

## 4 Análise Empírica

As simulações apresentadas no capítulo anterior indicaram que a metodologia desenvolvida por Rigobon (2001) é aparentemente adequada para a análise empírica da relação entre a taxa de câmbio real e o índice de preços de commodities. Durante este capítulo vamos mostrar como foi feita esta análise para os casos brasileiro e neozelandês e porque, a princípio, ela não pode ser estendida aos demais países.

Os dados utilizados neste capítulo são o logaritmo das séries de câmbio real efetivo e do índice de preços de commodities, cujas metodologias de cálculo estão detalhadas no Capítulo 5 desta dissertação.

### 4.1 Definição da amostra de cada país

A análise do caso brasileiro deve começar apenas a partir de 1995. Entre o final dos anos 30 e meados de 60 predominaram períodos em que coexistiram múltiplas taxas de câmbio no Brasil<sup>68</sup>. Além disso, o baixo grau de abertura internacional, após a década de 70, deve contribuir para a distorção dos resultados anteriores a década de 90, assim como os altos níveis de inflação durante o período. Desta forma, a análise teve início em março de 1995, quando já podemos observar o impacto do rápido processo de abertura comercial do país e a reinserção no mercado internacional de capitais iniciados pelo Governo Collor em março de 1990, e da estabilização do nível de preços que decorreu da implantação do Plano Real em julho de 1994. A escolha de março de 1995 deve-se ao fato de que o mês marca o início da adoção do regime de *crawling peg*, após a crise mexicana no início do ano.

Lembramos que a aplicação da metodologia que sugerimos necessita de que haja mudança no regime cambial durante o período estudado.

---

<sup>68</sup> A partir de 1930 sucederam-se regimes cambiais restritivos com taxas administradas freqüentemente convivendo com controles de importação até 1945 e depois de 1947 até 1964. Nos anos 70 e 80 esses procedimentos foram retomados de forma intermitente. (Abreu, 1989, capítulos 3, 4 e 5).

De fato, podemos destacar dois períodos distintos no regime cambial brasileiro entre março de 1995 e 2002. Após março de 1995, foi mantido o regime de *crawling peg* até a crise cambial de janeiro de 1999, que culminou com a adoção do regime de câmbio flutuante. Desta forma, denominamos como primeiro regime o período que vai de março de 1995 até dezembro de 1998. Enquanto o segundo regime se estende de janeiro de 1999 até abril de 2002<sup>69</sup>.

A amostra utilizada no caso da Nova Zelândia abrange o período de julho de 1982 a junho de 2002. De 1961 até junho de 1979, a Nova Zelândia manteve o regime de câmbio fixo, com eventuais mudanças no nível da taxa vigente. Em junho de 1979, adotou-se o regime de *crawling peg*, após uma desvalorização nominal de 5%. O regime de flutuação controlada foi mantido até junho de 1982, quando o governo da Nova Zelândia optou por voltar ao regime de câmbio fixo. A partir de então houve apenas dois casos de alterações no nível da taxa nominal, em março de 1983 provocou-se uma desvalorização de 6% em relação aos parceiros comerciais, seguida de outra desvalorização de 20% em julho de 1984. O regime de câmbio fixo foi mantido até março de 1985, quando o governo da Nova Zelândia adotou o regime de câmbio flutuante. Desta forma, o período que se estende de junho de 1982 até fevereiro de 1985 corresponde ao nosso primeiro regime. De março de 1985 até junho de 2002 temos o segundo regime.

Nos casos da Austrália e do Canadá, não foi possível realizar o experimento porque não dispúnhamos de séries de câmbio real e de índice de preços de *commodities* que incorporassem mais de um regime cambial. Desta forma, no decorrer do texto reportaremos apenas os casos brasileiro e neozelandês.

