

Coordenação de políticas monetária e cambial no Mercosul entre 2000 e 2013: uma análise empírica

Coordination of monetary and exchange policies in Mercosur: An empirical analysis between 2000 and 2013

Moisés Pais dos Santos¹

Universidade Estadual de Maringá, Brasil
moisespais@yahoo.com.br

Wander Plassa¹

Universidade Estadual de Maringá, Brasil
wanderps_91@hotmail.com

Leandro Pessoto¹

Universidade Estadual de Maringá, Brasil
lpessoto@gmail.com

Resumo. O presente trabalho tem como principal objetivo realizar uma análise comparativa dos efeitos de choques monetários e cambiais sob regimes de câmbio flutuante nos quatro países membros do Mercosul – Brasil, Argentina, Uruguai e Paraguai. Para isso, estimaram-se modelos vetoriais de correção de erros (VEC) para cada um dos países integrantes do Mercosul, utilizando as variáveis inflação, taxa de juros, taxa de câmbio e nível de reservas internacionais. Constatou-se que, sob regimes de câmbio flutuante, nas economias do Mercosul, não existem indícios de semelhanças nas respostas aos choques monetários e cambiais. A implicação disso é que o processo de integração na região pode ser comprometido, pois aumentam-se os custos da ausência de coordenação macroeconômica.

Palavras-chave: VEC, cointegração, área monetária ótima, Mercosul.

Abstract. This study aims at making a comparative analysis of the effects of monetary and exchange rate shocks under floating exchange rate regimes in the four member countries of Mercosur – Brazil, Argentina, Uruguay and Paraguay. For this, it estimated vector error correction models (VEC) for each of the Mercosur countries, using the variables inflation, interest rate, exchange rate, and international reserves. It was found that under the adoption of floating exchange rate regimes by all the countries studied, there is no evidence of macroeconomic convergence in the economies of Mercosur. The implication is that the process of integration in the region may be compromised because they increase the cost of the lack of macroeconomic coordination.

Keywords: VEC, co-integration, optimum currency area, Mercosul.

¹ Universidade Estadual de Maringá. Av. Colombo, 5790, Jardim Universitário, 87020-900, Maringá, PR, Brasil.

Introdução

Na crença de que a integração seria uma condição importante para alcançar desenvolvimento econômico com justiça social e que esse objetivo seria atingido mediante o estabelecimento de uma Área de Livre Comércio nas economias argentina, brasileira, paraguaia e uruguaia, foi assinado em 1991, o Tratado de Assunção, que previa o Mercado comum sendo estabelecido em dezembro de 1994, sob a denominação “Mercado Comum do Sul”.

O Mercosul, por sua vez, implicaria, além da circulação de bens, serviços e fatores de produção, do estabelecimento de uma tarifa externa comum, da adoção de política comercial comum, também, estabelecia a coordenação de políticas macroeconômicas (fiscal, monetária, cambial e de capitais) e setoriais (comércio exterior, agrícola, serviços, alfandegária, etc.) entre os seus membros, com o intuito de garantir as condições adequadas de concorrência nessas economias.

Mais de duas décadas já se passaram a partir da assinatura do Tratado de Assunção e verifica-se que, apesar dessas nações envolvidas terem avançado na eliminação das barreiras ao comércio entre si (formação de uma área de livre comércio), adoção parcial de política comercial comum para com os países não participantes do acordo (união aduaneira), pouco se avançou no que tange à coordenação de políticas macroeconômicas.

No que tange à política tarifária, os países membros do Mercosul contam, desde 1995, com a Tarifa Externa Comum (TEC), abrangendo todo o universo de produtos comercializados com países que não compõem o bloco. Mais de dez mil itens tarifários integram a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), com tarifas *ad valorem* que variam de 0% a 35%, conforme a categoria de produtos e a existência ou não de produção regional. No que tange à ampliação do bloco, a Venezuela foi incorporada oficialmente ao bloco como novo membro a partir de agosto de 2012. A Bolívia, Estado Associado desde 1996, encontra-se em processo de adesão enquanto Estado Parte mediante a assinatura do protocolo em dezembro de 2012.

Quanto à situação atual do bloco, o Mercosul caracteriza-se por ser uma união aduaneira imperfeita², pois, conforme proposto por

Balassa (1964), a união aduaneira refere-se ao grau de integração posterior à área de livre comércio e anterior ao mercado comum. Para ser considerada uma união aduaneira completa, além da eliminação de tarifas alfandegárias, deve prevalecer uma política comercial externa comum. Entretanto, considerando a assimetria dos países e a existência de interesses nacionais distantes, foram permitidos mecanismos de exceções à TEC (Lopes, 2013).

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 bimonetário 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, principalmente após a mudança do regime cambial brasileiro, que, diante da impossibilidade de manutenção de uma banda cambial, adotou um regime de câmbio flutuante. 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.

Os debates sobre integração econômica e políticas cambiais, especialmente os assuntos referentes aos regimes cambiais, intensificaram-se após o fim do padrão ouro. Com a consolidação da União Europeia, principalmente após o Tratado de Maastricht (1992), o debate voltou-se para a questão da integração monetária a partir do referencial teórico de Mundell sobre área monetária ótima (AMO). Estudos recentes, como, por exemplo, os de Giambiagi (1997, 1999), Eichengreen (1998), Ferrari Filho e De Paula (2002), analisam a viabilidade de uma área monetária ótima na região do Mercosul sob o ponto de vista teórico, baseando-se em uma abordagem histórica e estrutural. Vartanian (2010) estudou as economias do

² O Conselho Mercado Comum do Mercosul (CMC), em sua Decisão nº 56/2010, estabeleceu um programa para a consolidação da união aduaneira. Portanto, oficialmente, o Mercosul não se caracteriza como uma união aduaneira perfeita.

Mercosul com o objetivo de verificar se havia sinais de convergência macroeconômica³ entre elas mediante a abordagem de vetores autor-regressivos (VAR), considerando o período 1999-2006. Neste trabalho, diferentemente de Vartanian (2010), o objetivo é analisar comparativamente os efeitos de choques monetários e cambiais sobre os membros do Mercosul mediante a abordagem do modelo vetorial de correção de erro (VEC) para um período mais recente (2000-2013) e com um número maior de observações.

Diante disso, este trabalho propõe-se a responder a seguinte questão: apesar da heterogeneidade das economias do Mercosul e diante da utilização de um regime cambial comum, existem semelhanças no que tange aos efeitos dos choques monetários e cambiais entre essas economias ao ponto de justificar a adoção de políticas econômicas comuns? O modelo vetorial de correção de erro (VEC) foi utilizado para o estudo empírico da dinâmica de variáveis macroeconômicas inflação, taxa de juros, taxa de câmbio e nível de reservas. Esse modelo possibilita analisar a forma pela qual os choques exógenos em uma determinada variável afetam, dinamicamente, uma outra variável.

O presente artigo está dividido em seis seções, considerando esta introdução. A segunda seção aborda a teoria das áreas monetárias ótimas, a terceira trata sucintamente dos principais estudos já realizados sobre esse assunto. A quarta seção explica a fonte de dados, bem como a modelagem econométrica adotada, enquanto que a quinta parte deste estudo expõe os principais resultados encontrados. A sexta – e última – seção ficou reservada para as considerações finais.

Teoria das áreas monetária ótimas

Apesar de as discussões sobre regimes de câmbio datarem à época dos economistas clássicos, a partir de 1914, acentuou-se o debate acadêmico e de política econômica sobre regimes cambiais ideais. Esse ano foi marcado pela ruína do padrão ouro e, também, pelas frustradas tentativas ao seu retorno no período entre guerras, bem como pela formalização de um Sistema Monetário Internacional, com o acordo de Bretton Woods (Krugman e Obstfeld, 2001, p. 544-548).

Foi nessa esteira de acontecimentos que Robert Mundell, em 1961, desenvolveu a Teoria das Áreas Monetárias Ótimas (AMO), posicionando-se como alternativa ao debate entre regimes cambiais fixos e regimes cambiais flutuantes. A estrutura teórica da AMO embasou muitos estudos posteriores, como, por exemplo, os de McKinnon (1963) e Kenen (1969), além de contribuir com a adoção de regimes monetários unificados.

Mundell (1961) construiu seu argumento a partir de exemplos hipotéticos sobre os ajustamentos de países ou regiões com taxas de câmbio fixas e flexíveis quando submetidos a choques assimétricos. Inicialmente, ele definiu a área monetária como o domínio no qual as taxas de câmbio são fixas. Uma área monetária pode ter várias moedas ou, ainda, uma moeda única. Sua teoria buscou responder, entre outras questões, qual seria o domínio adequado de uma área monetária. A área monetária com moeda única dispõe de uma fonte potencialmente elástica de meios de pagamentos em razão do poder de emissão de notas, enquanto que, em uma área monetária com mais de uma moeda, operando em câmbio fixo, esse poder limita-se pela conversibilidade das reservas, o que significa que existe uma diferença de ajustamento nos diferentes tipos de área monetária.

No caso de uma área monetária com mais de uma moeda, segundo Mundell (1961), se houver coordenação de políticas entre os bancos centrais e concordância de que o ônus do ajuste (inflação) deva recair sobre os países superavitários, o desemprego nas regiões deficitárias poderá ser evitado. Em todos os casos, uma área monetária de qualquer tipo não impedirá o desemprego ou a inflação entre seus membros. Contudo, uma área monetária com um domínio adequado pode ser capaz de estabilizar os níveis de preços e de emprego – a área monetária ótima.

