

Porque a Inconsistência das Políticas Macroeconômicas Ameaçam o MERCOSUL?

Joaquim Pinto de Andrade *
Maria Luiza Falcão Silva
(*Universidade de Brasília*)
Hans-Michael Trautwein
(*Universität Oldenburg*)

ABSTRACT

The coexistence of a fixed-exchange-rate regime within a currency-board arrangement in Argentina and a more flexible exchange-rate system with strong sterilisation policy in Brazil has challenged the sustainability of MERCOSUR regional integration. Through the interaction between the different regimes, the impact of common external shocks to the region has been dampened in Brazil, whereas it has been amplified in Argentina. The monetary policy asymmetry is likely to have produced adverse long-run effects on the trade pattern and other target variables of economic integration in the MERCOSUR.

RESUMO

A coexistência de taxas de câmbio fixas com caixa de conversão na Argentina e um regime de câmbio flutuante com forte política de esterilização como no Brasil tem colocado em dúvida a sustentabilidade da integração regional no âmbito do MERCOSUL. Por meio da interação entre diferentes regimes o impacto de choques externos comuns aos países da região foram suavizados no Brasil e amplificados na Argentina. A política monetária assimétrica produziu efeitos de longo prazo adversos no padrão de comércio e outras variáveis meta de integração econômica no MERCOSUL.

Palavras-chave: MERCOSUL, coordenação de políticas monetárias

Classificação JEL: E58 F15 E63 O57

1. Introdução

Ao longo dos últimos anos a economia internacional migrou de um sistema bipolar, dominado pelos Estados Unidos e pela antiga República Socialista Soviética, para um sistema multipolar com três grandes poderes econômicos – A União Européia, o Japão e os Estados Unidos – e um conjunto numeroso de outros países convergindo para blocos econômicos regionais. Nesse novo cenário, os países da América Latina têm tentado

* Os autores, agradecem ao apoio à pesquisa que lhe tem sido prestado pelo CNPq, pelo PROBRAL-CAPES e à colaboração dos bolsistas de iniciação científica Gabriel G. Strautman, Thiago N. Pereira e Leonardo A. Bursztyn. Como de praxe, os erros e omissões remanescentes são de sua inteira responsabilidade. Este trabalho contou com a ajuda financeira da Fundação Konrad Adenauer.

reforçar suas relações. O resultado mais visível de tais esforços é o MERCOSUL, Mercado Comum do Sul, criado por meio de um acordo entre Argentina, Brasil, Uruguai e Paraguai, assinado em 1991.

Processos de integração econômica ou monetária nunca acontecem sem gerar problemas. No entanto tais problemas são fortemente magnificados quando os países membros estão engajados em diferentes programas de estabilização de combate à inflação em cenários de liberalização comercial e globalização de mercados financeiros como tem sido o caso na América Latina desde os anos 1980. O processo de integração econômica no MERCOSUL é peculiar porque os países membros se comprometeram com uma diversidade de arranjos cambiais por meio dos quais suas moedas estão ligadas a uma moeda externa de formas diferentes. A Argentina optou por um sistema no qual sua moeda vinculou-se ao dólar por meio de uma paridade de um para um entre 1991 e início de 2002, Já o Brasil adotou regimes cambiais mais flexíveis com diversas mudanças de regimes e regras ao longo do mesmo período. Dado que Argentina e Brasil são os países mais importantes do MERCOSUL (e que os dois diferem, significativamente, nos tamanhos de seus mercados internos) sugere-se que a integração comercial e outros aspectos tendem a ser obstruídos por efeitos perversos associados a programas de estabilização sob a égide de regimes monetários diversos.

Esse artigo examina a transmissão de choques em vários regimes de taxas de câmbio. O ponto principal a ser destacado é que as diferenças entre políticas monetárias contribuíram para flutuações da atividade econômica nos dois países – Argentina e Brasil – que se caracterizam pelo seu caráter assíncronico e assimétrico. Como Frankel e Rose (1997) destacaram, correlações positivas de ciclos de negócios sub-regionais podem ser o resultado da integração monetária e não necessariamente uma condição inicial indispensável, como postulado pela literatura de áreas monetárias ótimas (OCA) *à la* Mundell (1961). Ou seja: integração monetária pode tender a tornar os choques mais simétricos. Inversamente, políticas monetárias incompatíveis podem contribuir para a desintegração regional por meio da assincronia dos ciclos de negócio na região.

