

Choques Monetários e Cambiais sob Regimes de Câmbio Flutuante nos Países Membros do Mercosul: Há Indícios de Convergência Macroeconômica?

Pedro Raffy Vartanian

Professor da Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, Brasil

Resumo

Este artigo analisa o comportamento das economias dos quatro países membros do Mercosul. O objetivo consiste em verificar se, sob regimes de câmbio flutuante, há sinais de convergência macroeconômica entre os países do Bloco. Para tanto, a simulação de choques com o uso de vetores auto-regressivos (VAR) visou comparar o funcionamento e os efeitos das políticas monetária e cambial dos países. 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 demonstraram 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 indicaram assimetria de choques entre os países da região.

Palavras-chave: Coordenação Macroeconômica, Integração Econômica, Modelo VAR

Classificação JEL: E61, F15, C22

Abstract

This paper analyzes the behavior of the economies of the four member countries of MERCOSUR. The goal is to determine if, under floating exchange rate, there are signs of macroeconomic convergence among countries of the bloc. To that end, the simulation of shocks with the use of vector autoregression model (VAR) aimed to compare the operation and the effects of monetary and exchange rate policies of countries. In addition, exogeneity tests were performed, in order to make a comparative analysis, and stability, to evaluate the occurrence of any symmetric shocks in the region. The results demonstrated 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.

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), 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.

O final da década de 1990, no entanto, foi marcado pela ocorrência de crises financeiras internacionais e pode ser caracterizado como um período de instabilidade econômica para os países do Mercosul, principalmente após a mudança do regime cambial brasileiro. Com a mudança no regime cambial no Brasil, outros países, como a Argentina, substituíram os regimes mais rígidos que haviam sido instituídos no início da década por regimes de câmbio flexíveis. 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 combinavam efetivamente com uma estratégia de integração regional. Entretanto, passado o período de forte instabilidade decorrente das mudanças dos regimes cambiais nos países, o processo de integração foi retomado 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, a autonomia na condução da política monetária se ampliou, o que indica relativa convergência no que se refere às políticas 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 e reservas internacionais, indica que ocorreram similaridades no comportamento da economia após a transição de regimes cambiais e sob o funcionamento dos regimes de câmbio flutuante. Resumidamente,

* Recebido em novembro de 2008, aprovado em junho de 2010.

E-mail address: raffy@mackenzie.com.br

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. 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 consequências 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 alii (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.

Para as economias emergentes, entretanto, o processo de coordenação pode ser afetado por um ingrediente adicional, que Calvo e Reinhart (2002) denominaram de “fear of floating”. O “medo de flutuar” decorre de algumas características presentes principalmente em economias emergentes, como a falta de credibilidade, que provoca volatilidade da taxa de juros e elevação nos prêmios de risco dos países. Para avaliar o medo da flutuação cambial no Brasil com a transição de regimes cambiais, Vieira e Cardoso (2007) aplicaram um modelo de vetores auto-regressivos (VAR) para analisar a interação entre câmbio, juros, inflação e reservas.

Considerando, portanto, que a flexibilidade dos regimes cambiais nas economias do Mercosul pode favorecer o processo de coordenação, o objetivo do artigo é comparar os efeitos de choques monetários e cambiais nos quatro países membros do Mercosul sob regimes de câmbio flutuante. Com o estudo comparativo, espera-se avaliar a possibilidade de coordenação de políticas, em especial a monetária e a cambial. 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?

Para tanto, será aplicado um modelo VAR para cada um dos países do Mercosul analisando a interação entre quatro variáveis: taxa de câmbio, taxa de juros, inflação e reservas internacionais. A utilização do modelo VAR pode ser justificada pela possibilidade de comparação dos efeitos de choques monetários e cambiais entre os países por meio da utilização da função de resposta a impulso, e da interação entre as variáveis com a utilização da decomposição da variância dos erros de previsão.

Assim será possível verificar se, sob regimes de câmbio flutuante e em cenários de acentuada depreciação cambial, as economias têm apresentado características de convergência macroeconômica.

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 apresentaram vantagens e desvantagens de uma área monetária ótima. Bean (1992) ressalta 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, definida por Bean (1992) como a receita do governo obtida por meio da emissão monetária em detrimento do endividamento, 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. 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 realinhamento cambial com o objetivo de restabelecimento do nível de emprego e produção.

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.

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.¹ Com isso, os produtos brasileiros ficaram mais competitivos 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. 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 e a adoção

¹ 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).

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 são utilizados três indicadores, segundo a CEPAL (1992): 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.

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 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 alii (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 alii 2003, p. 22). Outro elemento que preocupa o processo de coordenação, de acordo com Arestis et alii (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.

A despeito de a flutuação cambial favorecer o processo de coordenação econômica, vale destacar que, de acordo com Calvo e Reinhart (2002), muitos países que declaram oficialmente possuir um regime de câmbio flutuante praticam regimes intermediários em função do que os autores chamaram de “medo de flutuar”. O receio da flutuação cambial é uma característica presente principalmente nas economias emergentes. Conforme apontam Calvo e Reinhart (2002), o “medo de flutuar” decorre do problema de falta de credibilidade, recorrente em economias emergentes. A falta de credibilidade também implica volatilidade da taxa de juros e do risco de crédito soberano, o que tende a estimular à dolarização nas economias, limitando a atuação dos bancos centrais. Complementarmente, o estudo aponta a volatilidade da taxa de câmbio e o elevado *pass-through* do câmbio para os preços nas economias emergentes como fatores que podem explicar a limitação da flutuação cambial em alguns países. Para avaliar o “medo de flutuar”, os autores utilizaram dados mensais de janeiro de 1970 até abril de 1999 de 39 países, incluindo economias emergentes, como Argentina, Brasil e Uruguai, além dos países desenvolvidos, como Japão, França, Alemanha e EUA. Na análise foram utilizadas variáveis como taxa de câmbio, taxa de juros e moeda, além de reservas internacionais e preços de commodities.