## 4.2

### **Análise das variâncias das séries: momento de quebra de regime e condições de ordem e posto para a identificação do modelo**

Alguns importantes aspectos do uso da metodologia de Rigobon (2001) são determinados a partir do comportamento das variâncias das séries ao longo do

---

<sup>69</sup> Conforme será explicado no Capítulo 5, a série de índice de preços de *commodities* para o Brasil somente pode ser construída até abril de 2002, pois os dados referentes ao índice de preços de importações não estavam disponíveis até junho daquele ano, pelo menos até o momento em que concluímos a coleta de dados para esta dissertação.

período analisado. A importância desta análise é crucial para o exercício que propomos, porque dela dependem a determinação do momento de quebra do regime cambial e a satisfação das condições de ordem e posto para a identificação do modelo apresentado no Capítulo 3. Nesta seção, os dois primeiros aspectos serão estudados a partir do método de *rolling windows*. A partir da análise das matrizes de covariância das séries em cada regime, estudaremos também a satisfação da condição de posto pelas séries de cada país.

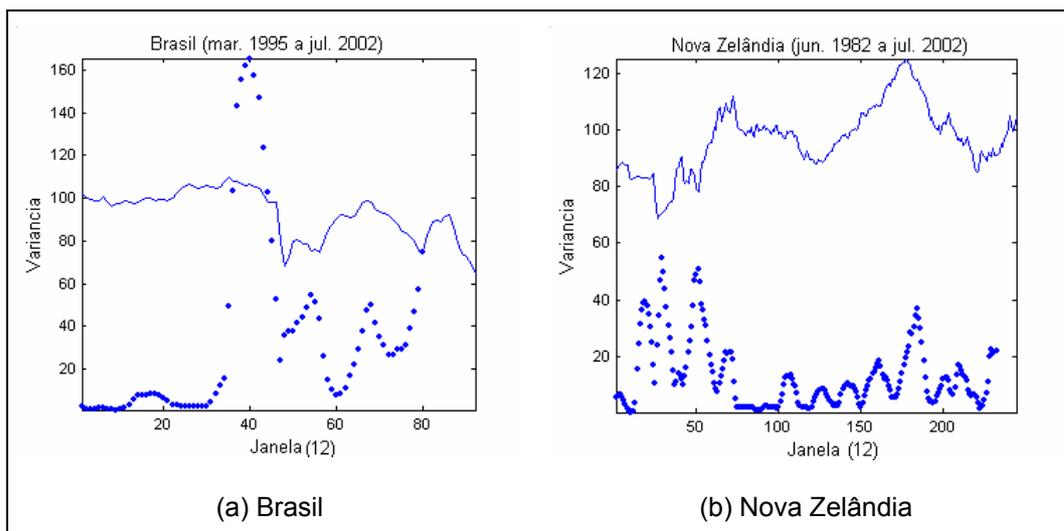
Para a identificação do momento de quebra do regime de variância, nos deparamos com duas alternativas: uma exógena, determinada a partir do anúncio da mudança do regime cambial por parte das autoridades de política econômica de cada país; e outra, endógena, e, portanto menos arbitrária, a partir da análise de *rolling windows* das variâncias das séries. O método de *rolling windows* produz estimadores da variância da série dividida em janelas encadeadas de  $N$  observações cada, onde  $N$ , o tamanho da janela, é determinado arbitrariamente a partir do tamanho da série disponível para análise de cada país<sup>70</sup>. Vale notar, entretanto, que ainda existe um certo grau de arbitrariedade no método de determinação endógena, uma vez que o tamanho das janelas e a definição de quebra de regime não são determinados endogenamente.

De qualquer forma, mesmo a determinação exógena do momento de quebra de regime parece adequada ao nosso exercício, uma vez que existe de fato uma data anunciada e conhecida marcando a transição entre dois regimes cambiais. Assim, a análise de *rolling windows* é utilizada aqui para testar as hipóteses de que ambos os métodos levam a resultados semelhantes e de que a condição de ordem para a identificação do modelo de equações simultâneas é adequadamente atendida.

De acordo com a análise de *rolling windows*, cujos resultados são apresentados na Figura 4.1., podemos destacar alguns pontos fundamentais. Primeiro, o lado positivo da análise de *rolling windows* nas variâncias é que a data obtida pelo método de determinação endógena para a quebra de regime é aparentemente a mesma obtida pela determinação exógena, ou seja, do anúncio da flutuação (ou desvalorização no caso brasileiro) da taxa de câmbio nominal.

