

# A Volatilidade das Exportações Brasileiras: Abordagem nas Perspectivas Global e Regional

## RESUMO

---

A evidência empírica mostra que a volatilidade das receitas de exportações está associada à forte participação de produtos primários na pauta de comércio e tem importantes efeitos sobre o crescimento econômico. Este trabalho investiga a presença de volatilidade nas receitas das exportações regionais e nas do Brasil como um todo, destacando as características de persistência e assimetria dos choques sobre as taxas de crescimento dessa variável. Modelos tipo Autorregressivo Generalizado de Heteroscedasticidade Condicional (GARCH) foram estimados e constatou-se que as exportações do Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentam volatilidade, fenômeno que não ocorre nos dados referentes ao Nordeste e ao Brasil. Elevada persistência dos choques ocorre nas exportações do Sul e do Centro-Oeste. Em nenhum dos casos foi constatada assimetria nos efeitos dos choques sobre as exportações.

## PALAVRAS-CHAVES

---

Exportações. Efeitos ARCH. GARCH.

### Jocildo Fernandes Bezerra

- Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE);
- Doutor pelo Instituto de Pesquisas Econômicas (IPE) da Universidade de São Paulo (USP).

### Ricardo Chaves Lima

- Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco;
- Doutor pela Universidade do Tennessee, EUA.

## 1 – INTRODUÇÃO

As exportações brasileiras apresentaram um pujante desempenho a partir da segunda metade da década de 1990, acelerando-se fortemente após a flexibilização do câmbio ocorrida em 1999, passando de uma participação pouco superior a 0,8% das exportações mundiais, naquele ano, para aproximadamente 1,2% em 2007. (OMC, 2009).

Como consequência, observa-se um aumento no coeficiente de abertura, medido pela razão exportações/Produto Interno Bruto (PIB), o qual mais do que dobrou entre 1998 (6%) e 2006 (13%), enquanto a receita cresceu a uma taxa média anual da ordem de 17% no período 2000 e 2007. (OMC, 2009).

O cenário favorável da economia internacional contribuiu para esse novo ciclo de expansão da economia brasileira, seja atenuando a restrição externa ao crescimento, constatada em vários estudos<sup>1</sup>, seja por outras vias também largamente identificadas na literatura especializada.<sup>2</sup>

De concreto, os dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) mostram que as exportações contribuíram com uma taxa média anual de 1,26% no crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) no período 2000/2007.

Os efeitos das exportações sobre o desempenho da economia têm sido objeto de uma extensa literatura na qual ora se considera a taxa de crescimento das vendas externas como variável<sup>3</sup> explicativa do crescimento, ora se a substitui, explicitamente, pela sua volatilidade.<sup>4</sup> Esta última é considerada uma fonte potencial de redução da taxa de crescimento do PIB (RAMEY; RAMEY, 1995) e daí a importância de identificar sua ocorrência nas exportações de qualquer país.

Por isso mesmo, o objetivo deste trabalho é testar a existência de volatilidade nas exportações de quatro regiões brasileiras e nas exportações globais do

país, examinando as características de persistência e assimetria dos efeitos de eventuais choques. O estudo utiliza séries temporais e a metodologia GARCH (Modelos Autorregressivos Generalizados de Heteroscedasticidade Condicional).

A relevância do tema para a economia brasileira decorre de três constatações importantes, a saber: (i) as receitas de exportações das economias em desenvolvimento frequentemente apresentam volatilidade; (ii) a volatilidade das exportações pode afetar negativamente o crescimento (Ramey e Ramey, 1995);<sup>5</sup> (iii) até onde se sabe, não há estudos sobre a volatilidade das exportações do Brasil focando o corte regional e utilizando modelos GARCH.

Alguns estudiosos atribuem a volatilidade<sup>6</sup> ao perfil de exportações predominantemente constituído por produtos primários sujeitos a instabilidades de preços e/ou de produção. (LARSON et al., 2010; BLATTMAN et al., 2010; BAXTER; KOUPARITSAS, 2000; EVERHART; DUVAL-HERNANDEZ, 2001; LAYTON E VALADKHANI, 2010; VALADKHANI et al., 2010; AFXENTIOU; SERLETIS, 2010).

Há de se esperar a presença de algum grau de volatilidade nas receitas de exportações do Brasil, e/ou de algumas de suas regiões, pois, em 2005, na composição de nossas vendas externas, 39,4% eram *commodities* propriamente ditas, mas, considerando-se as manufaturas intensivas em mão-de-obra ou recursos naturais (9,2%) e os produtos de baixa intensidade tecnológica (9,2%), é possível que o total sujeito a instabilidades alcance um percentual superior a 50%.<sup>7</sup>

Justifica-se a aplicação dos testes usuais na literatura para as diversas regiões, porque as pautas de exportações são bastante diferenciadas, do ponto de vista espacial, dentro da economia brasileira.

O estudo se organiza em cinco partes, incluindo esta introdução. Na segunda parte, faz-se uma breve

1 Para uma literatura sobre o assunto, ver Santos et al. (2008).

2 Para uma literatura sobre o assunto, ver Bezerra e Chaves (2007).

3 Ver Hatemi-j e Irandoust (2000).

4 Uma breve consideração sobre os estudos mais importantes nessa área é oferecida no item 2 deste trabalho.

5 Ver no item 2 deste trabalho uma relação de estudos sobre essa questão.

6 "The volatility is a measure of the intensity of (unpredictable changes ...), so we can think of volatility as a random variable that follows a stochastic process." (CAIADO; CRATO, 2007, p. 2).

7 Ver Zendron e Catermol (2006).

resenha de trabalhos que discutem a influência da volatilidade das exportações sobre o crescimento econômico; na terceira parte, comentam-se os dados e apresenta-se a metodologia utilizada, sendo esta constituída de dois estágios: no primeiro, estimam-se modelos Regressivos Integrados de Média Móvel (ARIMA) estacionários<sup>8</sup> e aplicam-se os testes usuais aos resíduos desses modelos para detectar a presença de efeitos Autorregressivos de Heterocedasticidade Condicional (ARCH); no segundo estágio, estimam-se modelos GARCH para os casos em que se revelam adequados; na quarta parte, apresentam-se os resultados e, finalmente, na quinta parte, alinham-se algumas conclusões.

## 2 – A RELAÇÃO ENTRE A VOLATILIDADE DAS EXPORTAÇÕES E CRESCIMENTO ECONÔMICO

O estudo da volatilidade das exportações é importante por causa dos efeitos que esse fenômeno pode ter sobre o crescimento econômico. Note-se, entretanto, que a direção de tais efeitos não está definitivamente resolvida na literatura, seja em nível empírico seja em nível teórico, como sugere o resumo a seguir dos trabalhos que abordam o tema.

Nas últimas três décadas, têm-se obtido evidências sobre a relação entre volatilidade das exportações e crescimento, a exemplo de MacBean (1966); Knudsen e Parnes (1975) e Yotopoulos e Nugent (1976). Todos esses identificam relação positiva entre volatilidade das exportações e crescimento, sendo que os últimos autores citados usam dados *cross-section* de 28 países em desenvolvimento e encontram que a instabilidade reduz o componente do consumo, que depende da renda permanente e, assim, eleva a poupança e a capacidade de financiar investimentos.

Echeverry (1996), aplicando um modelo de uma economia pequena, aberta, com três bens e maximização intertemporal, a alguns países da América Latina, analisa os choques nominais de exportações concluindo que esses causam flutuações de curto prazo na razão poupança/PIB doméstica. Conclui, pois,

que os agentes percebem os choques nas exportações como fenômenos transitórios.

Sinha (1999), estudando a relação entre volatilidade das exportações e crescimento em nove países da Ásia, usando séries temporais, inclui na função de produção de cada país um indicador de instabilidade das exportações representado pelos desvios das exportações em relação a uma medida de tendência constituída por uma média móvel de cinco anos. Os resultados obtidos não apontam numa direção única da relação entre instabilidade das exportações e crescimento, revelando, ao contrário, que, em três dos países estudados, a relação é negativa; em quatro deles, a relação é positiva e, para um dos países, o resultado é inconclusivo.

Afxentiou e Serletis (2010), usando causalidade Granger, encontram fraca evidência de ligação entre volatilidade das exportações e crescimento do PIB em cinquenta países em desenvolvimento.

Arena e Magud (2010) estimam uma equação de forma reduzida com dados de 82 países, tendo como variável dependente o desvio-padrão da componente cíclica do PIB e, entre as variáveis independentes, figuram os indicadores de volatilidade (desvio-padrão) de investimentos e de exportações, controlando-os, para efeitos específicos de tempo e de países. Os resultados apontam o seguinte: (i) o efeito da volatilidade das exportações sobre a volatilidade do PIB é condicionado pela intensidade do crédito ao setor privado (razão crédito/PIB); (ii) quanto mais aberta a economia, coeficiente medido pela razão  $(X+M)/PIB$ ,<sup>9</sup> mais forte é a relação entre a volatilidade das exportações e do PIB.

Jansen (2004) inclui como variáveis independentes, em suas estimativas, indicadores de abertura e de volatilidade dos termos de troca, concluindo que ambos afetam a taxa de crescimento do PIB, sobretudo através da volatilidade deste. Por outro lado, Ramey e Ramey (1995) encontram evidências de que, quanto maior a volatilidade do PIB, menor a sua taxa de crescimento.

Finalmente, Lensink et al. (1999) apresentam evidências sobre os efeitos adversos da volatilidade

<sup>8</sup> Ver Enders (2005).

<sup>9</sup> X para exportações, M para importações, PIB para Produto Interno Bruto.

no crescimento econômico estimando regressão do tipo proposto por Barro (1991), na qual diferentes medidas de incerteza são levadas em conta, incluindo a instabilidade das receitas de exportações, usando uma mostra de 100 países com dados do período 1970-1995.

