

3 Método de estimação da relação entre a taxa de câmbio real e os preços de *commodities*

A seguir explicaremos o método de estimação escolhido para a análise da relação entre a taxa de câmbio real e os preços de *commodities*, destacando as principais vantagens e desvantagens do seu uso. Neste capítulo realizamos ainda uma exaustiva série de simulações com o intuito de verificar a compatibilidade do método proposto a séries com as características das apresentadas pela literatura de *commodity currency*.

3.1 Descrição da Metodologia proposta por Rigobon (2001)

Conforme mostramos na Seção 2.1.2., a possibilidade de existir endogeneidade entre as séries de taxa de câmbio real e de índice de preços de *commodities* nos obriga a trabalhar com um modelo de equações simultâneas. Considere o modelo descrito pelas equações (3.1.1) e (3.1.2),

$$e_t = \beta ipc_t + \boldsymbol{\theta}' \mathbf{x}_t + u_t, \quad (3.1.1)$$

$$ipc_t = \alpha e_t + \boldsymbol{\lambda}' \mathbf{w}_t + v_t, \quad (3.1.2)$$

onde \mathbf{x}_t e \mathbf{w}_t são vetores de variáveis exógenas que afetam, respectivamente, a taxa de câmbio e os preços de *commodities*, u_t e v_t representam choques aleatórios, onde $E(u_t, v_s) = 0, \forall t, s$ e $\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\lambda}, \alpha$ e β são parâmetros.

Para simplificar a análise, omitiremos das equações acima os termos $\boldsymbol{\theta}' \mathbf{x}_t$ e $\boldsymbol{\lambda}' \mathbf{w}_t$, referentes às variáveis explicativas exógenas. Assim, temos que:

$$e_t = \beta ipc_t + u^*_t \quad (3.1.3)$$

$$ipc_t = \alpha e_t + v^*_t \quad (3.1.4)$$

onde $u^*_t = \boldsymbol{\theta}' \mathbf{x}_t + u_t$ e $v^*_t = \boldsymbol{\lambda}' \mathbf{w}_t + v_t$. Deve ficar claro, que para não haver viés de variáveis omitidas, as únicas hipóteses necessárias são que u_t^* e ipc_t sejam não

correlacionadas entre si, assim como v_t^* e e_t neste caso, equivale a dizer que $Cov(\mathbf{x}_t, \mathbf{w}_s) = 0, \forall t, s$. De fato, esta é uma hipótese restritiva, no sentido em que desconsidera a existência de choques exógenos que possam afetar simultaneamente a ambas as variáveis de maneira independente.

O modelo representado pelas equações 3.1.1 – 4 não é identificado porque os parâmetros de interesse α e β pertencem a uma forma estrutural que não pode ser estimada diretamente. A variável explicativa ipc_t (índice de preços de *commodities*) pode estar correlacionada com o termo aleatório u_t , assim como e_t (taxa de câmbio real) pode estar correlacionada com v_t . Cabe ressaltar a hipótese adotada de que x_t e w_t não são instrumentos adequados para e_t e ipc_t , caso contrário o modelo poderia passar a ser identificado.

O sistema (3.1.3. - 3.1.4.) pode ser escrito também na forma reduzida:

$$e_t = \frac{\beta v_t^* + u_t^*}{1 - \beta\alpha}, \quad (3.1.5)$$

$$\dot{ipc}_t = \frac{v_t^* + \alpha u_t^*}{1 - \beta\alpha}. \quad (3.1.6)$$

Calculando a variância de ambos os lados das equações (3.1.5) e (3.1.6),

$$Var(e_t) = \left(\frac{1}{1 - \beta\alpha} \right)^2 (\beta^2 \sigma_v^2 + \sigma_u^2) \quad (3.1.7)$$

$$Var(ipc_t) = \left(\frac{1}{1 - \beta\alpha} \right)^2 (\sigma_v^2 + \alpha^2 \sigma_u^2) \quad (3.1.8)$$

$$Cov(e_t, ipc_t) = \left(\frac{1}{1 - \beta\alpha} \right)^2 (\beta \sigma_v^2 + \alpha \sigma_u^2) \quad (3.1.9)$$

onde $\sigma_u^2 = Var(u_t^*)$ e $\sigma_v^2 = Var(v_t^*)$.

Temos portanto apenas três equações (3.1.7, 3.1.8 e 3.1.9) para estimar quatro parâmetros: $\beta, \alpha, \sigma_v^2$ e σ_u^2 . Desta forma, o sistema de equações acima

não é identificado: ao estimarmos a forma reduzida (equações 3.1.5 e 3.1.6), não obtemos estimadores suficientes para encontrarmos os parâmetros da forma estrutural, que são o nosso verdadeiro objeto de análise.

Com o intuito de resolver um problema semelhante, Rigobon (2001) desenvolveu uma metodologia que permite estimar modelos não identificados na ausência de bons instrumentos. Seu método busca a identificação de modelos de equações simultâneas a partir da presença de heterocedasticidade nas séries, definida como uma mudança no regime de variâncias das séries.

A princípio esta metodologia é exatamente o que precisamos para resolver duas diferenças entre nosso trabalho e o restante da literatura sobre *commodity currency*. Primeiro permitirá trabalhar com a hipótese de endogeneidade entre as séries sem recorrer às variáveis instrumentais de praxe, que consideramos duvidosas. Segundo, permitirá trabalhar com séries que englobam mais de um regime cambial. De fato, a existência dessas mudanças de regime é exatamente o que permite aplicar a metodologia de Rigobon (2001) ao problema de das *commodity currencies*, como veremos a seguir.

Uma implicação esperada de passar de um regime de câmbio fixo para um de câmbio flutuante é o aumento da volatilidade na série da taxa de câmbio real⁴⁹, uma vez os preços domésticos normalmente apresentam maior rigidez na absorção de choques do que a taxa de câmbio nominal. Supondo que α e β sejam as mesmas constantes durante ambos os regimes⁵⁰, Rigobon (2001) demonstra que é possível estimar duas formas reduzidas das matrizes de covariância, uma para cada regime. Assim, obtemos três novas equações e apenas duas novas incógnitas para adicionar ao modelo original.