---

<sup>70</sup> Quanto maior for  $N$ , mais eficiente será o estimador da variância, mas menor será o número de janelas disponíveis para a análise.



Figuras 4.1 - *Rolling Windows* das variâncias das séries de câmbio real<sup>71</sup>.

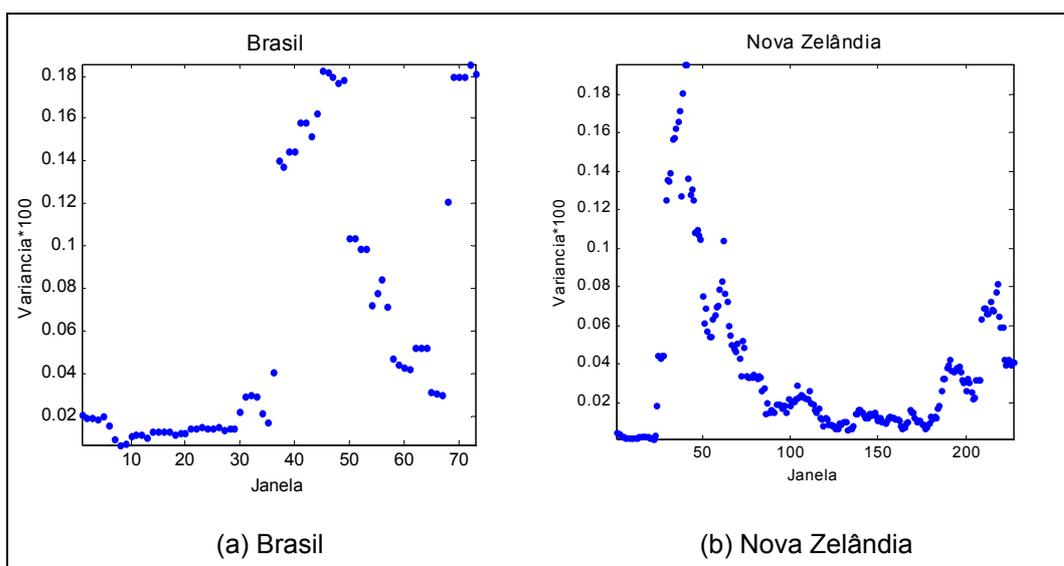


Figura 4.2. Análise de *rolling windows* das séries de câmbio real, corrigidas para a presença de outliers<sup>72</sup>

Da análise das variâncias das séries, destacamos também a dificuldade de se manter a hipótese de que, durante a vigência de cada regime, a variância é constante para as séries referentes ao Brasil e à Nova Zelândia. Mesmo corrigindo

<sup>71</sup> A linha pontilhada representa a variância das séries, enquanto a linha contínua, a própria série de câmbio real efetivo de cada país. As janelas são de 12 meses. Aparentemente, pequenas variações em torno destes valores não alteram os resultados.

<sup>72</sup> A linha pontilhada representa a variância das séries, enquanto a linha contínua, a própria série de câmbio real efetivo de cada país. As janelas são de 12 meses para cada país.

as séries de câmbio real para a presença de *outliers*<sup>73</sup>, conforme discutimos na Seção 3.5, a Figura 4.2 indica que esta hipótese não é plenamente atendida. Vale lembrar, no entanto, que conforme destacou Rigobon (2001) seu método produz estimadores consistentes ainda que o número de regimes esteja subestimado. Ou seja, ainda que de fato dentro do regime de câmbio flutuante exista outro regime de volatilidade que poderia ser caracterizado pelos momentos de crises cambiais, para nosso exercício podemos manter estas observações num único regime de câmbio flutuante, porque o método ainda assim produz estimadores consistentes.

Pode-se perceber ainda que para o Brasil e a Nova Zelândia, os dados indicam que existe mudança na variância das séries de câmbio real. Ou seja, para estes países a condição de ordem parece adequadamente satisfeita. Uma vez checada a condição de ordem para a identificação do modelo, devemos analisar a condição de posto, referente à proporcionalidade dos choques de variâncias em cada série.

