

A ANÁLISE DA CONVERGÊNCIA E DAS INTER-RELAÇÕES DOS INDICADORES MACROECONÔMICOS DOS PAÍSES INTEGRANTES DO MERCOSUL

DIVANILDO TRICHES¹

ALEXANDRE BANDEIRA MONTEIRO E SILVA²

ROBERTO CAMPS DE MORAES³

SORAIA SANTOS DA SILVA⁴

Resumo: o presente trabalho investiga processo de convergência e influência das variáveis macroeconômica nas economias integrantes do Mercosul. Para tanto, emprega-se a técnica econométrica causalidade de Granger, cointegração e função impulso-resposta que permite avaliar o padrão comum e de influência entre as séries temporais. Os resultados mostram que não é possível aceitar a hipótese de presença de raiz unitária para as séries taxa de crescimento do produto, taxa de desemprego, taxa de inflação taxa de juros e taxa de câmbio real. Os testes de causalidade, em geral, indicaram uma relação causal do Brasil e da Argentina para Paraguai e Uruguai à maioria das variáveis, com exceção da taxa de crescimento do produto. Excluindo-se a taxa de câmbio real, as funções impulso-resposta mostraram-se pouco expressivas, com valor em torno de zero, demonstrando a dissociação de comportamentos entre as variáveis macroeconômicas selecionadas para o Mercosul. Os efeitos dos choques, para o caso da taxa de câmbio real, duram de dois a cinco meses.

Palavras-chave: convergência macroeconômica; séries temporais; testes raiz unitária, teste de causalidade, função impulso-resposta Mercosul.

Abstract: this paper investigates the process of convergence and influence macroeconomic variables in the Mercosur's economies. This study uses the econometric technique Granger causality, cointegration and impulse response function that allow to evaluate the common standard and of influence among the time series. The results point out that it is not possible to accept the hypothesis

Recebido em 27/04/2007. Liberado para publicação em 18/12/2007.

¹ Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul e professor na Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos) e na Universidade de Caxias do Sul (UCS) São Leopoldo, RS, - Brasil. .E.mail.: divanildot@unisinos.br

² Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul e professor na Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos). São Leopoldo, RS, - Brasil E.mail.: abms@unisinos.br

³ Doutor em Economia pela Universidade Vanderbilt (EUA) e professor na Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos). São Leopoldo, RS, - Brasil E.mail.: robertocm@unisinos.br

⁴ Doutoranda em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul, professora na Universidade de Caxias do Sul (UCS). São Leopoldo, RS, - Brasil E.mail: soraia@ppge1.ppge.ufrgs.br

of unit root for the growth of the product, unemployment, inflation, interests and real exchange. The causality tests, in general, have indicated a causal relation from Brazil and Argentina to Paraguay and Uruguay throughout of variables, except for growth of the product. Excluding the real exchange, the impulse response functions has indicated low significance with value around zero, demonstrating that there is not relation among macroeconomic variables in Mercosur. The effects of the real exchange rates shock last from two to five month

Key words: macroeconomic convergence; time series; unit root, impulse response functions, Mercosur

JEL Classification: C32, C51, F3

Introdução

A coordenação e a harmonização de políticas entre economias nacionais ocorrem quando as decisões governamentais são tomadas em conjunto e/ou de forma consistente, isto é com um propósito comum. Ambas são consideradas na literatura como condições *sine qua non* para o aprofundamento de qualquer integração econômica e monetária regional.⁵

Assim, no âmbito do Mercosul, encontram-se várias tentativas distintas de estabelecer políticas comuns entre os países participantes. Conforme Lavagna (1996), no período de 1986 e 1987, o Brasil e a Argentina buscaram objetivos comuns de estabilização econômica, mediante a adoção dos Planos Cruzado e Austral, em um contexto de redemocratização de ambos os sistemas políticos. Esse foi o momento em que ambos os governos, o brasileiro e o argentino, logo após as eleições presidenciais nos seus países e que coincidiram com a queda do muro de Berlim, passaram a adotar uma postura mais liberal nas políticas econômicas.⁶

O acordo de Ouro Preto, que ratificou a constituição de uma união aduaneira no Mercosul a partir de 1994, caracterizou-se como outra tentativa no entendimento e na adoção de políticas comuns entre os países membros. Entretanto, as crises financeiras internacionais, recorrentes no período seguinte, produziram o distanciamento das políticas macroeconômicas. Enquanto a Argentina insistiu num regime de taxa de câmbio rigidamente atrelada à moeda norte-americana, a partir de

⁵ Uma abordagem sobre esse tema pode ser encontrada em Arnaudo e Jacobo (1998) e Silva (1992).

⁶ Ademais, os presidentes Collor e Menem, naquela ocasião, aproximaram-se politicamente, abandonando os programas nucleares de seus países.

1991 o Brasil manteve um regime cambial mais flexível.⁷ No início de 1999, após as eleições gerais de novembro do ano anterior, quando os efeitos da sucessão de choques externos estavam agravando ainda mais a crise interna, o governo brasileiro recém-reeleito, liberou completamente a taxa de câmbio, deixando a Argentina com sua moeda sobrevalorizada e apegada ao sistema anterior. Como resultado, criou-se uma inconsistência de regimes cambiais que conduziram graves desequilíbrios internos e externos, sobretudo no país vizinho.⁸

Dentro desse contexto, este trabalho tem como objetivo investigar e analisar as inter-relações e o processo de convergência das variáveis macroeconômicas nas economias integrantes do Mercosul, tendo como referência os critérios adotados pelos países da União Monetária Européia, na década de 90. Para tanto, empregam-se métodos econométricos que permitem investigar essas inter-relações sobre o crescimento econômico, as taxas de desemprego, as taxas de inflação, as taxas de juros e as taxas de câmbio reais bilaterais. Desse modo, o texto está estruturado como segue, além dessa introdução, a seção 2 discute aspectos teóricos relacionados à coordenação de políticas macroeconômicas do Mercosul. A seção 3, por sua vez, faz uma revisão conceitual de convergência dos critérios estabelecidos para os países da União Européia, como condição para formar uma união monetária. Os aspectos metodológicos que tratam dos testes de estacionariedade, de causalidade e da função impulso-resposta, são discutidos na seção 4 e, nas seções 5 a 7, encontram-se a análise e a descrição dos resultados. Por último, a seção 8 conclui e tece as considerações finais.