### 3 – DADOS E METODOLOGIA

#### 3.1 – Os Dados

Os dados sobre exportações foram obtidos nas estatísticas de comércio exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC) e são de periodicidade mensal, disponibilizados para o período 1999:01 a 2009:6. Para o Brasil, Nordeste e Sudeste, em benefício da qualidade do ajustamento, só foram utilizadas as informações até 2008:10, com amostras constituídas de 118 observações para cada unidade territorial. Para as demais unidades territoriais,

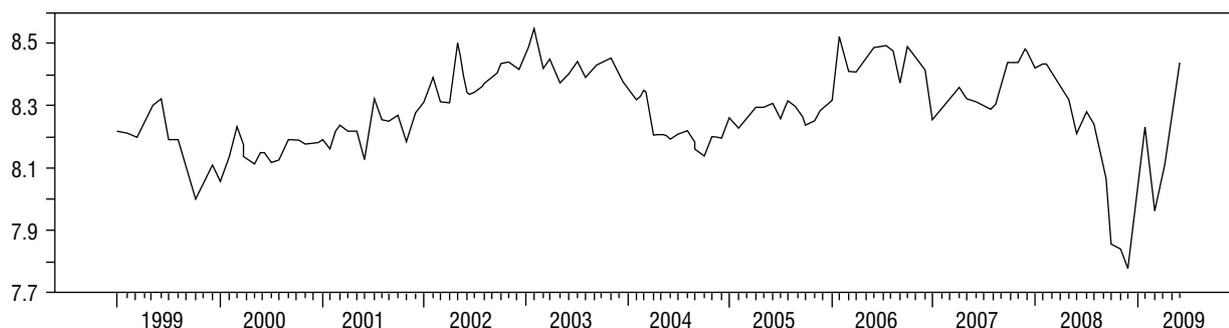
foram usadas 126 observações. Como se nota nos Gráficos 1 e 2 e respectivos painéis, os padrões das flutuações em resposta à crise são diferentes nas diversas localidades consideradas.

Todos os dados foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor dos Estados Unidos (CPI) e dessazonalizados pelo método X-11.

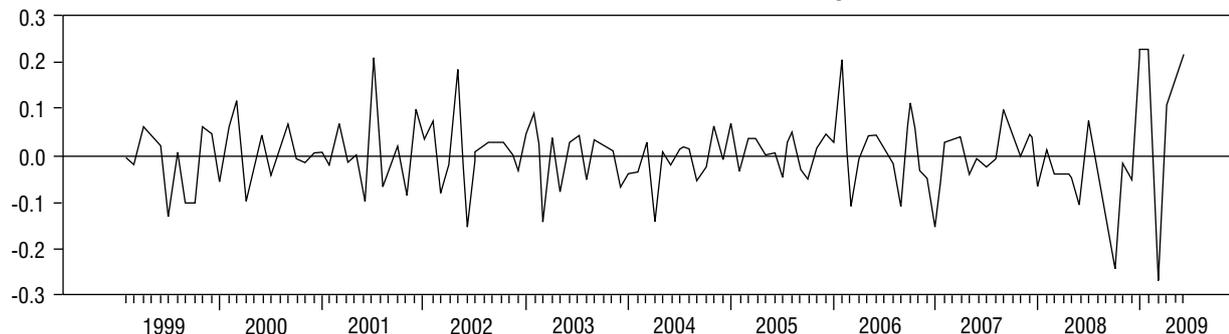
Os Gráficos 1 a 3 apresentam os comportamentos das exportações tanto nos logaritmos das variáveis como nas suas taxas de crescimento. Nos gráficos que exibem os logaritmos das séries, é possível observar que, em alguns casos, as exportações apresentam um comportamento fortemente sazonal.

Segundo Tsay (2002, p. 90), “embora a volatilidade não seja um fenômeno diretamente observável, apresenta algumas características, entre elas a ocorrência de *clusters* de volatilidade – as flutuações são mais elevadas em alguns períodos e menos em

PANEL 2 - BRASIL: LOGARÍTIMO DAS EXPORTAÇÕES - 1999:1/2009:06

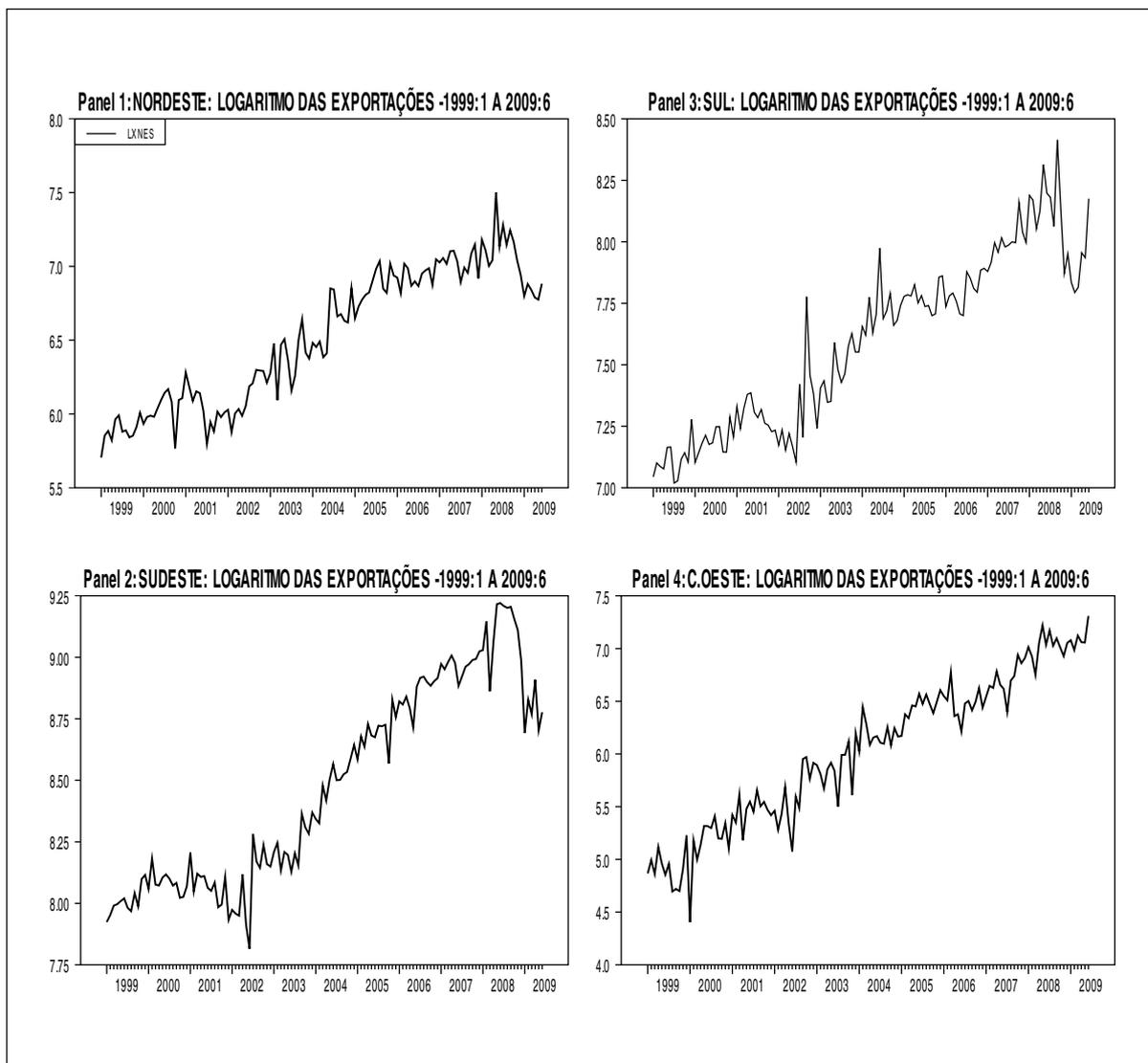


PANEL 2 - BRASIL: TAXA DE CRESCIMENTO DAS EXPORTAÇÕES - 1999:2/2009:06



#### Gráfico 1 – Brasil: Comportamento das Exportações Globais

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.



**Gráfico 2 – Brasil: Comportamento das Exportações Regionais**

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

outros – e ausência de comportamento explosivo”. Essa evidência parece estar presente nos painéis 2, 3 e 4 do Gráfico 3.

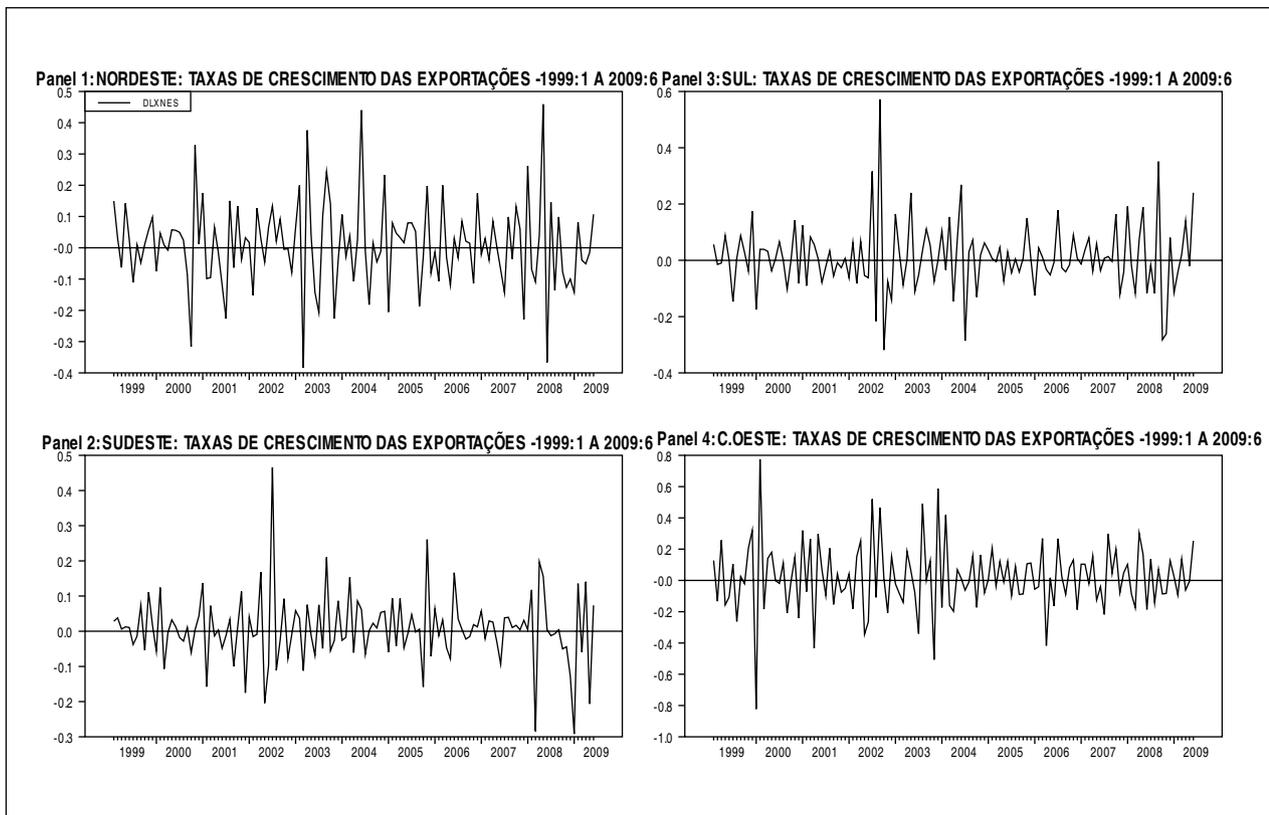
Para testar formalmente a presença de raiz unitária em cada uma das séries temporais em estudo, utilizaram-se os testes ADF e PHILLIPS-PERRON, cujos resultados se apresentam na Tabela 1, para o Brasil e regiões, onde se verifica que, em seus níveis, todas as séries são  $I(1)$ , enquanto nas primeiras diferenças dos seus logaritmos, todas são  $I(0)$ .