Para avaliar o “medo de flutuar” na economia brasileira, Vieira e Cardoso (2007) aplicaram um modelo de vetores auto-regressivos (VAR) com as variáveis câmbio, juros, inflação e reservas. Com a utilização dos dois instrumentos de análise, a decomposição da variância e a função de reposta a impulso, os autores não encontraram evidências, para o caso brasileiro, do “medo da flutuação”, ainda que tenham identificado mudanças na dinâmica entre as variáveis analisadas na transição de um regime cambial mais rígido para um regime flexível.

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 persistiram durante a década de 1980, com a adoção do Plano Cruzado no Brasil e do Plano Austral na Argentina. Todavia, a estabilidade dos preços 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 comportamento dos preços. A utilização de âncoras cambiais como um dos condicionantes da estabilidade dos preços nos países, no entanto, mostrou-se insustentável, pois resultou em apreciação real da taxa de câmbio, déficits na conta corrente e necessidade de mudança do regime cambial.

Com preços relativamente estáveis nos quatro países do Mercosul, o foco do processo de integração econômica baseava-se, então, na análise grau de convergência das políticas macroeconômicas dos países. Averbug (1998), por exemplo, assinalou a necessidade de uma política cambial coordenada entre as quatro economias no processo de integração enquanto Eichengreen (1998) acentuou o caráter indispensável da harmonização das políticas cambiais e macroeconômicas.

Diante das questões teóricas contempladas até então, torna-se interessante efetuar uma análise comparativa entre os países do Mercosul com destaque para três questões principais: institucionalização da política monetária e cambial, comportamento da inflação e os ganhos de senhoriagem obtidos pelos países. Desse modo, a Tabela 1 apresenta, resumidamente, as principais características de cada um dos bancos centrais dos países do Mercosul, bem como o 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. O fato dos países do Mercosul adotarem um regime de flutuação administrada pode ser um efeito do “medo de flutuar”. 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
Origem do BC	1935	1964	1952	1967
Independente	Não	Não	Não	Não
Nomeação do Dirigente	Presidente da República, aprovação congresso	Presidente da República, aprovação congresso	Presidente da República, aprovação congresso	Presidente da República, aprovação congresso
Mandato	6 anos	4 anos	5 anos	5 anos
Missão	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
Relatórios de inflação	Periodicidade Trimestral	Periodicidade Trimestral	Periodicidade Mensal	Periodicidade Trimestral
Regime Monetário	Metas Monetárias	Metas para a Inflação	Metas Cambiais Implícitas	Metas Monetárias
Regime Cambial ^{1/}	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 Tabela 2, o comportamento dos índices anuais de preços ao consumidor dos países, compreendendo o período de 1996 até 2007. Conforme pode ser constatado, as assimetrias no comportamento dos preços são recorrentes. Também pode ser verificado que a transição de regimes rígidos para flutuantes resultaram em mudanças no patamar inflacionário, como o Brasil em 1999, além da Argentina e do Uruguai em 2002. Mesmo no período 2002-2007, em que todos os países têm regime flutuante, os índices de inflação apresentaram comportamento razoavelmente distinto.

Tabela 2

Índice anual de preços ao consumidor dos países do Mercosul no período 1996-2007

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Argentina	0,1	0,3	0,7	-1,8	-0,7	-1,5	41,0	3,7	6,1	12,3	9,8	8,5
Brasil	9,6	5,2	1,7	8,9	6,0	7,7	12,5	9,3	7,6	5,7	3,1	4,5
Paraguai	8,2	6,2	14,6	5,4	8,6	8,4	14,6	9,3	2,8	9,8	12,5	5,9
Uruguai	24,3	15,2	8,6	4,2	5,1	3,6	25,9	10,2	7,6	4,9	6,4	8,5

Fonte: CEPAL (2008)

Verificou-se então que, apesar de divergências acentuadas nas trajetórias de inflação, 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. Do ponto de vista teórico, a convergência de regimes cambiais facilita o processo de integração 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 por meio da multiplicação da base monetária pela taxa de remuneração dos títulos públicos emitidos pelo Banco Central ou Tesouro Nacional com a divisão do resultado pelo PIB nominal, de acordo com a equação 1:

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

em que:

S_{PIB} = Senhoriagem como proporção do PIB;

B_m = Base monetária;

R = Taxa de remuneração dos títulos públicos;

PIB_n = PIB nominal

Desse modo, a Tabela 3 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.

É possível notar, de acordo com a Tabela 3, 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.

Tabela 3

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
Argentina										
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
Brasil										
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
Paraguai										
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
Uruguai										
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).

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 econométrico VAR. O modelo foi inicialmente proposto por Sims (1980) e pode ser utilizado para fins de análise de conseqüências de mudanças na política econômica de forma satisfatória, segundo Sims (1986). Uma vez que a característica de um modelo VAR é estimar um grande número de parâmetros, os resultados são frequentemente analisados a partir da função de resposta a impulso e da decomposição da variância. 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. Em outras palavras, os resultados apresentados na função de resposta a impulso permitem avaliar adequadamente resultados de choques em qualquer uma das variáveis do sistema. Já a decomposição da variância dos erros de previsão consiste na identificação da responsabilidade de cada uma das variáveis na explicação da variância de todas as variáveis do sistema, após um choque. De outra forma, pode-se afirmar que a decomposição da variância “classifica” a importância relativa de cada variável na determinação da própria variável e das demais variáveis.