Na Tabela 4.1. apresentamos as matrizes de covariâncias das séries de câmbio real e de preços de *commodities* do Brasil e da Nova Zelândia, para cada regime cambial. Os dados apresentados indicam que as variâncias estimadas para o Brasil preservam a condição de posto imposta pela metodologia desenvolvida por Rigobon (2001) para a identificação de modelos de equações simultâneas, ou seja, os choques de variância em cada série não são proporcionais<sup>74</sup>. Após a desvalorização do Real, em dezembro de 1998, as variâncias das séries de taxa de câmbio real e de índice de preços de *commodities* mudam na verdade em direções opostas.

De acordo com as conclusões referentes ao tratamento das séries no que diz respeito a períodos de transição de regime cambial e à acumulação de “atrasos” do câmbio real em relação aos preços de *commodities*, discutidos na Seção 3.3., as séries de desvios do câmbio real e do índice de preços de *commodities* utilizadas no exercício que propomos para o Brasil são derivadas, respectivamente, a partir das equações (4.1.) e (4.2.):

---

<sup>73</sup> Períodos de realinhamento da taxa de câmbio após a flutuação ou desvalorizações nominais durante o regime de câmbio fixo.

<sup>74</sup> Formalmente, conforme apresentado na seção 4.1. para satisfazer a condição de posto deve-se ter que:  $\text{var}(e_t)_1 \text{cov}(e_t, ipc_t)_2 \neq \text{cov}(e_t, ipc_t)_1 \text{var}(e_t)_2$ .

$$\Delta \hat{e}_t = \Delta e_t - (c + \beta_1 d_1 + \beta_2 d_2), \quad (4.1)$$

onde  $\Delta \hat{e}_t$  representa a série do logaritmo da primeira diferença do câmbio real do Brasil, excluídos os efeitos da média ( $c = 0.0035$ ) e do período posterior a flutuação do câmbio entre janeiro e fevereiro de 1999 ( $\beta_1 = -0.211$  e  $\beta_2 = -0.158$ ); e:

$$\Delta \hat{ipc}_t = \Delta ipc_t - c, \quad (4.2)$$

onde  $\Delta \hat{ipc}_t$  representa a série do logaritmo da primeira diferença do índice de preços de *commodities*, excluídos os efeitos da média ( $c = -0.0016$ ).

Tabela 4.1. Descrição das variâncias estimadas para o Brasil e a Nova Zelândia<sup>75</sup>.

		Brasil	N.Zelândia
I regime	Var( $e_t$ )	0.020	0.003
	Var( $ipc_t$ )	0.056	0.078
	Cov( $e_t, ipc_t$ )	0.011	-0.004
II regime	Var( $e_t$ )	0.134	0.045
	Var( $ipc_t$ )	0.054	0.128
	Cov( $e_t, ipc_t$ )	0.002	0.005

Os dados da Tabela 4.1. indicam ainda que, para a Nova Zelândia, apesar das mudanças das variâncias das séries de câmbio real e de preços de *commodities*, do primeiro para o segundo regime, ocorrerem na mesma direção, a condição de posto apresentada é satisfeita, ou seja  $\text{var}(e_t)_1 \text{cov}(e_t, ipc_t)_2 \neq \text{cov}(e_t, ipc_t)_1 \text{var}(e_t)_2$ . De fato, as simulações realizadas para amostras com características semelhantes a da Nova Zelândia indicam que sob as hipóteses apresentadas no Capítulo 3, o método de Rigobon (2001) é apropriado para estimar a relação entre os preços de *commodities* e a taxa de câmbio real do país.

<sup>75</sup> Séries em logaritmo, valores apresentados estão multiplicados por 100.