Dentro dessa linha de raciocínio e usando um VAR estrutural para o período 1980-2001, mostra-se que as políticas macroeconômicas não contribuíram para que se alcançasse os requerimentos da OCA. Ou seja: argumenta-se que choques simétricos levaram a ciclos desiguais devido a assimetrias no mecanismo de ajustamento do Brasil e da Argentina. Adicionalmente, uma análise econométrica do comportamento do índice de Grubel & Loyd (1971) de comércio intra-industrial para uma amostra de setores a 3 e 4

dígitos de desagregação sugere que o índice é muito sensível a políticas macroeconômicas, confirmando sua influência no processo de integração comercial. Esta conclusão dá suporte ao argumento que advoga a idéia de que a política monetária não é neutra no longo prazo, uma vez que suas repercussões afetam o padrão de comércio e outras variáveis reais metas fundamentais para consolidar o processo de integração econômica no MERCOSUL.

Após essa breve introdução, o artigo está organizado em mais quatro seções. Na seção 2 expõe-se evidências empíricas das principais diferenças das políticas monetárias e cambiais adotadas pelo Brasil e pela Argentina. Apontar as inconsistências das políticas monetárias nos dois países pode parecer trivial dadas as tensões intra-MERCOSUL após a desvalorização de janeiro de 1999 quando o Brasil adotou um regime de flutuação cambial, e, o início de 2002 quando a Argentina teve que abandonar a quase caixa de conversão. Entretanto, o argumento do trabalho é que as diferenças críticas entre os regimes monetários existiam mesmo quando os dois países tinham suas moedas atreladas ao dólar. Depois de apresentar as evidências na seção 3, cenários de política econômica, usando um arcabouço *à la Mundell/Fleming* são apresentados. Na seção 4 discute-se a falta de sincronização entre as políticas macroeconômicas do Brasil e da Argentina. Na seção 5, os efeitos de regimes incompatíveis sobre a integração comercial são apontados. Na última seção são apresentadas as conclusões.

2. Revisitando as políticas monetárias recentes do Brasil¹

Experiência Argentina com a quase caixa de conversão

Em primeiro de abril de 1991, o Congresso Argentino aprovou a Lei de Conversibilidade No. 23.929 que criou um lastro da moeda doméstica em termos da moeda internacional (a emissão de moeda foi condicionada à disponibilidade de reservas internacionais – dólares norte-americanos – com cobertura de pelo menos 80% da base monetária) e ainda estabeleceu a paridade fixa de 1:1 entre o dólar americano e o peso argentino. Institucionalizou-se, portanto, uma quase caixa de conversão que passou a ditar as regras para criação de base monetária.

¹ Para uma análise detalhada veja Andrade, Silva and Carneiro (2000).

Em Andrade *et al.* (2000, pp. 237-38) investigamos as propriedades de longo prazo das séries de tempo relevantes, reservas internacionais e base monetária utilizando análise de cointegração. O experimento compreendeu o período 1991:M3 a 1998:M2. Todas as variáveis apresentaram processos I(1) tanto pelo teste ADF como pelo teste de Phillips-Perron. A estimativa de um modelo autoregressivo de lags distribuídos (ADL) apresentou a seguinte equação estática de longo prazo (os números em parêntesis são erros padrões):

$$m_t = +0.9628r_t - 0.74878seasonal$$

(0.085335) (9.258)

onde m é base monetária e r são as reservas internacionais expressas em log.

