

# Choques monetários e cambiais sob regimes de câmbio flutuante nos países membros do Mercosul: há indícios de convergência macroeconômica?

Pedro Raffy Vartanian

Doutorando em Integração da América Latina pelo PROLAM/USP e Mestre em Economia pela PUC/SP  
Professor de Economia da Universidade Presbiteriana Mackenzie e da Trevisan Escola de Negócios  
E-mail: [raffy@usp.br](mailto:raffy@usp.br)

## Resumo

O artigo analisa o comportamento das economias dos quatro países membros do Mercosul sob o funcionamento de regimes de câmbio flutuante. O objetivo consiste em verificar se, sob regimes de câmbio flutuante, há sinais de convergência macroeconômica entre os países do Bloco, por meio da aplicação de um modelo VAR (vetores auto-regressivos) e de testes empíricos complementares. A simulação de choques com o uso de vetores auto-regressivos visou comparar o funcionamento e os efeitos das políticas monetária e cambial dos países por meio das elasticidades entre as variáveis, obtidas nas funções de resposta a impulso. Complementarmente, foram executados testes de exogeneidade, com o intuito de se efetuar uma análise comparativa, e de estabilidade, para avaliar a ocorrência de eventuais choques simétricos na região. Os resultados da estimativa e dos testes permitiram demonstrar que não há qualquer indício de convergência macroeconômica entre os países do Mercosul, pois além da elasticidade distinta entre as variáveis estimadas para cada um dos países e das diferenças na classificação da exogeneidade das variáveis, os diferentes períodos de instabilidade indicam assimetria de choques entre os países da região.

**Palavras-chave:** Coordenação Macroeconômica, Integração Econômica, Modelo VAR.  
Classificação JEL: E61, F15, C22

## Abstract

This paper examines the behavior of the economies of the four member countries of MERCOSUR from the operation of floating exchange regimes. The goal is to determine if, under floating exchange rate, there are signs of macroeconomic convergence among countries of the bloc, through the application of a VAR (Vector Autoregression) model and complementary empirical tests. The simulation of shock with the use of vector autoregression model intended compare the operation and the effects of monetary and exchange rate policies of the countries through elasticities between variables, which has been obtained in the impulse response functions. In addition, exogeneity tests were performed, in order to make a comparative analysis, and stability, to evaluate the occurrence of symmetric shocks in the region. The results of estimation and testing enabled to demonstrate that there is no evidence of macroeconomic convergence among the MERCOSUR countries, because beyond the distinguished elasticity between variables estimated for each of the countries and the differences in classification of variables exogeneity, different periods of instability indicate asymmetry of shocks among countries of the region.

**Keywords:** Macroeconomic Coordination, Economic Integration, VAR Model.  
JEL Classification: E61, F15, C22

## 1. Introdução

No início da década de 1990, os presidentes da Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai assinaram o Tratado de Assunção, o acordo mais importante em termos de constituição e regulamentação do Mercosul. O Tratado de Assunção contemplou políticas de redução tarifária progressiva dos membros do bloco, coordenação de políticas macroeconômicas e estabelecimento de uma Tarifa Externa Comum (TEC) para o bloco, além da implementação de um regime geral de origem e um sistema de solução de controvérsias. Com a estabilidade dos preços no Brasil, em 1994, iniciaram-se as discussões sobre a efetiva coordenação de políticas macroeconômicas e a criação de uma moeda única para o Mercosul, uma vez que a Argentina havia fixado a paridade do peso com o dólar em um sistema bi-monetário, em 1991, e o Brasil havia adotado o dólar como âncora cambial, inicialmente com a fixação de um teto para a cotação e posteriormente com a utilização de bandas cambiais.

Já o final da década de 1990, marcado pela ocorrência de crises financeiras internacionais, pode ser caracterizado como um período de instabilidade econômica para os países do Mercosul ou, em um sentido mais amplo, da América Latina, principalmente após a mudança do regime cambial brasileiro, que diante da impossibilidade de manutenção de uma banda cambial, adotou um regime de câmbio flutuante. Foi uma questão de tempo para que a Argentina também abandonasse o regime que havia sido instituído no início da década e que os regimes de câmbio mais rígidos fossem gradativamente substituídos por regimes de câmbio flexíveis em todos os países do Bloco. Com a flutuação das moedas, o processo de integração e de coordenação macroeconômica foi afetado não somente pelas mudanças significativas observadas nos preços relativos entre os países do Mercosul, como também pelo acirramento de disputas comerciais que não combinam efetivamente com uma estratégia de integração regional. Entretanto, passado o período de forte instabilidade decorrente das mudanças dos regimes cambiais nos países, a integração é retomada na pauta das negociações comerciais, ainda que de uma forma tímida, como por exemplo, com a medida de eliminação do dólar nas transações comerciais entre Brasil e Argentina.

Com a implementação de regimes de câmbio flutuante, os quatro países passaram a possuir autonomia na condução da política monetária, o que indica relativa convergência no que se refere à política monetária e cambial. No entanto, verificou-se que embora os regimes de câmbio sejam flexíveis na atualidade, a condução da política monetária e cambial apresenta particularidades, como a adoção de um regime de metas para a inflação no Brasil e a utilização de distintas metas nos demais países. Além disso, apenas a economia brasileira possui um regime cambial classificado como flutuação independente, enquanto os demais países apresentam um regime de flutuação administrada.

Vale ressaltar que a análise dos principais indicadores macroeconômicos, como a taxa de juros, inflação, câmbio, reservas internacionais e crescimento, indica que ocorreram similaridades no comportamento da economia após a transição de regimes cambiais e sob o funcionamento dos regimes de câmbio flutuante. Resumidamente, verificou-se nas quatro economias que, após a perda de reservas internacionais sob regimes rígidos de câmbio, a elevação da taxa de juros apenas adiou a necessidade de uma desvalorização cambial, que por sua vez foi acompanhada de inflação e novas elevações na taxa de juros, inicialmente resultando em recessão. Após a instabilidade inicial, houve a retomada do crescimento econômico pelos países. Diante de tal similaridade, pode-se supor que eventual coordenação macroeconômica seria possível e simplificada pela já convergência na condução das políticas e no comportamento das economias. Em outras palavras, infere-se que os governos enfrentariam baixos custos para coordenar suas políticas de forma cooperativa.

Os estudos teóricos que tratam de coordenação apontam o aumento da interdependência entre os países como uma das principais conseqüências da integração regional. Isso resulta na propagação dos impactos das políticas individuais sobre os demais países. Assim, é inequívoco afirmar que a necessidade de coordenação de políticas é indispensável para países que têm intenção de constituir um bloco econômico. Em alguns estudos sobre o Mercosul, apresentados por Giambiagi (1999), Ferrari Filho e Paula (2002) e Arestis et al. (2003), as constatações sobre coordenação de políticas macroeconômicas e criação de uma moeda única para o Bloco mostraram-se divergentes. Não obstante o hiato temporal entre a realização das análises, que altera completamente o cenário dos países em função das mudanças nos

regimes cambiais, há certo consenso na literatura de que a similaridade dos regimes cambiais pode favorecer a adoção de mecanismos de convergência macroeconômica.

Desse modo, o objetivo do artigo é comparar os efeitos de choques monetários e cambiais nos quatro países membros do Mercosul sob regimes de câmbio flutuante. Adicionalmente, a análise também será realizada com relação ao comportamento das reservas internacionais e inflação. Com o estudo comparativo, espera-se avaliar a possibilidade de coordenação de políticas, em especial a monetária e a cambial, diante de um eventual comportamento já existente com características de convergência macroeconômica. Busca-se, portanto, uma resposta para a seguinte pergunta: Há características de convergência macroeconômica entre as economias do Mercosul, diante da utilização de um regime cambial comum (flutuante) pelos países?

A pesquisa tem como hipótese o fato de que, após a transição de regimes cambiais e sob o funcionamento dos regimes de câmbio flutuante, a atuação das políticas monetária e cambial nos países do Mercosul, avaliada principalmente pela comparação dos efeitos de choques monetários e cambiais, tenha características de convergência macroeconômica, o que facilitaria um processo de coordenação e integração, já que os gestores de política econômica se defrontariam com baixos custos para coordenar. Dessa forma, além da introdução, o artigo aborda, na segunda seção, aspectos teóricos de integração, com destaque para a teoria das áreas monetárias ótimas. Na terceira seção apresenta-se um panorama do funcionamento atual das políticas monetária e cambial dos países do Mercosul. A quarta seção contempla a metodologia empregada para avaliar a existência de indícios de convergência macroeconômica nos países do Bloco, por intermédio da utilização de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR). A quinta seção demonstra os resultados das estimativas realizadas com o modelo multivariado. Finalmente a sexta seção apresenta as considerações finais.

## **2. A teoria da área monetária ótima e a coordenação macroeconômica**

A teoria da Área Monetária Ótima (AMO) constitui-se como importante pilar de um processo de integração regional com respeito à necessidade de utilização de uma moeda única ou, simplificada, de regimes de câmbio fixo entre os países de uma região integrada. O surgimento da teoria da AMO, nos anos de 1960, pode ser verificado no curto artigo de Mundell (1961), complementado com outro estudo desenvolvido por McKinnon (1963). Dessa forma, constata-se que uma união monetária entre países pode ser considerada ótima se ao menos uma das duas condições pode ser verificada: a flexibilidade total de salários e/ou a mobilidade do trabalho. Outra condição que pode contribuir com o sucesso da união é a centralização da arrecadação que pode, eventualmente, permitir a redistribuição de renda entre países da união de acordo com a ocorrência de choques. Já McKinnon (1963) retomou a teoria de Mundell com ênfase no grau de abertura das economias analisadas, e de acordo com a participação relativa dos bens comercializáveis sobre os não-comercializáveis. Adicionalmente, especificou as diferenças entre mobilidade do trabalho entre regiões e intra-indústria. Se há a mobilidade do trabalho entre regiões, contudo entre dois países quaisquer a mobilidade não ocorre por problemas de qualificação, então a livre mobilidade do trabalho não pode ser considerada.

