

# CICLOS ECONÔMICOS, COMÉRCIO E CUSTOS DE UNIÕES MONETÁRIAS: EVIDÊNCIAS PARA A AMÉRICA DO SUL

Carlos Eduardo Soares Gonçalves

Do Ibmecc/SP e da FEA/USP — cesg@usp.br/carloseduardosg@hotmail.com

Este artigo investiga a relação entre o volume de comércio bilateral e os ciclos econômicos para um conjunto de dez países da América Latina. Os resultados mostram que países que mais comercializam entre si também apresentam ciclos de negócio mais sincronizados. Segue-se que, mesmo que uma união monetária seja *ex ante* não-desejável devido à necessidade de serem desenhadas respostas de política monetária elevadamente idiossincráticas, ela pode se tornar *ex post* ótima em consequência da maior correlação dos PIBs.

## 1 INTRODUÇÃO

Com o surgimento da união aduaneira do Mercosul no início da década passada, ganhou vida, entre alguns economistas e políticos, a idéia de futura implementação de uma união monetária no âmbito da América Latina. Do ponto de vista dos defensores dessa proposta, uma moeda comum serviria para incentivar o crescimento dos fluxos comerciais e financeiros entre as economias da região ao extinguir completamente o risco cambial inerente a todo tipo de transação (nas contas corrente e de capital) entre os diferentes países.<sup>1</sup>

Além de suprimir totalmente a incerteza cambial a que ficam sujeitos os produtores de bens comercializáveis e os investidores transnacionais, uma moeda comum poderia também desempenhar importante papel no arrefecimento das demandas por proteção tarifária levadas a cabo por grupos de interesse nos diversos países da união aduaneira. A intuição é de que no atual paradigma “um país/uma moeda”, fortes valorizações cambiais, diminuindo a competitividade de produtores domésticos de bens comercializáveis, podem acabar funcionando como um incentivo perverso à organização de *lobbies* antiabertura nos países prejudicados [Eichengreen (1993 e 1998)]. Em um cenário mais extremo, a própria continuidade da união aduaneira poderia ser posta em risco, com os países retrocedendo a um equilíbrio autárquico após uma indesejada escalada tarifária. De fato, o mal-estar gerado na Argentina após a desvalorização do real em 1999 e a pressão por elevações de tarifas de importação que se seguiu a tal acontecimento ilustram bem os riscos que fortes oscilações cambiais podem impor sobre o futuro do Mercosul.

Por outro lado, os potenciais custos de uma eventual união monetária também não podem ser menosprezados nesta análise, sendo o principal deles a perda

---

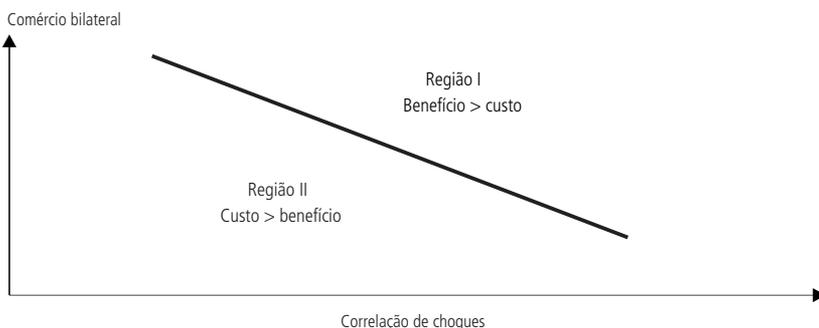
1. Devido à inexistência de instrumentos de *hedge* cambial para períodos mais longos de tempo.

do instrumento monetário/cambial por parte de cada um dos países membros. Note-se que este custo pode vir a ser bastante elevado caso os choques atingindo as diversas economias da região sejam altamente idiossincráticos e haja pouca mobilidade do fator trabalho entre os países [Mundell (1961)].