2 Aspectos teóricos e empíricos da coordenação de política macroeconômica do Mercosul

Uma integração econômica regional visa, acima de tudo, a facilitar o incremento do fluxo de bens e serviços e de capitais dentro da região, com a finalidade de promover a estabilização, a criação de empregos e, portanto, o crescimento econômico. Desse modo, a coordenação ou harmonização ocorre quando as políticas domésticas individuais são implementadas de forma a serem compatíveis entre si. Se os choques que afetam duas economias são de natureza diferente, essa coordenação de políticas torna-se complicada. Por exemplo, suponha-se que, como

⁷ A crise mexicana ocorreu em dezembro de 1994, a dos países asiáticos, em outubro 1997 – veja-se Triches (1999) –, a russa em agosto de 1998, a desvalorização do Real foi desencadeada em janeiro de 1999, e a saída do regime de taxa de câmbio fixo da Argentina ocorreu em 2001.

⁸ As principais divergências ocorridas em níveis de governo centrais dos principais sócios do Mercosul são apontadas em Triches (2003a) e Triches (2003b).

em Arnaudo e Jacobo (1998), as flutuações do produto de uma economia sejam originadas predominantemente por choques de demanda de impacto transitório, enquanto na outra predominem os choques de oferta, com impactos permanentes; então, pode-se dizer que essas duas economias são predominantemente divergentes.

A coordenação de política monetária envolve, de certa maneira, a criação de uma área monetária. Esta, por sua vez, pode ser definida como um arranjo institucional formado por um grupo de países com taxas de câmbio fixa entre si. Para Silva (1992), deve existir ainda a segurança total e irreversível no que tange à conversibilidade das moedas. Isso implica também a completa liberalização das transações de capital com ampla integração dos mercados financeiros e bancários. Além disso, os Bancos Centrais dos países integrantes devem se comprometer irrevogavelmente com políticas monetárias consistentes entre si. Numa etapa posterior, as moedas domésticas poderiam ser substituídas por uma moeda comum, além da constituição de uma autoridade monetária única. Dentro dessa concepção, a política fiscal doméstica passaria a ser fortemente restrita, uma vez que o Banco Central opera com elevado grau de independência quanto à emissão de moeda e quanto a transações de títulos públicos emitidos para financiar déficits orçamentários.

Esse contexto tem sido amplamente estudado pela teoria das áreas monetárias ótimas. Tais áreas são caracterizadas como um grupo de regiões ou países com uma relativa homogeneidade econômica em que ocorre uma perfeita ou quase perfeita mobilidade de bens e serviços e de fatores produtivos. Assim, os fluxos de mão-de-obra e de capitais entre os países devem ter elevada mobilidade, fluindo para os mais atrativos economicamente até que as taxas salarial e de retorno sejam equalizadas. Dentro desse ponto de vista, as áreas monetárias ótimas constituem-se numa integração total dos mercados de bens e serviços e dos mercados de capitais ou financeiros. Por consequência, a taxa de câmbio deixaria de ser um instrumento relevante de política econômica, para amenizar ou compensar os choques assimétricos externos.⁹ As moedas das nações que fazem parte da área monetária ótima poderiam então flutuar em conjunto – ou simplesmente serem substituídas por uma moeda única –em relação às moedas dos países não-integrantes.¹⁰

⁹ A teoria das áreas monetárias ótimas fornece conceitos fundamentais para o estudo das questões cambiais e monetárias da integração regional entre duas ou mais nações. Essas questões dizem respeito à escolha dos regimes cambiais e às características estruturais das economias envolvidas. Uma discussão sobre elas pode ser encontrada em Triches (2003a) e Triches (2003b).

¹⁰ A teoria das áreas monetárias ótimas pode ser classificada de duas formas: aquelas que abordam os ajustes automáticos de equilíbrio interno e externo, e aquelas em que o ajuste é obtido através da intervenção governamental por meio de políticas monetárias e fiscais. Essas concepções foram defendidas, primeiramente, por Mundell (1961), mais tarde por McKinnon (1963) e Kenen (1969). Outros estudos que tratam desse tema são encontrados

O processo de integração econômica e monetária que visa à formação de uma área monetária ótima passa, em termos teóricos, por várias fases, podendo ser distintas ou sobrepostas, no decorrer do tempo. As etapas são: criação de uma zona de livre comércio, união aduaneira, mercado comum, união econômica e integração total. A maior parte da literatura enfatiza basicamente quatro inter-relações entre as nações membros para a formação de uma área monetária ótima, a saber: i) volume do comércio externo; ii) semelhança dos choques e ciclos reais de negócio; iii) grau de mobilidade do trabalho; e iv) nível de transferências fiscais. Destaca-se que quanto maior for a intensidade de qualquer uma dessas dimensões, maior será a possibilidade de implementação de uma moeda única. Frankel e Rose (1996) criticaram a utilização dessas inter-relações para avaliar se a união monetária européia – comparativamente com os 50 estados americanos – se constituía numa área monetária ótima. Para eles, os quatro critérios são endógenos e, portanto, as conclusões derivadas desses estudos, a partir de dados históricos, são pouco adequadas.

Eles alegam que as estruturas das economias mudam substancialmente quando ingressam numa união monetária. Argumentam ainda que as nações altamente integradas pelo comércio internacional apresentam melhores características para formar uma área de moeda ótima. A alta propensão marginal a importar numa economia aberta reduz fortemente a variabilidade do produto e a necessidade de políticas monetárias domésticas. Por conseguinte, a abertura atua como uma espécie de estabilizador automático na economia. Os países, quando integram uma união monetária, tendem a apresentar maior expansão de seu comércio externo; em conseqüência, elevam o grau de correlação dos ciclos reais de negócios entre eles. Desse modo, os países podem satisfazer mais adequadamente os critérios de área monetária ótima *ex post* do que *ex ante*.

A partir do avanço do processo de formação de união monetária européia, no início da década de 90, estudos acadêmicos deram destaque aos custos e benefícios associados ao abandono da moeda nacional em favor de uma moeda comum, como em Ghosh e Wolf (1994). Krugman e Obstfeld (1997) argumentam que o estabelecimento de uma taxa de câmbio fixa entre os países que irão integrar uma área monetária ótima pode implicar ganhos e perdas de eficiência monetária. Dentre as principais vantagens estão: i) a eliminação de custos de transação provenientes da conversão entre as moedas; ii) a redução do custo de contabilidade e maior previsibilidade dos preços relativos para as empresas que atuam no mercado internacional; iii) o isolamento da economia das perturbações monetárias e de bolhas racionais especulativas que podem ser causadas por flutuações temporárias na taxa

em Crawford (1993), Eichengreen e Bayoumi (1996), Krugman e Obstfeld (1997, cap. 20), Wyplosz (1997) e uma boa resenha é feita por Ishiyama (1975).

real de câmbio e iv) as pressões políticas para a proteção das exportações, derivadas de mudanças bruscas na taxa de câmbio real, que tendem a ser menores.