Mediante um regime cambial com taxas de câmbio flexíveis, Mundell (1961) reconhece que o ajuste por meio dos movimentos na taxa de câmbio seria eficiente para eliminar o desequilíbrio no balanço de pagamentos e também para corrigir o desemprego e evitar a inflação. No entanto, esse mecanismo de correção das taxas flexíveis funciona tão somente se as regiões afetadas pelos choques coincidirem com as

³ A convergência macroeconômica é entendida por Vartanian (2010) no sentido de semelhança entre o desempenho das principais variáveis macroeconômicas dos países do Mercosul ao receberem algum choque exógeno. Neste trabalho, adota-se esse mesmo conceito.

fronteiras nacionais. Caso contrário, o sistema de taxas de câmbio flexíveis serviria apenas para a correção do desequilíbrio no balanço de pagamentos entre os dois países, e não entre as regiões afetadas. Neste último caso, de países multirregionais, Mundell defende uma reorganização monetária em bases regionais com taxas de câmbio flexíveis entre as regiões. Assim, a área monetária ótima seria a região, e não as fronteiras do país. Conforme Krugman e Obstfeld (2005, p. 463):

As áreas monetárias ótimas são agrupamentos de regiões com economias intimamente relacionadas pelo comércio de produtos e serviços e pela mobilidade dos fatores [...] se o grau de comércio de produtos e fatores entre as economias incluídas é alto, uma área de taxa de câmbio fixa servirá melhor aos interesses econômicos de cada membro.

Uma área monetária ótima seria aquela em que a mobilidade dos fatores de produção fosse suficientemente alta internamente e baixa do ponto de vista externo e que, nesse caso, o sistema de taxas de câmbio flexível externo à área monetária seria plenamente eficaz. A despeito dessa definição, a pergunta que surge é: qual seria o tamanho ideal de uma área monetária ótima? Mundell ponderou que áreas monetárias pequenas não seriam desejáveis, pois um número elevado de moedas inviabilizaria a própria razão de existência da moeda, dado os custos de transações⁴. Além disso, um mercado cambial pequeno favoreceria a atuação de especuladores individuais. Portanto, a delimitação de uma área monetária ótima deverá se pautar pela mobilidade interna de seus fatores e pelo seu tamanho.

A partir do embasamento teórico das áreas ótimas, Krugman e Obstfeld (2005, p. 464-467) discutem se a Europa pode ser considerada uma área monetária ótima. Considerando que um determinado país se beneficia com sua incorporação em uma área monetária quando a economia dessa área é extremamente integrada a esse país tanto no que tange aos mercados de produtos quanto aos mercados de fatores, existe pouca evidência de que esses mercados estejam suficientemente unificados para tornar a Europa uma área monetária ótima.

O comércio com os parceiros da União Europeia representa menos de um quarto do Produto Nacional Bruto de cada membro. Apesar de o capital mover-se com relativa facilidade, o mesmo não ocorre com o trabalho, que tem sua mobilidade comprometida pelas regulamentações governamentais e, também, pelas diferenças de línguas e culturas.

Krugman e Obstfeld (2005, p. 466-467) alertam para o fato de que esse contraste entre a mobilidade dos fatores de produção na União Europeia (UE) pode aumentar o grau de dificuldade de cada país para se ajustar aos choques externos sem mudança na taxa cambial. Os choques poderão piorar a estabilidade econômica, por causa do processo de unificação monetária. Esse é um exemplo da teoria do segundo melhor, “segundo a qual a liberalização de um mercado (o mercado de capitais) pode reduzir a eficiência das economias da UE se outro mercado (o mercado de trabalho) continuar funcionando mal”.

Literatura relacionada

Inspirado pelo Tratado de Maastricht (1992), com a eminente unificação monetária europeia, e também pelo relativo sucesso do início de processo de integração do Mercosul, Giambiagi (1997) analisou a viabilidade de adoção de uma moeda única para o Mercosul. O autor explorou os temas de coordenação e convergência macroeconômicas como pré-condição à adoção da moeda única, propondo, ao final, um cronograma de ações que culminaria com a unificação monetária.

Giambiagi (1997) listou algumas vantagens que os países-membros do Mercosul poderiam ter com a adesão a uma possível unificação monetária. Cita como a mais importante o fato de que a região unificada teria ganhos de sinergia fortalecendo-se nas negociações mundiais. Argumentou, ainda, que haveria uma maior garantia de estabilidade, devido à exigência de controle fiscal e pelo fato de haver um Banco Central único, requisitos de uma união monetária. Os investimentos tenderiam a elevar-se, tanto intra quanto extrabloco, uma vez que seriam estimulados pela garantia de estabilidade, pela

⁴ Fiani (2003, p. 60-65) apresenta três conceitos de custo de transação. O primeiro é atribuído a Ronald H. Coase (1937), que o conceitua como sendo os custos de se recorrer ao sistema de preços. A segunda definição é atribuída a Eggertsson (1990) e Allen (1998), que entendem o custo de transação como sendo aquele que surge quando os indivíduos trocam de direitos de propriedade e, portanto, há necessidade de estabelecer e garantir esses direitos. A terceira definição relaciona esse custo à existência de elevado grau de divisão do trabalho entre empresas ou organizações, tanto técnica (distribuição de tarefas) quanto social (distribuição de diferentes etapas produtivas). Para Coase (1937) e North (1990), os custos de produção, juntamente com os custos de transação, formam o custo total.

redução da incerteza cambial e, ainda, pelos ganhos de escala com a unificação dos mercados. Enfatizou que a eliminação dos custos de transação ampliaria o comércio regional e o desenvolvimento do turismo.

Anos depois, Giambiagi (1999) continuou a acreditar na viabilidade de um processo de integração com a adoção a uma moeda única para os países do Mercosul. No entanto, em novo trabalho, ponderou as questões teóricas sobre, como a necessidade de mobilidade de fatores, de nível elevado de comércio intrarregional e as semelhanças entre os tipos de choques aos quais os países estão sujeitos. Reforçou as vantagens dos ganhos de estabilidade que a união monetária iria impor e concluiu que, apesar de a região não satisfazer por completo todos os pressupostos para uma área monetária ótima, alguns deles começavam a existir gradualmente. Argumentou que o comércio inter-regional se expandiu a taxas maiores que as do crescimento do comércio com o restante do mundo. Segundo ele, Brasil e Argentina, as maiores economias do bloco, possuem setores externos com características similares quanto à dependência dos fluxos de capitais externos, sendo, portanto, suscetíveis às mesmas intempéries ou estímulos.

Eichengreen (1998) enxergou uma estratégia econômica lógica para que os países do Mercosul adentrassem em um processo de formação de moeda comum. No entanto, advertiu que a lista de pré-condições seria extensa e que, naquele momento, nenhum dos países membros estaria preparado. O autor asseverou que a grande variabilidade das taxas de câmbio dos países à época obstaculizava o processo de integração regional. Como forma de diminuir a instabilidade, poderia realizar acordos de estabilização das taxas de câmbio, ou então adotar uma moeda única. Segundo o autor, haveria um consenso sobre quatro condições para um bom funcionamento de uma união monetária: (i) banco central independente; (ii) flexibilidade de salários e preços; (iii) sistema financeiro fortalecido com controle dos déficits fiscais; (iv) barreiras a saída dos países membros da união monetária. O autor conclui que, apesar de os países terem avançado, ainda há um longo caminho a ser percorrido, principalmente no que se refere às reduções dos déficits e à flexibilidade de salários.

Ferrari Filho e De Paula (2002) são mais céticos sobre a possibilidade e conveniência da formação de uma união monetária para os países do Mercosul. Seus estudos têm por base as

fundamentações teóricas de uma área monetária ótima desenvolvida por Mundell e as posteriores contribuições de McKinnon e Kenen. A análise consistiu em verificar se o Mercosul poderia ser considerado uma área monetária ótima e se haveria convergência macroeconômica entre os países. Os autores concluíram que os processos de integração comercial e financeira nos países do Mercosul ainda são muito incipientes. Em relação à mobilidade de capital, os autores concluíram que havia uma assimetria na mobilidade de capitais entre os países e que os mesmos adotavam regimes cambiais distintos. Quanto à mobilidade de mão-de-obra, inferiram que ainda era muito baixa e que a tendência, dadas as diferenças tecnológicas e profissionais entre os trabalhadores, é que não se modifique. O ceticismo dos autores quanto à viabilidade de unificação monetária no Mercosul foi tamanha que os autores ficaram com a impressão de que a proposta de unificação era uma *"ideia fora do lugar"*, parafraseando Roberto Schwarz.

Vartanian (2010) estudou o comportamento das economias dos países membros do Mercosul com o objetivo de verificar se, sob regimes de câmbio flutuante, haveria sinais de convergência macroeconômica diante de choques exógenos entre os quatro países da região (Brasil, Argentina, Uruguai e Paraguai). Realizou-se uma simulação de choques mediante o uso de vetores autorregressivos (VAR) com o intuito de comparar o funcionamento e os efeitos das políticas monetária e cambial desses países. Para o período analisado (final da década de 1990 até 2006), os resultados sugeriram que não houve qualquer indício de convergência macroeconômica entre os países do Mercosul. Além da elasticidade distinta entre as variáveis estimadas para cada um dos países, os diferentes períodos de instabilidade indicaram assimetria de choques entre esses países.

As diferenças entre os regimes cambiais e monetários foram apontadas por Vartanian (2010) como possíveis explicações para a ausência de convergência macroeconômica na região do Mercosul. Segundo esse autor, a adoção de regimes de câmbio flutuante pelos países deveria facilitar o processo de coordenação macroeconômica da região. No entanto, apesar da constatação de que todos os países optaram por regimes de câmbio flutuante após a adoção de regimes mais rígidos, o Brasil adotou um regime de flutuação independente, enquanto os demais países do bloco praticam um

regime de flutuação administrada. O regime monetário foi considerado como sendo outra fonte de divergência, uma vez que, enquanto o Brasil adotou um regime de metas para a inflação, a Argentina e o Uruguai adotaram metas monetárias, e o Paraguai implementou metas cambiais. Isso, segundo o autor, impacta “*distintamente e de forma inequívoca, a condução da política monetária e o comportamento das principais variáveis macroeconômicas*” (Vartanian, 2010, p. 461).