Resumidamente, a teoria das áreas monetárias ótimas advoga que economias com elevado volume de comércio bilateral — as quais, portanto, têm muito a ganhar com o fim da incerteza cambial — e elevada sintonia entre seus ciclos de negócios são as que mais se beneficiariam em compartilhar o uso de uma mesma moeda. Já países que pouco comercializam entre si, e além disso apresentam ciclos econômicos não-sincronizados, dificilmente ganhariam com a adoção de uma moeda comum. Isso porque, ao mesmo tempo em que a diminuição nos custos de transação devido ao fim das oscilações cambiais seria pouco significativa, o custo da perda da discricionariedade monetária em nível nacional seria proibitivamente elevado. O Gráfico 1 ilustra de forma bastante clara essa relação custo-benefício.

É precipitado, no entanto, concluir que dois ou mais países apresentando baixa correlação *histórica* entre seus ciclos econômicos sairão perdendo caso optem por fazer parte de uma mesma união monetária. Isso porque os critérios citados anteriormente para determinação de uma “área monetária ótima” são endógena e conjuntamente determinados, estando assim sujeitos à aplicação da famosa crítica de Lucas [Lucas (1976)].<sup>2</sup> Frankel e Rose (1998) são os primeiros a levar adiante essa linha de argumentação e, utilizando dados para 21 países da Organização

GRÁFICO 1



2. Segundo Lucas (1976), é incorreto afirmar que a relação entre variáveis econômicas é imutável ao longo do tempo e independente de medidas de política econômica. Aqui, a analogia é a seguinte: julgar a “otimalidade” de uma medida de política econômica (entrar em uma união monetária) com base em correlações de ciclos passadas é incorreto porque tais correlações muito provavelmente não são neutras em relação à medida de política econômica em questão.

para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), demonstram que aumentos no volume bilateral de comércio levam a maior sincronização entre os ciclos de negócios nos países de sua amostra.

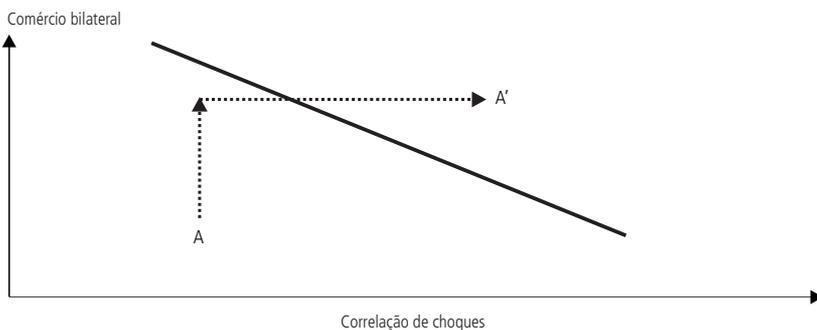
Assim, mesmo que uma união monetária não pareça *ex ante* desejável devido à baixa correlação entre os choques vivenciados por seus potenciais países membros, ela pode tornar-se ótima *ex post*, caso o maior volume de comércio bilateral pós-união leve a uma incidência maior de choques similares. Os resultados encontrados por esses autores são — além de robustos a diversas especificações e métodos de estimação — estatística e quantitativamente importantes.

Em outras palavras, a idéia é de que um país situado abaixo da “reta-limite” desenhada no Gráfico 1 pode, paradoxalmente, passar a pertencer ao conjunto de países situados acima dela *posteriormente* a seu ingresso na união monetária. O Gráfico 2 esquematiza a aplicação da crítica de Lucas. A lógica, vale repetir, é a de que a criação de uma união monetária, incrementando o volume bilateral de comércio entre os países, acaba levando a uma incidência maior de choques comuns entre eles. O efeito final é um deslocamento do país da posição inicial A (na região II) para a posição final A' (região I).

Imbs (1998) estende a análise de Frankel e Rose, incluindo entre os regressores um índice de similaridade econômica e outros controles. Seus resultados para um *cross-section* de 49 países mostram que a variável de similaridade setorial é consistentemente importante na explicação da correlação entre ciclos econômicos. Apesar disso, a relevância da variável comércio — ainda que atenuada — segue estatisticamente significativa.