A hipótese nula para esses testes é a presença de raiz unitária.

As regras de decisões são as seguintes:

- (i) Se a estatística  $T >$  valor crítico ADF, então não se rejeita a hipótese nula e, portanto, os dados contêm raiz unitária;
- (ii) Se a estatística  $T <$  valor crítico ADF, então se rejeita a hipótese nula e, portanto, a série temporal é estacionária.

Os mesmos critérios são utilizados para identificação de raiz unitária no teste de Phillips- Perron.



**Gráfico 3 – Brasil: Taxas de Crescimento das Exportações Regionais**

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

## 4 – METODOLOGIA

### 4.1 – A Escolha de Modelos Arma

Os resultados da Tabela 1 permitem a estimação de Modelos ARIMA estacionários usando as primeiras diferenças das séries em suas transformações logarítmicas. “Modelos ARIMA estacionários são denominados Modelos Autorregressivos de Médias Móveis (ARMA).” (ENDERS, 2005, p. 48).

A aplicação do modelo GARCH depende da ocorrência de correlação entre os erros, elevados ao quadrado, obtidos dos modelos ARMA. Por esse motivo, a metodologia usada neste trabalho compreende dois passos, a saber: em primeiro lugar, é estimado um modelo ARMA para cada série e verificado que os resíduos simples não são autocorrelacionados; em segundo lugar, os erros ao

quadrado de cada modelo são utilizados para identificar efeitos<sup>10</sup> ARCH.

A estimação de modelos ARMA pressupõe algumas etapas,<sup>11</sup> sendo que a primeira compreende o processo de identificação, efetuado através do exame das funções de autocorrelação (ACF) e de autocorrelação parcial (PACF) das séries em estudo. A comparação dessas funções com exemplos teóricos de processos ARMA sugere os modelos, plausíveis, de representação dos processos geradores das séries.

A segunda etapa refere-se à estimação, em que cada um dos modelos tentativos é ajustado, seus

<sup>10</sup> Esses efeitos são representados por situações nas quais às grandes e pequenas flutuações seguem-se instabilidades semelhantes. (WANG et al., 2005).

<sup>11</sup> Ver Enders (2005).

**Tabela 1 – Teste de Raiz Unitária dos Dados de Exportações do Brasil 1980:1 /2008:10**

VARIÁVEL	TESTE	T	VALORES CRÍTICOS			CONCLUSÃO
			1%	5%	10%	
LXSBR	ADF <sup>+</sup>	-2.049	-4.038	-3.448	-3.149	Raiz unitária
	PERRON <sup>++</sup>	-1.784	-4.038	-3.448	-3.149	Raiz unitária
DBR	ADF <sup>+*</sup>	-12.779	-4.039	-3.448	-3.149	Estacionária
	PERRON <sup>++</sup>	-13.033	-4.039	-3.448	-3.149	Estacionária
LXSNE	ADF <sup>*</sup>	-2.760	-4.040	-3.449	-3.149	Raiz unitária
	PERRON <sup>**</sup>	-1.205	-3.486	-2.886	-2.580	Raiz unitária
DNE	ADF <sup>*</sup>	-8.397	-4.041	-3.449	-3.150	Estacionária
	PPERRON <sup>**</sup>	-19.922	-4.039	-3.448	-3.149	Estacionária
LXSD	ADF <sup>***</sup>	-1.928	-4.039	-3.449	-3.149	Raiz unitária
	PERRON <sup>**</sup>	-0.126	-3.486	-2.886	-2.580	Raiz unitária
DSD	ADF <sup>****</sup>	-13.599	-4.039	-3.449	-3.149	Estacionária
	PPERRON <sup>**</sup>	-21.895	-4.039	-3.448	-3.149	Estacionária
LXSU	ADF <sup>*</sup>	-2.734	-4.040	-3.44	-3.149	Raiz unitária
	PPERRON <sup>**</sup>	-2.606	-3.484	-2.884	-2.579	Raiz unitária
DSU	ADF <sup>****</sup>	-12.470	-4.039	-3.449	-3.149	Estacionária
	PPERRON <sup>**</sup>	-23.842	-4.039	-3.448	-3.149	Estacionária
LXCO	ADF <sup>****</sup>	-0.915	-3.487	-2.886	-2.580	Raiz unitária
	PPERRON <sup>**</sup>	-1.212	-3.486	-2.886	-2.580	Raiz unitária
DCO	ADF <sup>****</sup>	-11.596	-4.039	-3.449	-3.149	Estacionária
	PPERRON <sup>**</sup>	-24.631	-3.487	-2.886	-2.580	Estacionária

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

+ Intercept and trend, 0 lag (crit. BIC e HQ); ++ Intercept, trend, 4 lags (default); +\* Intercept, trend, 0 lag (crit. AIC, BIC e HQ); \* Intercept, trend, 3 lags (crit. AIC); \*\* Intercept, 4 lags; \*\*\* Intercept, trend, 2 lags (crit. AIC, BIC, HQ); \*\*\*\* Intercept, trend, 1 lags (crit. AIC, BIC, HQ);

ADF = Teste Dickey-Fuller Aumentado

PPERRON = Teste de Raiz Unitária de Phillips-Perron

coeficientes são examinados e a escolha do modelo mais adequado segue os seguintes critérios:

- (i) **Parcimônia** – refere-se à estimação com um número restrito de coeficientes de modo a não sacrificar, desnecessariamente, graus de liberdade, já que o objetivo é aproximar o processo gerador dos dados, mas não replicá-lo exatamente. Para obter um modelo parcimonioso, deve-se assegurar que todos os coeficientes sejam significativamente diferentes de zero em um nível de 5%.

- (ii) **Estacionaridade e Invertibilidade** – propriedades necessárias para que se possam utilizar as funções ACF e PACF, as estatísticas t e Q e a abordagem BOX – JENKINS.<sup>12</sup> Formalmente, isso significa que, num modelo autorregressivo AR (1), o coeficiente  $\alpha_1 < 0$  e, num modelo de médias móveis, MA (1),  $|\beta_1| < 1$ .

- (iii) **Qualidade do Ajustamento** – isto é avaliado através de um “diagnóstico de

12 O teste t e a estatística Q de Ljung-Box.

checagem” que compreende as seguintes observações sobre os resíduos: exame gráfico, teste para não-correlação serial, construção das funções ACF e PACF.

Seguindo os procedimentos acima, foi escolhido, para cada série de exportações, o modelo ARMA, estimado por Máxima Verossimilhança, mais apropriado entre as alternativas que se apresentaram passíveis de representar os respectivos processos geradores dos dados. Os resultados se encontram na Tabela 2.

Conforme mostra a Tabela 2, os resíduos de todos os modelos estimados são do tipo ruído branco e os coeficientes atendem ao critério da invertibilidade.

Neste trabalho, o procedimento para identificação de erros GARCH e ARCH nas séries em estudo segue Enders (2005); Tsay (2002); Brooks (2008) e Greene (2008), utilizando a estatística Q de Ljung-Box e o teste do multiplicador de Lagrange. No primeiro caso, testa-

se a significância dos coeficientes de correlação dos resíduos ao quadrado usando-se a seguinte técnica:

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^T \frac{\hat{\varepsilon}_t^2}{T} \quad [1]$$

$$\rho_i = \frac{\sum_{t=i+1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2} \quad [2]$$

onde  $T$  é o número de resíduos,  $\hat{\varepsilon}_t$ ,  $\rho$  e  $\hat{\sigma}^2$  são, respectivamente, estimativas dos resíduos, da correlação entre eles e da variância.

Em grandes amostras, o desvio-padrão de  $\rho_i$  pode ser aproximado por  $T^{-0,5}$ . Valores individuais de  $\rho_i$  estatisticamente diferentes de zero são indicativos de erro GARCH. Para testar a significância de  $\rho_i$  usa-se a estatística Q calculada segundo fórmula abaixo.

$$Q = T(T + 2) \sum_{i=1}^n \frac{\rho_i}{(T - i)} \quad [3]$$

**Tabela 2 – Localidades Selecionadas: Modelos Arma Estimados para as Exportações**

Coeficientes	LOCALIDADES/MODELOS				
	NORDESTE	SUDESTE	SUL	C.-OESTE	BRASIL
$A_0$	0.012(5.48)	0.010(4.10)	0.008(2.148)	-	-0.293(-3.060)
$A_1$	-	-	-0.573(-6.380)	-0.653(-7.493)	-
$A_2$	-0.212(-2.04)	-	-0.233(-2.936)	-0.278(-3.159)	-
$\beta_1$	-0.616(-7.28)	-0.632(-8.71)	-	-	-
$\beta_2$	-	-	-	-	-
$\beta_6$	-	-	-0.270(-2.936)	-	-
$\beta_{12s}$	-0.379(-3.96)	-	-	-	-0.320(-3.103)
$\beta_{13s}$	-	-	-	0.300(3.264)	-
SSR	1.48	0.678	1.31	3.71	0.568
AIC	-1.438	-2.274	-1.64525	-0.61735	-2.44380
SBC	-1.344	-2.227	-1.55475	-0.54947	-2.39658
Q(4)	1.57(0.813)	4.23 (0.374)	2.281(0.684)	2.905(0.573)	0.609(0.962)
Q(8)	5.03(0.754)	0.374 (0.756)	6.512(0.590)	3.834(0.871)	4.711(0.787)
Q(12)	10.71(0.554)	7.48 (0.824)	8.468(0.747)	10.627(0.561)	12.301(0.421)
Q(20)	20.87(0.405)	15.04 (0.773)	16.089(0.711)	19.105(0.515)	19.238(0.506)
MAE*	0.1121	0.0842	0.1508	0.0889375	0.0120
THEIL U*	0.4004	0.6151	0.6460	0.5624	0.9656

Fonte: Estimativas dos Autores.