A literatura econômica internacional exibe diversos estudos sobre a utilização de modelos autorregressivos como forma de mensurar a semelhança entre os distúrbios macroeconômicos de países em áreas política ou estrategicamente viáveis para a implantação de moeda única. Lee e Azali (2012) avaliaram a natureza dos distúrbios macroeconômicos entre os países do Leste Asiático visando à conveniência da criação de uma união monetária. Após a aplicação de um modelo VAR estrutural, perceberam que esses países apresentaram reduzida similaridade em respostas a choques. No entanto, os resultados também indicaram que esses países se ajustam a choques com bastante rapidez, de forma que a união monetária seria indicada para apenas alguns subgrupos desses países que apresentaram respostas altamente simétricas.

Kouparitsas (1999, 2001) utilizou modelos autorregressivos para verificar se a União Europeia, bem como os Estados Unidos, constituíam-se, isoladamente, em áreas monetárias ótimas. Para os Estados Unidos, o autor identificou cinco áreas monetárias ótimas que possuem fontes similares de perturbação econômica e semelhantes respostas a essas perturbações. Ao analisar o caso europeu, o autor concluiu que a ainda incipiente união monetária europeia possuía similitudes com o caso americano, de forma que, excluindo alguns países periféricos, a união europeia constituía em uma área monetária ótima.

Metodologia e dados

Nos anos de 1970, no contexto macroeconômico, as tarefas de descrição e análise de dados, previsões macroeconômicas, inferência estrutural e análises políticas podiam ser executadas por uma grande variedade de técnicas. Essas técnicas foram aperfeiçoadas ao longo

do tempo, privilegiando a simplificação. Em um primeiro momento, elas envolviam modelos com centenas de equações, para, em um segundo momento, privilegiar modelos com equação simples, que focava na interação de algumas variáveis, e, em um terceiro momento, passam a predominar modelos de séries temporais univariadas que modelam apenas uma variável (Stock e Watson, 2001).

Após a crise dos anos de 1970, nenhuma dessas abordagens consegue manter sua credibilidade. No ano de 1980, Christopher Sims apresenta uma nova abordagem macroeconômica, denominada vetores autorregressivos (VARs), no artigo denominado “*Macroeconomics and Reality*” publicado pelo *Journal Econometrica*. Sims (1980, p. 1) defende que os modelos VARs oferecem um melhor entendimento das relações macroeconômicas que os modelos estruturais porque estes utilizam restrições identificadas que não são confiáveis.

As contribuições do modelo VAR para a macroeconomia são resumidas da seguinte forma: “*As Sims (1980) and other argued in a series of influential papers, VARs held out the promise of providing a coherent and credible approach to data description, forecasting, structural inference, and policy analysis*” (Stock e Watson, 2001).

Apesar das vantagens do modelo VAR, tais como, a simplicidade do método e da estimação uma vez que se considera todas as variáveis como sendo endógenas e que se pode utilizar o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a abordagem de Sims para compreender as relações macroeconômicas recebeu diversas críticas na mesma década em que publicou sua grande contribuição. Runkle (1987, p. 3) argumenta que a modelagem VAR não diz muito a respeito de questões macroeconômicas interessantes, que os resultados encontrados por Sims são sensíveis à seleção dos dados e que, também, os intervalos de confiança para sua decomposição de variância e funções impulso-resposta são frequentemente tão extensos que comprometem a confiança nas inferências⁵. Essas críticas, apesar de fundamentadas, não invalidaram a utilização da modelagem VAR como instrumento de previsão e análise dos efeitos das políticas macroeconômicas.

Uma autorregressão univariada é uma equação simples, modelo linear em que o valor contemporâneo de uma variável é explica-

⁵ A crítica da validade teórica do VAR pode ser encontrada em Cooley e LeRoy (1985) e Litterman (1986).

do por seus próprios valores passados. Essa estrutura simples oferece uma forma sistemática para capturar dinâmicas importantes em séries temporais múltiplas (Stock e Watson, 2001).

Além dessas contribuições, o modelo de autorregressão vetorial (VAR) apresenta-se como sendo o mais adequado para o estudo empírico da dinâmica de variáveis macroeconômicas, como, por exemplo, o nível de preços, a taxa de juros, a taxa de câmbio e o nível de reservas, estudadas neste trabalho. Esse modelo possibilita analisar a forma pela qual os choques exógenos (ou inovações) em uma determinada variável afetam, dinamicamente, uma outra variável. Através do VAR, podem-se observar os efeitos das políticas econômicas sobre o produto, por exemplo.

O modelo VAR é útil para analisar as inter-relações entre múltiplas séries temporais, partindo do pressuposto de que todas as variáveis são determinadas endogenamente em um sistema de equações (Enders, 2004). Exemplificando com apenas duas variáveis, esse modelo pode ser expresso mediante o sistema de equações que se segue:

$$w_t = \hat{a}_1 w_{t-1} + \hat{a}_2 z_{t-1} + e_t^w$$

$$z_t = \hat{a}_1 w_{t-1} + \hat{a}_2 z_{t-1} + e_t^z$$

Onde e_t^w e e_t^z são processos ruído branco e não correlacionados. Alternativamente, tem-se a seguinte equação reduzida:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \hat{a}_t$$

Sendo: Y_t = vetor das variáveis endógenas w_t e z_t ; Ψ = matrizes dos coeficientes a serem estimados; ε_t = vetor de inovações.

A abordagem VAR caracteriza-se pelo fato de ser um modelo atóxico e também pela geração de coeficientes individuais que não são fáceis de serem interpretados diretamente. Em contrapartida, sua metodologia envolve ferramentas importantes, tais como a análise de decomposição de variância e as funções de impulso-resposta que podem ser utilizadas após a estimação dos parâmetros do modelo VAR.

As funções impulso-resposta permitem analisar o impacto dinâmico de um choque em e_t^w e e_t^z sobre as variáveis endógenas w_t e z_t em um determinado horizonte de tempo. A decomposição da variância representa o quanto a variância de cada variável é explicada pela sua própria variância e o quanto a mesma é de-

terminada pela variância das outras variáveis do sistema (Enders, 1995).

As estimativas do modelo, bem como os testes aplicados neste trabalho ocorreram a partir da utilização do *software* econométrico Eviews 7. Estimou-se um modelo VAR para cada um dos países integrantes do Mercosul (Brasil, Argentina, Uruguai e Paraguai) utilizando as variáveis taxa de juros, taxa de câmbio, reservas internacionais e índice de preço para captar a inflação. O banco de dados utilizado foi construído a partir da base FMI-IFS (*International Financial Statistics*) do Fundo Monetário Internacional, com periodicidade mensal. O período inicial das observações é diferente para cada um dos países, pois capta a adoção do regime de câmbio flutuante.

O Uruguai flexibilizou o regime cambial em junho de 2002, portanto, sua base de dados tem como t_0 o mês de junho de 2002. Sendo assim, os períodos iniciais e o número de observações para cada um dos países são os seguintes: Brasil (jan./2000) com 168 observações, Argentina (jan./2002) com 144 observações, Paraguai (jan./2000) com 168 observações, Uruguai (jun./2002) com 139 observações. O período final idêntico para cada um dos quatro países (dez./2013) corresponde ao limite de tempo com dados disponíveis na execução da estimativa. Sendo assim, a base de dados permitiu uma análise para o mesmo cenário temporal superior a uma década.

A modelagem VAR permite, portanto, analisar de forma dinâmica a interação entre as variáveis sob um cenário de ruptura na política cambial dos países do Mercosul de forma conjunta com a análise dos países sob o mesmo cenário internacional.

A representação gráfica com as variáveis analisadas neste trabalho pode ser visualizada na Figura 1. Os gráficos servem de guia para se inferir a respeito da provável natureza das séries analisadas, em nível e diferenciada.

As séries, com a suas devidas descrições, são as seguintes:

- (i) **Índice de Preços ao Consumidor:** as séries de inflação referem-se aos índices de preços ao consumidor nos quatro países, em número-índice base=100 (junho de 2000).
- (ii) **Taxa de câmbio:** expressa pela “cotação do certo”, 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

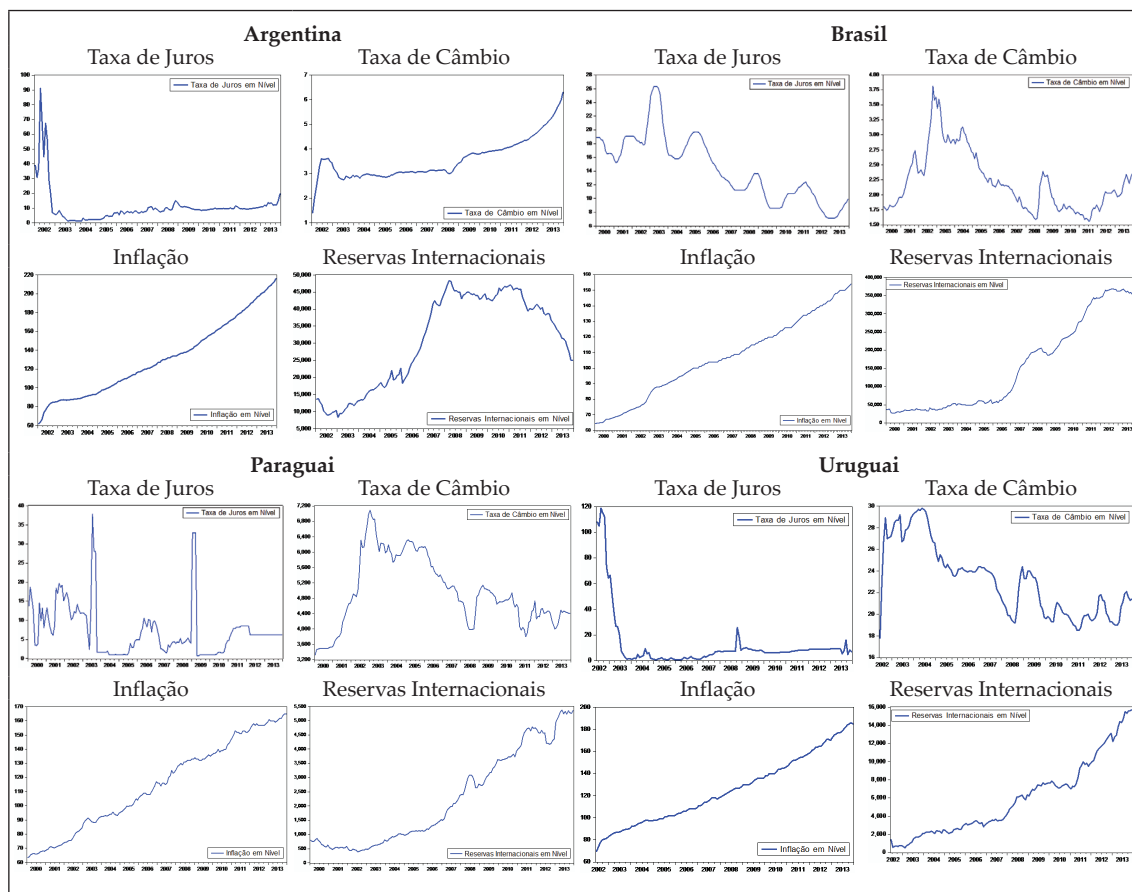


Figura 1. Séries em nível dos países do Mercosul.