A forma matemática do modelo VAR é a seguinte;

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

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;

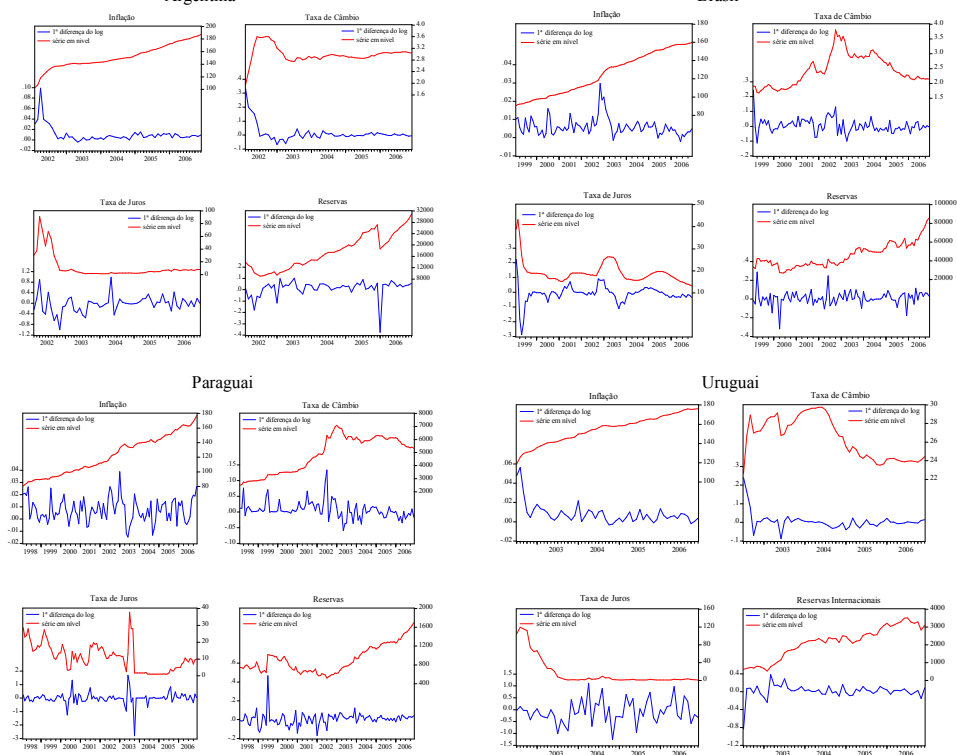
ε_t = vetor de inovações auto-correlacionado.

De acordo com a equação 2, é possível verificar que o modelo VAR permite a inclusão de variáveis exógenas na estimativa. Para os propósitos deste estudo, foram incluídas apenas variáveis endógenas. Mesmo assim, foi realizado um teste de exogeneidade relativa entre as variáveis para determinar a ordenação na decomposição utilizada para a geração do vetor de inovações auto-correlacionado. Este teste será apresentado posteriormente.

A seguir apresenta-se uma descrição das variáveis aplicadas na estimativa efetuada no pacote econométrico Eviews 5.1 com o objetivo de justificar os testes aplicados. Para cada um dos países foi estimado um modelo VAR com as variáveis taxa de juros, taxa de câmbio, reservas internacionais e inflação. Os dados utilizados foram extraídos da base FMI-IFS (International Financial Statistics) do Fundo Monetário Internacional, com periodicidade mensal. Cumpre ressaltar que, pelos objetivos do estudo, o período inicial das observações é distinto para cada um dos países, já que o propósito é analisar e comparar os efeitos de um acentuado processo de depreciação cambial com os devidos impactos e reações das demais variáveis para avaliar se há convergência macroeconômica em cenário de

possível presença do “medo de flutuar”. Ainda assim, com o período final igual (dezembro de 2006), correspondente ao limite de tempo com dados disponíveis na execução da estimativa, foi possível analisar, sob o mesmo cenário temporal, um período superior a quatro anos, já que o Uruguai flexibilizou o regime cambial em Junho de 2002. Dessa forma, os períodos iniciais e o número de observações para cada um dos países 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. A estimativa permite, portanto, avaliar a interação entre as variáveis sob um episódio de acentuada depreciação cambial de forma conjunta com a análise dos países sob o mesmo cenário internacional.

Fig. 1. Séries em nível e em diferença dos países do Mercosul



Fonte: FMI – IFS (2007)

Fonte: FMI – IFS (2007).

Os gráficos com as variáveis podem ser visualizados na Figura 1. 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).

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 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 podem ser verificados na Tabela 4 e as variáveis diferenciadas podem ser observadas Figura 1. Solucionada a questão da não estacionariedade das séries com o processo de diferenciação, 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 seqüencial 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

Tabela 4
 Teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF)

País	Variável	Defasagens	Constante	Tendência	ADF	Valores críticos			
						10%	5%	1%	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.

detalhada por Lütkepohl (1991). Com a seleção do melhor número de defasagens no intervalo [1, 5], os resultados indicaram a seleção de um modelo VAR(1) como o mais adequado de acordo com a quase totalidade dos testes para os quatro países, conforme reporta a Tabela 5.

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

$$TJ_t = \alpha + \beta_0 TJ_{t-1} + \beta_1 TC_{t-1} + \beta_2 I_{t-1} + \beta_3 RI_{t-1} \tag{3}$$

$$TC_t = \alpha + \beta_0 TJ_{t-1} + \beta_1 TC_{t-1} + \beta_2 I_{t-1} + \beta_3 RI_{t-1} \tag{4}$$

$$I_t = \alpha + \beta_0 TJ_{t-1} + \beta_1 TC_{t-1} + \beta_2 I_{t-1} + \beta_3 RI_{t-1} \tag{5}$$

$$RI_t = \alpha + \beta_0 TJ_{t-1} + \beta_1 TC_{t-1} + \beta_2 I_{t-1} + \beta_3 RI_{t-1} \tag{6}$$

em que:

α → 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.