Os estudos posteriores retomaram pontos da teoria e buscaram apresentar as vantagens e desvantagens de uma área monetária ótima. Bean (1992) resalta dois custos importantes oriundos da integração monetária: a perda de senhoriagem e a perda da utilização da taxa de câmbio como instrumento de política econômica. A senhoriagem, que é a receita do governo decorrente da emissão de moeda, correspondia a menos de 0,5% do PIB para a maior parte dos países da Europa, embora tenha representado entre 1% e 2% do PIB para países como Grécia, Itália, Portugal e Espanha. De uma forma geral, os países que apresentam inflação mais elevada é que enfrentam a maior perda em termos de senhoriagem. No que se refere à perda da utilização da taxa de câmbio como instrumento de política econômica, deve-se salientar que os países perdem a soberania monetária quando decidem ingressar na união, o que impede os gestores de política econômica de práticas de políticas expansionistas com o objetivo de restabelecimento do nível de emprego e produção, em um contexto econômico de preços rígidos.

Como benefícios proporcionados pela área monetária ótima, que acarretam ganhos de eficiência em uma economia, Bean (1992) aponta os seguintes: redução da volatilidade cambial e de incerteza. Apesar de o câmbio refletir variações decorrentes de políticas econômicas ou alterações na alocação dos recursos de uma economia, parcela significativa da variação cambial dos países decorre de especulações no mercado cambial, que provocam desvios acentuados na taxa de câmbio real, com possíveis impactos negativos. Ao ser eliminada a variabilidade cambial, verifica-se que os custos de transação decorrentes das trocas de moeda são eliminados. Ainda de acordo com Bean (1992), uma rodada de uma determinada soma por dez países da União Européia implicava perda de 50% do montante inicial, devido aos gastos com comissões oriundas de trocas de moedas. Estimativas do início da década de 1990 sinalizavam que os custos de transação com moedas representavam aproximadamente 0,5% do PNB, ou seja, 1 em cada 200 indivíduos da Comunidade dedicava-se exclusivamente a transações com câmbio. Outro benefício propiciado pelo câmbio é a redução da incerteza cambial. Uma moeda única tende a garantir a estabilidade e a credibilidade na política econômica, auxiliando eventuais países com pouca credibilidade em políticas antiinflacionárias. Ao ingressar em uma união monetária, o país de baixa credibilidade tende a “importar” a credibilidade dos países da união, desde que a fixação da taxa de câmbio seja uma decisão irrevogável.

Alesina e Barro (2000) reiteram os benefícios proporcionados pela moeda única, destacando os ganhos de credibilidade e estabilidade, em detrimento da perda de autonomia da política monetária. No entanto, os autores mostram que os benefícios dependem de uma série de variáveis, como o tamanho do país, os níveis de custos de transação, a correlação entre choques nos distintos países, um histórico de inflação alta e o arranjo institucional que determinará a forma de transferência da senhoriagem entre os integrantes da união. Outra análise da eficácia da AMO pode ser observada em De Grauwe (1997), apresentada na seção anterior. O autor recomenda o funcionamento de um sistema fiscal que seja organizado de forma a evitar pressões políticas na redistribuição dos recursos arrecadados. De Grauwe (1997) enuncia ainda, quatro questões que podem tornar os custos de uma união monetária superiores aos benefícios: diferenças nas preferências de inflação e desemprego entre os países, diferenças no sistema regulatório trabalhista, taxas de crescimento não convergentes, além da questão da senhoriagem relacionada aos sistemas fiscais distintos de cada país. Adicionalmente, a questão de assimetria de choques entre os países é abordada, e será tema do próximo item.

O processo de integração regional depende, substancialmente, da similaridade entre os países da região, ou ainda, de uma redução nas disparidades para que o funcionamento da AMO possa ocorrer de forma benéfica para seus membros. Uma questão que merece destaque refere-se à simetria dos choques que a AMO venha a enfrentar, bem como o tratamento dado a eventuais choques assimétricos. A assimetria dos choques representa a possibilidade de um fato externo ou interno afetar de forma relativamente distinta os países de uma região integrada, pois nesse caso, há o risco de o mecanismo de ajustamento automático dado pela mobilidade do trabalho não funcionar da forma como visualizado por Mundell (1961).

Os choques podem ser de oferta, como um choque do petróleo, ou um choque de demanda em que se observa um caso real com a experiência da reunificação alemã, em 1990, ocasião em que a Alemanha Ocidental e a Alemanha Oriental uniram-se em termos políticos e monetários. Na ocasião, um choque de demanda decorrente de excesso de gastos da Alemanha Ocidental com a reconstrução e modernização da Alemanha Oriental provocou elevação da inflação. A resposta imediata do Bundesbank, o Banco Central Alemão, foi elevar a taxa de juros, que apesar de ter se mantido constante em termos reais, obrigou os demais países da Comunidade Européia que operavam o mecanismo de taxa de câmbio a elevarem suas respectivas taxas de juros. Como os demais países não enfrentaram um choque de gastos, a elevação da taxa de juros nominal com inflação baixa fez com que as taxas de juros reais dos demais países se situassem num patamar muito elevado, o que constituiu um dos principais determinantes da recessão econômica que atingiu a Europa na década de 1990.

A questão dos choques também pode ser observada sob outra ótica. Em 1999, quando o Brasil alterou o regime cambial, houve uma inversão da relação dos preços do Brasil com os demais países do

Mercosul<sup>1</sup>. Com isso, os produtos brasileiros ficaram “baratos” para os demais países membros, enquanto os produtos dos membros tornaram-se onerosos para os brasileiros. Evidentemente, a união monetária impede que tal mecanismo possa ocorrer, porém ilustra possíveis efeitos de choques em uma região. Desse modo, a integração assume a necessidade de um processo de convergência micro e macroeconômica para que os choques não sejam assimétricos e que a mobilidade do trabalho possa equilibrar os níveis de produção e emprego de forma equitativa, promovendo os ganhos da integração.

Em um processo de integração, a coordenação macroeconômica constitui importante fator de consolidação de um Bloco. Assim, torna-se necessária a fixação de metas de endividamento, déficit fiscal e inflação, entre outras variáveis, para que o processo de integração não acarrete custos para os membros. Além da coordenação, é necessária a harmonização da política macroeconômica, além da adoção de critérios de convergência. Vale ressaltar as diferenças entre os três aspectos (convergência, coordenação e harmonização), que são citados como indispensáveis ao processo de consolidação de um bloco, de acordo com Cepal (1992). Assim, a convergência é definida como uma redução da divergência entre os indicadores nacionais como as taxas de inflação, desemprego, crescimento monetário e variação salarial, entre outras, e tem como objetivo implícito aumento da eficiência, ao visar uma área de relativa estabilidade econômica com aumento do bem-estar. Adicionalmente, a convergência refere-se ao grau de flexibilidade do mercado de fatores de produção e de produtos, além dos instrumentos de política econômica utilizados para a redução das divergências. Já a coordenação tem como base a escolha de metas e objetivos consistentes a serem aplicados por governos nacionais no sentido de controle (aumento ou diminuição) da oferta e demanda agregadas, principalmente com relação à adoção de políticas discricionárias. Assim, em um processo de coordenação, é vital que a adoção de políticas de um governo nacional considere o impacto de tal política sobre os demais países do bloco. Por fim, a harmonização envolve a redução na margem de adoção de políticas discricionárias no sentido de alcance de estruturas econômicas mais homogêneas entre os países, principalmente com relação ao ambiente macroeconômico de longo prazo e nas áreas institucionais entre os países, como por exemplo, a política comercial externa, leis tributárias, políticas industriais e agrícolas. Um exemplo de harmonização é a adoção de uma tarifa externa comum, ou até mesmo um IVA (Imposto sobre Valor Agregado) com a mesma alíquota em todos os países da união.

Na integração do Mercosul, a interdependência econômica entre os países também constitui aspecto preponderante na consolidação do Bloco, ou seja, a dependência recíproca entre dois países ou entre um grupo de países acarreta repercussões sobre as economias diante de políticas nacionais. Para medir a interdependência macroeconômica, segundo a Cepal (1992), são utilizados três indicadores: um indicador de abertura econômica, medido pela razão entre as exportações de bens e serviços sobre o PIB, o grau de concentração ou diversificação da pauta de exportações e o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos como representante da interdependência financeira. Assim, em um processo de integração e coordenação de políticas macroeconômicas, o aumento da interdependência decorrente da abertura recíproca dos mercados tende a reduzir a eficácia das políticas internas, além de ampliar a importância dos impactos das políticas macroeconômicas dos países associados com relação às próprias políticas. Por esse motivo, a cooperação torna-se importante em um processo de integração tendo em vista que as decisões de política econômica propagam-se de forma conjunta e podem aumentar o bem-estar coletivo.