Figure 1. Series in level of the Mercosur countries.

Fonte: FMI/IFS (2013).

bio média do período evita eventuais picos ou vales especulativos de formação de taxas.

(iii) **Taxa de Juros:** taxa de juros anual do mercado monetário (em %).

(iv) **Reservas Internacionais:** total das reservas internacionais do país em milhões de dólares.

Procedimentos metodológicos do modelo VAR

Análise de estacionariedade

A seleção do modelo mais adequado e estável começa com a definição do estado das

variáveis, ou seja, explicitar se essas serão utilizadas em nível ou em diferenças. Antes da estimação de um modelo VAR, recomenda-se a realização de alguns procedimentos de séries temporais imprescindíveis, tais como a verificação da estacionariedade⁶ das séries e o teste de cointegração.

Nos casos em que as séries temporais não forem estacionárias, utiliza-se a técnica de cointegração. Essa técnica mostra que é possível que se tenha uma combinação linear de variáveis integradas que seja estacionária (Enders, 2004).

Com o objetivo de verificar a estacionariedade das séries, prezando um modelo com estimadores não viesados e consistentes, apli-

⁶ A estacionariedade das séries implica que média e variância são constantes e que a covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância entre esses períodos. Se a série for estacionária (sem tendência), qualquer choque aplicado sobre essa série será temporário, fazendo com que ela retorne ao seu nível de longo prazo. Se a série for não estacionária (com tendência estocástica ou determinística), dado o choque, seus efeitos serão permanentes (Enders, 2004).

Tabela 1. Teste raiz unitária em nível.
Table 1. Unit Root Test in level.

Países	Variável	Termo ⁷	Lags	Estat.-t	Valor Crítico			Lags	Estat.-t	Valor Crítico			LM-Stat.	Valor Crítico			Decisão	
					ADF		5%			ADF-GLS		5%		1%	KPSS			5%
					1%					1%					1%			
Argentina	Câmbio	C e T	4	0,2808	-4,0254	-3,4428	3	-3,2517	-3,5320	-2,9910	0,3025	0,2160	0,1460	Indef.				
	Inflação	C e T	0	1,8360	-4,0235	-3,4415	4	-1,8707	-3,5332	-2,9910	0,3344	0,2160	0,1460	Indef.				
	Reservas	C e T	0	2,0710	-4,0235	-3,4415	2	-0,2179	-3,5308	-2,9890	0,3146	0,2160	0,1460	Indef.				
	Juros	C	0	-3,6797	-3,4764	-2,8816	0	-1,6011	-2,5812	-1,9430	0,1741	0,7390	0,4630	I(0)				
Brasil	Câmbio	C	1	-1,8940	-3,4599	-2,8788	1	-1,4210	-2,5789	-1,9427	0,6473	0,7390	0,4630	Indef.				
	Inflação	C e T	2	-1,4220	-4,0146	-3,4372	2	-1,5157	-3,5020	-2,9650	0,1654	0,2160	0,1460	Indef.				
	Reservas	C e T	3	-1,8212	-4,0149	-3,4374	3	-1,2997	-3,5032	-2,9660	0,3409	0,2160	0,1460	Indef.				
	Juros	C e T	1	-4,3845	-4,0142	-3,4371	0	-4,2011	-3,5008	-2,9640	0,1190	0,2160	0,1460	I(0)				
Paraguai	Câmbio	C	1	-1,8720	-3,4699	-2,8788	1	-0,8383	-2,5789	-1,9427	0,3572	0,7390	0,4630	Indef.				
	Inflação	C e T	0	-2,7049	-4,0139	-3,4369	0	-2,5520	-3,4996	-2,9360	0,0888	0,2160	0,1460	Indef.				
	Reservas	C e T	2	-2,6321	-4,0146	-3,4372	2	-1,0807	-3,5020	-2,9650	0,3467	0,2160	0,1460	Indef.				
	Juros	C	3	-3,8164	-3,4704	-2,8790	3	-2,6097	-2,5791	-1,9427	0,4907	0,7390	0,4630	I(0)				
Uruguai	Câmbio	C	1	-2,0438	-3,4785	-2,8825	1	-1,6381	-2,5819	-1,9431	1,1710	0,7390	0,4630	Indef.				
	Inflação	C e T	3	0,5365	-4,0274	-3,4434	0	-0,7693	-3,5344	-2,9920	0,3337	0,2160	0,1460	Indef.				
	Reservas	C e T	0	-0,7013	-4,0259	-3,4427	0	-0,0688	-3,5344	-2,9920	0,2876	0,2160	0,1460	Indef.				
	Juros	C	0	-5,3278	-3,4781	-2,8824	1	-0,0127	-2,5819	-1,9431	0,3445	0,7390	0,4630	I(0)				

Fonte: Elaboração própria, pacote econométrico Eviews 7.

⁷ Baseado na análise da Figura 1, as variáveis apresentaram termo constante, isto é, iniciaram-se a partir de um determinado valor. Outras, no entanto, além do termo constante também apresentaram uma tendência ao longo do período, e, por essa razão, o termo de algumas variáveis apresenta tanto constante como tendência.

Tabela 2. Teste raiz unitária em primeiras diferenças.

Table 2. Unit Root Test in first difference.

Países	Variável	Termo	Lags	Estat.-t	Valor Crítico			Lags	Estat.-t	Valor Crítico			LM-Stat.	Valor Crítico			Decisão
					ADF		5%			ADF-GLS		5%		KPSS		5%	
					1%					1%				1%			
Argentina	dCâmbio	C	2	-5,5069	-3,4774	-2,8821	-	-	-	-	-	0,1528	0,739	0,463	I(1)		
	dInflação	C	3	-4,6635	-3,4778	-2,8822	3	-2,3048	-2,5817	-1,9431	0,3788	0,739	0,463	I(1)			
	dReservas	C	1	-5,5973	-3,4771	-2,8819	2	-5,5233	-2,5814	-1,9431	0,6078	0,739	0,463	I(1)			
	dJuros	C	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	I(0)		
Brasil	dCâmbio	C	0	-9,0466	-3,4699	-2,8788	0	-8,6984	-2,5789	-1,9427	0,1200	0,739	0,463	I(1)			
	dInflação	C	1	-6,8105	-3,4701	-2,8789	1	-4,7536	-2,579	-1,9427	0,2047	0,739	0,463	I(1)			
	dReservas	C	2	-4,0240	-3,4704	-2,879	2	-3,8262	-2,5791	-1,9427	0,3268	0,739	0,463	I(1)			
	dJuros	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	I(0)		
Paraguai	dCâmbio	C	0	-9,1722	-3,4699	-2,8788	3	-2,9984	-2,5792	-1,9427	0,2916	0,739	0,463	I(1)			
	dInflação	C	0	-11,7149	-3,4699	-2,8788	0	-11,1401	-2,5789	-1,9427	0,0454	0,739	0,463	I(1)			
	dReservas	C	0	-9,8879	-3,4699	-2,8788	1	-5,095	-2,579	-1,9427	0,4076	0,739	0,463	I(1)			
	dJuros	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	I(0)		
Uruguai	dCâmbio	C	0	-8,8046	-3,4785	-2,8825	2	-0,5612	-2,5822	-1,9432	0,1943	0,739	0,463	I(1)			
	dInflação	C	0	-9,4001	-3,4785	-2,8825	6	-0,2664	-2,5827	-1,9432	0,2852	0,739	0,463	I(1)			
	dReservas	C	0	-10,7445	-3,4785	-2,8825	7	-0,1857	-2,5828	-1,9433	0,6475	0,739	0,463	I(1)			
	dJuros	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	I(0)		

Fonte: Elaboração própria, pacote econométrico *Eviews 7*.

cou-se os testes Dickey Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cuja hipótese nula é presença de raiz unitária, ou seja, verifica-se a não estacionariedade da série. Posteriormente, foi aplicado o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para sanar possíveis dúvidas sobre estacionariedade, cuja hipótese nula é de estacionariedade das séries, o que difere dos dois testes anteriores. Os resultados dos testes podem ser verificados nas Tabelas 1 e 2.

Conclui-se também que, para os países estudados, as séries câmbio, inflação e reservas não apresentaram estacionariedade em nível, como já era esperado pela análise gráfica. Essas variáveis somente passaram a ser estacionárias após tirar suas primeiras diferenças, assim denominadas integradas de ordem 1, isto é, do tipo I(1)⁸. Contudo, a variável taxa de juros foi estacionária em nível para os quatro países, I(0). Solucionada a questão da ordem de integração das séries com o processo de diferenciação, procedeu-se à escolha do melhor modelo multivariado em termos de número de defasagens.