No caso da Nova Zelândia, para corrigir o viés que as intervenções na taxa de câmbio nominal, durante o regime de câmbio fixo, poderiam provocar, expurgamos os efeitos dessas observações das séries de câmbio real. De fato, assim como nos períodos de transição do regime de câmbio fixo para flutuante, supomos que a variância do câmbio real nesses casos não reflete movimentos contemporâneos dos preços de *commodities*, nosso verdadeiro objetivo de análise. Desta forma, o tratamento dado a essas observações foi semelhante ao tratamento dado aos períodos de *overshooting* cambial, discutido no capítulo anterior. Retiramos o excesso de variância através da estimação de variáveis dicotômicas para esses eventos. Assim, as séries analisadas do país são representadas pelas equações:

$$\Delta \hat{e}_t = \Delta e_t - (c + \beta_1 d_1 + \beta_2 d_2 + \beta_3 d_3 + \beta_4 d_4 + \beta_5 d_5), \quad (4.3)$$

onde  $\Delta \hat{e}_t$  representa a série do logaritmo da primeira diferença do câmbio real da Nova Zelândia, excluídos os efeitos da média ( $c = 0.0017$ ), das desvalorizações do câmbio nominal de março de 1983 ( $\beta_1 = -0.0489$ ) e de julho de 1984 ( $\beta_2 = -0.1038$ ), que afeta também agosto de 1984 ( $\beta_3 = -0.1037$ ) e do período posterior a flutuação do câmbio entre março e abril de 1985 ( $\beta_4 = 0.0215$  e  $\beta_5 = 0.005$ ); e:

$$\Delta \hat{ip}c_t = \Delta ipc_t - c, \quad (4.4)$$

onde  $\Delta \hat{ip}c_t$  representa a série do logaritmo da primeira diferença do índice de preços de *commodities*, excluídos os efeitos da média ( $c = -0.0009$ ).

Na próxima seção apresentaremos os principais resultados derivados do exercício proposto para esses países.

### 4.3 Principais resultados

Das pretensões iniciais deste trabalho: usando a metodologia de Rigobon (2001), incorporar o Brasil às análises de *commodity currency* e re-estimar a relação entre os preços de *commodities* e a taxa de câmbio real para a Austrália, o Canadá e a Nova Zelândia – apenas os casos brasileiro e neozelandês puderam ser executados com sucesso. O maior problema que encontramos para realizar o

exercício para os demais países foi referente à disponibilidade de séries que incorporassem pelo menos dois regimes distintos de variância.

A partir da aplicação do exercício proposto ao Brasil, verificamos que a elasticidade do câmbio real em relação aos preços de *commodities* estimada em aproximadamente 0.221 pode ser considerada estatisticamente significativa a 5%. Este resultado sugere que a taxa de câmbio do Brasil, durante o período analisado, de fato é influenciada contemporaneamente pelo comportamento dos preços das suas principais *commodities* exportadas. Os resultados derivados sugerem ainda que, de acordo com a intuição teórica apresentada no Capítulo 2, o câmbio real do Brasil deve apreciar em resposta a elevações nos preços internacionais das principais *commodities*, ou seja, o país possui uma *commodity currency*.

Tabela 4.2. Principais resultados.

	Brasil	N.Zelândia
$\alpha$	-0.076***	0.28**
$\beta$	0.221*	-0.057***

\* significativo a 5%.

\*\* significativo a 10%

\*\*\* não significativo a 10%

A partir das distribuições *bootstrap* dos parâmetros, verificamos também que o  $\alpha$  estimado em -0,076 não pode ser considerado estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 10%. Ou seja, o caminho inverso, do câmbio brasileiro aos preços das suas principais *commodities* exportadas, não pode ser comprovado empiricamente, uma vez que a elasticidade estimada dos preços de *commodities* em relação ao câmbio não pode ser considerada estatisticamente diferente de zero. Assim, os resultados indicam que o Brasil, apesar de ser um grande produtor das principais *commodities* presentes na sua pauta de exportação<sup>76</sup>, não tem poder de mercado significativo sobre o preço internacional destas *commodities* (no período analisado), no sentido específico de que variações da sua taxa de câmbio real não implicam necessariamente em variações

<sup>76</sup> As principais *commodities* da pauta de exportação do Brasil, conforme pode ser visto no Capítulo 5, são o minério de ferro, o complexo soja, o café, a celulose, o suco de laranja e o açúcar.

contemporâneas dos preços internacionais desses produtos. Na Figura 4.3., apresentamos as distribuições empíricas de  $\alpha$  e  $\beta$  para o Brasil.