1 STEP AHEAD.

O critério de decisão para a existência de erros GARCH é o nível de significância de  $Q < 5\%$ .

O teste do multiplicador de Lagrange para a existência de erros ARCH proposto por Engle (1982),<sup>13</sup> envolve os seguintes passos:

- (i) Estima-se o modelo ARMA e computa-se  $\hat{\varepsilon}_t^2$  (estimativas dos resíduos ao quadrado);
- (ii) Estima-se uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de  $\hat{\varepsilon}_t^2$  sobre uma constante e q defasagens, ou seja,

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 \quad [4]$$

A identificação de efeitos ARCH nos resíduos consiste em testar a hipótese nula  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$  [5]. Na circunstância em que [5] é válida, não haveria efeitos ARCH ou GARCH. Para uma amostra de T resíduos, sob a hipótese nula, a estatística  $TR^2$ , onde  $R^2$ , que é o coeficiente de determinação do MQO, converge para uma distribuição  $\chi^2$  com q graus de liberdade. Se  $TR^2$  é suficientemente grande, a rejeição de [5] implica a existência de efeitos ARCH nos resíduos.

Os critérios de decisão são os seguintes: significância de  $\chi^2 \leq 5\%$  rejeita a hipótese nula e há justificativa para se estimar um modelo GARCH;  $\chi^2 > 5\%$  aceita a hipótese nula, ou seja, não há efeitos ARCH nos resíduos e, portanto, não justifica a estimativa de modelo GARCH.

## 4.2 – O Modelo GARCH

O modelo GARCH é uma generalização do modelo ARCH. Este foi proposto por Engle (1982) e consiste numa alternativa para modelar as variâncias das séries, ao invés de suas médias, como faz o modelo MQO. A metodologia ARCH se aplica àquelas séries nas quais o erro de previsão não é constante. (SINHA, 1999).

Bollerslev (1986) generalizou o modelo, resultando no que hoje se denomina modelo GARCH. O mais conhecido e utilizado é o GARCH (1,1) cuja fórmula se expressa a seguir:<sup>14</sup>

$$y_t = \pi_0 + \sum_{i=1}^k \pi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad [6]$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad [7]$$

As equações [6] e [7] representam, respectivamente, a média e a variância, sendo que  $\sigma_t^2$  é a variância condicional, já que ela representa a previsão da variância um período à frente em função de informações passadas. O coeficiente  $\alpha$ , associado ao quadrado do resíduo da equação [6], é o termo ARCH, enquanto  $\beta$  é o termo GARCH. Por outro lado, a soma de  $\alpha + \beta$  mede a persistência da volatilidade e, no caso em que  $\alpha + \beta = 1$ , os efeitos dos choques são de natureza permanente

## 5 – OS RESULTADOS

### 5.1 – A Identificação de Efeitos ARCH

As localidades são estudadas na seguinte ordem: Nordeste, Sudeste, Sul, Centro-Oeste e Brasil. As funções Função de Autocorrelação (FAC) e Função de Autocorrelação Parcial (FACP) dos resíduos ao quadrado de cada modelo serão estimadas para examinar a existência de autocorrelação e serão aplicados também os testes de Ljung-Box e de Lagrange com a mesma finalidade, apresentando-se aqui, por questão de espaço, apenas, os resultados dos testes.<sup>15</sup>

Em relação ao Nordeste, os gráficos 4a e 4b, revelam ausência de autocorrelação dos resíduos ao quadrado do modelo ARMA correspondente (Tabela 2) e, coerentemente, o teste LM para heterocedasticidade ARCH, Quadro 1, revelou-se não-significante, podendo-se concluir pela não-existência de efeitos GARCH nas exportações dessa região.<sup>16</sup>

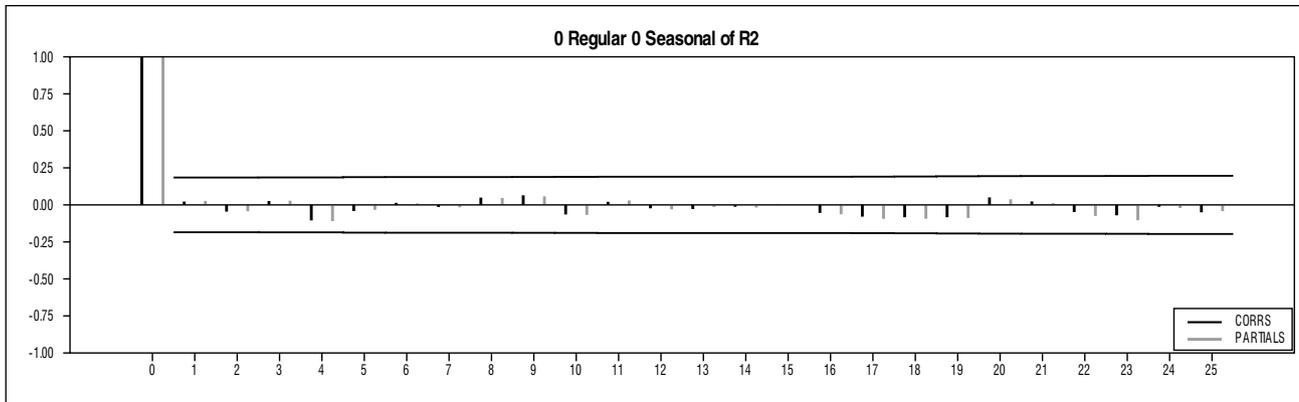
O Gráfico 5a, mostra as funções ACF e PACF para os quadrados dos resíduos do modelo ARMA estimado para o Sudeste (Tabela 2), onde se observa que, na primeira defasagem, os valores extrapolam

<sup>13</sup> Ver Enders (2005).

<sup>14</sup> Ver Enders (2005).

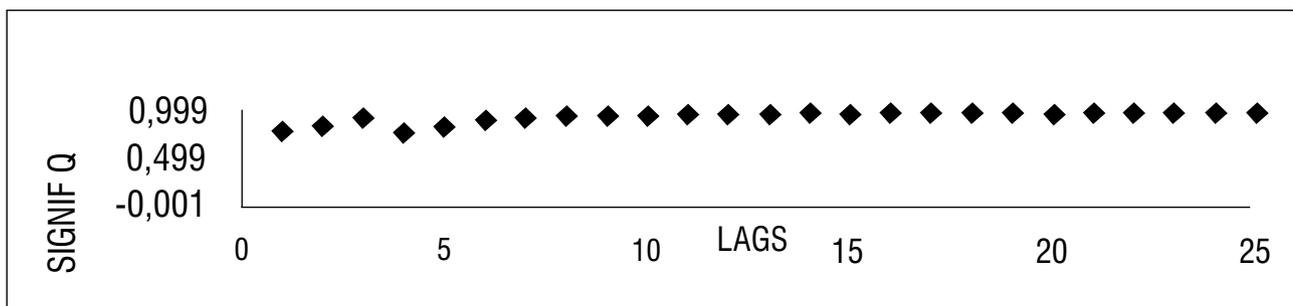
<sup>15</sup> Os resultados das regressões podem ser obtidos com os autores.

<sup>16</sup> As regressões desses testes estão à disposição sob demanda.



**Gráfico 4a – Nordeste: ACF/PACF para os Resíduos ao Quadrado**

Fonte: Estimativas dos Autores.



**Gráfico 4b – Nordeste: Significância LB – Q Resíduos ao Quadrado**

Fonte: Estimativas dos Autores.

<i>F – statistic</i>	0.9455	<i>Prob. F (3,110)</i>	0.1243
<i>Obs*R-squared</i>	22.687	<i>Prob. Chi-Square (3)</i>	0.9432

**Quadro 1 – Nordeste: Teste para Heteroscedasticidade – ARCH**

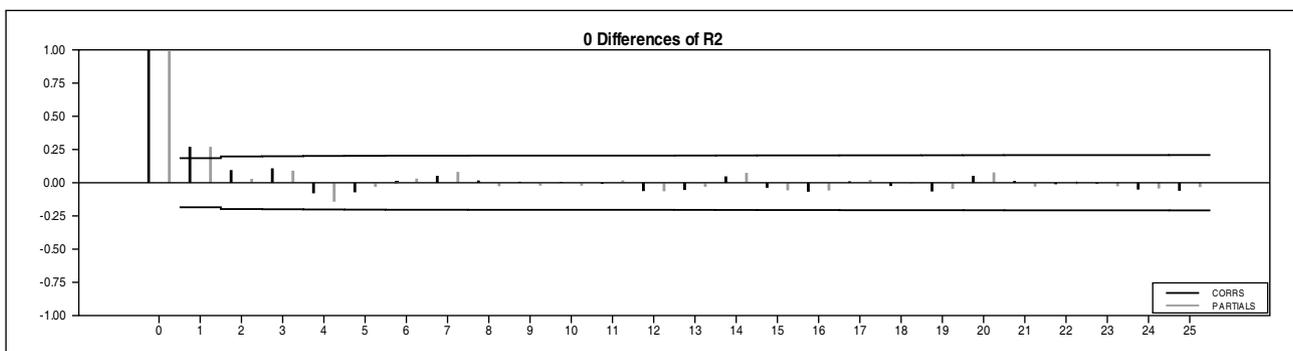
Fonte: Estimativas dos Autores

o intervalo de confiança. No Gráfico 5b, que mostra a significância da estatística Q de Ljung – Box, fica claro que, até a oitava defasagem, não se pode rejeitar a hipótese de autocorrelação desses resíduos, o que, finalmente, é comprovado no Quadro 2, através do teste LM para Heterocedasticidade em que tanto a estatística F como o  $\chi^2$  mostram-se altamente significantes a menos de 1%.

Pode-se concluir, portanto, que a variância das exportações do Sudeste não é constante no período da amostra e, portanto, justifica a aplicação do modelo GARCH, o que se fará mais adiante no item 4.2.