A política cambial assume um importante papel no processo de redução de barreiras tarifárias e não-tarifárias. Adicionalmente, o nível da taxa de câmbio real influencia a produção de bens comercializáveis e não comercializáveis, o fluxo de capitais e a alocação de capitais entre os países, além do fato de o câmbio influir na inflação, os agregados monetários e a política fiscal em muitos casos. Em análise do Mercosul, Giambiagi (1999) afirma que o processo de convergência macroeconômica, entendido pelo autor como aumento da semelhança entre o desempenho das diversas economias da região, acentuou-se, o que constitui um fator propício à integração. Até mesmo uma sugestão de cronograma foi apresentada em Giambiagi (1997) com a implementação dos critérios de convergência

---

<sup>1</sup> O regime de bandas cambiais foi flexibilizado, em janeiro de 1999, com a implementação breve de uma banda diagonal endógena, que não resistiu ao forte fluxo de saída de divisas, e foi substituída pelo regime de câmbio flutuante no mesmo mês. Uma análise das experiências com regimes de câmbio rígido e a transição para regimes de câmbio flutuante nos países da América Latina pode ser verificada em Gremaud e Braga (2005).

não-fiscais, como, por exemplo, taxas de juros e inflação, a partir de 2004, a introdução de uma moeda comum como moeda escritural em 2009 e a circulação da moeda comum como meio de troca em 2011.

Em contrapartida, Ferrari Filho e Paula (2002) analisam a inconsistência da proposta de se criar uma moeda única no Mercosul a partir das divergências macroeconômicas observadas nos países da união. Além de distintos regimes cambiais (no período do estudo o Uruguai ainda adotava um regime tipo *crawling peg*, e a Argentina havia abandonado recentemente a conversibilidade), a adoção de diferentes regimes monetários inviabiliza a união monetária em decorrência da inexistência de alguma forma de convergência macroeconômica. O mesmo argumento é defendido em outro estudo, de Arestis et al. (2003), ainda que os autores destaquem que a flutuação cambial na Argentina pode “favorecer a adoção de mecanismos mais eficientes de coordenação macroeconômica por parte dos países do Mercosul” (Arestis et al., 2003, p. 22). Outro elemento que preocupa o processo de coordenação, de acordo com Arestis et al. (2003) diz respeito à baixa mobilidade da mão-de-obra dentro da área do Mercosul, o que impediria o funcionamento do mecanismo de ajustamento automático de acordo com a teoria das áreas monetárias ótimas.

Se por um lado a cooperação em termos de política cambial evita parte das assimetrias no processo de integração, por outro lado envolve uma difícil escolha para os governantes, devido à renúncia na autonomia da política cambial e, conseqüentemente, monetária, o que compromete a soberania na condução da política econômica. Por esse motivo, a questão central da tese, que consiste em comparar a atuação da política monetária sob regimes de câmbio flutuante nos quatro países do Mercosul, mostra sua relevância. Se, mesmo antes da formalização do processo de coordenação, forem visualizados aspectos convergentes na condução da política monetária dos países, a escolha dos governantes será simplificada. Por outro lado, se a atuação da política monetária revelar peculiaridades, o caminho da integração será inegavelmente mais difícil.

### **3. Política monetária e cambial nos países do Mercosul**

Ao longo da década de 1980 e início dos anos 1990, os quatro países integrantes do Mercosul tinham um problema em comum: a inflação. No que ficou conhecido até mesmo como “inflação latina”, a persistência dos reajustamentos de preços, em conjunto com características semelhantes, tal como o retorno rápido da inflação após uma tentativa de combate, direcionaram, quase que de forma integral, a ação dos gestores de política econômica dos países. O descontrole dos preços resultava numa barreira à organização da atividade econômica, dificultando investimentos e planejamento de longo prazo. Assim, pode-se afirmar que o avanço e o sucesso do Mercosul dependiam, em grande monta, da capacidade de os países estabilizarem as respectivas economias.

As tentativas de estabilização datam da década de 1980, com a adoção do Plano Cruzado no Brasil e do Plano Austral na Argentina. Todavia, a transição de um cenário macroeconômico mais estável consolidou-se somente em 1991 na Argentina, com a implementação do plano de conversibilidade, e em 1994 no Brasil, com o início do Plano Real. A partir de então, um novo cenário pode ser observado na região, com economias estáveis no que diz respeito ao nível dos preços. Os mecanismos mais favoráveis à estabilidade, no entanto, poderiam ser considerados insustentáveis, dada a utilização de âncoras cambiais nos quatro países membros ao longo da década. Tais âncoras resultaram em apreciação real da taxa de câmbio, déficits na conta corrente e necessidade de mudança do regime cambial, o que acarretou instabilidade temporária nos níveis de preços dos países, além de mudanças significativas nos termos de troca.

O processo de integração econômica de uma região relaciona-se com o grau de convergência das políticas macroeconômicas, em especial a monetária e a cambial. Assim, vale destacar a análise dos regimes monetários e cambiais adotados pelos países do Mercosul no período recente. Averbug (1998), por exemplo, assinala a necessidade de uma política cambial coordenada entre as quatro economias no processo de integração. Eichengreen (1998) também acentua o caráter indispensável da harmonização das políticas cambiais e macroeconômicas. Em decorrência de características semelhantes verificadas nas quatro economias, torna-se interessante efetuar uma análise conjunta com destaque para três questões principais: institucionalização da política monetária e cambial, comportamento da inflação e os ganhos de

senhoriagem obtidos pelos países. Os três temas estão diretamente relacionados e sua abordagem é indispensável em um estudo comparativo sobre a atuação da política monetária.

Desse modo, a Tabela 1 apresenta, resumidamente, as principais características de cada um dos bancos centrais dos países do Mercosul, bem como o atual arranjo cambial, com o objetivo de demonstrar a capacidade e/ou facilidade de cada país de se adequar a um processo de convergência macroeconômica. Conforme se verifica, algumas características dos bancos centrais são semelhantes, o que pode facilitar um eventual processo de convergência macroeconômica. A independência do banco central, entretanto, não ocorre em nenhum dos quatro países, o que pode, eventualmente, dificultar a subordinação da política monetária dos países a um Banco Central unificado e independente. Outra característica que merece destaque refere-se ao regime monetário-cambial dos países do Mercosul. Em termos de regime cambial, apenas a economia brasileira adota um regime de flutuação independente, enquanto os demais países adotam um regime de flutuação administrada. No que se refere ao regime monetário, apenas o Brasil se utiliza de um regime de metas para a inflação, enquanto Argentina e Uruguai adotam metas monetárias e o Paraguai adota metas cambiais.

**Tabela 1** – Características dos bancos centrais e regime monetário-cambial dos países do Mercosul

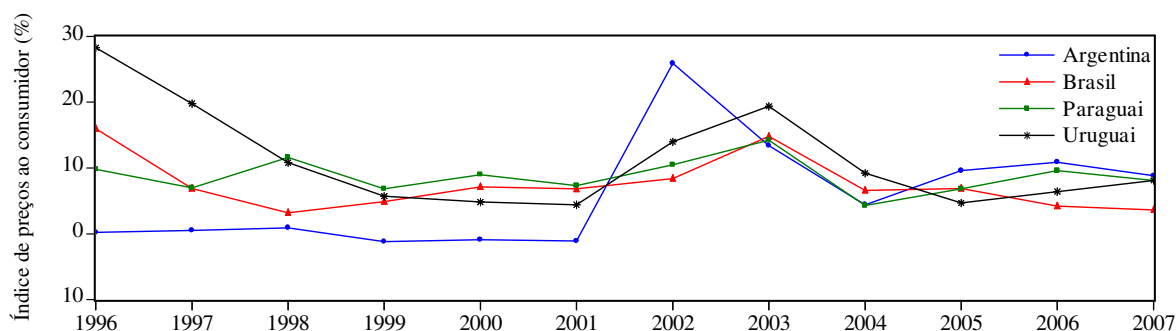
	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai
<b>Origem do BC</b>	1935	1964	1952	1967
<b>Independente</b>	Não	Não	Não	Não
<b>Nomeação do Dirigente</b>	Presidente da República, sob aprovação do congresso	Presidente da República, sob aprovação do congresso	Presidente da República, sob aprovação do congresso	Presidente da República, sob aprovação do congresso
<b>Mandato</b>	6 anos	4 anos	5 anos	5 anos
<b>Missão</b>	Preservar o valor da moeda	Assegurar a estabilidade do poder de compra da moeda e a solidez do sistema financeiro nacional	Preservar e zelar pelo valor da moeda e promover estabilidade no sistema financeiro	Zelar pelo valor da moeda, promover estabilidade e manter um nível adequado de reservas internacionais
<b>Relatórios de inflação</b>	Periodicidade Trimestral	Periodicidade Trimestral	Periodicidade Mensal	Periodicidade Trimestral
<b>Regime Monetário</b>	Metas Monetárias	Metas para a Inflação	Metas Cambiais Implícitas	Metas Monetárias
<b>Regime Cambial <sup>1/</sup></b>	Flutuação Administrada	Flutuação Independente	Flutuação Administrada	Flutuação Administrada

Fonte: Informações obtidas nos sites das instituições.

1/ Classificação de acordo com FMI (2007).

Feita a análise dos regimes cambiais adotados pelos países membros do Mercosul, destaca-se, de acordo com a Figura 1, o comportamento dos índices anuais de preços ao consumidor dos países, compreendendo o período de 1996 até 2007. Conforme pode ser constatado, à exceção da Argentina, os demais integrantes do Bloco apresentaram índices de inflação semelhantes no triênio 1999-2001. Em 2002, todavia, houve uma dispersão significativa, apesar de ter ocorrido uma aceleração da inflação comum nos quatro países. Tanto o Uruguai quanto a Argentina experimentaram uma elevação acentuada temporária nos índices de preços, enquanto Brasil e Paraguai apresentaram uma leve pressão altista.