Salvo as restrições já mencionadas ao uso da metodologia de Rigobon (2001) na abordagem de *commodity currency*, os resultados encontrados indicam que a elasticidade do câmbio aos preços de *commodities* da Nova Zelândia não pode ser considerada estatisticamente diferente de zero. Esse resultado surpreende, uma vez que, no restante da literatura o país geralmente é considerado como um dos principais representantes dos países que possuem *commodity currency*. Na literatura analisada, apenas o trabalho de Cashin, Céspedes e Sahay (2002) encontra evidências de que os preços de *commodities* não afetam a taxa de câmbio real do país.

Os resultados estimados indicam, ainda, que a Nova Zelândia tem significativo poder de mercado sobre a determinação dos preços internacionais das principais *commodities* que exporta. De fato, o país é um importante produtor da maioria desses bens. Para o país apenas o efeito do câmbio sobre os preços de *commodities*, estimado em 0.28, pode ser considerado estatisticamente diferente de zero, ao nível de significância de 10%. Se o verdadeiro  $\alpha$  é de fato positivo, estimativas de  $\beta$  baseadas na suposição de que os preços de *commodities* são exógenos em relação ao câmbio estarão viesadas para cima. Assim, os resultados encontrados na literatura, que corroboram a hipótese de que o país possui uma *commodity currency*, podem refletir exatamente o fato de que, em geral, as metodologias de análise adotadas supõem que não existe endogeneidade entre a sua taxa de câmbio real e os preços internacionais das *commodities* que exporta. As distribuições *bootstrap* dos parâmetros estimados para a Nova Zelândia são apresentadas na Figura 4.4.

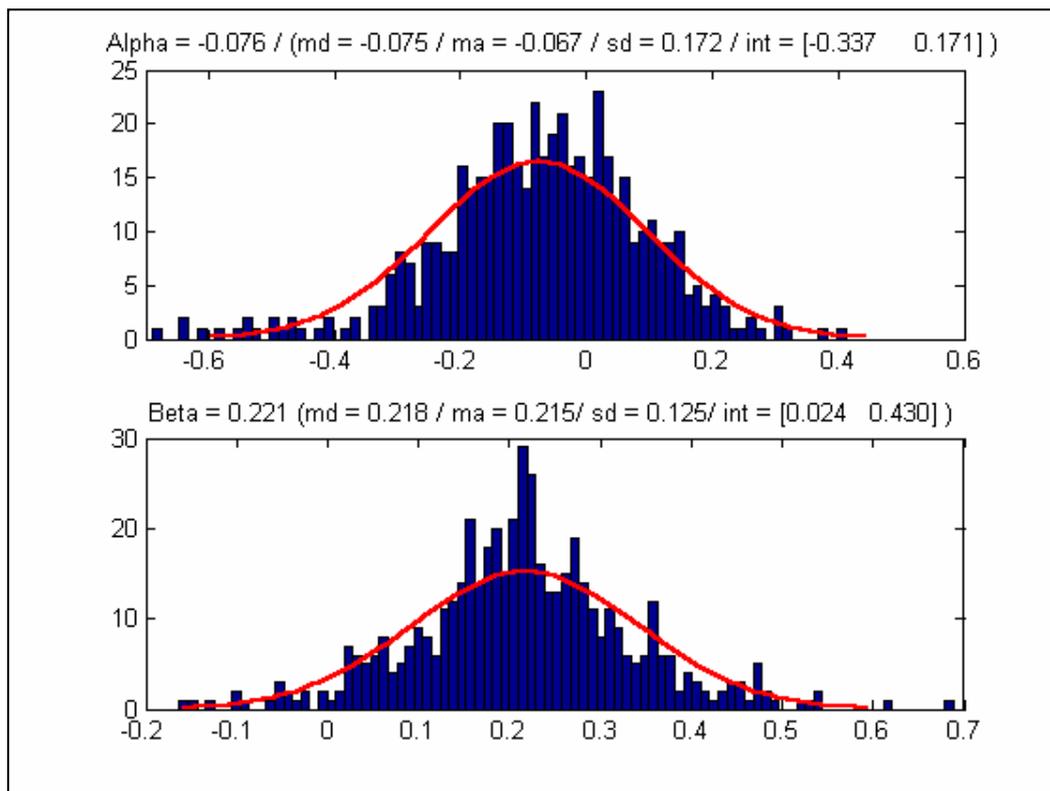


Figura 4.3. Distribuição *bootstrap* dos estimadores para o Brasil, séries “corrigidas” para *outliers* (03/1995 - 04/2002)<sup>77</sup>