No que concerne às desvantagens derivadas da formação de uma área monetária, as principais citadas são: a) eliminação da possibilidade das nações usarem políticas monetárias e cambiais independentes para responderem a flutuações macroeconômicas; b) abandono pelas regiões ou nações da alternativa de usar a inflação para reduzir a carga real da dívida pública e c) dificuldades para determinar como a senhoriação será repartida entre os países membros e como elas irão participar das decisões sobre a elaboração e execução das políticas monetária e fiscal.

3 Convergência e os critérios adotados pela União Européia

O conceito de convergência é particularmente relevante na área de estudo da Economia Internacional. A noção de convergência refere-se à situação em que determinadas variáveis econômicas, de diferentes países, tende a apresentar comportamentos semelhantes no longo prazo. Tal fato tem sido enfatizado pela teoria de crescimento econômico, que procura analisar a convergência dos países em desenvolvimento para os níveis das economias mais desenvolvidas e, sobretudo, nos processos de integração econômica regional.¹¹

Muitas vezes, a noção de convergência pode estar associada à idéia de co-integração entre variáveis econômicas. Assim, convergência implicaria que duas ou mais séries apresentem uma trajetória de aproximação no longo prazo. Isso significa, na linguagem econométrica, que essas séries são co-integradas. De forma mais específica, para um dado conjunto de variáveis integradas de primeira ordem, diz-se que existe co-integração quando há pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas. Contudo, os critérios de convergência não são, normalmente, definidos em termos de relações multivariadas.¹²

¹¹ Os estudos de Barro e Martins (1990), Helliwell e Chug (1992), Obstfeld e Rogoff (1996), Romer (1996), Sachs e Warner (1995), Trivedi (2002) são boas referências a esse tema

¹² Considerando X_t e Y_t como dois passeios aleatórios independentes, ambos assumindo

valor zero no tempo t. $x_{t+j} = \sum_{i=1}^j \varepsilon_{t+i}$ e $y_{t+j} = \sum_{i=1}^j \eta_{t+i}$ onde ε_t e η_t são ruídos brancos A

diferença entre as séries também se constitui num passeio aleatório

$x_{t+j} - y_{t+j} = \sum_{i=1}^j (\varepsilon_{t+i} - \eta_{t+i})$. Tomando a expectativa condicional às informações

disponíveis no tempo t, então se chega a $E(x_{t+k} - y_{t+k} | I_t) = 0$.

Estudos teóricos e, sobretudo, empíricos têm se preocupado em investigar a diferença na velocidade de crescimento entre os países ricos e pobres. Uma das razões apontadas por Romer (1996, p. 27) é a defasagem na difusão de conhecimento, a qual provoca diferenças nos níveis de renda. Esse fato ocorre porque os países pobres não estão empregando a melhor tecnologia disponível. Para Obstfeld e Rogoff (1996), a grande disparidade verificada entre ambos os grupos de países está relacionada à imperfeição do mercado de capitais internacionais. Todavia, essa imperfeição tende a ser eliminada pela equalização da taxa de retorno do capital, que pode ocorrer pelo uso de tecnologias de produção similares ou pela difusão internacional das inovações.

Barassi et al. (2000) mostram que há, na literatura, pelo menos duas abordagens pelas quais as taxas de juros internacionais convergem. A primeira refere-se à condição de arbitragem no mercado de capitais, isto é, o fluxo de capitais se move em busca de maiores retornos. A segunda trata a taxa de juros como instrumento da política econômica; nesse caso, sua trajetória pode ser determinada pelo regime de meta da taxa de câmbio ou de inflação. Assim, os desvios da paridade da taxa de juros podem provocar mudanças na taxa de câmbio ou na taxa de inflação em direção as suas respectivas metas.

Todavia, as evidências dos estudos empíricos internacionais a exemplo de Barassi et al. (2000) e Obstfeld e Rogoff (1996), revelam a presença de uma forte convergência internacional entre os países mais desenvolvidos e entre os países em desenvolvimento, mas isso não é confirmado entre os dois grupos.

A convergência macroeconômica internacional, destacada pela literatura, trata dos critérios estabelecidos para os países integrantes da União Européia a ingressarem na União Monetária Européia. Os critérios de convergência foram obtidos a partir de três condições básicas; i) a taxa de inflação não poderia ultrapassar em mais do que 1,5 ponto percentual a inflação média dos três países membros, com menores taxas inflacionárias, ii) a taxa de juros de longo prazo não poderia ultrapassar em mais de 2 pontos a taxa de juros média dos três países com menores taxas de juros (a taxa de juros de longo prazo reflete o comportamento da taxa de inflação esperada) e iii) a taxa de câmbio deveria permanecer, em média, dentro das margens normais de flutuação permitidas pelo mecanismo de taxa de câmbio do Sistema Monetário Europeu por, pelo menos, um período de dois anos anteriores a sua participação na união monetária. Em outras palavras, cada país membro deveria cumprir o critério das margens de flutuações normais sem desvalorizar a moeda doméstica contra qualquer outra moeda dos estados que faziam parte da União, pelo menos no prazo de dois anos. Essa margem foi estabelecida em 2 ¼ pontos

percentuais, para ambos os lados da taxa central estabelecida pelo mecanismo da taxa de câmbio.

Por fim, na área fiscal, definiram-se mais dois critérios de convergência, para que os países se habilitassem à união monetária. O déficit orçamentário de um país não poderia ultrapassar os 3% do PIB, e a sua dívida pública global não poderia exceder 60% do seu Produto Interno Bruto.¹³

Em última análise, os fenômenos de não-convergência de longo prazo podem ser factíveis mediante a presença de vários outros obstáculos, dentre os quais salientam-se: a) a baixa ou a inexistência de mobilidade internacional de capitais; b) política tributária dos governos altamente divergente, o que se reflete de forma direta na produtividade total dos fatores de produção. Desse modo, as economias mais abertas presumidamente absorvem mais facilmente a tecnologia externa, bem como sofrem menos a restrição de créditos externos.