Vale destacar que foi efetuada uma transformação logarítmica em todas as variáveis, com o objetivo de aprimorar o ajustamento do modelo. Adicionalmente, a transformação logarítmica permite interpretar as funções de resposta a impulso como movimentos de elasticidade entre as variáveis. De forma complementar, ressalta-se ainda que em séries macroeconômicas não estacionárias, Granger e

Tabela 5
Seleção do número de defasagens do modelo

País	Ordem Var	Log likelihood	LR**	EPF***	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
Argentina	1 defasagem	438.2751	59.73363*	2.20e-12*	-15.49167*	-14.75501*	-15.20757*
	2 defasagens	452.9938	24.53112	2.33e-12	-15.44421	-14.11823	-14.93283
	3 defasagens	469.3386	24.81989	2.37e-12	-15.45699	-13.54167	-14.71832
	4 defasagens	481.9161	17.23584	2.82e-12	-15.33023	-12.82558	-14.36428
	5 defasagens	491.8763	12.17355	3.84e-12	-15.10653	-12.01255	-13.91330
Brasil	1 defasagem	891.3396	143.2312*	4.58e-14*	-19.36310*	-18.80759*	-19.13909*
	2 defasagens	899.9022	15.41266	5.42e-14	-19.19783	-18.19790	-18.79460
	3 defasagens	914.1217	24.33123	5.67e-14	-19.15826	-17.71393	-18.57582
	4 defasagens	928.4318	23.21414	5.94e-14	-19.12071	-17.23196	-18.35905
	5 defasagens	944.9142	25.27305	5.98e-14	-19.13143	-16.79827	-18.19056
Paraguai	1 defasagem	636.9158	55.12631	4.55e-11*	-12.46294*	-11.93868*	-12.25083*
	2 defasagens	640.6073	6.711834	5.84e-11	-12.21429	-11.27061	-11.83247
	3 defasagens	653.9767	23.22764	6.18e-11	-12.16114	-10.79805	-11.60963
	4 defasagens	669.9433	26.44980	6.24e-11	-12.16047	-10.37796	-11.43927
	5 defasagens	688.8146	29.73651*	5.96e-11	-12.21848	-10.01656	-11.32758
Uruguai	1 defasagem	324.6980	19.68654	3.61e-11*	-12.69575*	-11.91608*	-12.40111*
	2 defasagens	328.8696	6.778874	6.00e-11	-12.20290	-10.79950	-11.67255
	3 defasagens	342.8159	20.33833	6.79e-11	-12.11733	-10.09019	-11.35127
	4 defasagens	359.4345	21.46564	7.11e-11	-12.14310	-9.492234	-11.14134
	5 defasagens	382.4743	25.91977*	6.01e-11	-12.43643	-9.161826	-11.19895

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

Notas: * Seleção de acordo com o critério.

**Teste estatístico LR sequencial modificado (cada teste ao nível de 5%).

***Erro de predição final.

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

Tabela 6
Resultados do teste de cointegração de Johansen

Pais	Número de equações de cointegração hipotetizadas	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Estatística do máximo autovalor	Valor crítico 5%
Argentina	Nenhuma	0.722248	158.8312*	47.21	73.01850*	27.07
	Até 1	0.461519	85.81274*	29.68	35.28319*	20.97
	Até 2	0.438347	50.52955*	15.41	32.88166*	14.07
	Até 3	0.266269	17.64790*	3.76	17.64790*	3.76
Brasil	Nenhuma	0.504070	160.1922*	47.21	65.22278*	27.07
	Até 1	0.417590	94.96942*	29.68	50.27407*	20.97
	Até 2	0.234868	44.69535*	15.41	24.89675*	14.07
	Até 3	0.191753	19.79860*	3.76	19.79860*	3.76
Paraguai	Nenhuma	0.429894	167.4802*	47.21	59.00295*	27.07
	Até 1	0.337159	108.4772*	29.68	43.17806*	20.97
	Até 2	0.280488	65.29915*	15.41	34.56415*	14.07
	Até 3	0.253765	30.73500*	3.76	30.73500*	3.76
Uruguai	Nenhuma	0.609507	120.4037*	47.21	48.89796*	27.07
	Até 1	0.430897	71.50576*	29.68	29.31207*	20.97
	Até 2	0.391686	42.19369*	15.41	25.84731*	14.07
	Até 3	0.269739	16.34638*	3.76	16.34638*	3.76

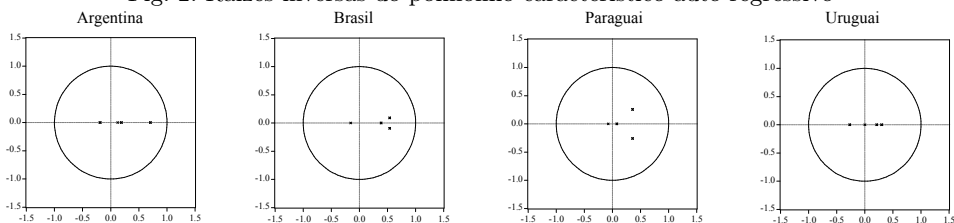
Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Eviews 5.1.
Nota: *indica rejeição da hipótese em nível de 5% de significância.

quantidade de vetores de cointegração existentes no sistema. Os resultados obtidos pelo teste, reportados na Tabela 6, 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, conforme mostra a Figura 2.

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

Fig. 2. Raízes inversas do polinômio característico auto-regressivo



Fonte: Pacote econométrico Eviews 5.1.

das variáveis.² 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 relativa, 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 relativamente mais exógena e a que apresentou o maior valor é a relativamente 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, apresentados na Tabela 7, permitiram ordenar as variáveis das quatro economias de acordo com o grau de exogeneidade relativa.

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

² A decomposição de Cholesky foi utilizada por Minella (2001), Pinheiro e Amin (2005) e Oreiro et alii (2006).

Tabela 7. Teste de exogeneidade das variáveis – VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Argentina	Variável dependente								Brasil	Variável dependente							
	Juros		Câmbio		Reservas		Inflação			Reservas		Juros		Câmbio		Inflação	
	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.		χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.
Juros			0.24	0.61	0.18	0.66	0.41	0.51	Reservas			1.53	0.21	0.45	0.50	0.51	0.47
Câmbio	2.60	0.10			2.62	0.10	25.38	0.00	Juros	0.18	0.66			4.76	0.02	0.08	0.77
Reservas	0.00	0.92	0.41	0.51			0.60	0.43	Câmbio	0.44	0.50	3.30	0.06			14.58	0.00
Inflação	1.21	0.27	3.49	0.06	3.76	0.05			Inflação	0.34	0.55	0.84	0.35	0.15	0.69		
Total	2.63	0.45	5.20	0.15	17.81	0.00	26.04	0.00	Total	1.23	0.74	5.86	0.11	7.49	0.05	16.71	0.00