<sup>77</sup> Nota: acima de cada distribuição empírica apresentam-se os nomes dos parâmetros estimados, o estimador pontual, a média, a mediana, o desvio padrão e o intervalo de confiança ao nível de 5% calculados a partir da distribuição empírica do parâmetro estimado.

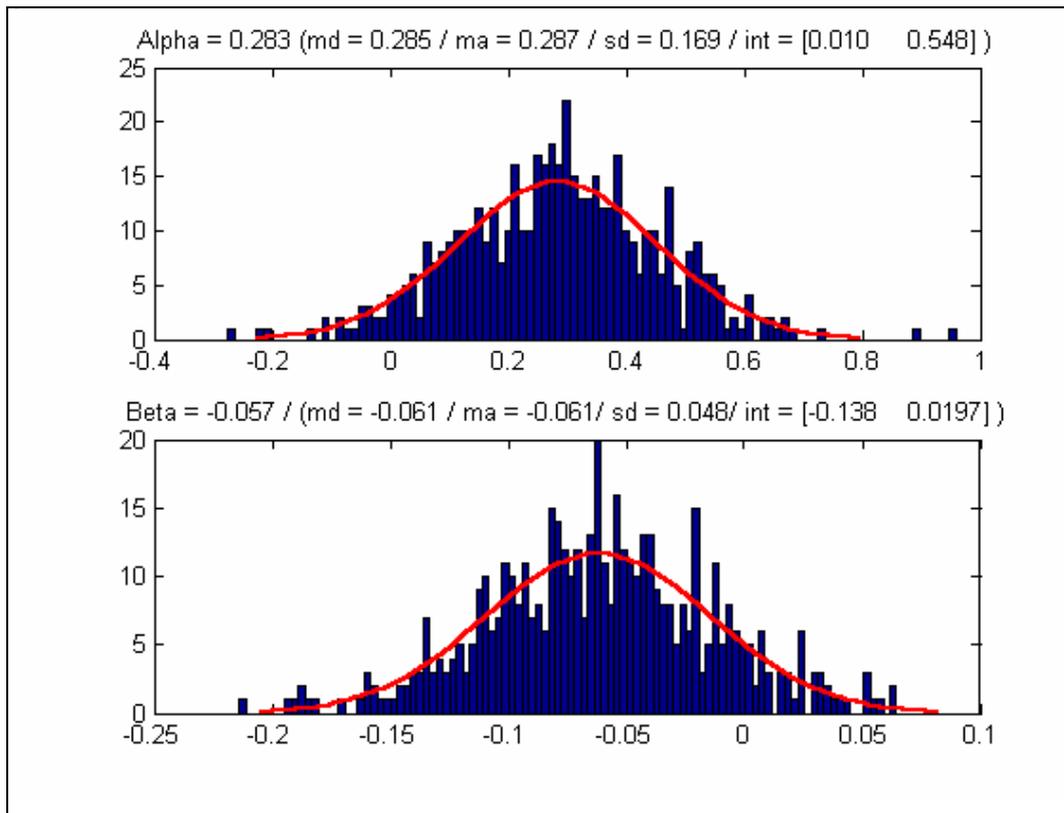


Figura 4.4. Distribuição *bootstrap* dos estimadores para a Nova Zelândia, séries “corrigidas” para *outliers* (03/1995 - 04/2002)<sup>78</sup>

<sup>78</sup> Nota: acima de cada distribuição empírica apresentam-se os nomes dos parâmetros estimados, o estimador pontual, a média, a mediana, o desvio padrão e o intervalo de confiança ao nível de 10% calculados a partir da distribuição empírica do parâmetro estimado.