4 Aspectos metodológicos

A abordagem metodológica para investigar a convergência de variáveis macroeconômicas apresenta-se de forma muito variada. Para o presente estudo, empregaram-se os testes de estacionaridade ou raiz unitária, os testes de causalidade e as funções de impulso-resposta, os quais são tratados sucintamente nesta seção.¹⁴

4.1 Testes de raiz unitária

Os testes de raiz unitária são usados para avaliar se as séries temporais apresentam tendências estocásticas. Assim, investigar-se se a série y_t tem raiz unitária, emprega-se o teste Dickey-Fuller aumentado que consiste em estimar a equação 1.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \varphi_i \Delta y_{t-1+i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

¹³ Os critérios de convergência – limite da taxa inflação, da taxa de juros de longo prazo, da taxa de câmbio e da política fiscal – e o nome da moeda, Euro em rejeição ao do ECU, assim como o desenho do Banco Central Europeu com responsabilidade transparente na estabilidade dos preços, como argumenta Wyplosz (1997), refletiram claramente a visão alemã nas discussões decisivas. Destaca-se que quando o Tratado de Maastricht foi assinado, em 1991, somente Luxemburgo cumpria integralmente os cinco critérios de convergência.

¹⁴ Para maior detalhamento sobre esses tópicos, vejam-se Granger et al. (1998) e Enders (1995), Kennedy (1998), Hamilton (1994), Patterson (2000), entre outros.

onde $\Delta = 1 - L$ é operador de defasagem, t representa tendência e ε_t o termo ruído branco ou passeio aleatório. O parâmetro de interesse na equação (1) é γ , se $\gamma = 0$, a série y contém raiz unitária. De forma que hipótese nula testa a presença de uma tendência estocástica contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária. Os testes Phillips e Perron também são usados para investigar a presença de raiz unitária da série. O que difere entre os dois testes é o fato de que o teste Phillips-Perron garantem que os resíduos são não correlacionados e possuem variância constante.

4.2 Testes de causalidade

Os testes de causalidade foram desenvolvidos por Granger (1969). São utilizados para verificar a relação causal entre as variáveis. A aplicação do teste de causalidade entre duas variáveis depende das características das variáveis, isto é, se são estacionárias, integradas de ordem unitária ou co-integrada. A causalidade, no sentido de Granger, é derivada de dois tipos de testes realizados com base na especificação mais geral, conforme as equações (2) e (3) a seguir:

$$\Delta^k y_t = c_0 + c_1 z_{t-1}^k + \sum_{j=1}^p b_j \Delta^k y_{t-j} + \sum_{j=1}^q d_j \Delta^k x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta^k x_t = c_0' + c_1' z_{t-1}^k + \sum_{j=1}^p b_j' \Delta^k x_{t-j} + \sum_{j=1}^q d_j' \Delta^k y_{t-j} + \eta_t \quad (3)$$

onde y_t e x_t são processos estocásticos com médias e variâncias constantes do valor da covariância entre dois períodos de tempo, depende apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos. z_{t-1} é o termo de correção de erros ou resíduo do vetor de co-integração entre y_t e x_t e k , indica a ordem da integração que pode derivar duas possibilidades como segue, após a estimação pelo método de mínimos quadrados ordinários (OLS).

4.2 Função impulso-resposta

A função impulso-resposta é uma técnica que permite avaliar os efeitos de um choque numa série temporal sobre a outra. Assim, dado um vetor auto-regressivo (VAR), como um vetor de média móvel do tipo $MA(\infty)$, tal como a equação 4

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \Psi_3 \varepsilon_{t-3} + \dots \quad (4)$$

onde a matriz Ψ é definida como

$$\Psi_i = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} \quad (5)$$

A linha i e coluna j da matriz Ψ_s identificam as conseqüências do aumento de uma unidade no dado t da inovação na j -ésima variável, mantendo todas as outras inovações constantes.

5 Análise das estatísticas descritivas e testes de raiz unitária

A análise de convergência macroeconômica dos países integrantes do Mercosul baseou-se na investigação do comportamento, ao longo do tempo, de algumas variáveis selecionadas. Alternativamente, aos critérios preestabelecidos para os países integrantes da União Européia, a ingressarem na União Monetária Européia, utilizou-se, como se observa na tabela 1, as seguintes variáveis para os quatro países do Mercosul: i) taxa de crescimento do produto, com periodicidade anual, cobrindo o período 1970 a 2004; ii) taxa de desemprego anual, observada a partir de 1984 a 2004; iii) taxa de inflação com dados mensais, apenas durante o período mais estável, ou seja, de julho de 1994 a julho de 2004; iv) taxa de juros mensal também incorpora o intervalo pós-processo hiperinflacionário das economias argentinas e brasileiras o que significa abril de 1994 a junho de 2006; e v) taxa de câmbio real bilateral, entre Brasil e os demais três países, cobrindo o período de agosto de 1994 a agosto de 2005. Salienta-se que a divergência no intervalo de tempo entre as séries não tem qualquer implicação analítica. Isso significa que o foco da análise é se a mesma variável entre os quatro países possui um padrão comum ou converge.

Inicialmente, procedeu-se a uma avaliação sintética das estatísticas descritivas simples das séries previamente detalhadas, como mostra a tabela 1. Obviamente, as menores taxas médias de crescimento do produto foram verificadas nas economias uruguaia e argentina nos últimos 34 anos, com 1,64% e 1,93%, respectivamente, além de registrar maior variabilidade em relação ao Brasil e ao Paraguai. Esse fato é observado pela medida do desvio padrão e coeficiente de variação. O produto brasileiro cresceu em média de 4,39%, um pouco acima do paraguaio de 4,18% ao ano. Tal padrão também tende a ser representado, no sentido inverso, pela taxa de desemprego, ou seja, maiores médias são registradas pela Argentina e pelo Uruguai.

Tabela 1: Estatísticas descritivas e teste de raiz unitária para as variáveis macroeconômicas dos países do Mercosul