Seleção do número de defasagens do modelo

Neste trabalho, foram utilizados vários critérios disponíveis com o intuito de escolher o número de defasagens das variáveis explicativas. O cumprimento das defasagens foi escolhido 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. Também se destaca o fato de que a ordenação das variáveis constitui estratégia importante quando se utiliza o modelo VAR.

Com o intuito de realizar a escolha correta do cumprimento das defasagens, prezando estabilidade e poder preditivo do modelo, foram utilizados cinco testes/critérios de informação para a seleção do melhor modelo: Teste estatístico LR sequencial (LR), Teste do erro de predição final (FPE), Critério de Akaike (AIC), Critério de Schwarz (SC) e Critério de Hannan-Quinn (HQ). Esses testes e seus resultados são apresentados na Tabela 3.

Os resultados indicaram a seleção de um modelo, VAR(7) para a Argentina, VAR(1) para o Brasil, VAR(1) para Paraguai e VAR(1)

para o Uruguai, como o mais adequado, de acordo com a quase totalidade dos testes para os quatro países, conforme reporta a Tabela 3. Todavia, esse não é um teste suficiente para determinar o número de defasagem ótimo. Na defasagem escolhida, os ruídos gerados devem ser considerados “ruídos brancos”, em que eles são homocedásticos, não possuem autocorrelação e são normalmente distribuídos. Obedecendo a esses critérios⁹, os testes indicaram que a melhor defasagem para os países foram: 13 *lags* para Argentina, 7 *lags* para o Brasil, 4 *lags* para o Paraguai e 8 *lags* para o Uruguai.

A não normalidade dos resíduos em análise de séries macroeconômicas brasileiras é comum nos estudos que realizam o teste Jarque-Bera, como, por exemplo, Minella (2003) e Oreiro *et al.* (2006).

O sistema de equações do modelo estimado para cada um dos quatro países integrantes do Mercosul, com dados mensais, pode ser expresso da forma que se segue:

$$J_t = \alpha + \beta_0 J_{t-1} + \beta_1 C_{t-1} + \beta_2 P_{t-1} + \beta_3 R_{t-1} + \varepsilon$$

$$C_t = a + b_0 J_{t-1} + b_1 C_{t-1} + b_2 P_{t-1} + b_3 R_{t-1} + \eta$$

$$P_t = \lambda + \phi_0 J_{t-1} + \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 P_{t-1} + \phi_3 R_{t-1} + \mu$$

$$R_t = \sigma + \pi_0 J_{t-1} + \pi_1 C_{t-1} + \pi_2 P_{t-1} + \pi_3 R_{t-1} + \omega$$

Sendo que: α , a , λ e σ : são constantes; β_i , b_i , ϕ_i e π_i em que $i = 1, 2, 3$ a 4: parâmetros; ε , η , μ , ω : erro; J_t : diferença do logaritmo natural da taxa de juros; C_t : diferença do logaritmo natural da taxa de câmbio (moeda local/US\$); P_t : diferença do logaritmo natural do índice de preço ao consumidor; R_t : diferença do logaritmo natural das reservas internacionais.

Com o intuito de aprimorar o ajustamento do modelo, realizou-se a transformação logarítmica em todas as variáveis. Essa transformação na forma funcional do tipo *log* contra *log* permite interpretar as funções de resposta a impulso como movimentos de elasticidade entre as variáveis.

Análise de cointegração

Granger e Newbold (1974) identificaram o problema da regressão espúria em séries

⁸ O critério de decisão foi feito quando se observou dois testes apontando para o mesmo resultado.

⁹ A hipótese de normalidade dos resíduos não foi aceita. Contudo, o modelo foi estimado com essa ressalva, assim como outros trabalhos, a saber, Oreiro *et al.* (2006), Alencar *et al.* (2014) e Minella (2003).

Tabela 3. Seleção da melhor defasagem para estimação do VEC.**Table 3.** Selection of the best lag length to estimate the VEC.

Países	Ordem Var	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Argentina	1 defasagem	1.211.994	6.653.108	2.52e-13	-1.765.917	-1.722.875	-17.48426*
	2 defasagens	1.233.692	4.050.346	2.31e-13	-1.774.358	-1.696.885	-1.742.875
	3 defasagens	1.248.371	2.653.080	2.36e-13	-1.772.401	-1.660.494	-1.726.926
	4 defasagens	1.265.711	3.031.295	2.32e-13	-1.774.387	-1.628.047	-1.714.918
	5 defasagens	1.283.528	3.009.068	2.27e-13	-1.777.078	-1.596.306	-1.703.617
	6 defasagens	1.295.754	1.992.344	2.42e-13	-1.771.487	-1.556.281	-1.684.033
	7 defasagens	1.320.819	39.36243*	2.14e-13*	-17.84917*	-1.535.279	-1.683.471
Brasil	1 defasagem	1.614.546	2.154.055	2.29e-14*	-20.05718*	-19.67115*	-19.90042*
	2 defasagens	1.628.003	2.539.187	2.36e-14	-2.002.520	-1.933.035	-1.974.303
	3 defasagens	1.638.883	1.998.096	2.52e-14	-1.996.080	-1.895.713	-1.955.322
	4 defasagens	1.654.658	28.17649*	2.53e-14	-1.995.797	-1.864.548	-1.942.498
	5 defasagens	1.665.207	1.831.021	2.72e-14	-1.988.939	-1.826.808	-1.923.099
	6 defasagens	1.672.289	1.193.815	3.06e-14	-1.977.722	-1.784.710	-1.899.342
	7 defasagens	1.684.629	2.017.874	3.22e-14	-1.973.119	-1.749.224	-1.882.197
Paraguai**	1 defasagem	1.021.164	38.31356*	3.99e-11*	-12.59326*	-1.220.724	-1.243.650
	2 defasagens	1.028.450	1.374.715	4.45e-11	-1.248.365	-1.178.881	-1.220.148
	3 defasagens	1.041.158	2.333.671	4.65e-11	-1.244.223	-1.143.857	-1.203.466
	4 defasagens	1.055.174	2.503.629	4.77e-11	-1.241.729	-1.110.480	-1.188.430
	5 defasagens	1.064.854	1.680.145	5.18e-11	-1.233.778	-1.071.647	-1.167.938
	6 defasagens	1.077.523	2.135.475	5.43e-11	-1.229.589	-1.036.576	-1.151.208
	7 defasagens	1.085.971	1.381.415	6.00e-11	-1.220.089	-9.961.942	-1.129.168
Uruguai**	1 defasagem	2.903.718	45.65066*	1.84e-07*	-4.159566*	-3.718.407	-3.980.308
	2 defasagens	2.962.501	1.094.277	2.15e-07	-4.003.848	-3.209.762	-3.681.184
	3 defasagens	3.065.117	1.847.075	2.35e-07	-3.915.564	-2.768.550	-3.449.494
	4 defasagens	3.172.166	1.861.014	2.56e-07	-3.834.102	-2.334.161	-3.224.626
	5 defasagens	3.288.781	1.955.548	2.75e-07	-3.767.356	-1.914.488	-3.014.474
	6 defasagens	3.392.053	1.668.226	3.02e-07	-3.680.081	-1.474.285	-2.783.792
	7 defasagens	3.532.238	2.178.265	3.15e-07	-3.649.597	-1.090.874	-2.609.902

Notas: (*) Indica a ordem de *lag* selecionado por cada modelo (cada teste ao nível de 5%). (**) Para os testes SC e HQ, o melhor número de defasagem foi de 0.

Fonte: Elaboração própria, pacote econométrico Eviews 7.

macroeconômicas não estacionárias¹⁰. Nesse contexto, o modelo VAR necessita de um termo de correção de erros, a fim de ajustar o comportamento de curto prazo entre as variáveis de acordo com o comportamento de longo prazo.

Sendo assim, existe também a opção de selecionar um modelo com ou sem correção de erros. Se as séries são integradas de mesma ordem e cointegradas, um termo de correção de erro deve ser incluído no modelo, sem o qual ocorre erro de especificação (Engle e Granger,

¹⁰ Ocorre regressão espúria quando, por exemplo, as séries temporais Y_t e X_t são integradas de ordem 1 $I(1)$ e não são cointegradas (Engle e Granger, 1982).

1982). Nesse caso, seria conveniente utilizar o modelo vetorial de correção de erro (VEC). Uma das vantagens de se escrever o sistema de equações pelo modelo VEC refere-se à incorporação de informações tanto de curto quanto de longo prazo (Harris, 1995).

Torna-se importante testar a relação entre as equações do modelo para identificar possíveis vetores de cointegração através do Autovalor e da Estatística do Traço do procedimento de Johansen. O teste é apresentado na Tabela 4.

Testando a hipótese nula de existência de r vetores de cointegração *versus* a hipótese alternativa de $r+1$ vetores de cointegração (para o Máximo Valor) e a hipótese nula da existência de, no mínimo, r vetores de cointegração (Traço), os resultados de ambos os testes mostram a não rejeição da hipótese de que exista,

no máximo, um vetor de cointegração. Pode-se concluir, desse modo, que as séries apresentam uma tendência de longo prazo em comum, isto é, são cointegradas.

O VEC, conforme apontam Johnston e Dinardo (2001), é semelhante ao VAR; a diferença consiste na inserção de um vetor de erros em todas as equações, com o intuito de corrigir as relações de cointegração. As análises a seguir foram realizadas a partir do modelo VEC.

Análise de causalidade

O ordenamento das variáveis na estimativa foi realizado com base nos resultados do teste VEC Granger¹¹ *Causality/Block Exogeneity*, apresentados na Tabela 5 para os quatro países. As variáveis com maior poder de causalidade

Tabela 4. Testes do traço da matriz e de autovalores do procedimento de Johansen para cointegração.
Table 4. Trace test matrix and eigenvalues of the Johansen procedure for co-integration.