Segundo Rigobon (2001), resolvendo as seis equações decorrentes para as variâncias teríamos que α e β são determinados pelo seguinte sistema de equações:

⁴⁹ Esse resultado é apoiado pela evidência empírica reportada por Mussa (1986) para determinados países industrializados.

⁵⁰ De fato, esta é uma segunda hipótese bastante restritiva que teremos que fazer para usar a metodologia de Rigobon (2001) em nosso exercício - a primeira refere-se à não correlação entre u^* e v^* . Os parâmetros α e β serem constantes implica que a relação entre os preços de *commodities* e a taxa de câmbio é estável no longo prazo, mesmo na presença de uma mudança de regime. Esse assunto será abordado na Seção 3.6.

$$\beta = \frac{\text{cov}(e_t, ipc_t)_s - \alpha \text{var}(e_t)_s}{\text{var}(ipc_t)_s - \alpha \text{cov}(e_t, ipc_t)_s}, \quad (3.1.10)$$

$$a\alpha^2 - b\alpha + c = 0, \quad (3.1.11)$$

onde $s \in \{1,2\}$ representa o regime de câmbio nominal e:

$$a = \text{var}(e_t)_1 \text{cov}(e_t, ipc_t)_2 - \text{cov}(e_t, ipc_t)_1 \text{var}(e_t)_2,$$

$$b = \text{var}(e_t)_1 \text{var}(ipc_t)_2 - \text{var}(ipc_t)_1 \text{var}(e_t)_2,$$

$$c = \text{cov}(e_t, ipc_t)_1 \text{var}(ipc_t)_2 - \text{var}(ipc_t)_1 \text{cov}(e_t, ipc_t)_2.$$

Ainda, segundo o autor, a única condição para que o sistema seja identificado é que $\text{var}(e_t)_1 \text{cov}(e_t, ipc_t)_2 \neq \text{cov}(e_t, ipc_t)_1 \text{var}(e_t)_2$. Esta é a chamada condição de posto para a identificação do sistema. Como vimos anteriormente, a existência de quebra de regime de variância gera a condição de ordem. Assim, α e β são consistentemente estimados a partir de estimadores consistentes das matrizes de covariância de cada regime.

A metodologia de Rigobon (2001), ao permitir que o regime cambial mude durante o período amostral, é ideal para analisar o caso brasileiro desde o Plano Real⁵¹. Permitiria ainda estender o período de análise para outros países já abordados na literatura. Assim poderíamos comparar os resultados das metodologias tradicionalmente adotadas na literatura com os resultados da metodologia que estamos sugerindo⁵². De fato, se os preços de *commodities* afinal não forem endógenos em relação à taxa de câmbio real, e as hipóteses feitas na literatura em relação a estacionariedade das séries estiverem adequadas, os resultados obtidos pelo método de Rigobon (2001) deverão ser próximos aos encontrados em outros estudos sobre *commodity currency*, a não ser que não valha a hipótese que fazemos em relação à estabilidade das elasticidades calculadas entre diferentes regimes cambiais.

⁵¹ Aqui vale lembrar que a flutuação do câmbio no Brasil aconteceu somente em janeiro de 1999, enquanto que no Canadá aconteceu em 72, na Austrália em dezembro de 83 e na Nova Zelândia em março de 85.

⁵² Por problemas em relação à disponibilidade de dados, o exercício proposto somente foi levado a cabo para os casos brasileiros e neozelandês.

Na próxima seção discutiremos a questão de utilizar o método de estimação desenvolvido por Rigobon (2001) em séries com alta persistência na absorção de choques.

3.2

A alta persistência das séries de câmbio real

Uma questão importante quando se aplica a metodologia de Rigobon (2001) ao problema das *commodities currencies* é a grande persistência que as séries de taxa de câmbio apresentam na absorção de choques, ou seja, os choques podem ser aproximadamente descritos por:

$$u_t^* = \phi u_{t-1}^* + \varepsilon_t, \quad (3.2.1)$$

$$v_t^* = \psi v_{t-1}^* + \eta_t, \quad (3.2.2)$$

onde ϕ e ψ devem ser em módulo muito próximos de 1, e ε_t e η_t são dois ruídos não correlacionados entre si.

Trata-se de uma questão importante porque o método se baseia em estimadores das variâncias das séries, e a longa persistência na absorção de choques pode comprometer a eficiência destes estimadores, principalmente em pequenas amostras como aquelas de que dispomos.

De fato, algumas simulações que realizamos para séries com alta persistência indicam que os resultados estimados pelo método de Rigobon (2001) não são robustos a pequenas variações em torno dos parâmetros escolhidos. Além disso, a estimação feita com as séries em nível impõe necessariamente a hipótese de que as séries são estacionárias, uma vez que a estimação é feita a partir de estimadores consistentes da matriz de covariância das séries. Esses resultados, de fato não representam um problema para o exercício que propomos, porque neste caso os parâmetros de interesse α e β das séries em nível são os mesmos parâmetros das séries em primeiras diferenças.

Conforme pode ser observado, se do modelo em nível subtraímos uma defasagem, temos o modelo em primeiras diferenças, cujos parâmetros de interesse α e β são os mesmos do modelo original. Ou seja, a interpretação econômica dos parâmetros estimados em ambos os modelos é a mesma. A única

diferença entre aplicar o método de Rigobon (2001) em ambos modelos decorre da perda de uma observação quanto estimamos os parâmetros α e β a partir do modelo em primeiras diferenças.