Variável/ Período	Argentina			Brasil			Paraguai			Uruguai		
	\bar{x}	Dv	Cv	\bar{x}	Dv	Cv	\bar{x}	Dv	Cv	\bar{x}	Dv	Cv
Produto (1)	1,93	5,54	2,87	4,39	4,34	0,99	4,18	3,92	0,94	1,64	4,71	2,87
Testes DF	-4,14(1)** I(0)			-2,74(1)*** I(0)			-3,47(1)** I(0)			-3,99(1)** I(0)		
PP	-4,61(3)* I(0)			-3,42(3)*** I(0)			-3,34(3)*** I(0)			-3,55(1)** I(0)		
Desemprego (2)	11,2	5,17	0,46	5,89	2,38	0,40	7,49	2,97	0,39	11,0	2,79	0,25
Testes DF	-4,14(1)** I(0)			-2,74(1)*** I(0)			-3,47(1)** I(0)			-3,99(1)** I(0)		
PP	-4,61(3)* I(0)			-3,42(3)*** I(0)			-3,38(3)*** I(0)			-3,55(3)* I(0)		
Inflação (3)	0,39	1,21	3,07	0,80	0,81	1,01	0,73	0,86	1,20	1,13	1,09	0,97
Testes DF	-5,08(1)* I(0)			-5,99(0)* I(0)			-7,23(0)* I(0)			-3,48(2)** I(0)		
PP	5,17(3)* I(0)			-5,88(3)* I(0)			-6,70(3)* I(0)			-4,65(0)* I(0)		
Juros (4)	10,7	14,7	1,37	1,97	0,92	0,47	13,3	7,64	0,57	-	-	-
Testes DF	-2,35(2)*** I(0)			-6,52(0)* I(0)			-4,56(0)* I(0)			-		
PP	-5,94(8)* I(0)			-6,40(5)* I(0)			-4,24(10)* I(0)			-		
Câmbio# (5)	0,89	8,61	9,67	-	-	-	-0,03	6,67	-222,0	0,34	5,20	15,2
Testes DF	-11,18(1)* I(0)			-			-15,09(0)* I(0)			-7,74(3)* I(0)		
PP	-10,88(21)* I(0)			-			-15,08(4)* I(0)			-16,73(3)* I(0)		

(1) 1970-2004; (2) 1984-2004; 07/94 a 07/04; 04/94 a 06/06; 02/85 a 08/05.

Todas as variáveis são expressas em termos de taxas;

\bar{x} é a média, Dv, Desvio padrão e Cv, coeficiente de variação. DF e PP referem-se aos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado e de Phillip-Perron, respectivamente, os quais incluem o intercepto e a tendência. I(.) refere-se à ordem de integração da série e, entre parênteses, encontra-se o número de defasagem empregado.

*Significância a 1% ** Significância a 5% e ***Significância a 10%.

A taxa de câmbio real é relativa do Brasil aos demais países.

No que se refere à taxa de inflação, ainda como ilustra a tabela 1, as menores médias são encontradas nas economias argentina e paraguaia, com 0,39% e 0,73%, respectivamente, no período de julho de 1994 a julho de 2004. A taxa de inflação média observada na economia brasileira é de 0,80%. No entanto, tem apresentado menor variabilidade em comparação com demais países do Mercosul. A taxa de juros, por sua vez, somente foi possível obtê-la para os países Argentina, Brasil e Paraguai. Novamente a economia brasileira tem demonstrado, ao longo do período de abril de 1994 a junho de 2006, a menor média mensal e menor volatilidade em

relação aos outros dois países. Por último, a taxa de câmbio real bilateral do Brasil *vis-à-vis* aos demais parceiros do Mercosul foi mais volátil para as economias uruguaia e, sobretudo, à paraguaia, que apresentou ligeira valorização real média de sua moeda, de 0,03% ao mês, de fevereiro de 1995 a agosto de 2005.

A investigação da estacionariedade das séries deu-se pelos testes Dickey-Fuller e Phillips-Perron os quais estão também reportados na tabela 1. Nota-se claramente que em todas as séries avaliadas, ao longo de seu respectivo período, não é possível aceitar a hipótese de presença de raiz unitária. Em outras palavras, elas são estacionárias ou integradas de ordem zero ou ainda demonstram a inexistência de tendência estocástica. Por conseqüência, os testes indicam ausência de cointegração ou tendência comum no comportamento das séries temporais. Embora para alguns casos, como taxa de crescimento do produto e taxa de desemprego do Brasil e do Paraguai e taxa de juros da Argentina, a integração de ordem zero seja aceita apenas em nível de significância de 10%.

Esses resultados tendem a indicar uma relevante dissociação entre as variáveis macroeconômicas dos países integrantes do Mercosul. Tal fato impõe restrições adicionais para a coordenação e o alinhamento de políticas econômicas. Contudo, constata-se ainda uma ligeira semelhança na evolução do padrão das séries entre Argentina e Uruguai e entre Brasil e Paraguai. Finalmente, as maiores volatilidades foram registradas pela economia argentina, em função principalmente da crise e recessão econômica vivenciadas por aquele país, principalmente a partir de 1996.

6. Análise dos testes de causalidade de Granger

Os testes de causalidade são feitos tomando como base o comportamento das variáveis macroeconômicas selecionadas dos países parceiros do Mercosul, com periodicidade e intervalos de tempo previamente especificados. Após ter sido identificada a estacionariedade das séries, foi realizado teste para verificar a direção da causalidade numa determinada série entre os países. Antes, porém, determinou-se o número apropriado de defasagem do modelo a ser estimado. Para isso, foram usados o critério de informação de Akaike e o critério Bayesiano de Schwartz.

Tabela 2: Teste de causalidade entre as variáveis macroeconômicas dos países do Mercosul

Direção da causalidade	Produto		Desemprego			Inflação			Juros			
	F	Prob	D	F	Prob	D	F	Prob	D	F	Prob	D
Arg?Bra	1,56	0,22	6	3,37***	0,07	2	1,12	0,35	4	2,26	0,77	2
Bra? Arg	0,43	0,84	6	0,78	0,48	2	0,44	0,44	4	0,32	0,69	2
Par?Bra	1,33	0,30	6	2,04	0,13	4	1,67	0,16	4	0,65	0,52	2
Bra? Par	1,08	0,41	6	5,38**	0,03	4	1,61	0,18	4	3,19**	0,04	2
Uru?Bra	0,62	0,71	6	6,16**	0,02	4	1,00	0,41	4	nd	nd	nd
Bra? Uru	0,22	0,36	6	3,42***	0,07	4	4,56*	0,00	4	nd	nd	nd
Arg?Par	0,21	0,97	6	1,36	0,25	2	3,26**	0,04	4	0,64	0,52	2
Par? Arg	0,53	0,73	6	0,41	0,67	2	0,99	0,37	4	0,05	0,95	2
Arg?Uru	0,48	0,81	6	2,93***	0,09	2	6,50*	0,00	4	nd	nd	nd
Urg? Arg	0,11	0,99	6	0,22	0,82	2	0,99	0,37	4	nd	nd	nd
Par?Uru	0,51	0,73	6	1,89	0,19	2	0,89	0,506	6	nd	nd	nd
Urg? Par	1,10	0,38	6	0,76	0,49	2	0,70	0,64	6	nd	nd	nd

Nota: F refere-se à estatística F, que testa os coeficientes da variável independente em conjunto, Prob, é a probabilidade da estatística F ser significativa e D, é o número de defasagem usado *Significativo em nível de 1% , **Significativo em nível de 5% e ***Significativo em nível de 10%.