Em trabalho de natureza similar, Artis e Zhang (1995) encontram evidências de que a renda *per capita* dos países europeus apresentava maior correlação com a

GRÁFICO 2



renda *per capita* dos Estados Unidos do que com a da Alemanha no período de vigência do acordo de Bretton Woods. Os autores mostram que tal relação é revertida após 1979, com o surgimento do Exchange Rate Mechanism (ERM), quando vários países do velho continente passaram a atrelar suas moedas ao marco alemão.

Apesar das evidências citadas, vale lembrar que, em termos teóricos, um maior fluxo de comércio bilateral poderia levar, *a priori*, a resultados diametralmente opostos aos encontrados por Frankel e Rose (1998), ocasionando, na verdade, uma diminuição na harmonização dos ciclos econômicos de dois países. Como bem argumenta Krugman (1993), caso o comércio entre essas duas economias seja de natureza eminentemente interindústria, mais integração acabaria levando a uma especialização maior em setores com naturais vantagens comparativas. Conseqüentemente, diferentes choques de oferta setoriais teriam efeitos muito distintos sobre a economia dos dois países, diminuindo a correlação entre seus ciclos econômicos e tornando a união monetária entre ambos *ex post* subótima!

Mesmo considerando a predominância do efeito Rose/Frankel sobre o efeito Krugman, os resultados comentados anteriormente seriam de pouca importância prática caso o efeito de uniões monetárias sobre o volume bilateral de comércio fosse, no fim das contas, modesto. No entanto, os trabalhos de Rose (2000), Frankel e Rose (2000) e Rose e Reuven (2002) apontam fortemente em direção contrária. Ampliando os chamados modelos gravitacionais de comércio para incluir a variável *dummy* “pertencer a uma união monetária”, esses artigos (os dois primeiros em *cross-section* e o último em séries de tempo) encontram significativos efeitos positivos dessa variável explicativa sobre o volume de comércio bilateral.<sup>3</sup> As três principais críticas colocadas em relação a esses estudos são: *a*) a possibilidade de causalidade inversa; países que mais comercializam entre si são justamente os que têm maior propensão a formar uma união monetária; *b*) um terceiro fator pode simultaneamente estar incentivando a formação de uma união monetária e contribuindo para um maior volume de comércio entre os países — um exemplo concreto é a presença de sistemas legais e tarifários similares entre os países [Alesina, Barro e Tenreyro (2002)]; e *c*) como um grande número de países teve de ser retirado das amostras empregadas nesses trabalhos por seu volume de comércio bilateral com alguns outros países ser nulo, potenciais problemas de viés de seleção podem estar viesando o parâmetro estimado [Persson (2001)].

---

3. Esses trabalhos, portanto, parecem fornecer uma resposta a um outro *puzzle* da teoria de comércio internacional levantado por McCallum (1995) e Helliwell (1998), qual seja, o fato de províncias canadenses e estados americanos transacionarem muito mais dentro das fronteiras de seus países (comércio província/província e estado/estado) do que através dessas (comércio províncias/estados). Uma das explicações sugerida pelos autores para esse “efeito fronteira” reside na presença de custos de transação e incertezas de preços inerentes à presença de diferentes moedas.

O objetivo deste trabalho é testar a proposição de Frankel e Rose para um *cross-section* de países pertencentes à América do Sul, enriquecendo o debate econômico a respeito de uma eventual união monetária latina semelhante à atual zona do euro.

Além desta introdução, o artigo está organizado da seguinte forma. A Seção 2 discute a base de dados e a metodologia empregada, ficando os resultados das principais estimações para a Seção 3. O objetivo da Seção 4 é testar a robustez dos resultados encontrados, utilizando variáveis instrumentais. Finalmente, a Seção 5 conclui o artigo.

## 2 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

As principais variáveis econômicas empregadas ao longo deste trabalho são o volume de comércio bilateral entre os países da América Latina e as respectivas correlações de seus ciclos de negócios. A medida de nível de atividade econômica empregada no cálculo da correlação de ciclos é a taxa anual de crescimento real do produto interno bruto (PIB).<sup>4</sup> A série, que cobre o período que vai de 1970 até 1992, tem como fonte o International Financial Statistics (IFS) do FMI.