Seja o modelo utilizado representado pelas seguintes equações:

$$e_{t,s} = \beta^* ipc_{t,s} + u^*_{t,s} \quad (3.2.3)$$

$$ipc_{t,s} = \alpha^* e_{t,s} + v^*_{t,s} \quad (3.2.4)$$

$$\Delta e_{t,s} = \beta^* \Delta ipc_{t,s} + \Delta u^*_{t,s} \quad (3.2.5)$$

$$\Delta ipc_{t,s} = \alpha^* \Delta e_{t,s} + \Delta v^*_{t,s} \quad (3.2.6)$$

onde $u_{t,s} \sim N(0, \sigma_{u,s})$, $v_{t,s} \sim N(0, \sigma_{v,s})$ ⁵³ e $s \in \{1,2\}$, caracteriza cada regime de câmbio nominal.

Nas simulações, foram geradas cinco mil séries com valores arbitrários para α , β , $\sigma_{u,1}$, $\sigma_{u,2}$, $\sigma_{v,1}$ e $\sigma_{v,2}$, seguindo o modelo descrito pelas equações 3.2.3 - .4. O tamanho das amostras foi mantido fixo e igual ao número de observações utilizado no caso brasileiro. Para que estas simulações esclarecessem as dúvidas em relação à compatibilidade do método com o exercício que propomos, procuramos aproximar os valores arbitrários aos parâmetros estimados para os dados do Brasil e da Nova Zelândia⁵⁴.

Conhecidos os valores arbitrários de todos os parâmetros necessários, construímos cinco mil séries de e_t e ipc_t a partir do modelo descrito. Calculamos as primeiras diferenças de cada série. Com o método desenvolvido por Rigobon (2001), estimamos os valores de α e β para cada par de séries geradas. Os

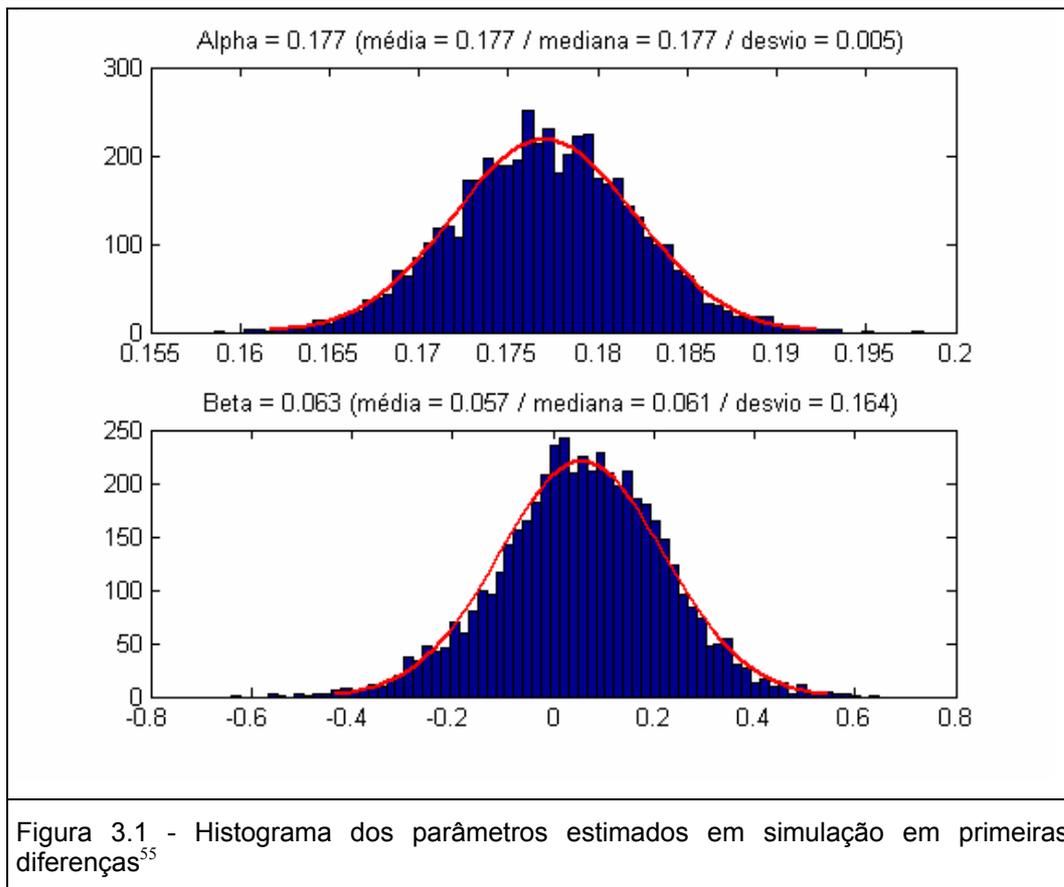
⁵³ Nota-se que a hipótese sobre a normalidade das distribuições dos choques aleatórios, u_t e v_t , somente foi utilizada para as simulações do modelo.

⁵⁴ Note-se que, para testar a robustez das simulações realizadas, variamos os valores arbitrários de cada parâmetro. No entanto, os resultados destas simulações não serão apresentados nesta dissertação por motivo de economia de espaço, mas vale ressaltar que não houve mudanças significativas em relação aos resultados apresentados. Pode-se perceber que as variáveis u^*_t e v^*_t não são observadas, e, portanto não podemos estimá-las diretamente. Desta forma, a primeira etapa das simulações foi estimar ϕ e ψ indiretamente a partir de e_t e ipc_t . Para tanto, estimamos primeiramente um modelo AR(1) para as séries de câmbio e de índice de preços de *commodities*. Em seguida construímos cinco mil séries de e_t e ipc_t , a partir do modelo acima, variando os valores de ϕ e ψ , e estimamos os coeficientes de um modelo AR(1) para cada uma das séries geradas, até encontrar quais valores arbitrários de ϕ e ψ produziram séries com os mesmos valores estimados do modelo AR(1) para os dados reais. Procedimento semelhante foi realizado para obtenção de $\sigma_{x,1}$, $\sigma_{x,2}$, $\sigma_{y,1}$ e $\sigma_{y,2}$.

resultados apresentados na Figura 3.1. foram satisfatórios no que se refere à eficiência dos estimadores pontuais e à sua precisão.