Seguindo a estratégia de modelagem do geral para o específico, nossas estimativas da versão parcimoniosa do modelo de correção de erros (ECM) apresentou a seguinte equação:

$$\Delta m_t = 0.111 + 0.4295 \Delta r_t - 0.3065 \Delta m_{t-2} + S_t - 0.0841 sD_{95:1} - 0.1965 iD_{95:1} - 0.2789 ECM_{t-1}$$

(0.022) (0.0916) (0.0837) (0.0195) (0.0465) (0.0669)

(2)

onde S_t são 11 *dummies* mensais sazonais e ECM é o termo de correção de erro, que é obtido da solução do ADL acima. No curto prazo, mudanças da base monetária respondem ao excesso de demanda passado (oferta) aumentando (diminuindo) em 28%, implicando que desvios de curto prazo do equilíbrio de longo prazo são completamente eliminados em cerca de três meses. Note a importância das *dummies* de nível e de impulso para janeiro de 1995. Observa-se que a política monetária se tornou até mais apertada depois dos efeitos de contágio da crise cambial mexicana de final de 1994. O coeficiente do termo de correção de erros indica uma substancial estabilidade.

Deve ser observado que a relação de longo prazo é preservada, apesar das mudanças no comportamento de curto prazo da base monetária *vis-à-vis* reservas internacionais (que são capturadas por *dummies* adicionadas ao modelo de correção de erros). Os resultados de nossa análise de cointegração dão forte suporte à noção de que a Argentina seguiu de perto as regras da quase caixa de conversão durante o período examinado.

O principal acontecimento afetando a economia brasileira a partir dos anos 1990 foi, a implantação do *Plano Real* em julho de 1994.² O elemento central do *Plano Real* foi a criação da âncora cambial, como já havia ocorrido em outros países da América Latina, em processos de estabilização, na busca do combate a processos inflacionários crônicos. A Lei número 9.069, aprovada em 29.06.1995³, que criou a nova unidade monetária, o *real*, desenhava, também, uma política monetária para manter o crescimento da moeda alinhado à disponibilidade de reservas internacionais. A relação entre a base monetária e os movimentos nas reservas internacionais era mais frouxa do que a ‘quase caixa de conversão’ institucionalizada na Argentina desde abril de 1991. No caso do experimento brasileiro a maior flexibilidade do programa decorria do fato do valor da taxa de câmbio nominal não estar explicitamente imposto por lei, permitindo ao governo atuar com um certo grau de discricionariedade. Inicialmente foi adotada uma ‘banda cambial’ limitada apenas superiormente, e depois completa, proporcionando, contudo, certa margem de manobra no seu interior e na alteração dos próprios limites da banda de flutuação.

De fato, no caso brasileiro, a paridade máxima entre o real e o dólar foi anunciada, oficialmente, no momento da implantação do *Plano Real*, como equivalente a R\$1 = US\$1. O limite inferior não foi num primeiro momento oficialmente fixado. Entre julho e setembro de 1994 não houve qualquer intervenção no mercado de câmbio e a taxa de câmbio sofreu, de fato, uma apreciação, caindo para algo em torno de R\$.85/US\$1. Tendo em vista que as conseqüências da apreciação da moeda afetaram a balança de transações correntes, em setembro o Banco Central realizou sua primeira intervenção no mercado de câmbio e anunciou, em outubro, informalmente, que estaria disposto a comprar dólares a uma taxa mínima de R\$.82/US\$1, e vender a uma taxa máxima de R\$.86/US\$1. Estava assim caracterizado um sistema ‘informal’ de bandas cambiais tendo apenas um limite superior oficialmente determinado, mas um limite inferior implicitamente assumido, haja visto o comportamento da autoridade monetária.

² Para um exame dos antecedentes históricos do *Plano Real* vide Silva e Andrade (1996).

³ Embora a lei tenha sido aprovada apenas em 29 de junho de 1995, o Plano Real foi de fato implementado a partir de julho do ano anterior.

A institucionalização do regime de bandas, com a determinação oficial de limites inferiores e superiores só ocorreu, de fato, a partir do final do primeiro trimestre de 1995. No período 1995-1999 houve seguidos leilões de *spread* com o objetivo de desvalorizar gradualmente a moeda doméstica. O sistema de câmbio modificou-se ao longo do período passando a prevalecer um sistema de bandas móveis que se assemelha ao tão conhecido antigo sistema de minidesvalorizações freqüentes.⁴ Isto não impediu, contudo, que o regime cambial brasileiro entrasse em colapso em janeiro de 1999. O Plano Real permitiu, então, algum grau de discreção. A base monetária e o crédito doméstico raramente acompanharam o padrão das reservas internacionais durante os anos 1980 e 1990.