Paraguai	Variável dependente								Uruguai	Variável dependente							
	Reservas		Câmbio		Juros		Inflação			Reservas		Juros		Câmbio		Inflação	
	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.		χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.
Reservas			0.16	0.68	1.15	0.28	1.28	0.25	Reservas			0.87	0.34	9.98	0.00	3.45	0.06
Câmbio	0.07	0.78			1.34	0.24	16.19	0.00	Juros	0.05	0.80			4.65	0.03	0.89	0.34
Juros	0.17	0.67	0.82	0.36			1.47	0.25	Câmbio	0.35	0.55	0.00	0.96			13.84	0.00
Inflação	0.76	0.38	2.14	0.14	1.33	0.24			Inflação	0.34	0.55	0.17	0.68	0.59	0.44		
Total	1.11	0.77	4.01	0.26	4.73	0.19	21.27	0.00	Total	0.40	0.94	2.10	0.55	13.01	0.01	28.66	0.00

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

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, cujos resultados foram apresentados na Tabela 8, 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.³

Tabela 8
Teste de normalidade Jarque-Bera

Componente	Argentina			G. L.	Prob.	Brasil			G. L.	Prob.
	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera			Assimetria	Curtose	Jarque-Bera		
1	0.218297	4.556020	6.311877	2	0.0426	-0.345216	7.897341	95.80419	2	0.0000
2	-0.619493	4.783496	11.39687	2	0.0034	-2.403585	13.36999	511.6954	2	0.0000
3	-3.923641	23.87884	1202.306	2	0.0000	0.217498	2.622131	1.300359	2	0.5220
4	2.163616	13.18349	295.8687	2	0.0000	1.182707	6.617611	73.17232	2	0.0000
Conjunto			1515.883	8	0.0000			681.9723	8	0.0000
Componente	Paraguai			G. L.	Prob.	Uruguai			G. L.	Prob.
	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera			Assimetria	Curtose	Jarque-Bera		
1	0.619136	5.797132	41.3279	2	0.0000	0.369897	4.277774	4.814174	2	0.0901
2	0.208485	3.236977	1.01593	2	0.6017	0.253564	2.810736	0.647043	2	0.7236
3	-1.773742	15.78611	777.639	2	0.0000	-1.626216	6.716003	53.85461	2	0.0000
4	2.700398	21.92570	1710.79	2	0.0000	0.277768	2.615402	1.008182	2	0.6041
Conjunto			2530.78	8	0.0000			60.32401	8	0.0000

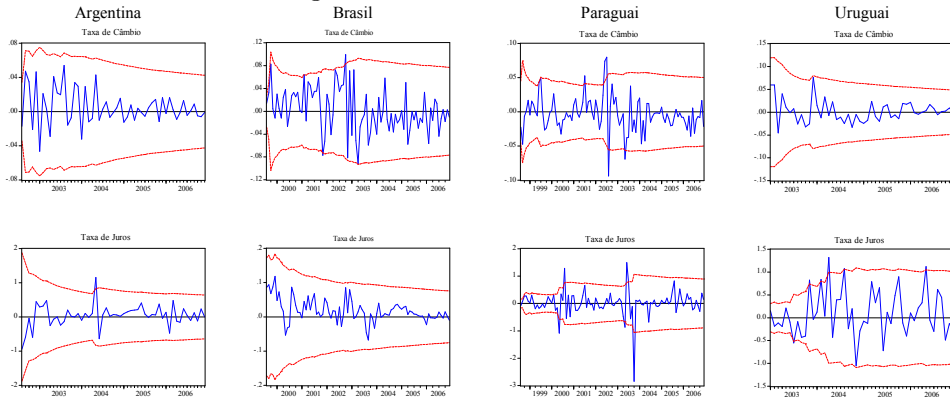
Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Eviews 5.1.

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 podem ser observados na Figura 3.

Tradicionalmente, os efeitos de choques de um modelo VAR são apresentados em gráficos com as funções de resposta a impulso. Desse modo, as funções foram geradas para um período de 12 meses considerando um choque de um desvio-padrão nas variáveis, com as consequentes bandas de erro-padrão. Os movimentos das variáveis após um choque devem ser interpretados como elasticidades entre elas,

³ 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 alii (2006).

Fig. 3. Teste dos resíduos recursivos



Fonte: Pacote econométrico Eviews 5.1.

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 aplicada para os quatro países do Mercosul apresentou resultados que podem ser discutidos sob uma ótica comparativa, fundamentalmente com relação ao caráter relativamente endógeno e exógeno das variáveis do sistema, às distintas reações das variáveis aos impulsos de acordo com choques em cada um dos países, além da importância relativa de cada variável na elasticidade das variáveis do sistema. Inicialmente vale ressaltar o caráter relativamente exógeno das reservas internacionais em quase todos os países, à exceção da Argentina, conforme demonstrou a Tabela 7. Observou-se, de acordo com o teste de exogeneidade, que as reservas internacionais possuem característica de exogeneidade relativa 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 independeram de taxa de juros, inflação e taxa de câmbio. Com relação ao caso argentino, é possível perceber o caráter relativamente 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.

No que se refere à endogeneidade, os testes indicaram que a inflação foi, de forma unânime, a variável relativamente 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.