Os resultados dos testes de causalidade estão reportados na tabela 2. Nota-se que há ausência completa de relação causal, no sentido de Granger, da taxa de crescimento do produto entre os países do Mercosul, como mostra o nível de significância de rejeição da estatística F. Com relação à taxa de desemprego, constata-se uma relação causal fluindo da Argentina e do Brasil para o Uruguai, e da Argentina para o Brasil com apenas 10% de significância. Essa causalidade, entretanto, se apresenta mais significativa, ou seja, a 5%, do Brasil para o Paraguai e estranhamente do Uruguai para o Brasil. Neste último caso, os resultados indicariam para o Brasil e Uruguai uma relação de causalidade bidirecional.

Os testes de causalidade apontaram, ainda conforme tabela 2, que há uma relação significativa da taxa de inflação que corre da Argentina e do Brasil em direção ao Uruguai em nível de significância de 1% e da Argentina para o Paraguai em nível de 5%. Já no que se refere às demais confrontações como Brasil e Argentina e Paraguai e Uruguai, as hipóteses de relação causal não podem ser aceitas. Por fim, observa-se um movimento unidirecional somente da taxa de juros brasileira sobre a taxa de juros da economia paraguaia.

No que tange à relação de causalidade entre as taxas de câmbio reais bilaterais dos países do Mercosul, os testes têm produzido resultados mais significativos como ilustra a tabela 3. Claramente, a taxa de câmbio real bilateral pode ser concebida como um indicador de ganho de competitividade. Desse modo, os resultados mostram que existe uma causalidade bidirecional entre a taxa de câmbio real bilateral do Brasil *vis-à-vis* Argentina e Brasil em relação ao Paraguai. Esses resultados tendem a demonstrar que, quando ocorrer uma desvalorização ou valorização real da moeda brasileira frente à moeda argentina, isso provoca também

uma desvalorização ou valorização real da moeda brasileira em relação à moeda paraguaia e *vice-versa*. Já para a referida taxa de câmbio real bilateral do Brasil/Argentina, a causalidade flui de forma unilateral para a taxa de câmbio real Brasil em relação ao Uruguai. Por fim, constatou-se que esse indicador de competitividade revela uma relação causal no sentido de Granger, deslocando-se unilateralmente do Brasil *versus* Paraguai para Brasil *vis-à-vis* Uruguai. Salienta-se que, para as demais variações verificadas, os testes de causalidade indicaram uma fraca ou inexistência de causalidade.

Tabela 3: Teste de causalidade entre as taxas de câmbio reais bilaterais dos países do Mercosul

Direção da causalidade	F	Probabilidade	Defasagem
Br/Ar → Br/Pa	4,23*	0,002	4
Br/Pa → Br/Ar	9,16*	0,0001	4
Br/Ar → Br/Ur	5,07*	0,0001	4
Br/Ur → Br/Ar	1,37	0,24	4
Br/Ur → Br/Pa	1,26	0,28	4
Br/Pa → Br/Ur	3,304**	0,012	4

Nota: F refere-se à estatística F, que testa os coeficientes da variável independente em conjunto, Prob, a probabilidade da estatística F ser significativa e, Def, o número de defasagem usado *Significativo em nível de 1% , **Significativo ao nível de 5% e ***Significativo em nível de 10%.

7 Funções de impulso resposta

A técnica da função impulso-resposta é um procedimento que permite traçar os efeitos do desvio padrão de um choque relativo a uma inovação nos valores presentes e futuros das variáveis endógenas. Esse fato é transmitido por uma estrutura dinâmica de um vetor auto-regressivo. Assim, para o presente caso, analisam-se os resultados ou as respostas das funções de impulso-resposta dos países do Mercosul, aos choques de inovação por parte do Brasil, ou seja, a maior economia brasileira do bloco.

A figura 1 ilustra, por consequência, as respostas produzidas pela função impulso-resposta dos países do Mercosul, em relação a choques de inovação no Brasil. Desse modo, como os testes de causalidade, visualiza-se, de maneira geral, que os efeitos de choques externos transmitidos pelo Brasil sobre os países do Mercosul (Argentina, Paraguai e Uruguai) são pouco expressivos. Em quase todos os casos, conforme a ilustração gráfica, os efeitos, caracterizados pela linha central, aproximam-se de zero. Esse resultado aponta para a conclusão de pouquíssima ou ausência de inter-relação no comportamento das variáveis macroeconômicas do Mercosul.

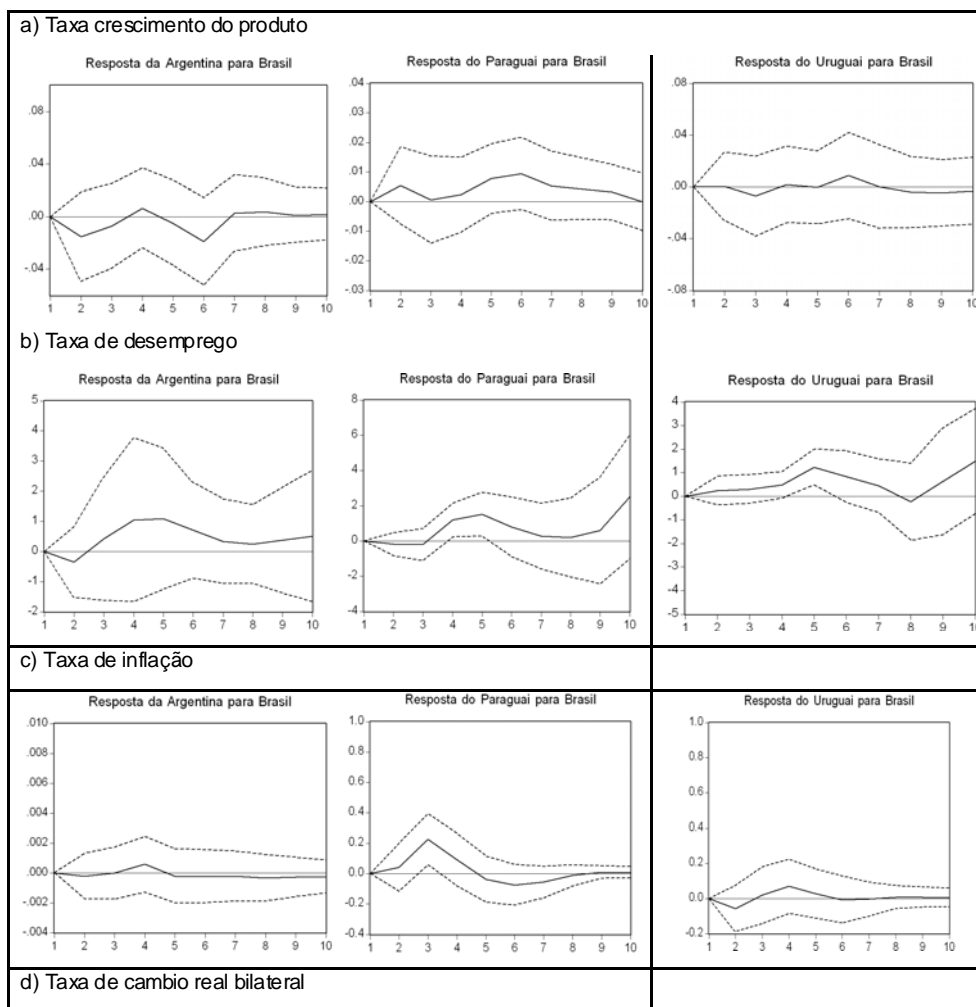
Em essência, tais resultados podem ser vistos com robustez, pois refletem os testes de estacionariedade e de quase ausência de causalidade entre as variáveis macroeconômicas do Mercosul. Assim, o conjunto dessas observações faz com que não sejam possíveis quaisquer inferências sobre as trajetórias dessas variáveis, se são convergentes ou não.