Tendo em vista que o interesse do artigo é avaliar como o nível de comércio bilateral influencia a correlação entre os choques que atingem os pares de países da amostra, é necessário que a série de PIB empregada retrate, exclusivamente, movimentos de alta frequência (“choques”). Com esse intuito, a série é filtrada por meio de duas metodologias diferentes: a primeira consiste em aplicar o famoso filtro de Hodrick-Prescott; e a segunda faz uso dos resíduos de regressões em que a variável dependente é o PIB e a variável explicativa é uma tendência temporal linear.

Vale dizer que as correlações são sempre calculadas entre dois países ( $i, j$ ), para um determinado período de tempo ( $\Delta t$ ). Como os dados obtidos cobrem todos os anos entre 1970 e 1992, a amostra é dividida arbitrariamente em cinco subperíodos de quatro anos e um de três anos, para os quais são calculadas as citadas correlações, além de uma média para cada definição da variável comércio bilateral.

Os dados relativos ao volume de comércio bilateral provêm de uma ampla base de dados recentemente compilada por Robert Feenstra e podem ser adquiridos no National Bureau of Economic Research (NBER). A frequência desses dados é anual e a amostra inclui os seguintes países da América Latina: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. Esses dez

---

4. A intenção inicial de se empregar, também, outras medidas de nível de atividade, como taxa de desemprego e crescimento da produção industrial, foi frustrada pelas enormes lacunas para tais variáveis na base de dados do IFS.

países geram — quando combinados dois a dois —  $(10 \times 9)/2 = 45$  diferentes pares. As correlações dos choques são inicialmente calculadas para seis diferentes intervalos de tempo, chegando-se a um total de 270 observações em cada uma das regressões. Posteriormente, para testar a robustez dos resultados encontrados, essas correlações são calculadas dividindo o período total em dois subperíodos apenas: 1970-1981 e 1982-1992.

Outro teste de robustez levado a cabo consiste em realizar diferentes *estimacões* empregando duas medidas distintas de volume de comércio bilateral, quais sejam:

$$\text{Comércio } (i; j) = (a) \frac{M_{ij} + M_{ji}}{M_i + M_j}$$

e:

$$\text{Comércio } (i; j) = (b) \frac{X_{ij} + X_{ji}}{X_i + X_j}$$

onde  $M$  representa importações;  $X$ , exportações; e  $i$  e  $j$  são países distintos ( $i \neq j$ ). Optou-se por não empregar o PIB dos países nos numeradores de (a) e (b) com o intuito de se evitar o aparecimento de uma correlação natural com a variável explicada (correlação de hiatos de PIB). Utilizando uma medida de atividade econômica, dois filtros estatísticos (HP e tendência temporal) e duas medidas diferenciadas de comércio bilateral ( $M$  e  $X$ ), têm-se quatro regressões básicas a ser estimadas. Como as correlações são calculadas com base em duas diferentes subdivisões do período total, a Seção 3 apresentará os resultados de oito estimacões, assim como os resultados dessas regressões, que obedecem à seguinte especificação básica:

$$\text{Correl}_{i,j}(\text{HP}, \text{Tend})_t = \alpha + \beta * \text{Comércio}_{i,j}(M; X)_t + \text{dummies temporais} + \varepsilon \quad (1)$$

onde as *dummies temporais* não se mostram estatisticamente significativas.

Um problema que pode vir a comprometer seriamente os resultados das regressões especificadas é o famoso viés de variável omitida. Em outras palavras, caso um terceiro fator omitido simultaneamente influencie tanto a variável explicada “correlação” como a variável explicativa “comércio”, o parâmetro de interesse  $\beta$  será estimado com viés. Mais ainda, não há como garantir a existência de uma relação causal bem definida — saindo da variável comércio para a variável correlação — ao estimar-se tal regressão.