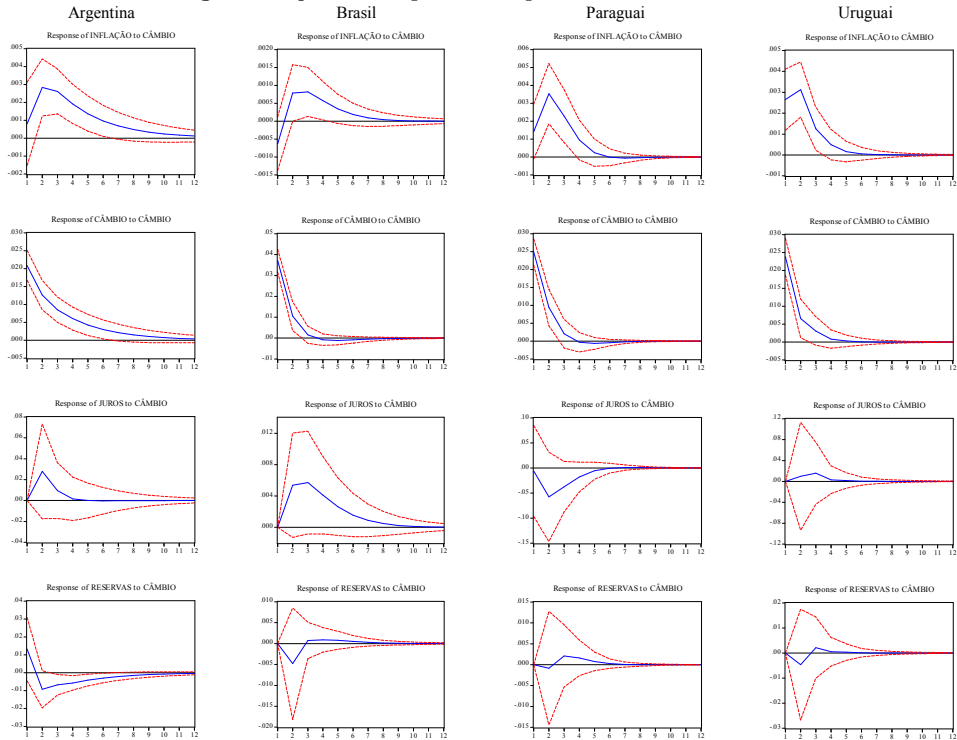
Outra análise comparativa que merece atenção refere-se à instabilidade pontual de algumas equações verificadas nos resultados dos testes de resíduos recursivos. Os períodos de instabilidade foram apresentados anteriormente (Figura 3). É possível constatar que a equação da taxa de câmbio apresentou instabilidade no Brasil em 2001 e 2002, enquanto as economias argentina e uruguaia não tiveram nenhum período de instabilidade. Já o Paraguai apresentou instabilidade nos anos de 2001, 2002 e 2003. Em termos de taxa de juros, nota-se instabilidade na Argentina em 2004, no Paraguai em 2000 e 2003, além do Uruguai em 2003, 2004 e 2006. A equação da taxa de juros do caso brasileiro não apresentou instabilidade no período analisado.

Vale analisar, ainda, o comportamento das variáveis após um choque por intermédio das funções de resposta a impulso. Assim, a Figura 4 apresenta as funções de resposta a impulso para um período de 12 meses considerando um choque na taxa de câmbio em cada um dos países do Mercosul. É possível verificar o *pass-through* do câmbio para os preços. No Brasil, a elasticidade entre inflação e taxa de câmbio é negativa apenas no primeiro mês, o que pode ser causado por uma defasagem na transmissão do câmbio para os preços. Nos demais países a inflação reage positivamente ao câmbio um mês após o choque. É possível verificar também que os efeitos de choques cambiais sobre a inflação se dissipam de uma forma mais acelerada no Paraguai e no Uruguai.

Com relação ao próprio câmbio, as funções de resposta a impulso mostram que o processo de convergência da taxa de câmbio na economia argentina é lento quando comparado com os demais países. Em termos de resposta da taxa de juros a uma variação cambial, nota-se o Brasil apresenta uma resposta mais duradoura, provavelmente para evitar o *pass-through* e alcançar o objetivo diante do regime monetário de metas para a inflação, que os demais países não têm. Por último, a análise da reação das reservas internacionais ao choque cambial mostra que, à exceção da Argentina, os países apresentam uma variação inicial negativa e posteriormente positiva. É importante ressaltar que, se consideradas as bandas de erro-padrão das funções de resposta a impulsos na resposta da taxa de juros e das reservas, a trajetória das variáveis mostra-se ambígua.

A análise comparativa do comportamento de um choque na taxa de juros também merece destaque. Verifica-se, na Figura 5, que a resposta da inflação a um choque da taxa de juros é positiva tanto no Brasil quanto na Argentina, o que não ocorre na economia uruguaia. A trajetória da taxa de câmbio e das reservas internacionais também apresenta comportamento distinto entre os países. Nota-se, ainda, que um choque na taxa de juros se dissipa de uma forma lenta no Brasil comparativamente

Fig. 4. Funções de resposta a impulso na taxa de câmbio

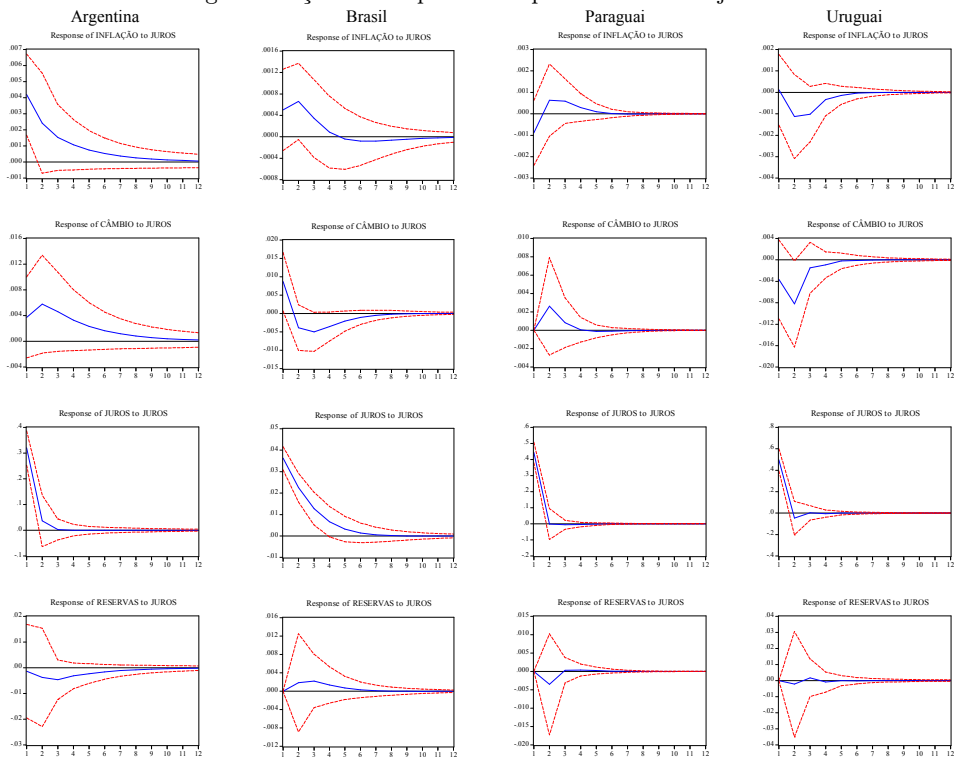


aos três outros países, o que foi apontado por Calvo e Reinhart (2002) como uma das causas do “medo de flutuar”.