Além de contornar a baixa precisão dos estimadores com séries de alta persistência, a grande vantagem de trabalharmos com as séries em primeiras diferenças é que não precisamos saber se as séries são de fato estacionárias ou não. De fato, as simulações realizadas mostraram que o método é adequado para o tratamento tanto de séries estacionárias com alta persistência na absorção de choques, quanto de séries que apresentam raiz unitária. O resíduo de persistência que pode permanecer num modelo de primeiras diferenças de séries próximas à raiz unitária não deve afetar de forma significativa a eficiência dos estimadores encontrados. De fato, considerando a divergência que encontramos na literatura sobre a estacionariedade, ou não, das séries de câmbio real e preços de *commodities*, esta é uma grande vantagem do método descrito aqui, em relação aos métodos utilizados nas abordagens usuais da literatura sobre *commodity currency*. Ainda que os preços de *commodities* não sejam endógenos em relação à taxa de câmbio, poder relaxar a hipótese sobre a estacionariedade ou não das séries, por si só, justifica a utilização do método de Rigobon (2001) para estimar a relação entre a taxa de câmbio real e os preços de *commodities*.

Entretanto, a abordagem adotada gera um potencial problema que deve ser discutido. Caso as séries sejam estacionárias, isto é, $|\Phi| < 1$ e $|\Psi| < 1$, ao trabalharmos com a primeira diferença das séries, estaremos induzindo um processo MA (média móvel) não inversível nos resíduos. Contudo, isto não afeta a estimação dos parâmetros α e β , mas apenas a estimação do erro padrão dos estimadores e conseqüentemente dos intervalos de confiança. Este ponto será abordado em maior detalhe a seguir.



3.3 Comportamento da variância das séries de câmbio real

Ao utilizar a metodologia de Rigobon (2001) no trato do problema de *commodity currency* supomos que a ruptura do regime cambial caracteriza um choque estrutural que afeta apenas o segundo momento das distribuições das séries utilizadas. Para que a flutuação da taxa de câmbio configure uma mudança de regime no âmbito da modelagem descrita, supomos que a variância da taxa de câmbio após a flutuação permanece estável.

Por mais razoável que pareça a hipótese de que existe um aumento da volatilidade do câmbio real quando o regime de câmbio nominal passa de fixo a flutuante, devido ao fato de que existe alguma rigidez nos preços domésticos, a hipótese de que a variância é constante dentro de cada regime deve ser analisada

⁵⁵ Acima de cada quadro apresentam-se os nomes dos parâmetros estimados, os valores arbitrários dos parâmetros, a média, a mediana e o desvio padrão da distribuição empírica dos valores estimados para o parâmetro. Essa figura corresponde ao modelo com $\phi = 0.96$ e $\psi = 0.89$, resultados semelhantes foram encontrados para variações de ϕ e ψ de 0.85 a 1.

com muito cuidado. Isto porque existem observações referentes aos primeiros momentos que sucederam a flutuação, onde se espera que a volatilidade da taxa de câmbio seja intensificada e não seja representativa da volatilidade da série de câmbio flutuante em momentos normais⁵⁶. De fato, supomos que os movimentos da taxa de câmbio real nesse período não refletem movimentos contemporâneos dos preços de *commodities*. O ponto é que o ajuste ocorrido pode ser decorrente exatamente do fato de que os preços domésticos não foram capazes de absorver completamente os choques passados dos preços internacionais de *commodities*, ocorridos ainda durante o regime de câmbio fixo. Assim, se de fato os preços de *commodities* forem um elemento importante na determinação da taxa de câmbio real para estes países, poderíamos concluir que a depreciação brusca que normalmente caracteriza a mudança de regime, ainda mais quando acompanhada de um *overshooting* cambial, pode ser conseqüência dos movimentos passados dos preços de *commodities*, que se acumularam em um “atraso cambial”. Nosso modelo, entretanto, contempla apenas uma elasticidade do câmbio em relação aos choques contemporâneos dos preços de *commodities*, e não seria fácil estendê-lo para acomodar o fato de que o regime de câmbio fixo pode dar margem a relações entre preços de *commodities* e taxas de câmbio real que não se manifestam contemporaneamente, permitindo que se acumulem atrasos do câmbio em relação a movimentos dos preços de *commodities*, que são mais tarde corrigidos por realinhamentos cambiais bruscos. É preciso então fazer algum esforço para contornar esse problema, de modo que se aplique o modelo apenas a um componente das flutuações cambiais que se possa ter a esperança de atribuir a movimentos contemporâneos dos preços de *commodities*.

Em primeiro lugar, é necessário expurgar das séries de câmbio real o excesso de volatilidade que caracteriza períodos de mudança de regime cambial. Esse procedimento pode ser realizado de duas formas: ou excluímos as observações referentes a esses períodos, ou incluímos uma variável indicadora para cada uma delas. De fato, ambos procedimentos foram adotados e os resultados estimados em cada caso não são estatisticamente diferentes. A inclusão

⁵⁶ Para obter uma intuição teórica acerca das mudanças de volatilidade da taxa de câmbio em momentos que seguem a flutuação da taxa de câmbio, ver Dornbusch (1976), que identifica uma rápida desvalorização real, seguida de uma apreciação real, nos momentos que sucedem uma liberalização do câmbio nominal, em função das expectativas dos agentes quanto ao fluxo de capital. Este fenômeno foi denominado de *overshooting* cambial.

de variáveis dicotômicas também foi adotada para corrigir os efeitos dos realinhamentos nominais na taxa de câmbio da Nova Zelândia durante o regime de câmbio fixo. Neste caso, a exclusão dessas observações não pode ser realizada, uma vez que mesmo trabalhando com as séries em primeiras diferenças pode existir um resíduo de autocorrelação entre elas, que não permitiria a exclusão de quaisquer observações no interior de um regime.