Devido ao aparecimento dessas potenciais dificuldades, os resultados das estimações de mínimos quadrados ordinários (MQO) da Seção 3 são submetidos a um teste de robustez na Seção 4, em que as estimações são refeitas utilizando-se variáveis instrumentais. Os instrumentos empregados são — seguindo a tradição dos modelos gravitacionais de comércio — o logaritmo da distância entre os países e uma *dummy* de fronteira.<sup>5</sup> Note-se que a variável logaritmo da distância nas estimações com variáveis instrumentais já deve estar captando qualquer efeito fixo relevante entre um par genérico de países ( $i; j$ ).<sup>6</sup> Por fim, não são rodadas regressões separadas para os países do Mercosul devido à significativa diminuição no número de observações que tal decisão acarretaria.

Antes de serem apresentados os resultados econométricos formais nas Seções 3 e 4, vale notar no quadro a seguir a presença dos seguintes fatos estilizados interessantes: *a*) as correlações simples entre as medidas de comércio bilateral e as medidas de correlação de choques são sempre positivas; e *b*) tanto as duas medidas de comércio como as duas medidas de correlação de choques são elevadamente correlacionadas entre si.

### CORRELAÇÕES

	Correlação de choques		Comércio bilateral	
	Filtro HP	Tendência temporal	Exportações	Importações
Correlação de choques				
Filtro HP	1,00	-	-	-
Tendência temporal	0,85	1,00	-	-
Comércio bilateral				
Exportações	0,05	0,03	1,00	-
Importações	0,07	0,05	0,95	1,00

### 3 ESTIMAÇÕES COM MQO

Esta seção apresenta os resultados da estimação, utilizando MQO das quatro possíveis variantes da equação (1). Mais precisamente, duas regressões são rodadas empregando-se o filtro de Hodrick-Prescott e duas fazendo uso do filtro de tendência linear no cálculo dos desvios do PIB. Além disso, duas regressões empregam o

5. A distância entre os países refere-se à distância entre as respectivas capitais, com exceção do Brasil, onde a referência é a cidade de São Paulo. A *dummy* de idioma, normalmente empregada nessas estimações, não parece fazer muito sentido no contexto da América Latina. Os dados de distância foram obtidos no *site* <http://www.indo.com/distance>.

6. Agradeço a Naércio Aquino Menezes-Filho por este comentário.

volume de comércio medido pelas importações, enquanto outras duas utilizam as exportações. Como colocado na seção anterior, as correlações dos choques são calculadas por meio de duas divisões do período total. A primeira divide o período amostral em seis subperíodos, e a segunda, em apenas dois.

Para se ganhar alguma intuição em relação à importância econômica do principal parâmetro estimado, as regressões são rodadas nos logaritmos das variáveis. Assim, os parâmetros  $\beta$  podem ser diretamente interpretados como medidas de elasticidade. Interessantemente, todas as *dummies* temporais não se mostram significativas nessa especificação logarítmica.<sup>7</sup> Tem-se que, para os modelos que empregam o filtro HP, a variável comércio bilateral mostra-se estatística e economicamente significativa. O mesmo, no entanto, não ocorre nos modelos (b) e (d), que empregam o filtro de tendência temporal.

Observando a Tabelas 1A e 1B, nota-se que, apesar de a estimação pontual do parâmetro  $\beta$  resultar em valores muito próximos em ambas (para todos os modelos), as estatísticas-t na divisão em dois subperíodos (Tabela 1B) não permitem rejeitar a hipótese nula de ausência de significância estatística da variável explicativa comércio. Esse fato se deve, muito provavelmente, à redução do tamanho da amostra — de 270 para 90 observações — quando as correlações são calculadas empregando-se apenas dois subperíodos. Devido aos melhores resultados verificados na Tabela 1A, a Seção 4 (que empregará a técnica de variáveis instrumentais) fará uso apenas da divisão em seis subperíodos.

Vale dizer que, no que diz respeito aos modelos (a) e (c), testes de Qjung-Box — assim como uma inspeção visual do correlograma de resíduos — rejeitam

TABELA 1A  
ESTIMAÇÕES OLS (LOGS): SEIS SUBPERÍODOS

	Modelo (a) Importações (filtro HP)	Modelo (b) Importações (tendência temporal)	Modelo (c) Exportações (filtro HP)	Modelo (d) Exportações (tendência temporal)
Constante	7,60 (26,1)	7,07 (25,7)	7,61 (24,6)	8,13 (24,7)
Parâmetro $\beta$	0,11 (2,30)	0,03 (0,65)	0,10 (2,05)	0,02 (0,44)
Durbin-Watson	2,04	1,40	2,02	1,41
$R^2$	0,03	0,002	0,03	0,001

Obs.: Estatísticas-t entre parênteses.