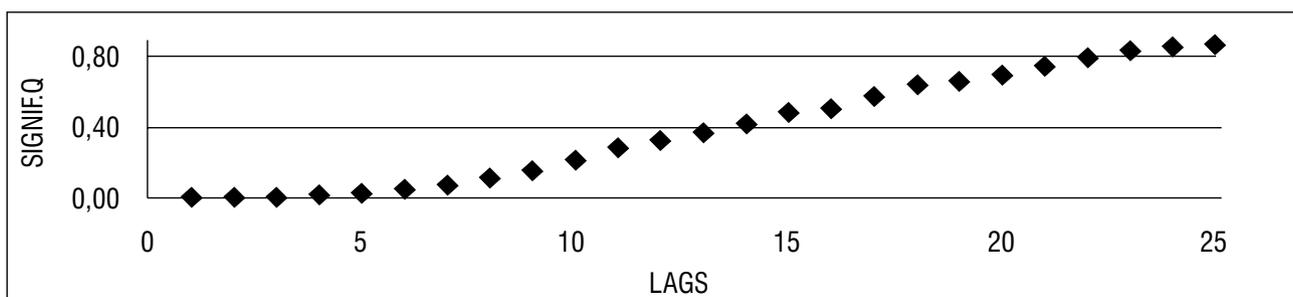
Para a região Sul, o Gráfico 6a mostra as funções ACF/PACF para os quadrados dos resíduos referentes ao modelo correspondente na Tabela 2, onde se observa evidência de autocorrelação na primeira defasagem. No Gráfico 6b, a estatística Q é significativa para correlação entre os resíduos ao quadrado e o teste LM para heterocedasticidade ARCH também é significativa, concluindo-se pela existência de resíduos GARCH para as exportações dessa região.

No caso da região Centro-Oeste, as funções ACF/PACF, Gráfico 7a, revelam correlações dos resíduos ao quadrado em várias defasagens, a significância



**Gráfico 5a – Sudeste: ACF/PACF para os Resíduos ao Quadrado**

Fonte: Estimativas dos Autores.



**Gráfico 5b – Sudeste: Significância LB – Q Resíduos ao Quadrado**

Fonte: Estimativas dos Autores.

<i>F – statistic</i>	8.993	<i>Prob. F (1,114)</i>	0.003
<i>Obs*R-squared</i>	27.036	<i>Prob. Chi-Square (1)</i>	0.00267

**Quadro 2 – Sudeste: Teste para Heteroscedasticidade – ARCH**

Fonte: Estimativas dos Autores.

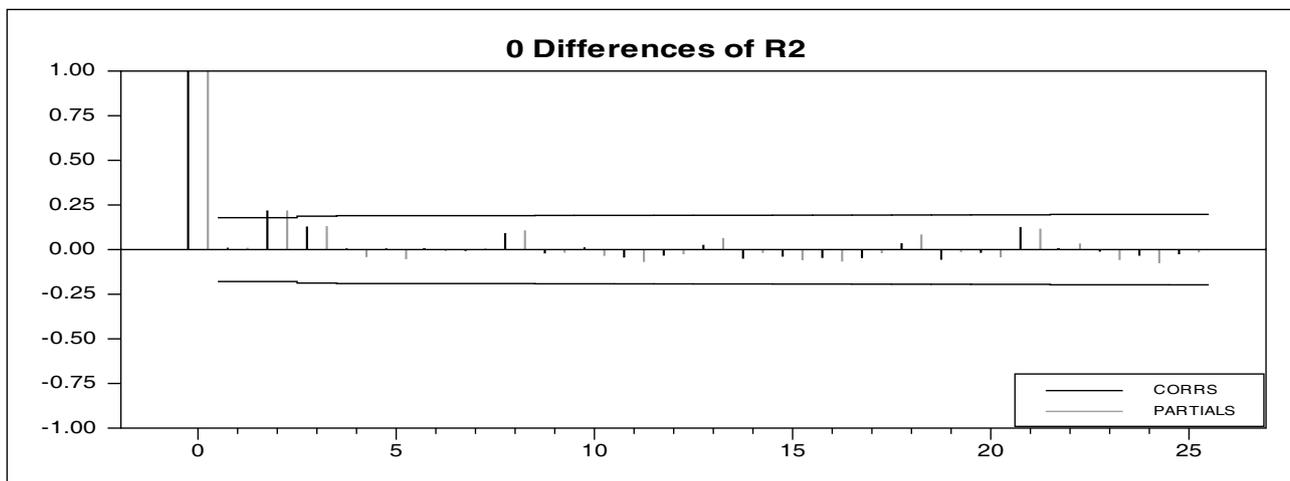
da estatística Q, Gráfico 7b, é inferior a 5% até a 16a defasagem e o teste LM para heterocedasticidade ARCH, Quadro 4, é altamente significativa, justificando, pois, a aplicação de modelo GARCH, o que será feito mais adiante no item 4.2 deste trabalho.

Os testes para as exportações globais são apresentados no Gráfico 7a, as funções ACF/PACF dos resíduos ao quadrado não revelam qualquer sinal de dependência entre eles, o que se confirma pelos níveis de significância da estatística Q no Gráfico 7b e, por outro lado, o teste para heterocedasticidade ARCH, Quadro 4, não é significativa.

## 5.2 – Estimativas de Modelos GARCH

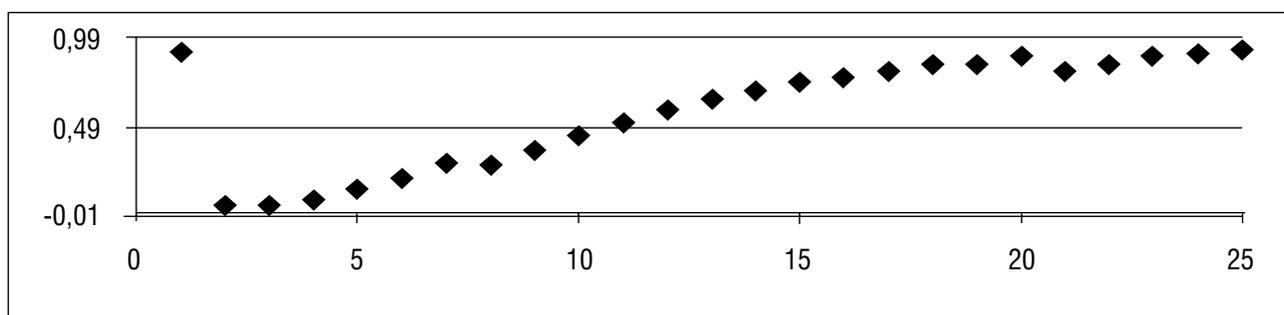
Os testes conduzidos no item anterior demonstram que a estimação de modelos GARCH justifica-se apenas para as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste e, portanto, essas estimativas serão feitas nesta parte do trabalho.

Existe uma vasta literatura tratando sobre os modelos GARCH, na qual os autores exploram questões relativas à racionalidade de tais modelos, aos diversos tipos de GARCH que buscam superar as limitações do modelo-padrão e às várias técnicas de estimação.



**Gráfico 6a – Sul: ACF/PACF para os Resíduos ao Quadrado**

Fonte: Estimativas dos Autores.



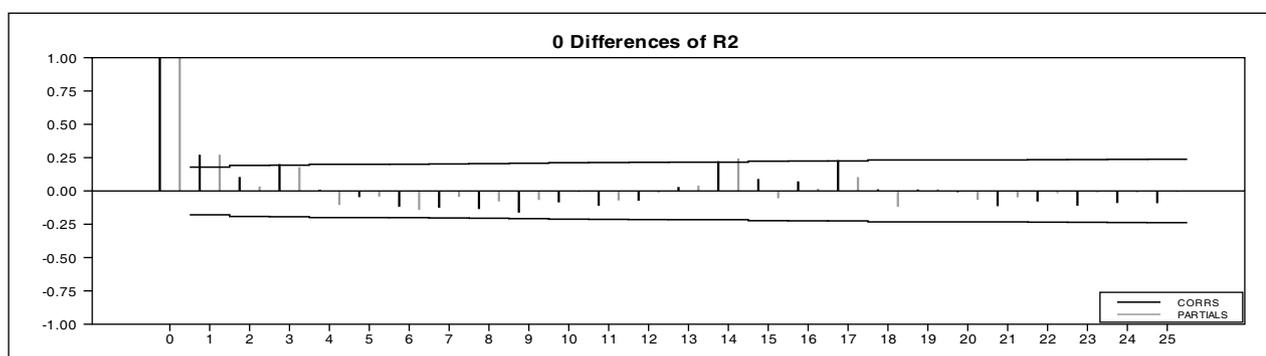
**Gráfico 6b – Sul: Significância LB – Q Resíduos ao Quadrado**

Fonte: Estimativas dos Autores.

<i>F – statistic</i>	0.1039	<i>Prob. F (1,121)</i>	6.2878
<i>Obs*R-squared</i>	21.213	<i>Prob. Chi-Square (1)</i>	0.0137

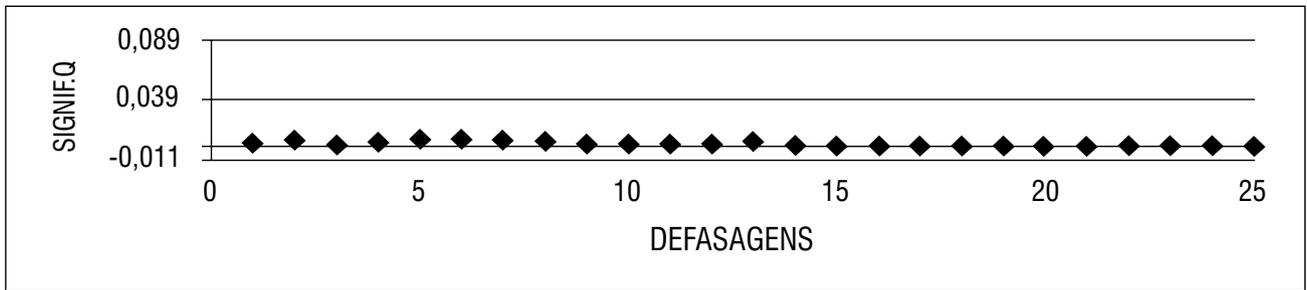
**Quadro 3 – Sul: Teste para Heteroscedasticidade – ARCH**

Fonte: Estimativas dos Autores.



**Gráfico 7a – Centro-Oeste: ACF/PACF para os Resíduos ao Quadrado**

Fonte: Estimativas dos Autores.



