro ARCH em média.

Artigo recebido em julho de 2010
Artigo aceito em setembro de 2010