No que se refere à taxa de câmbio, tendo em vista os resultados dos testes de causalidade, nota-se que as combinações de resposta a choques do Brasil em relação ao Paraguai, Brasil frente ao Uruguai e Brasil *vis-à-vis* Argentina se diluem de forma variada ao longo do tempo. Por exemplo, na relação Brasil e Argentina, os choques de inovação tendem a se prolongar num período de dois a cinco meses. A maior intensidade dos choques na taxa de câmbio real da moeda brasileira *versus* moeda argentina se dá, entretanto, na relação Brasil frente Paraguai e Brasil frente Uruguai, o que de certa forma era esperado pela importância das duas economias no bloco.¹⁵ Em outras palavras, observa-se que o efeito de desvalorização ou valorização da taxa real na relação Brasil e Argentina tende a apresentar impactos não-despresíveis sobre a estrutura comercial dos demais países.

Em síntese, os resultados alcançados mostram fraca ou pouca interdependência entre as variáveis macroeconômicas dos países integrantes do Mercosul. Tal fato não permite concluir de forma clara sobre padrões comuns de comportamento dessas variáveis ou se elas convergem. Desse modo, aponta-se para a necessidade de uma coordenação efetiva de políticas macroeconômicas dentro do bloco econômico.

¹⁵ A ligação entre a coordenação macroeconômica e a integração comercial dá-se de forma inequívoca através da taxa de câmbio. Desse modo, a elaboração e adoção de políticas monetárias e fiscais distintas, entre os países, podem resultar em excessiva variabilidade na taxa de câmbio real. Fato que pode resultar uma retração dos fluxos de comércio e de capitais, além de exercer forte pressão na proteção de determinados segmentos industriais domésticos mais prejudicados.

Figura 1: Função impulso-resposta dos países do Mercosul em relação a choques de inovação no Brasil.



Conclusões e considerações finais

A análise das estatísticas descritivas simples apontou que, entre os países integrantes do Mercosul, as menores taxas médias de crescimento do produto foram verificadas nas economias uruguaia e argentina, além de registrar maior variabilidade a partir dos anos 70. Tal padrão também é representado, embora no sentido inverso, pela taxa de desemprego, ou seja, maiores médias são registradas pela Argentina e pelo Uruguai. Já as menores médias mensais da taxa de inflação são observadas na

Argentina e no Paraguai, enquanto o Brasil mostra-se mais ameno no período de julho de 1994 a julho de 2004.

A média e a volatilidade da taxa de câmbio bilateral do Brasil *vis-à-vis* com demais países parceiros do bloco, por sua vez, têm apresentado um comportamento aproximadamente comum. A desvalorização média mensal da taxa de câmbio brasileira em relação a demais economias foi na faixa de 0,15% a 0,18% ao longo do período, ou seja, de agosto de 1994 a agosto de 2005.

Os resultados dos testes de estacionariedade das séries macroeconômicas avaliadas dos países do Mercosul indicaram claramente que não é possível aceitar a hipótese de presença de raiz unitária. Portanto, as séries são integradas de ordem zero ou ainda demonstram a inexistência de tendência estocástica. Dessa forma, não é possível empregar a metodologia de co-integração para verificar a existência de convergência ou de relações de longo prazo entre as variáveis. Observa-se, no entanto, uma ligeira semelhança na evolução do padrão das séries entre Argentina e Uruguai e entre Brasil e Paraguai.

No que tange à aplicação dos testes de causalidade, os resultados mostram que há ausência completa de relação causal no sentido Granger da taxa de crescimento do produto entre os países do Mercosul. Já com relação à taxa de desemprego, constata-se uma relação causal fluindo da Argentina e do Brasil para o Uruguai e da Argentina para o Brasil, com apenas 10% de significância. Para o caso da taxa de inflação, os testes apontaram uma relação significativa que corre da Argentina e do Brasil em direção ao Uruguai, em nível de significância de 1%. A taxa de câmbio real bilateral, na relação da moeda brasileira para as moedas dos demais países, a hipótese da causalidade bidirecional é aceita entre Brasil/Argentina e Brasil/Paraguai e unidirecional, fluindo do Brasil/Argentina para Brasil/Uruguai. Tal fato significa que, quando ocorrer uma desvalorização ou valorização real da taxa de câmbio brasileira frente à Argentina provoca também uma desvalorização ou valorização real da taxa de câmbio brasileira em relação ao Paraguai e vice-versa. Isso mede de forma indireta se os países seguem regimes cambiais semelhantes. Já para a taxa de câmbio real brasileira, em relação ao Uruguai, a causalidade corre de forma unilateral.

Os resultados produzidos pela função impulso-resposta dos países do Mercosul, em relação a choques de inovação no Brasil, mostraram efeitos pouco relevantes. Esse resultado vem corroborar os testes de causalidade. Portanto, a melhor resposta para os choques nas taxas de câmbio bilaterais foi encontrada, para os movimentos de câmbio real do Brasil frente à Argentina, sobre as demais relações de taxas de câmbio bilaterais do bloco. Os efeitos dos choques duram ao longo de um período que varia de dois a cinco meses.