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.

Em termos de decomposição da variância dos erros de previsão, apresentada na Tabela 9, é possível verificar, no caso argentino que, com relação à taxa de câmbio, nota-se uma participação acentuada da taxa de juros, com peso relativo de 10,16% a partir do sexto mês. Dois anos após o choque, a participação da inflação aumenta ligeiramente, de zero no primeiro mês para 4,25% no 24º mês

Fig. 5. Funções de resposta a impulso na taxa de juros



após o choque. Já taxa de juros apresenta uma inércia significativa, pois 97,59% de seu comportamento é explicado pela própria taxa de juros. As demais variáveis apresentam fraca explicação no comportamento da taxa de juros.

No caso brasileiro, a Tabela 9 mostra que a taxa de câmbio revela comportamento fortemente dependente de seu passado, 93,37% no primeiro mês e 89,02% no 24º mês. Além disso, tem seu comportamento parcialmente explicado pela taxa de juros, que é responsável por aproximadamente 7,97% do comportamento do câmbio um ano após o choque. Com relação à decomposição da variância da taxa de juros, nota-se que as reservas internacionais têm parcela de responsabilidade de 11,80% e a taxa de câmbio e inflação menos de 5% seis meses após o choque.

Para o caso paraguaio, a análise da decomposição da variância dos erros de previsão da inflação mostra um forte componente auto-regressivo na variável câmbio, pois no 24º mês o câmbio se explica em 94,46%. A taxa de juros apresentou o mesmo comportamento da taxa de câmbio, já que comporta uma auto-explicação de 93,89%. No tocante aos juros, nota-se uma participação da taxa de câmbio (2,45%), das reservas internacionais (2,64%) e da inflação (1,02%) no 24º mês após o choque.

Finalmente, o caso uruguaio mostra que a taxa de câmbio apresenta uma forte

Tabela 9
Decomposição da variância dos erros de previsão

Argentina					Taxa de Câmbio					Taxa de Juros				
Mês	Juros	Câmbio	Reservas	Inflação	Mês	Juros	Câmbio	Reservas	Inflação	Mês	Juros	Câmbio	Reservas	Inflação
1	3.062158	96.93784	0.000000	0.000000	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
6	10.16307	85.36087	0.294150	4.181906	6	97.58972	0.819862	0.079407	1.511008	6	97.58972	0.819862	0.079407	1.511008
12	10.32036	85.13937	0.291165	4.249103	12	97.58957	0.819994	0.079407	1.511027	12	97.58957	0.819994	0.079407	1.511027
18	10.32277	85.13598	0.291119	4.250131	18	97.58957	0.819996	0.079407	1.511028	18	97.58957	0.819996	0.079407	1.511028
24	10.32281	85.13592	0.291119	4.250147	24	97.58957	0.819996	0.079407	1.511028	24	97.58957	0.819996	0.079407	1.511028
Brasil					Taxa de Câmbio					Taxa de Juros				
Mês	Reservas	Juros	Câmbio	Inflação	Mês	Reservas	Juros	Câmbio	Inflação	Mês	Reservas	Juros	Câmbio	Inflação
1	1.566679	5.067343	93.36598	0.000000	1	7.526935	92.47307	0.000000	0.000000	1	7.526935	92.47307	0.000000	0.000000
6	2.592220	7.960083	89.05284	0.394857	6	11.81252	83.53030	3.592493	1.064692	6	11.81252	83.53030	3.592493	1.064692
12	2.592670	7.972570	89.02070	0.414061	12	11.80304	83.46839	3.633106	1.095469	12	11.80304	83.46839	3.633106	1.095469
18	2.592677	7.972589	89.02065	0.414084	18	11.80304	83.46836	3.633108	1.095494	18	11.80304	83.46836	3.633108	1.095494
24	2.592677	7.972589	89.02065	0.414084	24	11.80304	83.46836	3.633108	1.095494	24	11.80304	83.46836	3.633108	1.095494
Paraguai					Taxa de Câmbio					Taxa de Juros				
Mês	Reservas	Câmbio	Juros	Inflação	Mês	Reservas	Câmbio	Juros	Inflação	Mês	Reservas	Câmbio	Juros	Inflação
1	1.213043	98.78696	0.000000	0.000000	1	1.662175	0.018022	98.31980	0.000000	1	1.662175	0.018022	98.31980	0.000000
6	2.004234	94.46302	0.997388	2.535358	6	2.638512	2.445573	93.89356	1.022359	6	2.638512	2.445573	93.89356	1.022359
12	2.004633	94.46183	0.997687	2.535852	12	2.638546	2.446025	93.89261	1.022815	12	2.638546	2.446025	93.89261	1.022815
18	2.004633	94.46183	0.997687	2.535852	18	2.638546	2.446025	93.89261	1.022815	18	2.638546	2.446025	93.89261	1.022815
24	2.004633	94.46183	0.997687	2.535852	24	2.638546	2.446025	93.89261	1.022815	24	2.638546	2.446025	93.89261	1.022815
Uruguai					Taxa de Câmbio					Taxa de Juros				
Mês	Reservas	Câmbio	Juros	Inflação	Mês	Reserva	Juros	Câmbio	Inflação	Mês	Reserva	Juros	Câmbio	Inflação
1	1.178689	96.60175	2.219565	0.000000	1	3.525462	0.000000	96.47454	0.000000	1	3.525462	0.000000	96.47454	0.000000
6	6.018079	82.31608	11.11226	0.553584	6	4.099401	0.134475	95.56487	0.201253	6	4.099401	0.134475	95.56487	0.201253
12	6.018093	82.31602	11.11230	0.553583	12	4.099401	0.134486	95.56486	0.201253	12	4.099401	0.134486	95.56486	0.201253
18	6.018093	82.31602	11.11230	0.553583	18	4.099401	0.134486	95.56486	0.201253	18	4.099401	0.134486	95.56486	0.201253
24	6.018093	82.31602	11.11230	0.553583	24	4.099401	0.134486	95.56486	0.201253	24	4.099401	0.134486	95.56486	0.201253