7. Em todas as estimações realizadas, a *dummy* para o período 1982-1985 é a que mais se aproxima de ser significativa, com um valor-p de cerca de 18%.

TABELA 1B  
ESTIMAÇÕES OLS (LOGS): DOIS SUBPERÍODOS

	Modelo (a) Importações (filtro HP)	Modelo (b) Importações (tendência temporal)	Modelo (c) Exportações (filtro HP)	Modelo (d) Exportações (tendência temporal)
Constante	-1,14 (-3,77)	-1,24 (-4,51)	-1,15 (-3,70)	-1,25 (-4,44)
Parâmetro $\beta$	0,09 (1,80)	0,03 (0,50)	0,09 (1,30)	0,03 (0,42)
Durbin-Watson	2,40	1,76	2,56	1,77
$R^2$	0,02	0,003	0,02	0,002

Obs.: Estatísticas-t entre parênteses.

fortemente a hipótese nula de autocorrelação residual em ordens mais elevadas tanto na divisão em seis subperíodos como na divisão em dois. A julgar pelos resultados dos modelos (a) e (c) da Tabela 1A — e acreditando-se que o filtro HP reproduz mais fielmente movimentos de alta frequência que o de tendência temporal, tem-se que uma duplicação do volume de comércio bilateral entre dois países da América do Sul implicaria, tudo o mais constante, um aumento de 10% no coeficiente de correlação dos seus ciclos econômicos. Isso indica a presença de uma relação entre comércio e correlação de choques macroeconômicos que, além de estatisticamente significativa, aparenta ser economicamente importante.

A Seção 4 visa testar a robustez dos achados dessas estimações, além de resolver a polêmica a respeito da possibilidade de viés de endogeneidade, utilizando a técnica de variáveis instrumentais.

#### 4 VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS

Nesta seção são rodadas novas regressões obedecendo à especificação geral da equação (1). A diferença é a inclusão de instrumentos (para a variável comércio), que, por não possuírem qualquer relação com a variável explicada correlação de ciclos, eliminam a possibilidade de causalidade inversa nos resultados. Com base nos excelentes resultados dos chamados “modelos gravitacionais” de comércio, são utilizadas as seguintes variáveis instrumentais: o logaritmo da distância entre os centros comerciais de cada dupla de países e uma *dummy* de fronteira.<sup>8</sup> A Tabela 2 apresenta os resultados das estimações de primeiro estágio. Apesar de a variável de distância apresentar o sinal esperado e ser estatisticamente significativa, a hipótese nula de que a *dummy* de fronteira é estatisticamente igual a 0 não pode ser rejeita-

8. A correlação dessas variáveis com a variável explicada correlação de choques é estatisticamente não diferente de 0. Quando se inclui qualquer um desses dois controles diretamente na regressão principal, suas estatísticas-t são inferiores a 1,0.

da. É interessante observar que o poder explicativo dessas regressões de primeiro estágio é similar aos que Frankel e Rose (1998) encontraram para os países da OCDE (em torno de 0,30, dependendo do modelo). *Dummies* para os países do Mercosul e da Comunidade Andina foram testadas, mas não se mostraram significativas na equação de primeiro estágio.

Na Tabela 3, são apresentados os resultados de estimações nos níveis das variáveis correlação de ciclos e comércio bilateral. Apesar de todos os sinais estarem de acordo com o esperado, a hipótese nula de que tais sinais são iguais a 0 não pode ser rejeitada para nenhum dos quatro modelos. Entretanto, quando o termo constante — também nunca significativo — é retirado, todos os parâmetros passam a ser significativos a 1%.