País	Número de equações de cointegração hipotetizadas	Estatística do Traço	Valor Crítico 5%	Estatística do Máximo Valor	Valor Crítico 5%
Argentina	Nenhuma	94,20899	54,07904	59,97923	28,58808
	Até 1	34,22976	35,19275	17,62338	22,29962
	Até 2	16,60638	20,26184	10,69311	15,8921
	Até 3	59,13273	91,64546	59,13273	91,64546
Brasil	Nenhuma	55,43083	40,17493	34,89461	24,15921
	Até 1	20,53622	24,27596	12,90905	17,79730
	Até 2	7,62717	12,32090	7,13073	11,22480
	Até 3	0,49644	4,12991	0,49644	4,12991
Paraguai	Nenhuma	90,37920	47,85613	56,18570	27,58434
	Até 1	34,19350	29,79707	19,22757	21,13162
	Até 2	14,96593	15,49471	11,28803	14,26460
	Até 3	3,67790	3,84147	3,67790	3,84147
Uruguai	Nenhuma	69,74409	47,85613	41,70673	27,58434
	Até 1	28,03736	29,79707	20,19868	21,13162
	Até 2	7,83868	15,49471	6,81632	14,26460
	Até 3	1,02237	3,84147	1,02237	3,84147

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Eviews 7.

¹¹ Segundo Cavalcanti (2010), a identificação do ordenamento do modelo VAR através da causalidade Granger não seria apropriada a princípio, pois a ordenação de Cholesky indica uma causalidade contemporânea entre as variáveis, ao passo que os testes de Granger indicam uma causalidade de precedência temporal. No entanto, o autor abre uma possibilidade para o uso dos testes Granger como método de ordenamento de Cholesky: a premissa de que há uma correlação positiva entre a probabilidade de causalidade Granger e a causalidade contemporânea entre as variáveis, ainda que essa premissa possa não ser verificada em determinados casos macroeconômicos.

Tabela 5. Teste de Causalidade de Granger.
Table 5. Granger Causality Test.

Argentina	Variável dependente						Variável dependente					
	Inflação		Reservas		Câmbio		Juros		Brasil		Reservas	
	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.			χ^2	Prob.
Inflação	-	-	10,8671	0,6219	18,1113	0,1533	20,4016	0,0856	Reservas		-	-
Reservas	6,5732	0,9228	-	-	19,3766	0,1119	11,9025	0,5357	Câmbio		4,6068	0,7078
Câmbio	7,6949	0,8629	10,4181	0,6594	-	-	26,7631	0,0134	Juros		3,7136	0,8121
Juros	7,3262	0,8846	9,5822	0,7277	25,5550	0,0195	-	-	Inflação		12,9261	0,0739
Total	22,1792	0,9861	31,4001	0,8015	69,1210	0,0021	69,3715	0,0020	Total		24,2780	0,2798

Paraguai	Variável dependente						Variável dependente					
	Juros		Inflação		Reservas		Câmbio		Uruguai		Câmbio	
	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.			χ^2	Prob.
Juros	-	-	5,0500	0,2822	3,8605	0,4252	1,5251	0,8222	Câmbio		-	-
Inflação	4,2546	0,3726	-	-	11,8617	0,0184	14,2824	0,0064	Reservas		4,3461	0,8246
Reservas	1,6665	0,7968	2,9212	0,5711	-	-	1,7357	0,7842	Inflação		14,9189	0,0607
Câmbio	2,5584	0,6342	2,6716	0,6142	0,3730	0,9846	-	-	Juros		8,0430	0,4293
Total	7,2658	0,8396	11,6884	0,471	16,5335	0,168	17,2758	0,1395	Total		25,1800	0,396

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico *Eviews 7*.

devem ser inseridas no início da sequência, e as variáveis com menor poder de causalidade, no final da série, permitindo, assim, o ordenamento das variáveis.

Para a Argentina, a ordenação das variáveis estabelecida foi: *Inflação*, *Reservas*, *Câmbio* e *Juros*. Para o Brasil, no entanto, a ordenação mostrou-se diferente, em que *Reservas* foi a primeira variável, seguida por *Câmbio*, *Juros* e *Inflação*, respectivamente. No caso do Paraguai, a ordenação das variáveis verificada foi: *Juros*, *Inflação*, *Reservas* e *Câmbio*. Por fim, para o Uruguai, *Câmbio* foi a primeira das variáveis, seguida por *Reservas*, *Inflação* e *Juros*, respectivamente.

Análise comparativa dos resultados

Nesta seção do trabalho, são analisadas as funções impulso-resposta e a decomposição

da variância das variáveis relativas aos países do Mercosul. Ambas as ferramentas são analisadas considerando um horizonte temporal de vinte e quatro meses após um choque aleatório. A função impulso-resposta permite perceber como uma variação em uma das variáveis do sistema afeta as demais no período de vinte e quatro meses. Já a decomposição da variância revela a proporção da variância do erro de previsão para uma determinada variável que se deve a ela mesma e às demais (Enders, 2004).

O primeiro passo foi analisar as funções impulso-resposta. Cavaliere (2003) apontou que, no comportamento de variáveis, quando elas são submetidas a choques simulados, o impulso-resposta traça a função de resposta das variáveis contemporâneas e futuras a uma inovação em uma delas, assumindo que essa inovação desaparece nos períodos subsequentes e que

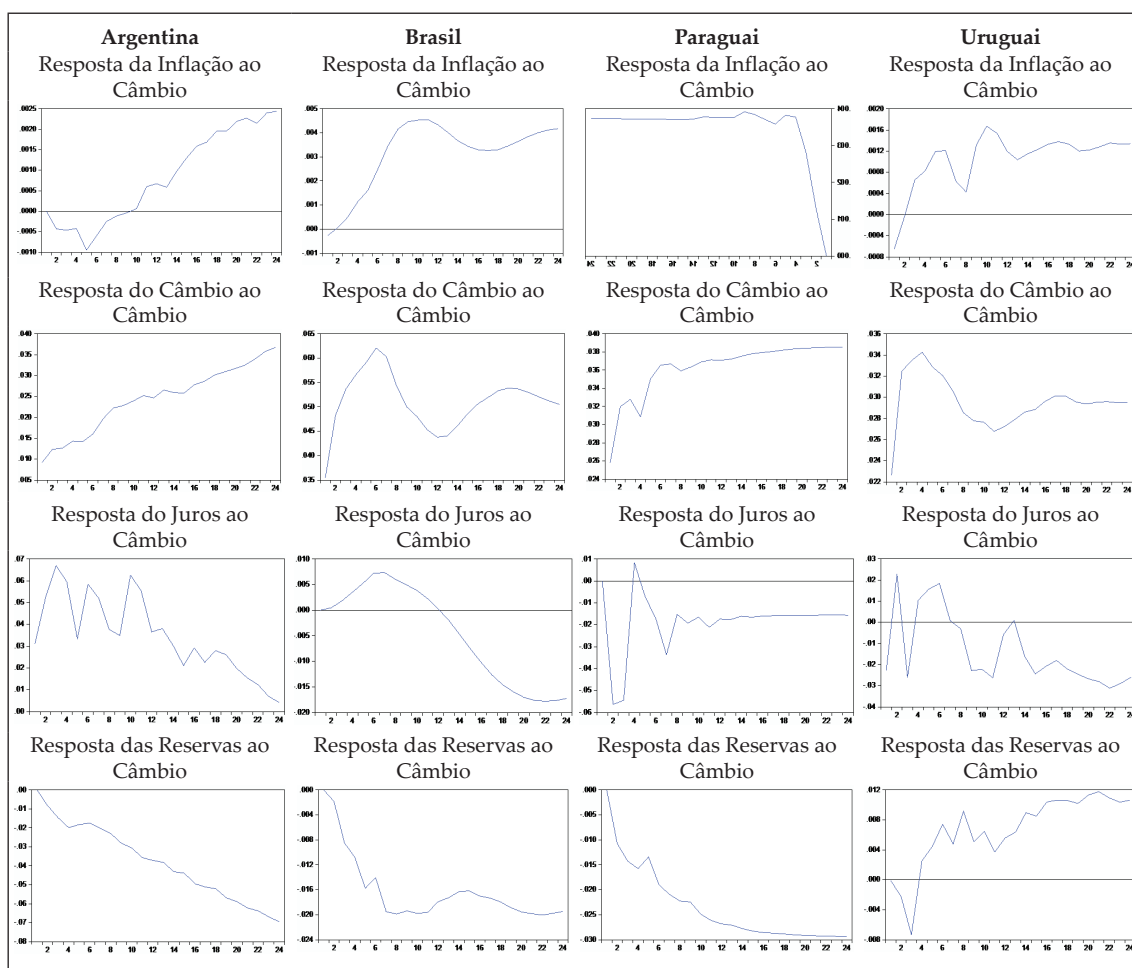


Figura 2. Funções de resposta a impulso na taxa de câmbio.

Figure 2. Impulse response functions to the exchange rate.

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico *Eviews 7*.

todas as outras inovações permanecem inalteradas. Mediante essas funções, Kouparitsas (2001) identificou regiões com fonte similares de distúrbios econômicos e respostas similares a esses choques comuns, portanto, com características importantes para colocar em prática a ideia de área monetária ótima de Mundell.

A Figura 2 apresenta as respostas das variáveis a um choque na taxa de câmbio. Na Argentina, a reação da inflação após um choque positivo no câmbio é de queda inicial, que, após cinco meses, toma uma trajetória ascendente. O Brasil apresenta uma trajetória mais suave, se comparado com a Argentina. Após um choque, no primeiro mês, a relação entre inflação e taxa de câmbio é negativa, o que, segundo Vartanian (2010), pode ser causado por uma defasagem na transmissão do câmbio para os preços – posteriormente, a relação se torna positiva. No Paraguai, um choque no câmbio tem um efeito positivo instantâ-

neo sobre a inflação. No caso do Uruguai, um choque cambial impacta positivamente a inflação. Em suma, apesar do efeito negativo inicial, um choque na taxa de câmbio tem efeitos positivos sobre a inflação nos países membros do Mercosul.