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

inércia, mas pode-se pontuar a responsabilidade dos juros, de 11,11% na explicação do câmbio seis meses após o choque e, adicionalmente, das reservas internacionais, que têm uma responsabilidade de 6,02%. A taxa de juros também apresenta um comportamento inercial, já que 95,57% de seu comportamento depende de si mesmo.

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 e a decomposição da variância dos erros de previsão possibilitou a comparação da importância relativa das variáveis do sistema estimado. 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 senhoriação, 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 relação aos demais países.

A aplicação do teste de resíduos recursivos nas equações da taxa de juros e de câmbio 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 duas equações, constatou-se que não ocorreram choques simétricos na região. Adicionalmente, 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 análise comparativa de resposta das variáveis a um choque na taxa de câmbio mostrou eleitos distintos principalmente em termos de duração do choque, além de sinal contrário da elasticidade em alguns casos. A simulação de um choque na taxa de câmbio também resultou em assimetrias observadas nos quatro países. Finalmente, a decomposição da variância dos erros de previsão mostrou que, a despeito de forte caráter inercial das variáveis câmbio e juros, é possível identificar poder distinto de determinação das variáveis. Desse modo, pode-se afirmar que não ocorreram choques simétricos nos países do Mercosul sob regimes de câmbio flutuante.

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.

Referências bibliográficas

- Alesina, A. & Barro, R. (2000). Currency unions. National Bureau of Economic Research Working Paper Series 7927. Cambridge, Massachusetts.
- Arestis, P., Ferrari Filho, F., Paula, L. F., & Sawyer, M. (2003). O euro e a UME: Lições para o Mercosul. *Economia e Sociedade*, 12(1):1-24.
- Averbu, M. (1998). Mercosul: Conjuntura e perspectivas. *Revista do BNDES*, 10(6):1-15.
- Bagliano, F. & Favero, C. (1998). Measuring monetary policy with VAR models: An evaluation. *European Economic Review*, 42(6):1069-1112.

- Bean, C. (1992). Economic and monetary union in Europe. *Journal of Economic Perspectives*, 6(4):31–52.
- Calvo, G. A. & Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2):379–408.
- CEPAL (1992). Ensayos sobre coordinación de políticas macroeconómicas: Inferencias para la integración latinoamericana. Santiago: Editora da CEPAL.
- CEPAL (2008). Base de datos en línea. Disponível em www.eclac.org.
- De Grauwe, P. (1997). *The Economics of Monetary Integration*. Oxford University Press, New York, 3rd edition.
- Dickey, D. & Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427–431.
- Eichengreen, B. (1998). Does Mercosur need a single currency? National Bureau of Economic Research Working Paper Series 6821. Cambridge, Massachusetts.
- EViews (2004). Econometric views for Wondows, versão 5.1. (QMS) Quantitative Micro Software. Irvine-California.
- Ferrari Filho, F. & Paula, L. F. (2002). Será consistente a proposta de criação de uma União Monetária no Mercosul? *Revista de Economia Política*, 22(2):174–182.
- FMI (2007). Exchange arrangements and foreign exchange markets: Developments and issues. World Economic and Financial Surveys.
- FMI-IFS (2007). International financial statistics. FMI.
- Giambiagi, F. (1997). Uma proposta de unificação monetária dos países do Mercosul. Ensaios BNDES 4. Rio de Janeiro.
- Giambiagi, F. (1999). Mercosul: Por que a união monetária faz sentido a longo prazo? Ensaios BNDES 12. Rio de Janeiro.
- Granger, C. W. J. & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2:111–120.
- Gremaud, A. P. & Braga, M. B. (2005). Exchange rate regimes and the recent experience in Latin America. *Lateinamerika Analysen*, 10:3–24.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hawkins, J. & Masson, P. (2003). Regional currency areas and the use of foreign currencies. *BIS Papers*, 17.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6):1551–1580.
- Lavagna, R. & Giambiagi, F. (1998). Hacia la creación de una moneda común: Una propuesta de convergencia coordinada de políticas macroeconomicas en el Mercosur. Ensaios BNDES 6. Rio de Janeiro.
- Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, New York.
- McKinnon, R. (1963). Optimum currency areas. *American Economic Review*, 53(4):717–725.
- Minella, A. (2001). Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A VAR estimation. Banco do Brasil, working Paper Series 33. Brasília.
- Mundell, R. A. (1961). A theory of optimal currency. *American Economic Review*, 51:657–665.
- Oreiro, J., Paula, L., Silva, G., & Ono, F. (2006). Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: Teoria e evidência recente. *Economia Aplicada*, 10(4):609–634.

- Pinheiro, A. & Amin, M. (2005). Fluxos de capitais e componentes macroeconômicos: Análise de inter-relações através da aplicação de um modelo de vetores auto-regressivos. In *Anais do Encontro de Economia*, Natal. ANPEC.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1):1–48.
- Sims, C. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis? Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 10.
- Sims, C. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review*, 36:975–1011.
- Vieira, F. V. & Cardoso, C. A. (2007). Câmbio, inflação, juros e reservas na transição de regimes cambiais: Uma investigação econométrica para o Brasil. *Análise Econômica*, 47:23–48.