Já nas estimações empregando logs, sintetizadas na Tabela 4, todos os coeficientes  $\beta$  crescem de modo considerável (entre 60% e 100%, dependendo do

TABELA 2  
ESTIMAÇÕES DE PRIMEIRO ESTÁGIO

	Constante	Log (distância)	Dummy de fronteira	Durbin-Watson	$R^2$
Variável explicada					
Comércio bilateral (exportações)	14,4 (11,1)	-0,88 (-6,11)	-0,18 (-1,0)	2,01	0,22
Comércio bilateral (importações)	12,0 (10,3)	-0,84 (-5,67)	-0,11 (-0,60)	1,90	0,24

Obs.: Estatísticas-t entre parênteses.

TABELA 3  
ESTIMAÇÕES COM VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS (NÍVEIS)

	Modelo (a) Importações (filtro HP)	Modelo (b) Importações (tendência temporal)	Modelo (c) Exportações (filtro HP)	Modelo (d) Exportações (tendência temporal)
Constante	0,025 (0,39)	0,064 (0,92)	0,068 (0,83)	0,026 (0,33)
Parâmetro $\beta$	1,06 (1,59)	0,95 (1,34)	0,90 (1,05)	1,05 (1,25)
Durbin-Watson	1,84	1,79	1,79	1,85
Estatística-F	0,12	0,17	0,29	0,21
Valor-p	-	-	-	-

Obs.: Estatísticas-t entre parênteses. Quando as constantes (não-significativas) são retiradas das estimações, todos os parâmetros  $\beta$  passam a ser altamente significativos com estatísticas-t de 3,49, 3,93, 3,85 e 3,36, respectivamente.

TABELA 4  
ESTIMAÇÕES COM VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS (LOGS)

	Modelo (a) Importações (filtro HP)	Modelo (b) Importações (tendência temporal)	Modelo (c) Exportações (filtro HP)	Modelo (d) Exportações (tendência temporal)
Constante	7,13 (13,3)	7,31 (12,0)	6,95 (12,0)	7,18 (10,4)
Parâmetro $\beta$	0,19 (2,05)	0,17 (1,59)	0,22 (2,11)	0,19 (1,59)
Durbin-Watson	2,02	1,34	2,00	1,35
Estatística-F	0,04	0,11	0,03	0,11

Obs.: Estatísticas-t entre parênteses.

modelo) em relação às estimações de OLS da seção anterior.<sup>9</sup> Além disso, todas as estatísticas-t relativas aos parâmetros  $\beta$  também melhoram substancialmente. Mais uma vez, nos modelos (a) e (c), não há indicações de autocorrelação de resíduos em qualquer ordem.

## 5 CONCLUSÕES

A análise empírica aqui trabalhada parece sugerir que, também na América do Sul, países que mais comercializam entre si acabam apresentando ciclos de negócios mais correlacionados. Mais ainda, as elasticidades estimadas na Seção 4 sugerem que a “magnitude econômica” dessa relação não pode ser menosprezada.

Em termos de recomendação de política, este artigo enfatiza que posições contrárias à criação de uma união monetária latina que se baseiem exclusivamente na observância de séries históricas de correlação de choques padecem também da famosa crítica de Lucas. Em outras palavras, um incremento no volume de comércio bilateral entre os potenciais integrantes dessa hipotética união levaria a uma sincronia maior de choques. Tal fato implicaria uma necessidade menor de respostas de política monetária autônoma, o que atenuaria os custos de uma eventual união monetária, em termos *ex post*. Por certo, outros fatores, como mobilidade do fator do trabalho e mecanismos fiscais para compensação de choques assimétricos, são essenciais para a análise de custos e benefícios de uma eventual união monetária latina. O ponto deste artigo é meramente que os custos de uma política monetária comum para países com ciclos econômicos pouco correlacionados devem diminuir *a posteriori*.

9. Frankel e Rose (1998) — em seu *paper* — também chegam a valores de  $\beta$  consistentemente mais altos em variáveis instrumentais.

## ABSTRACT

This paper investigates the relationship between bilateral trade and the business cycles for a sample of ten Latin American countries. It is shown that countries displaying high volumes of bilateral trade also present more correlated economic cycles. It follows that even if a monetary union is considered *ex ante* undesirable due to the need of tailoring monetary responses in a very idiosyncratic fashion, it may nevertheless prove optimal *ex post* when GDPs synchronization become higher.