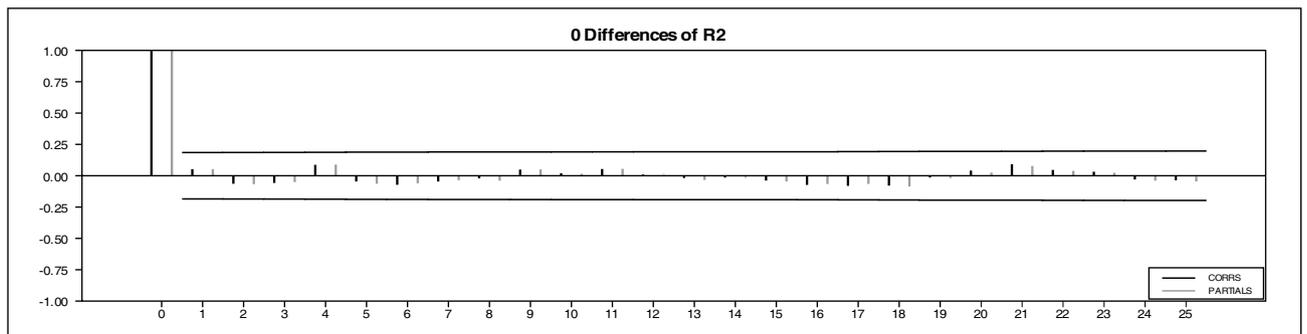
**Gráfico 7b – Centro-Oeste: Significância LB – Q Resíduos ao Quadrado**

Fonte: Estimativas dos Autores.

<i>F – statistic</i>	9.7331	<i>Prob. F (1,122)</i>	0.00225
<i>Obs*R-squared</i>	37.964	<i>Prob. Chi-Square (1)</i>	0.00247

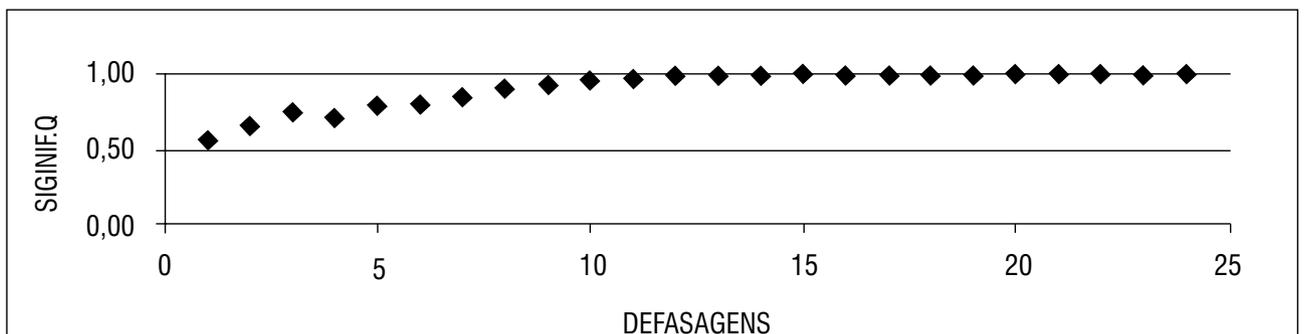
**Quadro 4 – Centro-Oeste: Teste para Heterocedasticidade – ARCH**

Fonte: Estimativas dos Autores.



**Gráfico 8a – Brasil: ACF/PACF para os Resíduos ao Quadrado**

Fonte: Estimativa dos Autores.



**Gráfico 8b – Brasil: Significância LB – Q Resíduos ao Quadrado**

Fonte: Estimativa dos Autores.

<i>F – statistic</i>	0.577	<i>Prob. F (1,114)</i>	0.4487
<i>Obs*R-squared</i>	23.502	<i>Prob. Chi-Square (1)</i>	0.444

**Quadro 5 – Brasil: Teste para Heterocedasticidade – ARCH**

Fonte: Estimativa dos Autores.

Alguns textos constituem excelentes fontes de orientação por exporem de forma concisa e clara as conclusões das principais obras sobre o assunto, nas últimas décadas, a exemplo de Bueno (2008); Brooks (2008) e Enders (2005). Por isso, suas orientações serão adotadas aqui, sobretudo no que diz respeito à identificação, à estimação, ao teste de assimetria e à qualidade do ajustamento do modelo.

Um ponto que ajuda imensamente, em meio à enorme complexidade do tema, é o de que a “identificação do modelo GARCH pode seguir a mesma metodologia empregada num modelo ARMA” (BUENO, 2008, p. 236), desde que o GARCH não seja assimétrico, isto é, desde que seja um modelo-padrão.

De acordo com Brooks (2008), num modelo GARCH padrão os choques positivos e negativos não causam impactos diferentes sobre a volatilidade futura. Por outro lado, Engle e Ng (1993 apud ENDERS 2005) e Brooks (2008) formulam um teste simples que, aplicado aos resíduos do modelo GARCH, define se esse modelo é, ou não, assimétrico.

Para explicar o teste, seja  $d_t$  uma *dummy* que assume valor 1 se  $s_t < 0$  e zero em caso contrário, onde  $s_t$  é o resíduo estandardizado. O teste para o viés de sinal é baseado na significância, ou não-significância, de  $\varphi_1$  na equação abaixo:

$$s_t^2 = \varphi_0 + \varphi_1 d_{t-1} \quad [9]$$

Esse teste será aplicado aos resíduos dos modelos GARCH aqui estimados para examinar a sua adequação.

Do ponto de vista da estimação dos modelos, o primeiro passo é especificar as equações das médias e, embora já se o tenha feito no item 4.1, nesta seção realiza-se uma estimação simultânea da média e da variância, de acordo com o que se pratica na literatura sobre o assunto.

Bera e Higgins (1995 apud BUENO, 2008) afirmam que a estimação simultânea é desejável porque o processo GARCH muda a especificação da equação da média. Enders (2005) lembra que, em face do “tremendo” número de possíveis especificações, é elevado o risco de superajustamento dos dados.

As questões de ajustamento e adequação serão tratadas através dos testes AIC e SBC, da estatística Q de Ljung – Box e do teste LM para verificação de efeito GARCH remanescente, em todos os casos, usando-se as estimativas dos resíduos normalizados pela variância (o que se denomina na literatura de resíduos estandardizados).

Com essas precauções, os modelos, para as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste foram estimados e os produtos são apresentados a seguir.

Observa-se que os coeficientes estimados para as equações da média e da variância, na Tabela 3, são significantes a menos de 1%. Nota-se uma discreta mudança no valor no coeficiente do termo MA (1) da equação da média. Na equação da média estimada isoladamente, os coeficientes  $A_1$ ,  $A_2$  e  $B_{(6)}$  foram, respectivamente, 0.010 e -0.635<sup>17</sup>. Ocorre que a estatística Q, na 4ª defasagem não é significativa a 10%. Por esse motivo, estimou-se um modelo GARCH não-simultâneo, apresentado na Tabela 4, em que os testes se revelaram significantes nos níveis convencionais. O modelo foi testado com  $q > 1$  e não se revelou significativo.

Note-se, ainda na Tabela 4, que o valor de  $h_t$ , variância esperada no longo prazo, atende à condição necessária para convergência.

O teste para assimetria, realizado conforme especificação apresentada anteriormente, gerou uma equação do tipo exposto abaixo, em que o coeficiente  $\varphi_1$  é estatisticamente insignificante, comprovando a adequação do modelo GARCH padrão neste caso.

$$z_t^{\xi} = 0'8150 + 0'38e^{z_t^{\xi-1}} \quad (0.46088) \quad (0.38664)$$

Por outro lado, a estatística Q de Ljung-Box, constante na Tabela 6, é significativa nos níveis convencionais para não-existência de autocorrelação dos resíduos da estimativa GARCH.

É comum na literatura aplicar-se teste para verificar a existência de efeitos GARCH remanescentes, o qual utiliza os quadrados dos resíduos estandardizados,

<sup>17</sup> As estimativas dessas equações podem ser obtidas com os autores.

**Tabela 3 – Sudeste: GARCH Model – Estimation by BFGS – Convergence in 15 Iterations. Final Criterion was 0.0000052 <= 0.0000100 – Monthly Data From 1999:02 To 2008:10 – Usable Observations 117**

Log Likelihood 145.78573373

Equação da Média				
	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
A1	0.010	0.002	4.063	0.000
β1	-0.520	0.085	-6.097	0.000
Equação da Variância				
C	0.002	0.0006	4.707	0.000
A	0.560	0.216	2.587	0.009
Testes				
AIC (-2.42369)	SBC (-2.32925)	Q(4) 0.092977*	Q(12) 0.457611*	Q(20) 0.389495*

Fonte: Estimativa dos Autores.

- Nível de significância da estatística Q.

**Tabela 4 – SUDESTE: GARCH Model – Estimation by BFGS – Convergence in 10 Iterations. Final criterion was 0.0000089 <= 0.0000100 – Monthly Data From 1999:02 To 2008:10 – Usable Observations 117**

Log Likelihood 144.84218869; ht = 0.00565

	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
MÉDIA	-0.001	0.005	-0.230	0.8174
C	0.003	0.0006	4.911	0.0000
A	0.469	0.201	2.334	0.0195
Testes				
AIC (-2.42465)	SBC (-2.35383) *	Q(4) 0.101778*	Q(12) 0.477608 *	Q(20) 0.413057 *

Fonte: Estimativa dos Autores.

\*Nível de significância da estatística Q.

conforme a fórmula abaixo:

$$s_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 s_{t-1}^2 + \dots + \alpha_n s_{t-n}^2 \quad [10]$$

A aplicação desse teste com três defasagens gerou a equação abaixo:

$$s_t^2 = 0.9051 - 0.0125s_{t-1}^2 + 0.0289s_{t-2}^2 + 0.09792s_{t-3}^2$$

(3.81485) (-0.13249) (0.30477) (1.03198)

T x R\*\*2 29.176

F(3, 110) 0.3875

Chi-Squared (3) = 1.192151 com nível de significância de 0.7548

Esses resultados mostram que o teste não é significativo nos níveis convencionais para a presença de efeitos GARCH nos resíduos estandardizados. Isto se confirma, ainda, pelos níveis de significância da

estatística Q para esta última equação, quais sejam, Q(4) 0.421213, Q(12) 0.484308 e Q(20) 0.775716.