**Figura 1** – Índice anual de preços ao consumidor dos países do Mercosul no período 1996 - 2007



Fonte: CEPAL (2008)

Constata-se que a mudança do regime cambial promovida no início de 1999 na economia brasileira provocou uma mudança no patamar inflacionário. Com o cenário eleitoral e a depreciação acentuada da moeda nacional decorrente de incertezas e especulação financeira, ocorreu uma pressão que provocou um ligeiro aumento da inflação em 2002. Contudo, a aplicação de uma política monetária contracionista promoveu um ajuste na trajetória de inflação de acordo com o sistema estabelecido de metas para a inflação. A economia argentina, por outro lado, experimentou um triênio de deflação, interrompido com o abandono do regime de conversibilidade e que foi sucedido por uma elevação significativa no patamar inflacionário principalmente a partir de 2004.

Verificou-se então que, apesar de algumas divergências acentuadas nas trajetórias de inflação, ocasionadas principalmente pela forma do regime cambial adotado, ocorre um comportamento relativamente convergente entre os países do Mercosul no que se refere aos preços. Não obstante, uma mudança brusca na taxa de câmbio de um país afeta os demais, de tal modo que a harmonização do regime cambial surge como possível contribuição no sentido de redução da volatilidade dos índices de preços. Adicionalmente, constatou-se que, de uma forma geral, os regimes cambiais dos quatro integrantes do Mercosul são flexíveis, sendo o regime paraguaio o que apresenta o menor nível de flexibilidade do Bloco, já que a meta cambial reduz, de forma mais acentuada, a autonomia da política monetária.

Como complemento à análise efetuada, vale pontuar também os ganhos de senhoriagem dos quatro países, calculados no período 1996 a 2005 de acordo com a metodologia de Hawkins e Masson (2003). Segundo os autores, os ganhos de senhoriagem como proporção do PIB podem ser obtidos da seguinte forma: inicialmente efetua-se a multiplicação da base monetária pela taxa de remuneração dos títulos públicos emitidos pelo Banco Central ou Tesouro Nacional. O resultado deve ser dividido pelo PIB nominal, de acordo com a equação 1:

$$S_{\text{PIB}} = (B_m \times R) / \text{PIB}_n \quad (1)$$

Em que:

$S_{\text{PIB}}$  = Senhoriagem como proporção do PIB

$B_m$  = Base monetária

$R$  = Taxa de remuneração dos títulos públicos

$\text{PIB}_n$  = PIB Nominal

Desse modo, a Tabela 2 apresenta uma estimativa dos ganhos de senhoriagem como proporção do PIB para os quatro países. Todos os dados foram obtidos na base de dados FMI-IFS (International Financial Statistics) com periodicidade anual. De acordo com a metodologia proposta, a taxa de juros deve ser a que remunera os títulos públicos, entretanto, diante das dificuldades do levantamento das taxas dos títulos públicos desde 1995, principalmente para o Paraguai e o Uruguai, foi utilizada como variável proxy a “taxa anualizada de juros do mercado monetário” da base citada. Em alguns períodos selecionados por amostragem, a taxa de juros do mercado monetário apresentou-se de forma muito próxima à taxa de remuneração dos títulos públicos. No caso brasileiro, especificamente, há uma variável correspondente à média da remuneração dos títulos públicos, que foi utilizada. Para os demais países, recorreu-se à taxa de juros anualizada do mercado monetário. A base monetária e o PIB são apresentados na moeda local, em milhares de unidades e em termos nominais, o que certamente provoca um discreto desvio do cálculo da senhoriagem com dados anuais. Mesmo assim, para efeitos de comparação, a metodologia mostrou-se adequada.



**Tabela 2** – Taxa de juros, Base monetária, PIB e estimativa dos ganhos de senhoriagem dos países do Mercosul no período 1996-2005

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>Argentina</b>										
Taxa de juros	6,23	6,63	6,81	6,99	8,15	24,90	41,35	3,74	1,96	4,11
Base Monetária	14.030	15.966	16.370	16.493	15.054	11.981	29.151	46.391	52.477	54.711
PIB	272.150	292.859	298.948	283.523	284.204	268.697	312.580	375.909	447.307	531.939
Senhoriagem	0,32	0,36	0,37	0,41	0,43	1,11	3,86	0,46	0,23	0,42
<b>Brasil</b>										
Taxa de juros	25,73	24,79	28,57	26,39	18,51	20,06	19,43	22,11	17,14	18,76
Base Monetária	19.795	31.828	39.184	48.430	47.686	53.256	73.302	73.219	88.732	101.247
PIB	778.887	870.743	914.188	973.846	1.101.260	1.198.740	1.346.030	1.556.180	1.766.620	1.937.600
Senhoriagem	0,65	0,91	1,22	1,31	0,80	0,89	1,06	1,04	0,86	0,98
<b>Paraguai</b>										
Taxa de juros	16,35	12,48	20,74	17,26	10,70	13,45	13,19	13,02	1,33	2,29
Base Monetária	2.223	2.442	2.747	3.143	3.178	3.552	3.742	5.005	5.771	5.992
PIB	18.004	19.323	21.581	22.772	24.737	26.466	29.105	35.666	41.522	46.169
Senhoriagem	2,02	1,58	2,64	2,38	1,37	1,81	1,70	1,83	0,18	0,30
<b>Uruguai</b>										
Taxa de juros	28,47	23,43	20,48	13,96	14,82	22,10	86,10	20,76	14,75	4,14
Base Monetária	7.650	9.571	12.910	9.879	9.504	8.288	11.969	14.308	15.828	24.590
PIB	163.546	204.926	234.267	237.143	243.027	247.211	260.967	315.678	379.353	411.042
Senhoriagem	1,33	1,09	1,13	0,58	0,58	0,74	3,95	0,94	0,62	0,25

Fonte: FMI-IFS (2007)

É possível notar, de acordo com a Tabela 2, que o valor da estimativa de ganhos de senhoriagem apresenta correlação positiva com a taxa de juros. De uma forma geral, a estimativa mostrou que a Argentina foi o país que obteve o menor ganho de senhoriagem no período 1996-2005 (média de 0,80% do PIB), enquanto o Paraguai obteve o maior ganho (média de 1,58% do PIB). As médias da economia brasileira e uruguaia foram, respectivamente, de 0,97% e 1,12% do PIB. Uma eventual perda dos ganhos de senhoriagem pode constituir um entrave ao processo de integração, já que os países irão abdicar não somente da condução da política monetária como também das receitas decorrentes da emissão monetária.

Como bem ressaltou Averbug (1998), o processo de integração dos países do Mercosul ocorre de forma lenta não somente por causa das divergências políticas, mas principalmente em função das divergências econômicas. As divergências econômicas, no período do estudo do autor, eram retratadas principalmente pela diferença dos regimes cambiais adotados pelos países membros. Havia, sim, uma clara incompatibilidade entre o *currency board* argentino e o regime de bandas cambiais brasileiro, que se agravou com a mudança do regime brasileiro em 1999. A estabilidade monetária, pré-condição fundamental no processo de integração entre países, foi relativamente alcançada. Os regimes de câmbio, embora divergissem ao longo dos anos de 1990, são semelhantes na atualidade. É possível afirmar que parcela significativa das divergências econômicas já tenha sido resolvida com a similaridade na condução da política cambial. Como bem ressaltam Lavagna e Giambiagi (1998), persistiam, até início de 1999, regimes distintos de câmbio entre Brasil e Argentina, o que *per se* impedia qualquer tentativa de coordenação em termos monetários ou cambiais.

#### 4. Metodologia e dados

O comportamento dinâmico de variáveis macroeconômicas pode ser analisado por meio de um modelo temporal econométrico VAR, que tem como principal característica a capacidade de analisar as relações interligadas entre as variáveis escolhidas para compor o modelo. Além disso, o modelo pode captar o valor defasado (*lags*) das variáveis. O modelo VAR foi inicialmente proposto por Sims (1980). A proposta surgiu como alternativa aos modelos multiequacionais, em decorrência de os procedimentos utilizados nas estimativas terem sido considerados pelo autor como inapropriados<sup>2</sup>. A questão da “identificação” nos modelos tradicionais, tratada com detalhes por Sims (1986) impõe uma série de restrições desnecessárias aos modelos econométricos e acarretam perdas de informações importantes. Em contrapartida, por impor poucas restrições *a priori*, o modelo VAR permite analisar as conseqüências de mudanças na política econômica de forma satisfatória, segundo Sims (1986).

A principal vantagem do modelo é a possibilidade de estimar diversas variáveis simultaneamente, evitando, desse modo, os problemas de identificação dos parâmetros em modelos multiequacionais. A modelagem VAR não foi absolvida de críticas ao longo dos últimos anos, o que não impediu sua utilização como um importante instrumento de análise e estimação de equações com duas ou mais variáveis<sup>3</sup>. Além disso, as críticas desencadearam pesquisas para que a estratégia de modelagem se desenvolvesse. Algumas propostas com relação às melhorias nas estimativas e confiabilidade estatística tornaram o modelo VAR de ampla utilização. Novos testes foram desenvolvidos e aprimorados, o que implicou aumento do poder preditivo e ampliação da confiabilidade nos coeficientes estimados e na análise de resultados.

A interpretação clássica do modelo VAR normalmente se dá por meio da função de resposta a impulso. As estimativas efetuadas por intermédio da função de resposta a impulso permitem avaliar adequadamente resultados de choques em qualquer uma das variáveis do sistema e tem sido a peça central na utilização de vetores auto-regressivos. A partir do cálculo efetuado na estimativa, é possível visualizar graficamente o impacto de cada variável do sistema com relação às demais variáveis. A função de resposta a impulso representa, basicamente, o comportamento de uma variável quando outra variável do sistema, ou ela mesma, sofre um choque (impulso) naquele determinado instante  $t$ , que se transfere para o período futuro, em  $t+1$ ,  $t+2$ , e assim por diante. Desse modo, é possível prever antecipadamente o que acontece com cada variável diante de um choque em qualquer variável do modelo, por meio da estrutura de defasagens e de análise conjunta efetuada pelo método.