A análise das séries de câmbio real do Brasil e da Nova Zelândia indica que, mesmo expurgado os efeitos do período de *overshooting*, a hipótese de que as variâncias são constantes durante o regime de câmbio flutuante não é plenamente atendida. A princípio, poderíamos caracterizar dentro do regime de câmbio flutuante mais algum regime de volatilidade. Conforme destacou Rigobon (2001), entretanto, seu método produz estimadores consistentes ainda que o número de regimes esteja subestimado⁵⁷, assim para nosso exercício parece ser razoável manter num único regime todas as observações de câmbio flutuante, uma vez que não temos certeza de que existem outros regimes de volatilidade no período. De acordo com o autor não há necessidade de se saber quais choques se tornaram mais importantes dentro de um regime, mas a existência de uma mudança no nível da variância entre um regime e outro é condição suficiente para resolver o problema. Na Seção 4.2. analisaremos mais cuidadosamente o comportamento da variância de cada série.

Em contrapartida do expurgo dos realinhamentos súbitos, é preciso ainda expurgar das séries estudadas a aparente acumulação de atrasos cambiais que acabam tornando necessários esses realinhamentos. Isto é feito retirando das séries de primeiras diferenças do câmbio real e dos preços de *commodities* as respectivas médias, pois é a comparação entre essas médias que captura o atraso cambial que freqüentemente se acumula sob regimes de câmbio fixo.

Assim, as séries analisadas referem-se a:

$$\Delta \hat{e}_t = \Delta e_t - (c + \sum_{i=1}^N \hat{\pi}_i d_1) \quad (3.3.1)$$

⁵⁷ Contudo, o autor alerta para a possibilidade dos testes realizados perderem poder quando a heterocedasticidade estiver mal especificada.

onde, $\Delta \hat{\epsilon}_t$ representa a série do logaritmo da primeira diferença do câmbio real, excluídos os efeitos da média (c) e de quaisquer *outliers* na série de câmbio real, em particular os períodos entre transição de regime cambial ou de mudança da taxa de câmbio nominal durante o regime de câmbio fixo ($\pi_i d_i$).

$$\Delta \hat{p}c_t = \Delta ipc_t - c \quad (3.3.2)$$

onde, $\Delta \hat{p}c_t$ representa a série do logaritmo da primeira diferença do índice de preços de *commodities*, excluídos os efeitos da média (c). O modelo que contempla apenas relações contemporâneas entre câmbio real e preços de *commodities* fica encarregado de retratar somente as flutuações dessas séries modificadas.

3.4 Determinação dos intervalos de confiança

Uma vez encontrado o método para calcular os estimadores pontuais para os nossos parâmetros de interesse, precisamos agora determinar o intervalo de confiança destes parâmetros. Como a distribuição dos erros não é conhecida, Rigobon (2001) sugere que os intervalos de confiança sejam derivados a partir da distribuição empírica dos parâmetros através do método de *bootstrap*. Este método consiste em construir N amostras aleatórias dos erros através de sorteio com reposição, da série original de resíduos⁵⁸.

Ao contrário do que ocorre em Rigobon (2001)⁵⁹, a simulação anterior indica que em nosso exercício pode existir um resíduo de autocorrelação nas séries estimadas, apesar de estarmos trabalhando com as primeiras diferenças das séries⁶⁰. Acontece que o método de *bootstrap* deve ser aplicado somente em séries não autocorrelacionadas. Desta forma, devemos construir os intervalos de confiança através de um método de *bootstrap* “corrigido”. Ou seja, devemos

⁵⁸ No caso, por sugestão do autor fixamos $N = 500$.

⁵⁹ No texto original, Rigobon (2001) aplica sua metodologia nas séries de resíduos de um VAR, visando “limpar” as séries originais de autocorrelações e de choques exógenos comuns a ambas variáveis.

⁶⁰ Isto acontece porque os coeficientes de autocorrelação das séries podem ser diferentes de um.

transformar as séries de resíduos estimados em séries não autocorrelacionadas, o que fazemos da seguinte maneira. Primeiro, aplicamos a metodologia de Rigobon (2001) às séries. Obtemos então estimadores pontuais para α e β . A partir destes estimadores calculamos duas séries de resíduos estimados: \hat{u}_t e \hat{v}_t . Em seguida, estimamos um modelo AR(1)⁶¹ para cada série de resíduos, obtendo-se desses modelos duas séries de resíduos não autocorrelacionados. Cabe considerar que caso haja um processo MA não inversível nos resíduos, resultante da diferenciação de séries estacionárias, a aproximação por um processo AR(1) é uma escolha precária. Para minimizar este efeito, analisamos a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP) dos resíduos buscando indícios de que não havia evidências da existência de um processo MA não inversível. Então, rodamos um *bootstrap* para cada série e para cada regime (obtendo quatro blocos de erros para cada rodada do *bootstrap*). Voltamos todo o processo para cada rodada e ordenamos os valores de α e β estimados. Então, obtemos a distribuição empírica de α e β .

A partir da distribuição empírica dos parâmetros, podemos calcular seus intervalos de confiança para um nível de significância predeterminado. A pergunta que deve ser colocada agora diz respeito ao grau de confiança que podemos atribuir aos intervalos gerados. Na próxima seção mostraremos como testamos a robustez destes intervalos, através da simulação de um exercício semelhante ao que pretendemos realizar.

3.5 Tamanho e potência dos testes realizados

Para verificar a adequação do método descrito ao exercício proposto, precisamos conhecer a qualidade dos intervalos de confiança gerados. Fazemos isso através da análise gráfica do tamanho e da potência dos testes de hipótese realizados, conforme técnica sugerida por Davidson e MacKinnon (1998).

⁶¹ Na verdade testamos também outros modelos da família AR. No entanto de acordo com os critérios AIC e BIC, os resultados conseguidos pelos modelos AR(1) parecem ser suficientes.