Quando se observa a resposta a um choque da taxa de câmbio nela mesma, os quatro países apresentam uma alta inicial. Percebe-se uma oscilação bem parecida no Brasil e Uruguai. Esses países apresentam características bem parecidas no comportamento da taxa de câmbio após um choque nela mesma. Já o padrão apresentado por Argentina e Paraguai não possui tal oscilação, sendo que os dois países apresentam variações positivas. As taxas de juros a um choque cambial nos países do Mercosul apresentam reações erráticas, porém, com tendência de queda. Com exceção do Uruguai, após um choque positivo sobre a taxa de câmbio, as reservas nos países exibem queda.

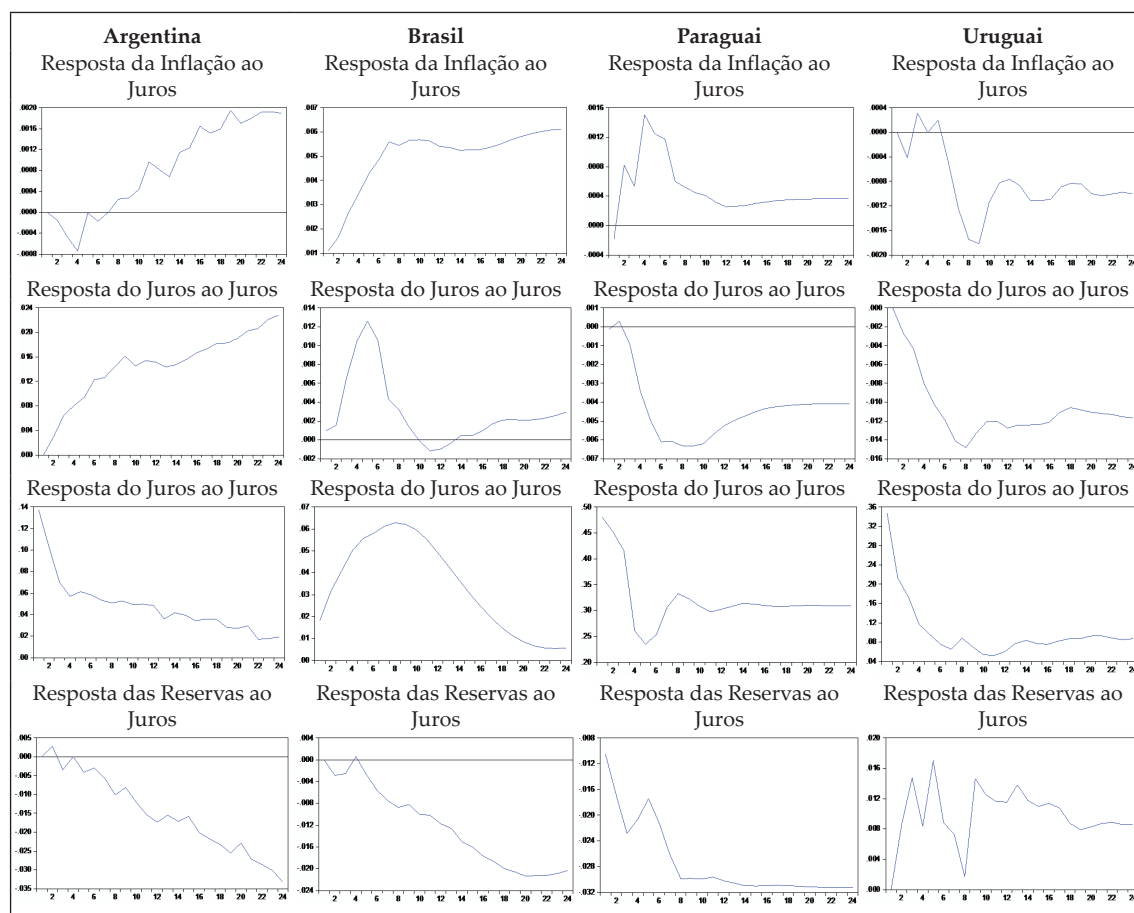


Figura 3. Funções de resposta a impulso na taxa de juros.

Figure 3. Impulse response functions in the interest rate.

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico *Eviews 7*.

Levando-se em conta a função impulso-resposta do impacto da taxa de juros sobre as demais variáveis inseridas no modelo, a Figura 3 ilustra que, considerando-se a inflação, na Argentina, há uma queda inicial (de apenas 4 meses), que, após então, expõe tendência positiva. No Brasil, todavia, verifica-se uma elevação dos preços durante todo o período analisado. Tal fato pode ser definido, como constata Sims (1992), de “*price puzzle*”, em que a autoridade monetária poderia antecipar-se a elevações nos preços com choques mone-

tários, o que poderia resultar em uma elasticidade positiva entre taxas de juros e preços. No Paraguai, o efeito de um choque na taxa de juros nos preços produz efeitos crescentes. Verifica-se que, para o caso do Uruguai, a inflação possui variações negativas logo após o choque sobre a taxa de juros.

A análise impulso-resposta para a taxa de câmbio (segunda linha da Figura 3) revela que um choque positivo sobre a taxa de juros da Argentina tende a provocar uma elevação no período analisado. No Brasil, a elevação da

Tabela 6. Decomposição da variância dos erros de previsão.

Table 6. Variance decomposition of forecast errors.

Argentina		Câmbio				Juros				
Mês	S.E.	Inflação	Reservas	Câmbio	Juros	S.E.	Inflação	Reservas	Câmbio	Juros
1	0,0042	0,2371	0,0194	99,7436	0,0000	0,0402	0,2754	0,2401	4,8581	94,6264
6	0,0107	0,1871	7,2754	69,3691	23,1684	0,1272	16,1243	4,0893	21,2693	58,5171
12	0,0168	2,1537	20,9802	55,3983	21,4678	0,2381	34,4324	3,7576	20,5323	41,2777
18	0,0223	6,2455	31,1208	45,8373	16,7964	0,3852	40,4827	3,3003	18,9739	37,2432
24	0,0283	8,2821	37,4642	39,6201	14,6336	0,5534	42,1179	3,4121	18,3209	36,1492
Brasil		Câmbio				Juros				
Mês	S.E.	Reservas	Juros	Câmbio	Inflação	S.E.	Reservas	Juros	Câmbio	Inflação
1	0,0438	1,4886	0,0692	98,4422	0,0000	0,0187	3,0575	96,9425	0,0000	0,0000
6	0,1269	3,2418	2,3547	93,8656	0,5380	0,1230	12,4903	78,8964	0,6405	7,9728
12	0,2178	10,3599	1,2485	87,9774	0,4141	0,2163	17,6026	69,4429	0,4948	12,4597
18	0,2888	14,9633	0,8369	83,8191	0,3808	0,2456	23,6500	62,6916	1,3124	12,3460
24	0,3489	16,6722	0,6520	82,2226	0,4532	0,2595	28,2861	56,6773	3,8238	11,2128
Paraguai		Câmbio				Juros				
Mês	S.E.	Juros	Inflação	Reservas	Câmbio	S.E.	Juros	Inflação	Reservas	Câmbio
1	0,0095	0,0024	1,2696	15,3168	83,4113	0,4803	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
6	0,0270	0,7594	4,3194	31,2593	63,6619	0,9208	93,7772	2,1916	3,2591	0,7721
12	0,0374	1,0885	6,8309	38,2702	53,8103	1,2179	92,9955	2,4653	3,9117	0,6276
18	0,0455	0,9223	8,6142	39,1294	51,3341	1,4517	92,8448	2,4722	4,1656	0,5174
24	0,0524	0,8119	9,5709	39,2807	50,3366	1,6519	92,7625	2,4563	4,3278	0,4535
Uruguai		Câmbio				Juros				
Mês	S.E.	Câmbio	Reservas	Inflação	Juros	S.E.	Câmbio	Reservas	Inflação	Juros
1	0,0227	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0484	0,4083	0,6246	4,4391	94,5280
6	0,0818	89,1911	4,9556	0,8079	5,0454	0,0994	0,6215	3,4689	37,9743	57,9353
12	0,1163	79,1928	9,6458	0,9148	10,2466	0,1227	0,8296	9,7778	39,3207	50,0718
18	0,1415	79,0993	9,1233	0,6393	11,1380	0,1483	1,0500	13,9171	36,3828	48,6501
24	0,1631	79,1385	8,9139	0,7048	11,2428	0,1700	1,5348	15,7004	35,0351	47,7297

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico *Eviews 7*.

taxa de câmbio em decorrência tem elasticidade positiva até o quarto mês após o choque. O Paraguai apresenta uma elasticidade negativa entre essas duas variáveis, mesmo padrão observado no Uruguai.

Em relação ao efeito de um choque dos juros sobre a própria variável, é observado que a consequência é um aumento nas taxas de juros de todos os países, e que, com exceção do Brasil, essa elevação se reverte com o passar dos meses (terceira linha da Figura 3). O Brasil, após o choque, apresenta um lento retorno para as taxas de juros próximas às iniciais, perdurando aproximadamente 20 meses. Por fim, o impacto de um aumento da taxa de juros sobre as reservas dos países do Mercosul é a redução inicial das reservas, com exceção do Uruguai, apresentado um padrão errático.

Em termos de decomposição da variância, foram abordados os efeitos sobre as variáveis taxa de câmbio e taxa de juros, que são apresentados na Tabela 6. Tal decomposição permite, como já mencionado, a verificação do poder explanatório de cada variável do modelo sobre a taxa de câmbio e sobre a taxa de juros.