A seguir, expõem-se os resultados das estimativas realizadas para a região Sul, seguindo, naturalmente, o mesmo roteiro adotado no caso anterior.

Nos casos do Sul e do Centro-Oeste, foram testados modelos GARCH com  $p > 1$  e  $q > 1$  e não se mostraram significantes e/ou consistentes

O modelo GARCH estimado para a região Sul mostra coeficientes, para as equações da média e da variância, significantes a menos de 1%, excetuando-se o termo  $\beta_6$  da equação da média, que é significativa a 1,33%, e o termo constante, que não é estatisticamente diferente de zero. Não houve mudança na especificação da equação da média, isto é, todos os coeficientes continuam significantes embora se tenham notado pequenas variações de seus valores. Na equação da média, estimada isoladamente, os coeficientes C,  $A_1$ ,  $A_2$  e  $B_{(6)}$  foram, respectivamente, -0.008107899, -0.578644428, -0.234233109 e -0.272301066.<sup>18</sup>

A soma dos coeficientes do erro defasado e da variância defasada é de, aproximadamente, 0.92, implicando que os choques na variância condicional apresentam elevada persistência.

Por outro lado, a estatística Q de Ljung-Box, constante na Tabela 5, é significativa nos níveis convencionais para não-existência de autocorrelação dos resíduos da estimativa GARCH.

Note-se, ainda na Tabela 4, que o valor de  $h_t$ , variância esperada no longo prazo, atende à condição necessária para convergência.

O teste para assimetria, realizado conforme especificação apresentada anteriormente, gerou uma equação do tipo exposto abaixo, em que o coeficiente  $\varphi_1$  é estatisticamente insignificante, comprovando a adequação do modelo GARCH padrão neste caso.

$$s_t^2 = 0.8120 + 0.386d_{t-1}$$

(3.28073)                      (1.07664)

**Tabela 5 – SUL: GARCH Model – Estimation by BFGS – Convergence in 20 Iterations. Final criterion was 0.0000051 <= 0.0000100 – Monthly Data From 1999:04 TO 2009:06 - Usable Observations 123**

Log Likelihood

ht = 0.01436

Equação da Média				
	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
CONST.	0.019	0.0058	3.30904	0.0009
A1	-0.498	0.1074	-4.64314	0.0000
A2	-0.268	0.0910	-2.95284	0.0031
$\beta_6$	-0.252	0.1021	-2.47540	0.0133
Equação da Variância				
C	0.0011	0.00071	1.66205	0.09650
A	0.2940	0.10391	2.82991	0.00465
B	0.6294	0.10881	5.78486	0.00000
Testes				
AIC	SBC	Q(4)*	Q(12)*	Q(20)*
(-1.76024)	(-1.60020)	0.605012	0.796202	0.530344

Fonte: Estimativa dos Autores.

- Nível de significância da estatística Q.

<sup>18</sup> As estimativas dessas equações podem ser obtidas com os autores.

O teste para verificar a existência de efeitos GARCH remanescentes, de acordo com a equação 9, e utilizando os quadrados dos resíduos estandardizados, gerou a equação abaixo:

$$s_t^2 = 0.8425 - 0.0954s_{t-1}^2 + 0.1265s_{t-2}^2 + 0.1438s_{t-2}^2$$

$$(3.69283) \quad (-1.02748) \quad (1.36831) \quad (1.54770)$$

$$T \times R^{**2} \quad 32.462$$

$$F(3, 116) \quad 1.6286$$

*Chi-Squared*(3) = 4.849960 nível de significância 0.18311934

Esses resultados mostram que o teste não é significativo nos níveis convencionais para a presença de efeitos GARCH nos resíduos estandardizados. Isto se confirma, ainda, pelos níveis de significância da estatística Q para esta última equação, quais sejam, Q(4) 0.975068, Q(12) 0.992593 e Q(20) 0.894847.

Com relação ao modelo estimado para o Centro-Oeste, os coeficientes para as equações da média e da variância são consistentes e significantes a menos de

3%. Não houve mudança na especificação da equação da média, isto é, todos os coeficientes continuam significantes, embora se tenham notado variações de seus valores. Na equação da média, estimada isoladamente, os coeficientes  $A_1$ ,  $A_2$  e  $B_{12S}$  foram, respectivamente, -0.653270383, -0.278744162 e 0.300653277<sup>19</sup>

Note-se, ainda na Tabela 5, que o valor de  $h_t$ , variância esperada no longo prazo, atende à condição necessária para convergência.

A soma dos coeficientes do erro defasado e da variância defasada é de, aproximadamente, 0.74, implicando que os choques na variância condicional, embora persistentes, o são em menor grau do que no modelo anterior.

Por outro lado, a estatística Q de Ljung-Box, constante na Tabela 6, é significativa nos níveis convencionais para não-existência de autocorrelação dos resíduos da estimativa GARCH.

O teste para assimetria, realizado conforme especificação apresentada anteriormente, gerou uma equação do tipo exposto a seguir, em que o coeficiente

**Tabela 6 – Centro-Oeste; GARCH Model – Estimation by BFGS – Convergence in 20 Iterations.**

*Final criterion was 0.0000030 <= 0.0000100 – Monthly Data From 1999:04 To*

*2009:06 – Usable Observations 123*

*Log Likelihood*

*47.33787543*

*ht = 0.0305*

Equação da Média				
	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
CONST.				
$A_1$	-0.568	0.09284	-6.12380	0.0000
$A_2$	-0.199	0.08748	-2.28565	0.0222
$B_{13S}$	0.182	0.07390	-2.28565	0.0222
Equação da Variância				
C	0.008	0.00340	2.47519	0.0133
A	0.348	0.13369	2.60903	0.0090
B	0.390	0.13893	2.81260	0.0049
Testes				
AIC	SBC	Q(4)*	Q(12)*	Q(20)*
(-0.67216)	(-0.53498)	0.570484	0.560137	0.517262

Fonte: Estimativas dos Autores.

<sup>19</sup> As estimativas dessas equações podem ser obtidas com os autores.

$\varphi_1$  é estatisticamente insignificante, comprovando a adequação do modelo GARCH padrão neste caso.

$$s_t^2 = 1.0785 + -0.22911d_{t-1}$$

(6.18487) (-0.85774)

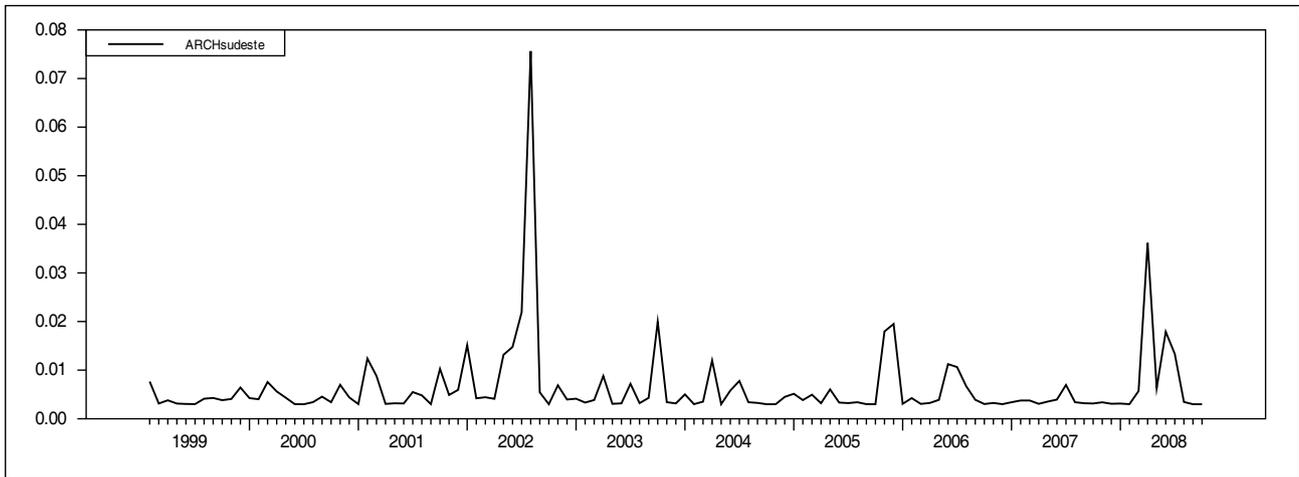
$$s_t^2 = 0.92493 - 0.05502s_{t-1}^2 - 0.002251s_{t-2}^2 + 0.124007s_{t-2}^2$$

(4.36818) (-0.59724) (-0.02441) (1.34543)

T x R\*\*2 39.357 F(3, 116) 0.7283

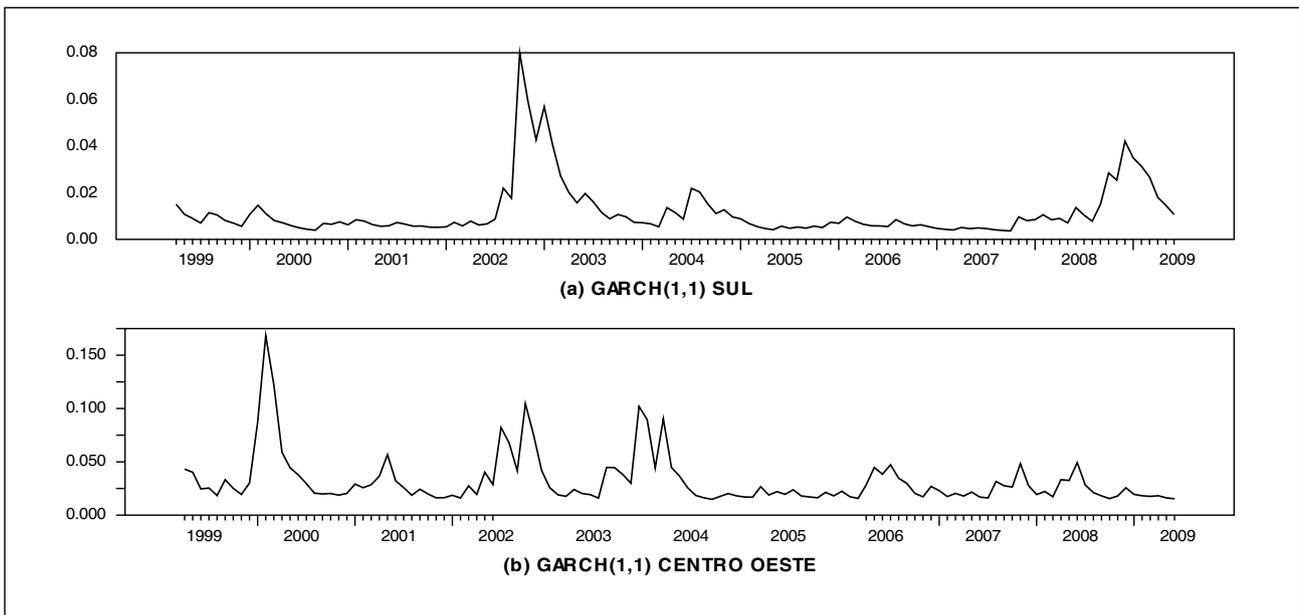
O teste para verificar a existência de efeitos GARCH remanescentes, de acordo com a equação 9, e utilizando os quadrados dos resíduos estandardizados, gerou a equação abaixo:

*Chi-Squared*(3) = 2.218313 nível de significância 0.52835038



**Gráfico 9 – Sudeste - Estimativas de Variância de Modelo GARCH (0,1)**

Fonte: Estimativas dos Autores.