A forma matemática do modelo VAR é a seguinte;

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_N y_{t-N} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde:

$y_t$  = vetor de variável endógena

$x_t$  = vetor de variável exógena

$A_1 + \dots + A_N$  e  $B$  = matrizes dos coeficientes a serem estimados

$\varepsilon_t$  = vetor de inovações auto-correlacionado

<sup>2</sup> A primeira estimativa, realizada por Sims (1980) envolveu a comparação de variáveis macroeconômicas entre as economias da Alemanha e EUA.

<sup>3</sup> Uma discussão extremamente crítica do modelo VAR pode ser observada no artigo de Cooley e Leroy (1985).

Desse modo, em um sistema hipotético quadrimensional com uma defasagem, com as variáveis  $v$ ,  $x$ ,  $y$  e  $z$ , o modelo estima os coeficientes de quatro equações sob o seguinte formato:

$$v_t = \alpha + \beta_0 v_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 z_{t-1} \quad (3)$$

$$x_t = \alpha + \beta_0 v_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 z_{t-1} \quad (4)$$

$$y_t = \alpha + \beta_0 v_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 z_{t-1} \quad (5)$$

$$z_t = \alpha + \beta_0 v_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 z_{t-1} \quad (6)$$

Em que  $v$ ,  $x$ ,  $y$  e  $z$  são as variáveis dependentes no período  $t$ ,  $\alpha$  é constante e  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  são parâmetros das equações 3, 4, 5 e 6. É possível notar que as variáveis defasadas são as variáveis explicativas do sistema. Ao mesmo tempo em que as variáveis, no período  $t$ , são dependentes, verifica-se que em  $t-1$  as variáveis assumem a característica de independência. Essa é a principal característica de um modelo VAR, ou seja, as variáveis do sistema explicadas, também, pelo próprio passado<sup>4</sup>. Um dos componentes mais importantes do ponto de vista de previsão de uma variável em um modelo VAR constitui-se na função de resposta a impulso, representada matematicamente por  $(\varepsilon_t)$  na equação (2), que é o vetor de inovações auto-correlacionado. A função de resposta a impulso tem sido a peça central em análises econométricas que se utilizam de modelos VAR, demonstrando o comportamento futuro de uma variável no sistema estimado após um choque<sup>5</sup>.

Nesse sentido, as variáveis aplicadas na estimativa efetuada no pacote econométrico Eviews 5.1 serão descritas com o objetivo de justificar os testes aplicados. Para cada um dos países foi estimado um modelo VAR quadrimensional. Os dados utilizados foram extraídos da base FMI-IFS (International Financial Statistics) do Fundo Monetário Internacional, com periodicidade mensal. Cumpre ressaltar que, pelos propósitos do estudo, o período inicial das observações é distinto para cada um dos países, todavia o período final é igual (dezembro de 2006), que corresponde ao limite de tempo com dados disponíveis na execução da estimativa. Dessa forma, os períodos iniciais e o número de observações foram os seguintes: Brasil (Janeiro de 1999) com 96 observações, Argentina (Janeiro de 2002) com 60 observações, Paraguai (Janeiro de 1998) com 108 observações, Uruguai (Junho de 2002) com 55 observações.

Os gráficos com as variáveis podem ser visualizados no Anexo I. A seguir destaca-se uma breve descrição de cada uma das séries utilizadas:

- i) Taxa de Juros: taxa de juros de curto prazo da economia, ou taxa de juros do mercado monetário, em porcentagem, ao ano.
- ii) Taxa de câmbio: expressa pelo método europeu, ou seja, moeda local/US\$. Entre as duas opções disponíveis (média do período ou fim do período), optou-se pela taxa de câmbio média do período. A utilização da taxa de câmbio média do período justifica-se pela suavização da série temporal, evitando eventuais picos ou vales especulativos de formação de taxas. Adicionalmente, após vários experimentos, as condições de estabilidade dos modelos estimados apresentaram-se mais desfavoráveis com a taxa de câmbio de final de período. Na maior parte das observações, não houve diferenças entre as duas taxas, contudo, nos momentos de pico ou de vale, ocorreu uma suavização do movimento com a taxa média.
- iii) Reservas Internacionais: total das reservas internacionais do país em milhões de dólares. Analisou-se a possibilidade de ajustar a série diante da possibilidade de um comportamento sazonal, o que foi refutado no período analisado em função da ausência de sazonalidade na série.
- iv) Inflação: as séries de inflação referem-se aos índices de preços ao consumidor nos quatro países, em número-índice base=100 (junho de 2000).

<sup>4</sup> É possível ainda estimar um modelo VAR com as variáveis independentes em  $t$ , embora tal procedimento seja pouco usual e com perda de informações importantes na geração das funções de resposta a impulso.

<sup>5</sup> A utilização da função de resposta a impulso pode ser observada em Minella (2001), Wonk (2000) e Moreira, Fiorencio e Lopes (1997). Os três estudos adotam a FRI para analisar os mecanismos de transmissão da política monetária.

#### 4.1 Procedimentos de modelagem VAR

Em vários estudos, modelos VAR foram estimados com poucas restrições sobre os parâmetros e, conseqüentemente, sobre o modelo. O desenvolvimento de novas técnicas permite selecionar o modelo mais adequado, confiável e estável. A seleção tem início nas variáveis, se em nível ou diferenças. A seleção também ocorre em termos de defasagens, com vários critérios disponíveis para o número de defasagens das variáveis explicativas. Pode-se ainda escolher entre um modelo com ou sem correção de erros. Finalmente, em função da forma da decomposição escolhida, a ordenação das variáveis constitui estratégia importante na modelagem, conforme será demonstrado adiante.

Para todas as variáveis utilizadas na estimativa, aplicou-se o teste de raiz unitária Dickey Fuller e/ou Dickey Fuller aumentado, conforme Dickey e Fuller (1979). O número de defasagens foi selecionado de acordo com o melhor critério de Schwarz e, adicionalmente, com a escolha do número de defasagens necessária para remover qualquer tipo de correlação serial dos resíduos. Para os quatro países, apenas as variáveis diferenciadas foram consideradas estacionárias. Os resultados do teste estão no anexo II e as variáveis diferenciadas podem ser observadas no conjunto de gráficos apresentado no Anexo I. Solucionada a questão da não estacionariedade das séries, procedeu-se à escolha do melhor modelo multivariado em termos de número de defasagens. O aumento ou redução no número de defasagens das variáveis independentes pode acarretar instabilidade no modelo e perda de poder preditivo. Nesse sentido, foram aplicados cinco testes/critérios para a seleção do melhor modelo: Teste estatístico LR sequencial modificado com cada erro ao nível de 5% de significância, Teste do erro de predição final, Critério de Akaike, Critério de Schwarz e Critério de Hannan-Quinn. Os testes são discutidos de forma detalhada por Lütkepohl (1991). Embora seja possível selecionar o melhor número de defasagens no intervalo  $[0, n]$ , optou-se pela seleção no intervalo  $[1,5]$ . Apenas em um dos países - Uruguai - os critérios selecionaram um VAR(0) como o melhor modelo. Entretanto, optou-se pela melhor escolha no intervalo  $[1,5]$ , pois os efeitos dinâmicos do modelo VAR tornam-se limitados com uma estimativa sem defasagem. Os resultados indicaram a seleção de um modelo VAR(1) como o mais adequado de acordo com a quase totalidade dos testes.

Assim, as equações do modelo estimado para cada um dos países, com dados mensais, apresentaram o seguinte formato:

$$TJ_t = \alpha + \beta_0 TJ_{t-1} + \beta_1 TC_{t-1} + \beta_2 I_{t-1} + \beta_3 RI_{t-1} \quad (7)$$

$$TC_t = \alpha + \beta_0 TJ_{t-1} + \beta_1 TC_{t-1} + \beta_2 I_{t-1} + \beta_3 RI_{t-1} \quad (8)$$

$$I_t = \alpha + \beta_0 TJ_{t-1} + \beta_1 TC_{t-1} + \beta_2 I_{t-1} + \beta_3 RI_{t-1} \quad (9)$$

$$RI_t = \alpha + \beta_0 TJ_{t-1} + \beta_1 TC_{t-1} + \beta_2 I_{t-1} + \beta_3 RI_{t-1} \quad (10)$$

Em que:

$\alpha$  → constante

$\beta_0, \dots, \beta_3$  → parâmetros

TJ → diferença do logaritmo natural da taxa de juros

TC → diferença do logaritmo natural da taxa de câmbio (moeda local/US\$)

I → diferença do logaritmo natural do número-índice da inflação

RI → diferença do logaritmo natural das reservas internacionais

De forma complementar, ressalta-se que em séries macroeconômicas não estacionárias, Granger e Newbold (1974) identificaram o problema da regressão espúria. Nesse contexto, o modelo VAR não é isento de eventual necessidade de um termo de correção de erros, que promove o ajustamento do comportamento de curto prazo entre as variáveis de acordo com o comportamento de longo prazo. Desse modo, torna-se importante testar a relação entre as equações do modelo para identificar possíveis vetores de cointegração. De uma forma geral, utiliza-se o teste de cointegração de Johansen com o objetivo de identificar os vetores de cointegração e estimar um modelo VEC (vetor com correção de erros) ao invés de um VAR. A análise de cointegração constitui fator determinante na solução de problemas que envolvem relações macroeconômicas entre séries não estacionárias. Quando as séries são diferenciadas, entretanto, o teste de cointegração permite corroborar a existência de uma relação linear entre as variáveis. Isto ocorre quando nota-se que o número de vetores de cointegração é pleno, ou seja, igual ao número de equações. Portanto, uma relação estacionária plena confirma a estabilidade do modelo VAR.