Através de diversas simulações que descreveremos a seguir, avaliamos a capacidade do teste realizado de não rejeitar a hipótese nula quando esta for verdadeira e de rejeitá-la quando for falsa, de acordo com o nível de significância escolhido. O objetivo do primeiro conjunto de simulações é comparar o tamanho empírico dos testes realizados com o tamanho nominal, ou nível de significância, determinado. Se de fato o tamanho empírico for próximo ao tamanho nominal teremos um bom indicador da eficiência dos intervalos de confiança gerados.

Para tal, novamente aplicamos a metodologia de Rigobon (2001) às primeiras diferenças das séries geradas com valores arbitrários para os parâmetros do modelo⁶². Obtemos os intervalos de confiança da forma descrita na Seção 3.3.⁶³ Então, testamos a hipótese nula, de que o parâmetro verdadeiro pertence ao intervalo de confiança gerado, para cada um dos 5000 conjuntos de séries geradas, com nível de significância de 1 a 20%. Os resultados estão descritos na Figura 3.5. A Figura 3.5. indica que de fato o método apresentado produz intervalos de confiança robustos para um exercício semelhante ao que pretendemos realizar, uma vez que os tamanhos empíricos dos testes de hipótese realizados são próximos aos tamanhos nominais escolhidos.

⁶² Mais uma vez, vale destacar que realizamos estas simulações para diversas combinações de valores para os parâmetros do modelo. Apresentamos apenas os resultados das simulações realizadas com valores próximos aos parâmetros estimados para a amostra brasileira.

⁶³ Cabe ressaltar que estas simulações foram geradas também a partir de dados com um processo MA não inversível nos resíduos. Apesar das conhecidas restrições teóricas desta prática, os resultados das simulações indicam que de fato este problema não afeta significativamente o tamanho e a potência dos testes realizados.

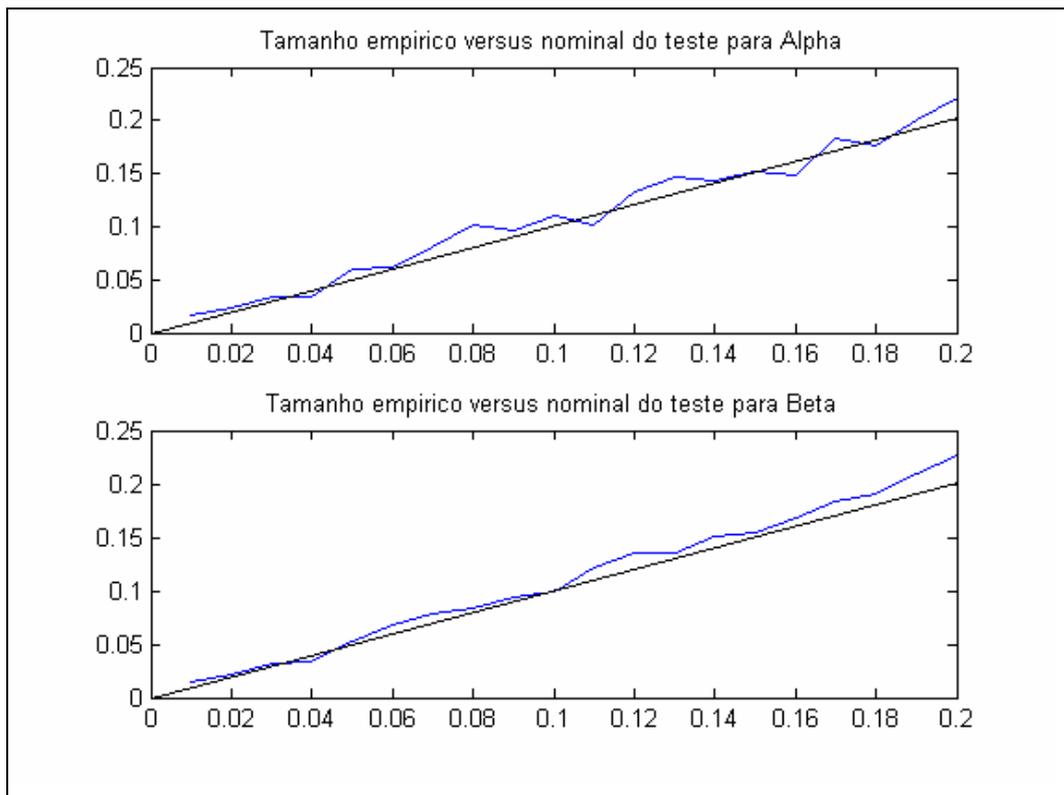


Figura 3.5 - Tamanho Empírico versus nominal dos testes para α e β . (Séries em primeiras diferenças)

Por fim, para concluirmos a análise sobre a qualidade dos testes realizados, fizemos uma nova simulação para descrever o comportamento da potência empírica dos testes, ou seja, a capacidade de rejeitar a hipótese nula quando esta for falsa. Ao contrário dos testes de tamanho, não existe uma potência nominal que possa ser determinada a priori. Afinal, existe uma única combinação de parâmetros verdadeiros do modelo, mas infinitas combinações de parâmetros falsos. De fato, sabemos que o comportamento da potência empírica⁶⁴ de um bom teste deve ser côncavo em relação ao tamanho nominal e que maior será o poder do teste quanto mais rápido a curva de potência convergir para 1. Os resultados apresentados na Figura 3.6. indicam que os testes realizados para β satisfazem plenamente esses critérios. No entanto, apesar de apresentar o formato desejado, a curva de potência empírica de α sugere uma convergência mais lenta para 1. Esse resultado indica apenas que o teste para α tem menos potência do que o teste para

⁶⁴ A potência empírica é calculada como a probabilidade do teste de rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa.

β . No teste de potência a hipótese nula, escolhida de maneira arbitrária, era que o parâmetro β fosse igual a zero e o α igual a 0.5.