Na Argentina, a própria taxa de câmbio é a que possui maior valor explicativo sobre o câmbio (39,62%), após vinte e quatro meses. As reservas são responsáveis por 37,46% das variações na taxa de câmbio desse país enquanto a inflação é a principal responsável por variações na taxa de juros após vinte e quatro meses, sendo a própria taxa de juros a segunda maior responsável por suas variações, cerca de 36,15% no 24º mês.

No caso brasileiro, a Tabela 6 mostra que, para a taxa de câmbio, a importância relativa de outras variáveis não é tão significativa na explicação da variância dessa variável, uma vez que 82,22% da sua variância se deve a ela mesma. As reservas apresentam um poder explicativo de aproximadamente 16,67% das variações da taxa de câmbio, valor bem inferior ao apresentado no caso argentino. Constatou-se que a metade das variações na taxa de juros é ocasionada por ela mesma em um intervalo de 24 meses. Outra variável importante nas explicações das variações na taxa de juros são as reservas (28,29%) e a inflação (11,21%).

Para o Paraguai, a análise da decomposição da variância de erros de previsão mostra que, no 24º mês, o câmbio se explica em 50,34%. A decomposição da variância atesta que as reservas seriam outro grande componente na explicação das variações da taxa de câmbio (39,28% das variações). A taxa de juros apresenta um

forte componente autorregressivo, sendo ela praticamente a maior responsável por suas próprias variações após 24 meses (92,76%).

Finalmente, para o Uruguai, a análise da decomposição da variância de erros de previsão mostra-se que, no 24º mês, o câmbio se explica em 79,14%. A decomposição da variância ainda mostra que, diferentemente dos outros países, os juros seriam o segundo fator nas explicações da taxa de câmbio (11,24% das variações). A taxa de juros seria responsável por 47,73% das suas variações após 24 meses. Nota-se uma participação acentuada da inflação, com peso relativo de 37,97% após o sexto mês.

Considerações finais

Ao analisar comparativamente os efeitos de choques monetários e cambiais mediante a abordagem do modelo vetorial de correção de erro (VEC) para o período de 2000-2013, constatou-se que os efeitos desses choques sobre os membros do Mercosul não seguem um padrão razoavelmente definido, impactando de forma diferenciada o comportamento dos preços, juros, câmbio e reservas. Essa reação diferenciada aos choques monetários e cambiais tira de pauta, ao menos até o momento, a possibilidade dos países membros desse bloco econômico estabelecerem uma área monetária comum.

Para se chegar a essa constatação, analisou-se a questão da causalidade das variáveis, as funções impulso-resposta e a decomposição da variância de erros de previsão. A análise das funções de impulso-resposta apontou para divergências na forma e duração de choques em relações econômicas fundamentais. A simulação de um choque na taxa de câmbio permitiu constatar no Paraguai e no Uruguai um efeito menos duradouro, quando comparado com aquele produzido no Brasil e na Argentina. Os efeitos das inovações dissipam-se após o sétimo mês no Paraguai e no vigésimo mês no Uruguai. Em termos de resposta da taxa de juros, a Argentina apresentou movimentos com grandes variações, enquanto o Brasil apareceu com efeitos mais prolongados, com uma elasticidade positiva nos primeiros meses. As respostas das reservas a um choque cambial nos países do Mercosul apresentaram reações parecidas, porém, com efeito menos duradouro no Paraguai.

Considerando as diferenças nos regimes cambial e monetário dos quatro países e a reação da economia pós-choques monetários e cambiais, constatou-se que mesmo sob regimes de câmbio flutuante, não há indícios de

semelhanças nas respostas aos choques monetários e cambiais nas economias do Mercosul, confirmando o que já se havia constatado em estudos anteriores, porém, sob procedimentos metodológicos distintos e diferentes períodos. A implicação disso é que o processo de integração na região pode ser comprometido, pois aumentam os custos da ausência de coordenação macroeconômica.

A implementação de uma área monetária comum para essas economias implicaria em mudanças nos rumos da política monetária atual, que está alicerçada no regime de metas para a inflação para o caso brasileiro, no regime de metas monetárias pela os casos uruguaio e argentino e no regime de metas cambiais adotado pelo Paraguai. Conforme a teoria da área monetária ótima, a assimetria dos choques impediria o pleno funcionamento dos mecanismos de ajustamento automático.

Para as pesquisas futuras, fica a sugestão de se estudar os efeitos das políticas monetárias, cambiais e fiscais nas economias do Mercosul a partir da metodologia de dados em painel, de modo que seja possível captar as especificidades de cada integrante do Mercosul no que tange às questões históricas, geográficas, culturais, políticas e institucionais.

Referências

- ALENCAR, D.A.; STRACHMAN, E.; ANDRADE, F.P. de; TAQUES, F.H. 2014. A taxa de câmbio do Brasil é válida no longo prazo? *Revista de Economia Mackenzie*, **11**(2):10-45.
- BALASSA, B. 1964. *Teoría de la integración económica*. México, D.F., Biblioteca Uteha de Economía, 332 p.
- CAVALCANTI, M.A.F.H. 2010. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. *Economia Aplicada*, **14**(2):251-260. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502010000200008>
- CAVALIERE, G. 2003. *Vector autoregression models*. Study Centre Gerzensee CBC Course.
- COOLEY, T.; LEROY, S. 1985. Atheoretical Macroeconometrics: a critique. *Journal of Monetary Economics*, **16**(3):283-308. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932\(85\)90038-8](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(85)90038-8)
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, **49**(4):1057-1072. <http://dx.doi.org/10.2307/1912517>
- EICHENGREEN, B. 1988. Does Mercosur need a single currency. Cambridge. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w6821.pdf>. Acesso em: 01/11/2015.
- ENDERS, W. 1995. *Applied Econometric Time Series*. New York, John Wiley & Sons, 443 p.
- ENDERS, W. 2004. *Applied Econometric Time Series*. New York, John Wiley & Sons, 213 p.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, W.J. 1982. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, **50**(4):987-1007. <http://dx.doi.org/10.2307/1912773>
- FERRARI FILHO, F.; DE PAULA, L.F. 2002. Será consistente a proposta de criação de uma União Monetária no Mercosul? *Revista de Economia Política*, **22**(2):174-182.
- FIANI, R. 2003. Estado e economia no institucionalismo de Douglass North. *Revista de Economia Política*, **23**(2):135-149.
- GIAMBIAGI, F. 1999. *Mercosul: Por que a união monetária faz sentido a longo prazo?* Rio de Janeiro, Ensaio BNDES, n. 12.
- GIAMBIAGI, F. 1997. *Uma proposta de unificação monetária dos países do Mercosul*. Rio de Janeiro, Ensaio BNDES, n. 4.
- GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, **2**(2):111-120. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- HARRIS, R.I.D. 1995. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London, Prentice Hall, 176 p.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. 2001. *Métodos de econometria*. Barcelona, Vicens-Vives, 590 p.
- KENEN, P.B. 1969. Theory of optimum currency areas: an eclectic view. In: R.A. MUNDELL; A.K. SWOBODA (eds.), *Monetary problems of the international economy*. Chicago, University of Chicago Press, p. 41-60.
- KOUPARITSAS, M.A. 1999. Is the EMU a viable common currency area? A VAR analysis of regional business cycles. *Economic Perspectives*, **23**:2-20.
- KOUPARITSAS, M.A. 2001. Is The United States an Optimum Currency Area? An Empirical Analysis of Regional Business Cycles. Federal Reserve Bank of Chicago. Working Paper n. wp2001-21. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=295566>. Acesso em: 01/11/2015.
- KRUGMAN, P.R.; OBSTFELD, M. 2001. *Economia internacional: teoria e política*. São Paulo, Pearson Education do Brasil, 797 p.
- KRUGMAN, P.R. OBSTFELD, M. 2005. *Economia internacional: teoria e política*. 6ª ed., São Paulo, Pearson Education do Brasil, 558 p.
- LEE, G.H.Y; AZALI, M. 2012. Is East Asia an Optimum Currency Area? 2012. *Economic Modelling*, **29**(2). Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=2139231>. Acesso em: 01/11/2015.
- LITTERMAN, R.B. 1986. The limits of counter-cyclical monetary policy: an analysis based on optimal control theory and vector autoregressions. Federal Reserve Bank of Minneapolis. Working Papers 297. Disponível em: <https://www.minneapolisfed.org/research/wp/wp297.pdf>. Acesso em: 26/02/2016.
- LOPES, A. 2013. Mercosul: Uma análise da união aduaneira imperfeita com a adesão da Venezuela. *Relações Internacionais*. Disponível em: <http://relacoesinternacionais.com.br/2013/05/15/>

- mercopol-uma-analise-da-aduaneira-im-perfeita-adesao-da-venezuela/. Acesso em: 29/10/15.
- MCKINNON, R.I. 1963. Optimum currency areas. *American Economic Review*, **53**:717-725.
- MINELLA, A. 2003. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*, **57**(3):605-635. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402003000300005>
- MUNDELL, R.A. 1961. A theory of optimal currency. *American Economic Review*, **51**:657-665.
- OREIRO, J.L. da C.; PAULA, L.F.; SILVA, J.C.; ONO, F.H. 2006. Determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil: teoria e evidência recente. *Economia Aplicada*, **10**(4):609-634. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502006000400007>
- RUNKLE, D.E. 1987. Vector Autoregression and Reality. Federal Reserve of Minneapolis. Research Department Staff Report 107. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/fip/fedmsr/107.html>. Acesso em: 22/12/2014.
- SIMS, C.A. 1992. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review*, **36**(5):975-1000. [http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90041-T](http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921(92)90041-T)
- STOCK, J.H.; WATSON, M.W. 2001. *Vector Autoregressions*. Cambridge, National Bureau of Economic Research. (*mimeo*).
- VARTANIAN, P.R. 2010. Choques Monetários e Cambiais sob Regimes de Câmbio Flutuante nos Países Membros do Mercosul. *Economia*, **11**(2):435-464.
- Submetido: 14/08/2015
Aceito: 07/12/2015