Neste sentido, foi aplicado teste de cointegração no modelo VAR estimado para os quatro países, com as séries sem a presença de raiz unitária, ou seja, estacionárias. Foram utilizados dois testes: o teste dos autovalores e a estatística do máximo autovalor. A execução do teste, conforme proposto por Johansen (1991), testa a hipótese nula de não co-integração *versus* a hipótese alternativa, indicando a quantidade de vetores de cointegração existentes no sistema. Os resultados obtidos pelo teste permitiram identificar se o modelo VAR sem restrições pode ser utilizado, ou alternativamente, o modelo VEC. Os resultados do teste indicaram relação linear plena, com quatro vetores de cointegração nas equações de cada um dos países, o que assegura a estabilidade e a estimativa pelo modelo VAR.

A estabilidade do modelo VAR pode, também, ser testada pela análise das raízes inversas do polinômio característico auto-regressivo. Desse modo, para cada sistema multivariado, tem-se  $k \times p$  raízes, em que  $k$  é o número de variáveis endógenas e  $p$  representa a última defasagem utilizada no modelo. A análise das raízes demonstra se o modelo pode apresentar uma trajetória explosiva ou convergente. Tal análise foi realizada no presente estudo e constatou-se que as raízes inversas do polinômio característico auto-regressivo encontram-se dentro do círculo unitário para os quatro países analisados.

Uma característica interessante do modelo VAR diz respeito à decomposição utilizada na geração do vetor de inovações auto-correlacionado e ao processo de ordenação das variáveis. Entre as várias decomposições possíveis, optou-se pela decomposição de Cholesky, em decorrência de sua ampla utilização pela literatura e dos efeitos dinâmicos proporcionados pelo método de ortogonalização das variáveis<sup>6</sup>. A decomposição de Cholesky é utilizada para a solução de sistemas lineares ( $n \times n$ ), cuja matriz do sistema seja simétrica e definida positiva. O cálculo matricial aplicado resulta na matriz diagonal de covariância das variáveis. Devido a esse procedimento utilizado na estimação, que atribui todo o efeito sistêmico à primeira variável do modelo, as alterações na ordem das variáveis quando da estimação de um modelo VAR podem ocasionar mudanças na função de resposta a impulso. Os procedimentos técnicos com relação a esse método podem ser verificados em Hamilton (1994).

Em função da atribuição do efeito sistêmico à primeira variável utilizada na estimativa, recomenda-se ordená-las de acordo com o grau de exogeneidade, já que a ordenação pode resultar em funções de resposta a impulsos distintas para o mesmo conjunto de variáveis. As variáveis com maior poder de causalidade devem ser inseridas no início da seqüência e as variáveis com menor poder de causalidade no final da seqüência. Assim, com o objetivo de ordenar as variáveis de acordo com o grau de endogeneidade, foi utilizado o teste VAR Granger Causality/Block Exogeneity. Para cada equação do modelo VAR, o cálculo da estatística Wald testou a significância de cada uma das outras variáveis endógenas defasadas na equação. O valor total da estatística da variável demonstrou a significância de todas as outras variáveis endógenas na equação. Desse modo, a série que apresentou o menor valor da estatística referiu-se à variável mais exógena e a que apresentou o maior valor é a mais endógena. O teste permitiu, portanto, classificar as variáveis e gerar funções de resposta a impulso sob um critério estatisticamente consistente. Os resultados do teste permitiram ordenar as variáveis das quatro economias de acordo com o grau de exogeneidade, conforme a Tabela 3, apresentada na próxima seção.

---

<sup>6</sup> A decomposição de Cholesky foi utilizada por Minella (2001), Pinheiro e Amin (2005) e Oreiro et al. (2006).

Outro cuidado adotado na estimativa refere-se à necessidade de distribuição normal dos erros de previsão, um dos pressupostos de uma estimativa por mínimos quadrados ordinários. Embora alguns estudos descartem as imposições de testes e restrições sobre o modelo VAR, foi aplicado um teste de normalidade Jarque-Bera específico, que compara o terceiro e o quarto momento da distribuição dos resíduos com a distribuição normal, em uma análise multivariada. A execução do teste exige também a fatorização dos resíduos. Para tanto, aplicou-se o método da ortogonalização da covariância de acordo com Lütkepohl (1991), em que a matriz fatorizada é a inversa do fator triangular inferior de Cholesky da matriz de covariância dos resíduos. Testou-se assim, a hipótese  $H_0$  de que os resíduos são normalmente distribuídos. Em todos os casos, verificou-se que não ocorreu a normalidade dos erros, o que já era esperado em decorrência da característica de volatilidade de séries macroeconômicas brasileiras. Há que se ressaltar que a rejeição do teste não impede a interpretação e análise dos resultados, apesar de sugerir cautela<sup>7</sup>.

Além do teste global do modelo VAR, é possível testar a estabilidade dos parâmetros em cada uma das equações do modelo. Para tanto, utilizou-se o teste dos resíduos recursivos no sentido de avaliar eventuais instabilidades. O teste pode ser utilizado para dois propósitos: avaliar a estabilidade dos parâmetros e detectar quebras estruturais. Como a escolha do período para os países já evitou uma quebra estrutural importante que foi a mudança do regime cambial, foi possível identificar, em algumas equações, instabilidade intermitente, decorrente de oscilações bruscas nas variáveis macroeconômicas. Vale salientar que eventual instabilidade pontual dos parâmetros não impede a interpretação dos resultados, de acordo com Bagliano e Favero (1998). Os resultados do teste dos resíduos recursivos foram sumarizados na Tabela 4, apresentada na próxima seção.

Tradicionalmente, os efeitos de choques de um modelo VAR são apresentados em gráficos com as funções de resposta a impulso. As funções foram geradas no pacote econométrico citado, mas foram omitidas, já que a opção pela análise conjunta dos países resultou na sintetização dos resultados na Tabela 5, apresentada na próxima seção. Os movimentos das variáveis após um choque devem ser interpretados como elasticidades entre elas, em função da logaritmização das variáveis do sistema. As funções de resposta a impulso foram geradas a partir da decomposição de Cholesky, conforme mencionado anteriormente, que utiliza a inversa do fator de Cholesky da matriz de covariância dos resíduos para ortogonalizar os impulsos. O ordenamento das variáveis na estimativa foi realizado com base nos resultados do teste VAR Granger Causality/Block Exogeneity. Na derivação da matriz de Cholesky, utilizou-se, ainda, a correção dos graus de liberdade da matriz de covariância dos resíduos.

## 5. Análise comparativa dos resultados

A análise multivariada aplicada para os quatro países do Mercosul apresentou resultados que podem ser discutidos sob uma ótica comparativa, fundamentalmente com relação ao caráter endógeno e exógeno das variáveis do sistema, além das distintas reações das variáveis aos impulsos de acordo com choques em cada um dos países. Inicialmente vale ressaltar o caráter exógeno das reservas internacionais em quase todos os países, à exceção da Argentina, conforme mostra a Tabela 3. Observou-se, de acordo com o teste de exogeneidade, que as reservas internacionais possuem característica de exogeneidade para as economias brasileira, paraguaia e uruguaia. Tal fato está associado ao crescimento das reservas internacionais dos países, independentemente dos rumos da política monetária. Em outras palavras pode-se afirmar que, como o período foi caracterizado por ampla liquidez internacional, as reservas internacionais independem de taxa de juros, inflação e taxa de câmbio, ainda que tenha sido possível analisar algumas relações por meio das funções de resposta a impulso. Com relação ao caso argentino, é possível perceber o caráter exógeno da política monetária no período analisado em função da independência da taxa de juros, o que sugere relativa passividade da política monetária, já que a taxa de juros não foi causada pelas outras variáveis do sistema estimado.

<sup>7</sup> A não normalidade dos resíduos em análises de séries macroeconômicas brasileiras é comum nos estudos que realizam o teste Jarque-Bera, como por exemplo, Minella (2001), Pinheiro e Amin (2005) e Oreiro et al. (2006).

**Tabela 3** – Ordem de exogeneidade/endogeneidade das variáveis para os quatro países

<b>País</b>	<b>Exogeneidade</b>	←—————→		<b>Endogeneidade</b>
Argentina	Juros	Câmbio	Reservas	Inflação
Brasil	Reservas	Juros	Câmbio	Inflação
Paraguai	Reservas	Câmbio	Juros	Inflação
Uruguai	Reservas	Juros	Câmbio	Inflação

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Eviews 5.1.

No que diz respeito à endogeneidade, os testes indicaram que a inflação foi, de forma unânime, a variável mais endógena. Isto significa que a inflação foi causada por todas as demais variáveis, de acordo com a decomposição de Cholesky, e é resultante da interação das três demais variáveis. Nos casos brasileiro e uruguaio, a taxa de câmbio foi considerada a penúltima mais endógena do sistema, enquanto os juros e as reservas ocuparam a mesma posição, respectivamente, para os casos paraguaio e argentino.