**Gráfico 10 – Sul e Centro-Oeste - Estimativas de Variâncias de Modelos GARCH (1,1)**

Fonte: Estimativas dos Autores.

Esses resultados mostram que o teste não é significativo, nos níveis convencionais, para a presença de efeitos GARCH nos resíduos estandardizados. Isto se confirma, ainda, pelos níveis de significância da estatística Q para esta última equação, quais sejam, Q(4) 0.570484, Q(12) 0.560137 e Q(20) 0.517262.

Note-se, ainda na Tabela 6, que o valor de  $h_t$ , variância esperada no longo prazo, atende à condição necessária para convergência.

Nos Gráficos 9 e 10, constam as estimativas das variâncias dos modelos GARCH apresentados anteriormente. Tendo em vista que os choques exercem seus efeitos imediatos sobre  $\varepsilon_t^2$ , e que o modelo estimado para o Sudeste não contém a variância no tempo  $t-1$ , resulta que os efeitos dos choques tendem a ser mais fortes no período seguinte. Contrariamente, no Gráfico 10, há persistência da variância em ambos os casos.

## 6 – CONCLUSÕES

A evidência empírica mostra que a volatilidade das receitas de exportações está associada à forte participação de produtos primários na pauta de comércio e tem importantes efeitos sobre o crescimento econômico. Este trabalho investiga a presença de volatilidade nas receitas das exportações regionais e nas do Brasil, como um todo, observando-se, ainda, as características de persistência e assimetria dos choques sobre as taxas de crescimento das exportações:

1. As exportações do Brasil e da região Nordeste não apresentaram efeitos ARCH no período analisado e, portanto, não se prestam à estimação de modelos GARCH. Isto significa que as variâncias condicionais dessas exportações não são afetadas por choques que condicionem os seus comportamentos no futuro imediato. Ou seja, são séries temporais de variâncias constantes.
2. As exportações do Sul, Sudeste e do Centro-Oeste apresentaram variâncias heterocedásticas e se prestam, portanto, à estimação dos modelos GARCH. Os resultados desses modelos

revelaram que as exportações do Sul apresentam elevada persistência da variância condicional, com a soma dos coeficientes do termo ARCH e da variância defasada alcançando 0.90, significando que, quando submetidas a choques em uma determinada direção, essa variável tende a permanecer nos novos patamares a que foi conduzida, seja para cima, seja para baixo.

3. As exportações do Centro-Oeste apresentaram um grau de persistência da variância condicional comparativamente menor (0.74) do que as do Sul, o que, provavelmente, deve-se às diferenças das pautas entre essas regiões.
4. Em nenhum dos casos, observaram-se assimetrias dos efeitos de choques sobre as taxas de crescimento das exportações.

## ABSTRACT

Empirical evidence shows that export revenues volatility is correlated to a strong participation of primary products on trade, and exerts a significant influence on economic growth. This paper examines occurrence of trade revenue volatility on the Brazilian regions, and on the exports of the country as a whole, highlighting the characteristics of persistence and asymmetries of shocks on export growth rates. A GARCH type of model was estimated, confirming the absence of significant volatility of exports for the Northeastern and Brazil. South, South-eastern and Center West regions present significant volatility on exports revenues. High persistence of shocks occurs in the exports in South and Center West regions. In neither case was observed asymmetries to the shocks on the exports.

## KEY WORDS

Exports. ARCH Effect. GARCH.

## REFERÊNCIAS

AFXENTIOU, P.; SERLETIS, A. **Output growth and variability of export and import growth: international evidence from granger causality tests.** Disponível em: <<http://mpira.ub.uni-muenchen.de/1750/1/>>

MPRA\_paper\_1750.pdf>. Acesso em: 2010.

ARENA, M.; MAGUD, N. **The volatility of output: investment volatility or export volatility**. Disponível em: <<http://www.uoregon.edu/~magud/expo-vs-investment.pdf>>. Acesso em: 2010.

BARRO, R. J. Economic growth in a cross-section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, v. 106, p. 407-443, 1991.

BAXTER, M.; KOUPARITSAS, M. A. **What causes fluctuations in the terms of trade?**. Cidade de Publicação: Editora, 2000. (NBER, WP 7642).

BERA, A.; HIGGINS, M. L. On ARCH models: properties, estimation and testing. In: OXLEY, L. et al. **Surveys in econometrics**. Oxford: Blackwell, 1995.

BEZERRA, J. F.; CHAVES, R. L. A liberalização do comércio internacional e a produtividade da indústria: a evidencia empírica para o nordeste brasileiro utilizando vetores de correção de erro. In: ANPEC REGIONAL, 2007, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, 2007.

BLATTMAN, C. et al. **The impact of the terms of trade on economic development in the periphery 1870-1939: volatility and secular change**. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/cgi-bin/hsearch?q=Christopher+Blattman+%26+Jason+Hwang+%26+Jeffrey+G.+Williamson+&cmd=Search%21>>. Acesso em: 2010.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-27, 1986.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cenage Learning, 2008.

BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2008.

CAIADO, J.; CRATO, N. A GARCH-based method for clustering of financial time series: international stock market evidence. In: SKIADAS, C. H. (Ed.). **Recent**

**advances in stochastic modelling and data analysis**. Singapore: World Scientific Publishing, 2007.

ECHEVERRY, J. C. **Short run savings fluctuations and export shocks theory and evidence for Latin America**. Santafé de Bogotá, 1996. Disponível em: <<http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra048.pdf>>. Acesso em: 2010.

ENDERS, W. **Applied econometrics time series**. New York: John Wiley & Sons, 2005.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, p. 987-1007, 1982.

ENGLE, R. F.; NG, V. K. Measuring and testing the impact of news on volatility. **Journal of Finance**, v. 48, n. 5, p. 1749-1778, Dec. 1993.

ESTIMA. **Rats version 7 user's guide**. Evanston: IL, 2007.

EVERHART, S.; DUVAL-HERNANDEZ, R. **Management of oil windfalls in Mexico: historical experience and policy options for the future**. [S.l.]: The World Bank, 2001.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6th ed. Pearson: Prentice Hall, 2008.

HATEMMI-J, A.; IRANDOUSTER, M. Export performance and economic growth causality: an empirical analysis. **Atlantic Economic Journal**, p. 412-426, 2000.

JANSEN, M. **Income volatility in small and developing economies: export concentration matters**. Geneva: World Trade Organization, 2004.

KNUDSEN, O.; PARNES, A. **Trade instability and economic development**. London: D. C. Heath, 1975.

LARSON, D. F. et al. **Commodity risk management and development**. Disponível em: <<http://ideas>.

repec.org/cgi-bin/htsearch?q=Larson%2C+Donald+F.+%26+Varangis%2C+Panos+%26+Yabuki%2C+Nanae&cmd=Search%21>. Acesso em: 2010.

LAYTON, A. P.; VALADKHANI, A. **Measures of national export price volatility based on the capital asset pricing model**. Disponível em: <<http://www.bus.qut.edu.au/faculty/schools/economics/documents/discussionPapers/2004/DP%20No.%20171%20-%20Layton%20&%20Valadkhani.pdf>>. Acesso em: 2010.

LENSINK, R.; BO, H.; STERKEN, E. Does uncertainty affect economic growth?: an empirical analysis. **Review of World Economics**, v. 135, n. 3, p. 379-396, Sept. 1999.

MACBEAN, A. I. **Export instability and economic development**. Cambridge: Harvard University Press, 1966.

OMC. **World trade developments**. Disponível em: <[www.wto.org/english/res\\_e/status\\_e/its2008\\_e/its08\\_world\\_trade\\_dev\\_e.htm](http://www.wto.org/english/res_e/status_e/its2008_e/its08_world_trade_dev_e.htm)>. Acesso em: 31 ago. 2009.

RAMEY, G.; RAMEY, V. A. Cross-country evidence on the link between volatility and growth. **American Economic Review**, v. 85, n. 5, p. 1.138-1.151, Dec. 1995.

SANTOS, A. T. L. A. et al. A restrição externa

como fator limitante do crescimento econômico brasileiro: um teste empírico. **Economia**, Brasília, DF, v. 9, n. 2, p. 285/307, maio/ago. 2008.

SINHA, D. **Export instability, investment and economic growth in Asian countries**. Yale: Yale University Economic Growth Center, 1999. (Discussion Paper, n. 799).

TSAY, R. S. **Analysis of financial time series**. New York: John Wiley & Sons, 2002.

VALADKHANI, A. et al. Export price volatility in Australia: application of ARCH and GARCH models. [S.l.]: University of Wollongong Economics, **2005**. (Working Paper Series). Disponível em: <<http://www.uow.edu.au/content/groups/public/@web/@commerce/@econ/documents/doc/uow012194.pdf>>. Acesso em: 2010.

WANG et al. Testing and modelling autoregressive conditional heteroskedasticity of streamflow processes. **Nonlinear Processes in Geophysics**, v. 12, p. 55-66, 2005.

YOTOPOULOS, P.; NUGENT, J. B. **Economics of development: empirical investigations**. New York: Harper and Row, 1976.

ZENDRON, P.; CATERMOL, F. O boom exportador brasileiro e sua base de exportadores. **Revista do BNDES**, v. 13, n. 25, p. 87, 2006.

---

Recebido para publicação em: 04.11.2008.