O isolamento da base monetária dos movimentos das reservas foi substantivo. A ausência de comovimentos entre as duas séries confirmam o caráter discricionário da política monetária. Embora tal política discricionária seja freqüentemente considerada como prejudicial à credibilidade do banco central, foi aparentemente consistente com a estratégia de financiar as importações via entrada de capital estrangeiro.

Aqui, como no caso do experimento Argentino, Andrade *et al.* (2000, p.241-43) investigaram as propriedades de longo prazo dessas séries de tempo, aplicando a análise de cointegração entre o crédito doméstico e as reservas internacionais. Todas as variáveis, aparentemente, apresentam processos I(1) pelos testes de ADF e Phillips-Perron.

A estimativa foi feita para dois períodos diferentes: (a) sub período 1980:M1 – 1990: M2; e (b) sub período 1990:M3 – 2000:M3. A hipótese foi de que ocorreu uma significativa mudança na política monetária a partir de 1990 com o Plano Collor II e com a implementação do Plano Real em 1994.

Para o período 1980-1990 a análise de curto prazo com mecanismo de correção de erro confirma a existência de um equilíbrio de longo prazo que é atingido em cerca de um ano.

A relação de curto prazo, entendida como uma função de reação política seguida pelas autoridades monetárias, sugere que cerca de 17% do influxo de reservas são esterilizadas.

O período que começou com as medidas de desinflação de Collor, a partir de março de 1990, revela uma mudança na relação de longo prazo entre o crédito doméstico e

⁴ Ver Pastore e Pinotti (1999) para um detalhamento e uma interpretação interessante da política cambial brasileira no período pós- *Plano Real*.

as reservas internacionais. O coeficiente de longo prazo das reservas, que era de cerca de (-0.12), pula para (-0.9), como pode ser lido na equação abaixo:

$$cre = +18.98 - 0.8636 r + 0.2293 iD_{98:1} Sazonais \quad (6)$$

(1.553) (0.1497) (0.236)

O mecanismo de correção de erros da relação de curto prazo confirma a existência da relação de equilíbrio de longo prazo e denota uma mudança substancial na função de reação da política de crédito. O coeficiente de esterilização que era de (-0.17) atinge (-1.6).

Esses resultados indicam que a política monetária brasileira procurou isolar o desenvolvimento dos agregados monetários das mudanças nas reservas internacionais. Os resultados também sugerem que houve uma mudança estrutural significativa na política de esterilização seguida pelas autoridades monetárias. A existência de uma relação negativa de longo prazo entre crédito e reservas internacionais sugere que houve espaço para uma política monetária mesmo com um regime de bandas cambiais móveis.

3. Cenários Alternativos para Regimes Cambiais no MERCOSUL

Esta seção introduz um arcabouço geral à *la Mundell/Fleming* que serve para examinar o processo de transmissão de vários choques em cenários alternativos de regimes cambiais dentro e entre as economias. Apesar das conhecidas limitações, este tipo de arcabouço é útil para ilustrar os problemas de inconsistência que podem surgir quando as economias, engajadas em integração comercial, perseguem diferentes políticas monetárias em combinações alternativas de regimes cambiais.

Vamos considerar dois cenários com três economias hipotéticas (podemos imaginar A para Argentina, B para o Brasil, e C para os Estados Unidos ou o Resto do Mundo)⁵:

cenário 1: taxas de câmbio fixas entre A/B, A/C e B/C,

cenário 2: taxas de câmbio fixas entre A/C e flutuantes entre B/A e B/C,

Antes de discutir esses cenários segue-se Krugman & Obstfeld (1994) e Argy (1994) para esboçar um modelo simples que será utilizado para examinar a transmissão de

⁵ Esses exercícios são aplicações de modelos à *la Mundell-Fleming* para dois e três países. Ver Argy (1994), pp. 150-193.