## BIBLIOGRAFIA

- ALESINA, A., BARRO, R., TENREYO, S. *Optimal currency areas*. NBER, July 2002 (Working Paper, 9.072).
- ARTIS, M., ZHANG, W. *International business cycles and the ERM: Is there an European business cycle?* CEPR, Aug. 1995 (Discussion Paper, 1.191).
- EICHENGREEN, B. One money for Europe: lessons from US currency and customs union. *Economic Policy*, n. 10, p. 118-187, 1990.
- . *Is Europe an optimal currency area?* NBER, Jan. 1991 (Working Paper, 3.579).
- . European monetary unification. *Journal of Economic Literature*, p. 1.321-1.357, Sep. 1993.
- . *Does Mercosur need a single currency?* NBER, Dec. 1998 (Working Paper, 6.821).
- EICHENGREEN, B., BAYOMI, T. Shocking aspects of European monetary unification. *The transition to economic and monetary union in Europe*. Cambridge University Press, 1993.
- ENGEL, C., ROGERS, J. How wide is the border? *American Economic Review*, v. 86, p. 1.112-1.125, Dec. 1996.
- ENGEL, C., ROSE, A. *Currency unions and international integration*. NBER, Sep. 2000 (Working Paper, 7.872).
- FORNI, M., REICHLIN, L. Federal policies and local economies: Europe and the US. *European Economic Review*, v. 45, p. 109-134, 2001.
- FRANKEL, J. A., ROSE, A. K. The endogeneity of the optimal currency area criteria. *The Economic Journal*, v. 108, n. 449, p. 1.009-1.025, July 1998.
- . *Estimating the effects of currency unions on trade and output*. NBER, Aug. 2000 (Working Paper, 7.857).
- FUNKE, M. *Macroeconomic shocks in Euroland vs. the UK: supply, demand or nominal?* University of Hamburg, 2000, mimeo.
- HALLET, M. *Regional specialization and concentration in the EU*. Brussels: European Commission, 2000 (Economic Papers, 141).
- HEAD, K., MAYER, T. Non-Europe: the magnitude and causes of market fragmentation in the EU. *Weltwirtschaftliches Archiv*, v. 136, p. 285-314, 2000.
- HELLIWELL, J. *How much do national borders matter?* Washington D.C.: Brookings Institution Press, 1998.

- HODRICK, R. J., PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 29, p. 1-16, 1997.
- IMBS, J. *Co-fluctuations*. University of Lausanne, 1998 (DEEP Working Paper, 9.819).
- . *Fluctuations, bilateral trade and exchange rate regime*. University of Lausanne, 1999a (DEEP Working Papers, 9.906).
- . *Co-fluctuations*. June 1999b (CEPR Working Paper).
- KALEMLI-OZCAN, S., SORENSEN, B., YOSHA, O. *Risk sharing and industrial specialization: regional and international evidence*. Brown University, Department of Economics, 1999 (Working Papers Series).
- KLEIN, M. *Dollarization and trade*. NBER, Apr. 2002 (Working Paper, 8.879).
- KRUGMAN, P. Lessons of Massachusetts for the EMU. *The transition to economic and monetary union in Europe*. Cambridge University Press, 1993.
- LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: a critique. *The Phillips curve and labor markets*, 1976 (Carnegie Rochester Series on Public Policy, p. 19-46).
- McCALLUM, J. National borders matter: Canada-US regional trade patterns. *American Economic Review*, p. 615-623, June 1995.
- MUNDELL, R. The theory of optimum currency areas. *American Economic Review*, p. 657-665, Sep. 1961.
- PERSSON, T. Currency unions and trade: how large is the treatment effect? *Economic Policy*, p. 335-348, 2001.
- ROSE, A. One money, one market: estimating the effect of common currencies on trade. *Economic Policy*, 2000.
- ROSE, A., REUVEN, G. Does a currency union affect trade? The time series evidence. *European Economic Review*, 2002 (forthcoming).

(Originais recebidos em janeiro de 2003. Revistos em março de 2003.)