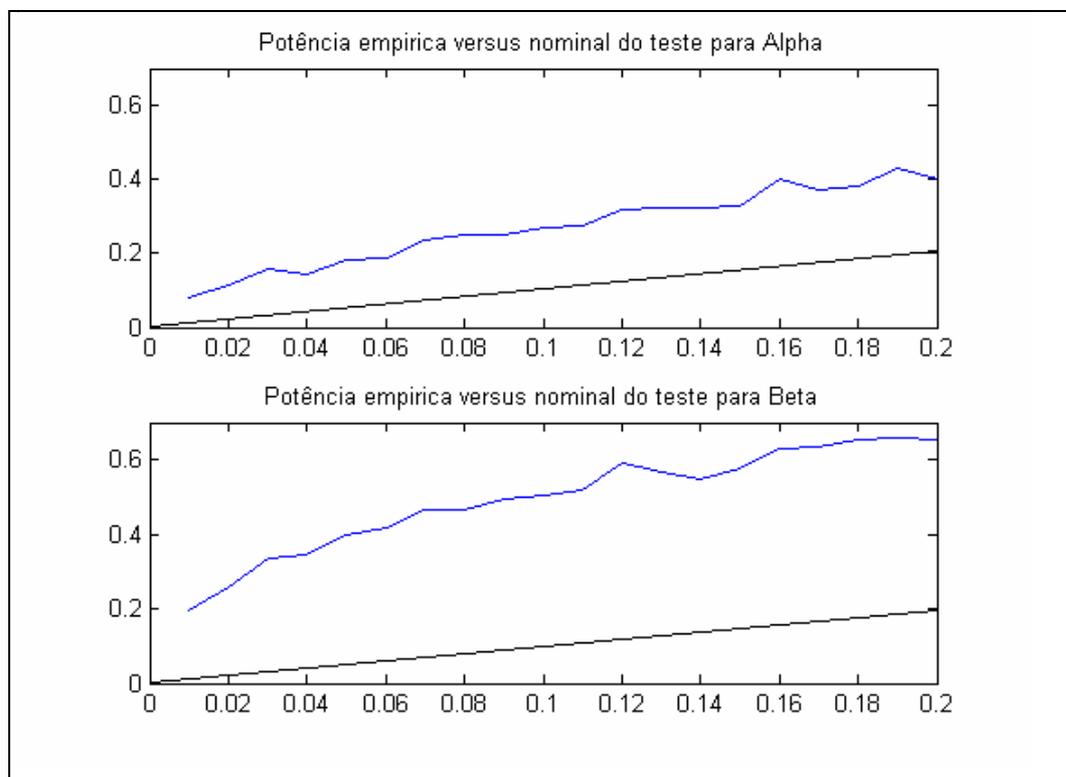


Figura 3.6. Potência empírica versus tamanho nominal dos testes para α e β . (Séries em primeiras diferenças)

3.6 Estabilidade dos parâmetros ao longo do tempo

Apesar de algumas contribuições importantes da estimação da relação entre o câmbio real e os preços de *commodities* pelo método de Rigobon (2001), algumas hipóteses bastante restritivas são necessárias a sua aplicação. Nessa seção apresentaremos provavelmente o ponto mais frágil do trabalho realizado: a necessidade de se supor a estabilidade dos parâmetros de interesse, entre diferentes regimes cambiais. No decorrer do texto, sugeriremos apenas informalmente como se poderia talvez relaxar essa hipótese, através de uma modificação no método de Rigobon (2001).

De fato, a aplicação do método proposto por Rigobon (2001) para a análise de *commodity currency* somente foi possível porque supusemos que a mudança de

regime de câmbio nominal provoca uma mudança permanente no regime de variâncias da série de câmbio real. Num regime de câmbio fixo, a variância do câmbio real tenderia a ser menor do que num regime de câmbio flutuante. A justificativa teórica baseia-se na hipótese de que existe alguma rigidez dos preços domésticos, que faz com que o ajuste da taxa de câmbio real sob o regime de câmbio fixo seja mais lento do que num regime de câmbio flutuante, onde o ajuste pode ocorrer também por movimentos na taxa nominal. De fato, na análise das séries de câmbio real do Brasil e da Nova Zelândia, encontramos evidências que corroboram essa idéia.

Dado isso, pode-se perceber claramente o quão restritiva é a hipótese de que a elasticidade contemporânea do câmbio em relação aos preços de *commodities* seja constante em ambos os regimes. Afinal de contas, sob a modelagem de *commodity currency*, os movimentos dos preços de *commodities* representam choques sobre a taxa de câmbio real. Logo, se a intensidade da resposta do câmbio real a choques em geral não é a mesma entre os dois regimes, não há porque o efeito contemporâneo dos preços de *commodities* sobre o câmbio ser constante entre regimes.

Assim, vale ressaltar que consideramos a abordagem feita nessa dissertação como um primeiro passo na busca de um melhor método para a análise de *commodity currency*, tirando vantagem da heterocedasticidade entre regimes cambiais. Uma extensão interessante exigiria uma mudança no método proposto por Rigobon (2001). Na sua versão original, descrita na Seção 3.1., o autor propõe que mudanças de regime sejam caracterizadas por mudanças em σ_v e σ_r , das equações (3.1-3.2.), mantendo-se constantes os parâmetros α e β do modelo. Uma vez estimada para cada regime a matriz de covariância entre as séries relacionadas pelas equações simultâneas do modelo, o sistema ficaria identificado – teríamos seis equações para estimar seis parâmetros desconhecidos.