choques. Casos diferentes serão explorados relacionados com regimes cambiais alternativos entre os países envolvidos. O modelo está baseado nas seguintes equações:

$$Y_A = D_A(Y_B, r_A, Y_C^*, e, f_A) \quad (8)$$

$$Y_B = D_B(Y_A, r_B, Y_C^*, e, f_B) \quad (9)$$

$$M_A = L(Y_A, r_A) \quad (10)$$

$$M_B = L(Y_B, r_B) \quad (11)$$

$$M_B = \bar{M}_B \quad (12)$$

$$r_A = r_B \quad (13)$$

$$0 = BP_B(Y_B, Y_A, Y_C^*, e, r_B - r_c) \quad (14)$$

$$e = \bar{e} \quad (15)$$

Y é o produto, M é a oferta real de moeda, r é a taxa de juros, f é a variável fiscal e e é a taxa de câmbio real.

As equações (8) e (9) representam o equilíbrio no mercado de bens (IS). As equações (10), (11) e (12) representam o equilíbrio no mercado monetário (LM). A equação (12) indica que o país B controla a oferta de moeda por meio de esterilização, quando a taxa de câmbio é fixa, ou permitido que a taxa de câmbio flutue. A equação (13) representa a condição de equilíbrio para o mercado de câmbio. As equações (14) e (15) são, respectivamente, o equilíbrio do balanço de pagamentos sob o regime de câmbio flutuante, e o nível da taxa de câmbio administrada sob o regime de bandas cambiais. O suposto é de que há mobilidade perfeita de capitais entre A e B. Considera-se, também, que os preços domésticos são fixos ou viscosos no curto prazo

Cenário 1 Assume-se que um arranjo de câmbio fixo crível prevalece entre os três países. Considere que a área de integração é $(A+B)$. Os efeitos das políticas monetária e fiscal serão mais importantes de B para A do que de A para B se A depende mais de B do que B de A. Isso ocorre devido à falta de simetria (em tamanho e/ou estrutura entre as duas economias).

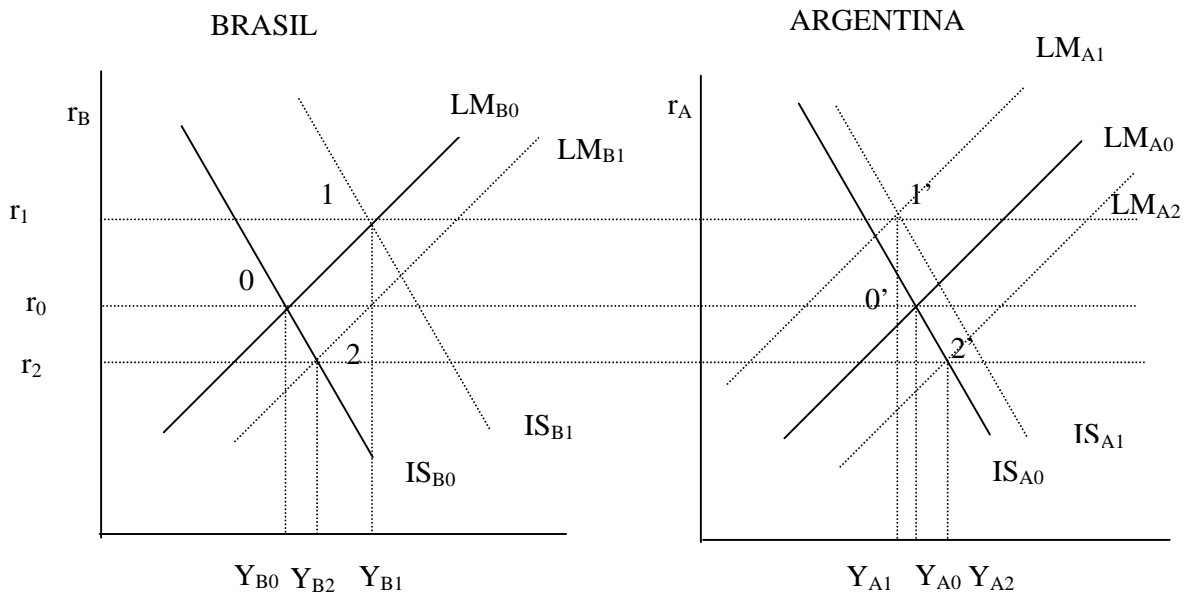
Suponha que B faz uso de práticas de esterilização (operações de mercado aberto por meio das quais B tenta compensar os impactos das mudanças de reservas internacionais sobre a base monetária) enquanto a economia A não esteriliza. Considere que a posição de C é dada (*ceteris paribus*) e que perfeita mobilidade de capitais prevalece

entre A e B , sendo imperfeita em relação a C . Esses supostos permitem que se concentre a análise na relação entre A e B .