Outra análise comparativa que merece atenção refere-se à instabilidade pontual de algumas equações verificadas nos resultados dos testes de resíduos recursivos. Os períodos de instabilidade são apresentados na Tabela 4. As equações da inflação e câmbio da Argentina e do Uruguai podem ser consideradas estáveis, da mesma forma que a equação dos juros no Brasil. O Paraguai não teve nenhuma equação estável ao longo de todo o período de análise. As reservas internacionais, que foram consideradas mais exógenas em três dos quatro países, não tiveram equações sem instabilidades pontuais em nenhum dos quatro países, enquanto a equação da taxa de juros foi integralmente estável somente no caso brasileiro. Enquanto no Brasil a equação da inflação apontou períodos de instabilidade dos parâmetros nos anos de 2000 e 2002, a Argentina e o Uruguai não apontaram nenhum tipo de instabilidade e o Paraguai sustentou instabilidade em 2001, 2003, 2004 e 2005. Do ponto de vista da taxa de câmbio, houve instabilidade no Brasil em 2001 e 2002, enquanto as economias argentina e uruguaia não tiveram nenhum período de instabilidade. A única equação que mostrou instabilidade para os quatro países foi a das reservas internacionais. Ainda assim, com períodos diferentes para as quatro economias, à exceção de uma simetria entre Brasil e Paraguai no ano de 2002.

**Tabela 4** – Períodos de instabilidade – teste dos resíduos recursivos

<b>País</b>	<b>Inflação</b>	<b>Câmbio</b>	<b>Juros</b>	<b>Reservas</b>
Argentina	não há	não há	2004	2003 e 2006
Brasil	2000 e 2002	2001 e 2002	não há	2000, 2002 e 2005
Paraguai	2001, 2003, 2004 e 2005	2002 e 2003	2000 e 2003	1999 e 2002
Uruguai	não há	não há	2003, 2004 e 2006	2003

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Eviews 5.1.

Finalmente vale destacar as elasticidades entre as variáveis identificadas nos quatro países. A Tabela 5 expõe, de forma resumida, as principais relações entre as variáveis. Nas colunas foram dispostas as variáveis que receberam o choque (impulso de um desvio-padrão) e nas linhas a resposta das variáveis à variável que recebeu o choque. Para alguns casos em que o comportamento era oscilatório, foi assinalado o comportamento do primeiro mês apenas, com um asterisco para mostrar que foi esse o caso. Iniciando a comparação considerando um choque na taxa de câmbio, é possível verificar que a inflação sinaliza elasticidade positiva na Argentina, Paraguai e Uruguai. No Brasil, a elasticidade entre inflação e taxa de câmbio é negativa no primeiro mês apenas. A análise da função de resposta a impulso, entretanto, mostra que a elasticidade dos períodos subseqüentes também é positiva.

A análise comparativa do comportamento de um choque na taxa de juros merece destaque. Verifica-se, na Tabela 5, que um choque na taxa de juros tanto no Brasil quanto na Argentina acarreta efeitos semelhantes, já que a inflação, taxa de câmbio e a própria taxa de juros contêm elasticidade positiva. A diferença ocorre nas reservas internacionais, que no caso brasileiro aumentam e no argentino diminuem. No Paraguai e no Uruguai, a inflação apresenta elasticidade negativa com relação à taxa de

juros. Já o câmbio apresentou elasticidade positiva no Paraguai e negativa no Uruguai. As reservas internacionais não foram afetadas, em ambos os países, no primeiro mês após o choque nos juros.

**Tabela 5** – Elasticidade entre as variáveis - Funções de resposta a impulso

Argentina					Brasil				
	Inflação	Câmbio	Juros	Reservas		Inflação	Câmbio	Juros	Reservas
<b>Inflação</b>	$\eta > 0$	$\eta > 0$	$\eta < 0$	$\eta < 0$	<b>Inflação</b>	$\eta > 0$	$\eta < 0$	$\eta > 0$	$\eta > 0$
<b>Câmbio</b>	$\eta > 0$	$\eta > 0$	$\eta > 0$	$\eta > 0^*$	<b>Câmbio</b>	$\eta < 0^*$	$\eta > 0$	$\eta > 0$	$\eta = 0^*$
<b>Juros</b>	$\eta > 0$	$\eta > 0$	$\eta > 0$	$\eta < 0$	<b>Juros</b>	$\eta > 0$	$\eta > 0^*$	$\eta > 0$	$\eta > 0$
<b>Reservas</b>	$\eta < 0$	$\eta > 0$	$\eta > 0$	$\eta > 0^*$	<b>Reservas</b>	$\eta < 0^*$	$\eta < 0^*$	$\eta < 0$	$\eta > 0^*$

Paraguai					Uruguai				
	Inflação	Câmbio	Juros	Reservas		Inflação	Câmbio	Juros	Reservas
<b>Inflação</b>	$\eta > 0$	$\eta < 0$	$\eta < 0$	$\eta > 0$	<b>Inflação</b>	$\eta > 0$	$\eta = 0^*$	$\eta = 0^*$	$\eta = 0^*$
<b>Câmbio</b>	$\eta > 0$	$\eta > 0$	$\eta < 0$	$\eta = 0^*$	<b>Câmbio</b>	$\eta > 0$	$\eta > 0$	$\eta = 0^*$	$\eta = 0^*$
<b>Juros</b>	$\eta < 0^*$	$\eta > 0$	$\eta > 0$	$\eta = 0^*$	<b>Juros</b>	$\eta < 0$	$\eta < 0$	$\eta > 0$	$\eta = 0^*$
<b>Reservas</b>	$\eta > 0^*$	$\eta < 0$	$\eta < 0$	$\eta > 0$	<b>Reservas</b>	$\eta > 0^*$	$\eta > 0^*$	$\eta < 0$	$\eta > 0^*$

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Eviews 5.1.

Notas: \*Primeiro mês após o choque.

Para cada um dos países, o choque ocorreu nas variáveis que estão na coluna e a resposta para as variáveis que estão na linha.

O intrigante fato de os choques da taxa de juros não reduzirem a inflação no Brasil e na Argentina constitui um fato interessante. Vale salientar que, para o caso argentino, a estimativa mostrou que a política monetária não pode ser considerada ativa, pelas características de exogeneidade verificadas com a variável juros, o que pode estar associado ao regime de flutuação administrada posto em prática pelos *policymakers*. No Brasil, contudo, nota-se que a função de resposta a impulso mostra uma queda na inflação a partir do quinto mês após o choque. Esse comportamento, denominado por Sims (1992) de “price puzzle”, refere-se ao fato de a Autoridade Monetária antecipar-se a eventuais elevações nos preços com choques monetários, o que acarreta uma função de resposta a impulso com elasticidade positiva entre a taxa de juros e os preços. Minella (2001) identificou o mesmo comportamento em uma estimativa com um Modelo VAR para a economia brasileira.

## 6. Considerações Finais

O presente artigo teve o objetivo de efetuar uma análise comparativa dos efeitos de choques monetários e cambiais sob regimes de câmbio flutuante nos quatro países membros do Mercosul. Com isso, foi possível avaliar se vem ocorrendo algum tipo de convergência macroeconômica no Bloco. A aplicação de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR) possibilitou a análise comparativa dos efeitos de choques por meio da função de resposta a impulsos. Não obstante, a classificação de ordenamento de exogeneidade das variáveis e a obtenção dos períodos de instabilidade estatisticamente identificados contribuíram para os objetivos do estudo.

A plausibilidade de ocorrência de coordenação macroeconômica no Mercosul tem sido tratada pela literatura principalmente em termos de tipo de regime cambial e patamares de variáveis como inflação e taxa de juros, entre outras. Mesmo sob uma avaliação crítica da coordenação por parte da literatura, a adoção de regimes de câmbio flutuante pelos países consistiria em um cenário facilitador no processo. Entretanto, apesar da constatação de que todos os países optaram por regimes de câmbio flutuante após a adoção de regimes mais rígidos, somente o Brasil adotou um regime de flutuação independente, enquanto os demais países praticam um regime de flutuação administrada. Além disso, o regime monetário também é distinto, já que a economia brasileira implementou um regime de metas para a inflação, enquanto a Argentina e o Uruguai adotaram metas monetárias e, o Paraguai, metas cambiais, o que afeta, distintamente e de forma inequívoca, a condução da política monetária e o comportamento das principais variáveis macroeconômicas.

A análise comparativa dos ganhos de senhoriagem, que podem transformar-se em perdas não somente no início do processo de convergência macroeconômica, mas principalmente após a integração, demonstrou que as economias se defrontarão com distintos custos para coordenar. Adicionalmente, a



institucionalidade da política monetária demonstra que os gestores de política econômica não estão habituados com bancos centrais independentes, o que indica mais custos em termos de coordenação, já que a coordenação deveria ser subordinada a um conselho ou órgão supranacional. No que se refere à exogeneidade das variáveis, constatou-se que o nível de reservas internacionais apresentou característica de exogeneidade nas economias brasileira, paraguaia e uruguaia, mas não na economia argentina. Para os três primeiros países, tal fato está associado ao crescimento das reservas internacionais, independentemente dos rumos da política monetária. Como o período foi caracterizado por ampla liquidez internacional, as reservas internacionais podem ser consideradas praticamente independentes de taxa de juros, inflação e taxa de câmbio. Com relação ao caso argentino, é possível perceber que a política monetária do período analisado assumiu característica de exogeneidade. A exogeneidade da taxa de juros indica um caráter menos ativo da política monetária em termos de controle da inflação, o que reflete divergência com os demais países.