Para relaxar a hipótese de que β permanece constante⁶⁵, o modelo poderia ser modificado tal que, entre as variâncias dos choques, a mudança de regime seja observada apenas em uma mudança de σ_v . Assim ficaria preservada a condição de ordem do método de identificação. Seja o modelo estrutural descrito pelas equações (3.5.1 - 3):

⁶⁵ β refere-se à elasticidade do câmbio aos preços de *commodities*.

$$e_t = \beta_1 ipc_t + u_t \quad (t = 1, \dots, n)^{66}, \quad (3.5.1)$$

$$e_t = \beta_2 ipc_t + u_t \quad (t = n + 1, \dots, N)^{67}, \quad (3.5.2)$$

$$ipc_t = \alpha e_t + v_t \quad (t = 1, \dots, N), \quad (3.5.3)$$

onde, β_1 e β_2 representam, respectivamente, as elasticidades do câmbio real em relação aos preços de *commodities* no primeiro e no segundo regime de câmbio nominal; α a elasticidade dos preços em relação ao câmbio; e u_t e v_t choques exógenos não correlacionados entre si, $E(u_t, v_t) = 0, \forall t$.

Dessa forma, temos o seguinte modelo na forma reduzida:

$$e_t = \frac{\beta_1 v_t + u_t}{1 - \beta_1 \alpha} \quad (t = 1, \dots, n) \quad (3.5.4)$$

$$e_t = \frac{\beta_2 v_t + u_t}{1 - \beta_2 \alpha} \quad (t = n + 1, \dots, N) \quad (3.5.5)$$

$$ipc_t = \frac{v_t + \alpha u_t}{1 - \beta \alpha} \quad (t = 1, \dots, N) \quad (3.5.6)$$

Logo, podemos calcular seis equações da matriz de covariância das séries, três para o primeiro regime e três para o segundo:

$$Var_1(e_t) = \left(\frac{1}{1 - \beta_1 \alpha} \right)^2 (\beta_1^2 \sigma_v^2 + \sigma_{u,1}^2) \quad (3.5.7)$$

$$Var_1(ipc_t) = \left(\frac{1}{1 - \beta_1 \alpha} \right)^2 (\sigma_v^2 + \alpha^2 \sigma_{u,1}^2) \quad (3.5.8)$$

$$Cov_1(e_t, ipc_t) = \left(\frac{1}{1 - \beta_1 \alpha} \right)^2 (\beta_1 \sigma_v^2 + \alpha \sigma_{u,1}^2) \quad (3.5.9)$$

$$Var_2(e_t) = \left(\frac{1}{1 - \beta_2 \alpha} \right)^2 (\beta_2^2 \sigma_v^2 + \sigma_{u,2}^2) \quad (3.5.10)$$

⁶⁶ Do início da amostra ao fim do primeiro regime de câmbio nominal.

⁶⁷ Do início do regime de câmbio flutuante até o fim da amostra (N).

$$Var_2(ipc_t) = \left(\frac{1}{1 - \beta_2 \alpha} \right)^2 (\sigma_v^2 + \alpha^2 \sigma_{u,2}^2) \quad (3.5.11)$$

$$Cov_2(e_t, ipc_t) = \left(\frac{1}{1 - \beta_2 \alpha} \right)^2 (\beta_2 \sigma_v^2 + \alpha \sigma_{u,2}^2) \quad (3.5.12)$$

Verifica-se imediatamente que a condição de ordem para identificação fica satisfeita, e não vemos razão evidente para presumir que o sistema não possua uma solução univocamente determinada.

3.7

Resumo das vantagens e desvantagens do uso da metodologia ao nosso exercício

Procuramos mostrar neste Capítulo que o método de identificação de modelos de equações simultâneas com variáveis endógenas, a partir da presença de heterocedasticidade nas séries, desenvolvido por Rigobon (2001), parece adequado para resolver as principais diferenças entre nosso trabalho e o restante da literatura sobre o assunto, uma vez que nos permitirá trabalhar com a hipótese de endogeneidade entre as séries, sem o uso de variáveis instrumentais, com o uso de séries que englobam mais de um regime cambial, e relaxar a hipótese de que sabemos se as séries de câmbio real e preços de *commodities* são ou não estacionárias. De fato, a existência de uma mudança de regime cambial é o que viabiliza o uso desta metodologia no estudo de *commodity currency*.

As vantagens relacionadas acima são claras, porém não podemos ignorar a existência de alguns problemas potenciais em relação ao uso desta metodologia no nosso exercício. Os problemas consistem em algumas hipóteses restritivas necessárias para a estimação dos parâmetros pela metodologia descrita, conforme descrevemos no decorrer do Capítulo e agora tornamos a ressaltar. A seguir apresentamos as principais hipóteses que fizemos acerca do comportamento das séries utilizadas, enfatizando as possíveis críticas que podem surgir ao nosso exercício.

A primeira hipótese necessária é que as elasticidades do câmbio em relação ao preço de *commodities* e dos preços de *commodities* em relação ao

câmbio sejam constantes ao longo do tempo, mesmo se muda o regime cambial. Em particular, a constância da elasticidade do câmbio em relação aos preços de *commodities* conflita com a noção de que a variância dos choques exógenos sofridos pelo câmbio aumenta com a flutuação cambial, não porque os fatores por trás desses choques devam mudar de magnitude, mas porque sua transmissão ao câmbio real fica mais intensa quando o câmbio nominal é liberado. É desconfortável supor que o mesmo não se aplique à transmissão ao câmbio dos choques provenientes dos preços de *commodities*.

Supomos ainda que as variâncias da taxa de câmbio são constantes durante um mesmo regime cambial, e diferentes entre dois regimes distintos, hipóteses que serão analisadas atentamente para as séries de cada país na Seção 4.2. Afinal, supomos que as séries de erros u_t^* e v_t^* não são correlacionadas. Esta hipótese também é restritiva, uma vez que implica que não haja choques exógenos significativos que possam afetar simultânea e diretamente a taxa de câmbio real e o índice de preços de *commodities*. Os resultados podem estar sendo influenciados por algum choque exógeno dessa natureza, que não conseguimos identificar e mensurar, relacionado, por exemplo, a alguma restrição de crédito no mercado internacional.

No próximo capítulo apresentaremos a análise empírica do exercício proposto.