Se o cenário coincide com o descrito acima, a economia B passa a ter um papel dominante em termos do controle da política monetária. Mudanças na política monetária em A afetam o nível de reservas internacionais de B mas não a sua oferta de moeda. A questão é: será que a economia A aceitará a política monetária ditada pelo país B (recorde que neste exemplo o país B é o Brasil e A a Argentina). A perda de autonomia por parte de A parece ser o principal problema nesta parceria.

Políticas domésticas originando no Brasil. Choques monetários originando no Brasil aumentarão a oferta de moeda nos dois países conforme ilustrado pelo deslocamento para a direita da curva LM na Figura 1. O resultado é um declínio na taxa de juros da região seguida de uma expansão do produto nos dois países (pontos 2 e 2'). Por outro lado, choques monetários originando na Argentina serão amortecidos no Brasil e, conseqüentemente, também na Argentina. A política de esterilização implementada pelo Brasil cria uma importante assimetria nesta relação.

Figura 1 – Expansões Fiscal e Monetária no Brasil

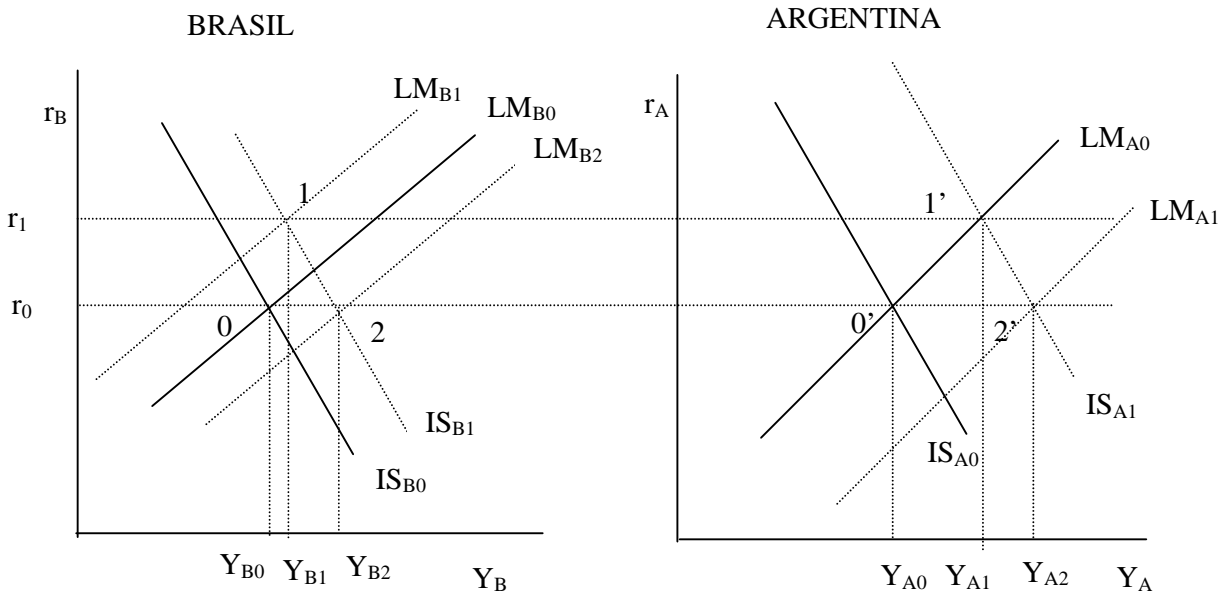


Dentro dessa mesma linha é interessante recordar os efeitos da esterilização sobre a transmissão de choques fiscais. Choques fiscais originando no Brasil serão expansionistas