Por último, com exceção da taxa de câmbio, os resultados apontam, de maneira geral, que os efeitos dos choques externos, transmitidos pelo Brasil sobre os países do Mercosul, são de fraca intensidade. Salienta-se, contudo, que essas conclusões devem ser consideradas com cautela, tendo em vista a forma como testes econométricos foram aplicados, ou seja, levam em conta apenas os efeitos da mesma série entre os países. Portanto, para tornar o estudo mais completo, diversas variáveis macroeconômicas deveriam ser consideradas em conjunto. Isso será, sem dúvida, tema de investigação científica importante a ser sugerido ou desenvolvido em novos estudos no futuro.

Referências Bibliográficas

- ARNAUDO, Aldo; JACOBO, Alejandro D. Policy harmonization in Mercosur. **Economia Aplicada**, São Paulo, Fipe/FEA/USP, São Paulo, v. 2, n. 4, p. 757-766, ago. 1998.
- BARASSI, Marco R.; CAPORALE, Guglielmo M; e HALL, Stephen G. **Interest rate linkages: identifying structural relations**. Centre for International Macroeconomics (CIM), London, University of Oxford May. 2000. 23 p. (CIM Discussion Paper n° 2000.02. Disponível em <http://www.economics.ox.ac.uk/research/Cim/discussi.htm>. Acesso em: 9 mar. 2002.
- BARRO, Robert J. e MARTINS, Xavier Sala i. **Economic growth and convergence across the United States**. Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research, Aug. 1990. 59 p. (NBER Working Paper n° 3419). Disponível <http://www.nber.org.com>.
- CRAWFORD, Malcolm. **One money for Europe? The Economics and Politics of the Maastricht**. London: The Macmillan Press Ltd. 1993. 363 p.
- EICHENGREEN, Barry e BAYOUMI, Tamin. **Is Asia an optimum currency area? Can it become one? Regional, global and historical perspectives an Asian monetary relations**, Berkeley: The center for International and Development Economics Research, University of Berkeley, Dec.1996. 30 p. (CIDER Working Paper C96-51).
- ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. 1^{sd}. New York: John Willey & Sons, Inc., 1995. 433 p.
- ENGLE, R.; GRANGER, C. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Cambridge, Massachusetts Institute of Technology, n. 55, p. 251-276. 1987.
- FRANKEL, Jeffrey A. e ROSE, Andrew K. **The endogeneity of the optimum currency area criterion**. Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research, Aug. 1996. 33 p. (NBER Working Paper n° 5700). Disponível <http://www.nber.org.com>.
- GHOSH, Atish. R. e WOLF, Holger C. **How many monies? A genetic approach to finding optimum currency areas**. Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research, Jul. 1994. 27 p. (NBER Working Paper n° 4805). Disponível <http://www.nber.org.com>.

- GRANGER, Clive W.J.; HUANG, B. N. e YANG, C. W. **A Bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asia** FLU. Department of Economics. University of California. San Diego, 1998. (Discussion Paper 98-09).
- HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. Princeton N.J: Princeton University Press, 1994. 954 p.
- HELLIWELL John F; CHUNG Alan. **Convergence growth linkages between north and south** Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research, Jan. 1992. 41p. (NBER Working Paper n° 3948). Disponível <http://www.nber.org.com>.
- ISHIYAMA, Yoshihide. The theory of optimum currency areas: a survey. **IMF Staff Papers**, Washington DC, International monetary Fund, v. 22, n. 02, p. 344 - 382, Jul. 1975
- KENEN, Paul B. A theory of optimum currency area: an eclectic view In: MUNDELL, Robert; SWOBODA Alexandre K. (Ed) **Monetary problems of the international economy**. Chicago: University of Chicago Press, 1969. p. 41-60.
- KENNEDY, Peter. **A guide to econometrics**. Fourth Edition. Massachusetts: The MIT Press Cambridge, 1998, 468 p.
- KRUGMAN, Paul R; OBSTFELD, Maurice. **International economics: theory and policy**. 4th ed. New York: Addison-Wesley Longman, 1997. 788 p.
- LAVAGNA, Roberto. Coordinacion macroeconomica, la profundizacion de la interdependencia y derivaciones para el Mercosur: notas sobre la oferta y demanda de coordinacion. **Desarrollo Economicos, Revista de Ciencias Sociales**, Buenos Aires, v. 36, n. 146, p. 555- 580, jul/set. 1996.
- MCKINNON, Ronald. Optimum currency area. **American Economic Review**, Nashville, American Economic Association, v. 53, n. 04, p. 717 - 725, Sept. 1963.
- MUNDELL, Robert A. A theory of optimum currency area. **American Economic Review**, Nashville, American Economic Association, v. 51, n. 04, p. 657 - 665, Sept. 1961.
- OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. **Foundations of international macroeconomics**. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology Press, 1996. 804 p.
- PATTERSON, K. **An introduction to applied econometrics: a time series approach**. New York: St. Martin's Press, Scholarly and Reference Division. 2000.
- ROMER, David. **Advanced macroeconomics**. New York, McGraw-Hill. 1996, 540p.
- SACHS Jeffrey D.; WARNER Andrew M. **Economic convergence and economic policies** .Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research, Feb. 1995, 47 p. (NBER Working Paper n° 5039). Disponível em <http://www.nber.org.com>.
- SILVA, Olavo C. R. da. A coordenação de políticas econômicas no mercado comum do sul, Mercosul. **Revista de Economia Política**, Rio de Janeiro, EPGE/FGV, v. 12, n. 4, p. 105-112, out/dez. 1992.
- TRICHES, Divanildo. A nova ordem internacional e a crise asiática. **Política Externas**, São Paulo, USP/Paz e Terra, v. 07, n. 04, p. 03 - 18, mar/maio 1999.
- TRICHES, Divanildo. **Economia política do Mercosul e aspectos monetários, cambiais e o**

- Euro em perspectiva.** Caxias do Sul RS: Educ, 2003a. 261 p.
- TRICHES, Divanildo Uma análise de economia política e das atitudes dos grupos de interesse no Mercosul. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo: Ibme Educ, v. 02, n. 02, p. 59- 74, abril/jun 2003b.
- TRIVEDI, Kamakshya. **Regional convergence and catch-up in Índia between 1960 and 1992.** Nuffied, University of Oxford Dec. 2002 34p. Disponível em www.nuff.ox.ac.uk/Economics/papers/2003/W1/convergencewp1.pdf -
- WYPLOSZ, Charles. EMU: Why and how it might happen. **Journal of Economic Perspectives.** Nashville: American Economic Association, v.11, n. 04, p. 03- 22, Fall. 1997.