A aplicação do teste de resíduos recursivos nas equações do modelo VAR estimado para cada um dos países permitiu identificar os períodos que foram caracterizados por instabilidade e se houve algum tipo de simetria nos choques. Excetuando-se o Paraguai, que apresentou períodos de instabilidade nas quatro equações e praticamente em todos os anos da série, constatou-se que não ocorreram choques simétricos na região. Diante disso, pode-se afirmar que não ocorreram choques simétricos nos países do Mercosul sob regimes de câmbio flutuante. A análise das funções de resposta a impulso apontou que ocorreram somente algumas características de convergência diante de choques em relações econômicas fundamentais que, entretanto, apresentaram divergências na forma e duração. A simulação de um choque na taxa de câmbio permitiu constatar que a inflação apresenta elasticidade positiva em todo o período pós-choque na Argentina, Paraguai e Uruguai e negativa no Brasil no primeiro mês. Os choques na taxa de juros acarretam efeitos semelhantes tanto no Brasil quanto na Argentina, já que a inflação, taxa de câmbio e a própria taxa de juros sustentam elasticidade positiva. A diferença ocorre nas reservas internacionais, que no caso brasileiro aumentam e no argentino diminuem. No Paraguai e no Uruguai, a inflação acusa elasticidade negativa com relação à taxa de juros. Já o câmbio apresentou elasticidade positiva no Paraguai e negativa no Uruguai. As reservas internacionais não foram afetadas, em ambos os países, no primeiro mês após o choque nos juros.

Diante do exposto em termos de regimes cambial e monetário, ganhos de senhoriagem, exogeneidade das variáveis, períodos de instabilidade e comportamento da economia pós-choques monetários e cambiais, constatou-se que mesmo sob regimes de câmbio flutuante, não há indícios de convergência macroeconômica nos países do Mercosul, refutando, portanto, a hipótese inicialmente formulada de que o comportamento das economias tem sido convergente, o que facilitaria o processo de integração na região. As divergências verificadas podem constituir-se como entraves à integração, pois aumentam os custos de ingresso em uma união. A necessidade de implementação de um regime monetário comum para os países implicaria abandono do regime de metas para a inflação pelo Brasil ou do regime de metas monetárias pelo Uruguai e Argentina ou, ainda, das metas cambiais pelo Paraguai. As perdas mais acentuadas de senhoriagem afetariam as economias de forma distinta, e a assimetria dos choques impediria o pleno funcionamento dos mecanismos de ajustamento automático de acordo com a teoria das áreas monetária ótimas.

As questões fiscais, que certamente interferem na atuação da política monetária, não foram analisadas no presente estudo, o que constitui uma das limitações da pesquisa. A quantificação dos efeitos de choques monetários e cambiais sobre a taxa de crescimento do PIB também possibilitaria uma avaliação sobre a ocorrência de algum tipo de convergência e se, de fato, a integração é o melhor caminho para os países. Evidentemente, pela relevância do tema e pela possibilidade de avanço das investigações com período de dados mais amplo para as análises, incluem-se tais questões como tópicos importantes de pesquisas futuras.

## 7. Bibliografia

- ALESINA, A.; BARRO, R. Currency Unions. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, Cambridge, Massachusetts, n. 7.927, set. 2000.
- ARESTIS, P.; FERRARI FILHO, F.; PAULA, L. F.; SAWYER, M. O euro e a UME: lições para o Mercosul. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 12, n. 1, p.1-24, jan.-jun. 2003.
- AVERBUG, M. Mercosul: conjuntura e perspectivas. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 6, p. 1-15, dez. 1998.
- BAGLIANO, F; FAVERO, C. Measuring monetary policy with VAR models: an evaluation. **European Economic Review**, Elsevier, 42, n. 6, p. 1069-112, jun. 1998.
- BEAN, C. Economic and Monetary Union in Europe. **Journal of Economic Perspectives**, v. 6, n. 4, p. 31-52, fall 1992.
- CEPAL. **Base de Datos en Línea**. Disponível em: <www.eclac.org.br> Acesso em: 22 maio 2008.
- \_\_\_\_\_. **Ensayos sobre coordinación de políticas macroeconómicas**: inferencias para la integración latinoamericana. Santiago: Editora da CEPAL, 1992. 250 p.
- COOLEY, T.; LEROY, S. Atheoretical Macroeconometrics: a critique. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, 16: 283-308, 1985.
- DE GRAUWE, P. **The Economics of Monetary Integration**. 3 ed. New York: Oxford University Press, 1997. 228 p.
- DICKEY, D; FULLER, W. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, n. 74, p. 427-31, jun. 1979.
- EICHENGREEN, B. Does Mercosur Need a Single Currency? **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, Cambridge, Massachusetts, n. 6.821, dez. 1998.
- EIEWS. Econometric Views for Windows, Versão 5.1. **(QMS) Quantitative Micro Software**. Irvine-Califórnia. 2004.
- FERRARI FILHO, F.; PAULA, L. F. Será consistente a proposta de criação de uma União Monetária no Mercosul? **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 22, n. 2, p.174-82, abr.-jun. 2002.
- FMI. Exchange Arrangements and Foreign Exchange Markets: Developments and Issues. **World Economic and Financial Surveys**, 2007.
- FMI-IFS. **International Financial Statistics**, FMI, Acesso em: 3 mar. 2007.
- GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. Spurious Regressions in Econometrics. **Journal of Econometrics**, North-Holland, 2: 111-20, 1974.
- GREMAUD, A. P.; BRAGA, M. B. Exchange Rate Regimes and the Recent Experience in Latin America. **Lateinamerika Analysen**, Hamburgo, n. 10, p. 3-24, fev. 2005.
- GIAMBIAGI, F. Mercosul: Por que a união monetária faz sentido a longo prazo? **Ensaio BNDES**, Rio de Janeiro, n. 12, dez. 1999.
- \_\_\_\_\_. Uma proposta de unificação monetária dos países do Mercosul. **Ensaio BNDES**, Rio de Janeiro, n. 4, abr. 1997.
- HAMILTON, J. **Time Series Analysis**, Princeton University Press, 1994. 799 p.
- HAWKINS, J.; MASSON, P. Regional currency areas and the use of foreign currencies. **BIS Papers**, Basel, Suíça, n. 17, maio 2003.

- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, Illinois, 59(6): 1551-1580, nov. 1991.
- LAVAGNA, R.; GIAMBIAGI, F. Hacia la creación de una moneda común: una propuesta de convergencia coordinada de políticas macroeconomicas en el Mercosur. **Ensaio BNDES**, Rio de Janeiro, n. 6, mar. 1998.
- LÜTKEPOHL, H. **Introduction to Multiple Time Series Analysis**. New York: Springer-Verlag. 1991. 545 p.
- MCKINNON, R. Optimum Currency Areas. **American Economic Review**, Nashville, v. 53, n.4, p. 717-725, set. 1963.
- MINELLA, A. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. Brasília, DF: **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series 33, nov. 2001.
- MOREIRA, A.; FIORENCIO, A.; LOPES, H. Um modelo para a previsão conjunta do PIB, inflação e liquidez. **Revista Brasileira de Econometria**, Rio de Janeiro, 17(1): 67-111, maio 1997.
- MUNDELL, R. A. A theory of Optimum Currency Areas. **American Economic Review**, Nashville, v. 53, n.1, p. 657-665, set. 1961.
- OREIRO, J.; PAULA, L.; SILVA, G.; ONO, F. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. **Economia Aplicada**, São Paulo, 10(4): 609-34, out.-dez. 2006.
- PINHEIRO, A.; AMIN, M. Fluxos de capitais e componentes macroeconômicos: análise de inter-relações através da aplicação de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR), In: ANPEC, 23., 2005, Natal. **Anais...** . Natal, 2005.
- SIMS, C. Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis ? **Federal Reserve Bank of Minneapolis**. Quarterly Review 10. winter 1986.
- \_\_\_\_\_. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, Illinois, 48(1): 1-48, jan. 1980.
- \_\_\_\_\_. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, Elsevier, 36, 975-1011, jun. 1992.
- WONK, Ka-Fu. Variability in the Effects of Monetary Policy on Economic Activity. **Journal of Money, Credit and Banking**, Ohio, 32: 179-98, maio 2000.

## Anexo

## I – Séries em nível e em primeira diferença



Fonte: FMI – IFS (2007)

## II – Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

	Variável	Defasagens	Constante	Tendência	ADF	Valor Crítico 10%	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
Argentina	∇ Inflação	0	sim	não	-3.527233**	-2.594027	-2.912631	-3.548208
	∇ Câmbio	10	sim	não	-5.037487*	-2.599925	-2.923780	-3.574446
	∇ Juros	0	não	não	-6.773055*	-1.613181	-1.946549	-2.605442
	∇ Reservas	0	não	não	-6.869038*	-1.613181	-1.946549	-2.605442
Brasil	∇ Inflação	2	sim	sim	-4.751977*	-3.155161	-3.458326	-4.058619
	∇ Câmbio	0	não	não	-9.208667*	-1.614487	-1.944286	-2.589795
	∇ Juros	0	não	não	-5.091641*	-1.614487	-1.944286	-2.589795
	∇ Reservas	0	não	não	-11.11242*	-1.614487	-1.944286	-2.589795
Paraguai	∇ Inflação	0	sim	não	-6.374457*	-2.581453	-2.888932	-3.493129
	∇ Câmbio	0	sim	não	-6.934647*	-2.581453	-2.888932	-3.493129
	∇ Juros	0	sim	não	-9.969155*	-2.581453	-2.888932	-3.493129
	∇ Reservas	0	sim	não	-10.21721*	-2.581453	-2.888932	-3.493129
Uruguai	∇ Inflação	0	sim	não	-4.646230*	-2.596689	-2.917650	-3.560019
	∇ Câmbio	0	sim	não	-7.138033*	-2.596689	-2.917650	-3.560019
	∇ Juros	0	não	não	-7.444132*	-1.612867	-1.947119	-2.609324
	∇ Reservas	0	sim	não	-11.14426*	-2.596689	-2.917650	-3.560019

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Eviews 5.1.

Notas: \* significativo em nível de 1%, \*\* significativo em nível de 5%. Valores críticos gerados pelo pacote econométrico citado.