no Brasil e contracionistas na Argentina. A Figura 1 ilustra este caso. Os pontos 0 e 0' representam o equilíbrio inicial do produto e do mercado de câmbio de ambas as economias. O choque fiscal originando em B desloca a curva IS para a direita e determina um novo equilíbrio (ponto 1) no qual o produto de B (Y_{B1}) e a taxa de juros (r_1) são maiores. Considerando a demanda crescente pelas exportações de A , IS_A também se deslocará para a direita. Entretanto, a arbitragem dos juros no mercado de câmbio levará a uma saída de reservas de A e B até satisfazer à equação (13). Operações de esterilização de mercado aberto garantem que a oferta de moeda não será alterada. Como resultado a taxa de juros na região permanecerá igual a r_1 , acarretando uma queda no produto argentino (Y_{A1}) à medida que LM se contrai para um novo equilíbrio (ponto 1').

Políticas Domésticas originando na Argentina. Ao adotar um regime de câmbio fixo com esterilização, A perde sua capacidade de executar política monetária independente. Nesse caso a política fiscal torna-se mais poderosa. Suponha, então, que a Argentina promove uma expansão fiscal como ilustrado na Figura 2. O resultado em A será uma expansão na demanda agregada (IS_A desloca-se para a direita). Assim, o produto em A crescerá ($Y_{A1}-Y_{A0}$), seguido por um aumento na taxa de juros para r_1 . Os efeitos positivos no Brasil serão decorrentes do aumento do comércio (IS_B desloca-se para a direita) e os efeitos negativos serão decorrentes da saída de capitais para A (LM_B desloca-se para a esquerda). Os equilíbrios nos pontos 1 e 1' não são estáveis porque os vazamentos monetários em B são neutralizados pelo Banco Central. Conjuntamente com os fluxos de capitais de C para A , esses vazamentos irão reforçar os efeitos positivos da política fiscal expansionista de A . No equilíbrio final (pontos 2 e 2'), a taxa de juros retornará ao seu nível inicial r_0 . Ou seja: choques fiscais originando na Argentina não levam a “crowding out” de investimentos privados. Por causa do regime de câmbio fixo, não existe “crowding out” da taxa de câmbio e o “crowding out” do juros desaparece por causa da política de esterilização de B . Dessa forma, o choque fiscal originando em A é amplificado.

Figura 2 – Expansão Fiscal na Argentina



O resultado principal é a existência de um *trade off* na política de estabilização argentina: a perda do instrumento de política monetária é compensada pelo ganho em eficácia na política fiscal uma vez que não há “*crowding out*” de juros.

Choques originando no Resto do Mundo. Esta análise precisa contemplar a resposta da região a choques externos. Taxas de câmbio fixas transformam qualquer mudança de demanda externa em choques internos. Por exemplo, a redução de exportações terá efeitos muito similares aos de uma redução nos gastos do governo. Da mesma maneira, qualquer mudança nos fluxos líquidos de capitais entre *C* e a região *A+B* corresponde a mudanças na oferta de moeda dos países da região. No caso da Argentina e do Brasil, contudo, pode ser argumentado que no período entre 1994 e 1999, as políticas monetárias diferentes deveriam ter provocado efeitos positivos simétricos na estabilidade da demanda agregada na região. Considerando, por exemplo, o choque de reservas durante a crise mexicana de 1994-95: ambos, Argentina e Brasil perderam algo em torno de um terço de suas reservas em apenas algumas semanas (ver Andrade *et al*, 2000: pp. 234, 240). É possível que a Argentina teria perdido ainda mais reservas e não teria recuperado essas reservas tão rápido se o país não desfrutasse do *bonus* de credibilidade representado pela quase caixa de conversão. O Brasil, por outro

lado, não pode explorar tal bonus uma vez que a crise do México aconteceu a apenas alguns meses após a implementação do Plano Real – o tempo era muito curto para assegurar credibilidade. Mas o Banco Central neutralizou o choque de reservas mantendo a oferta de moeda estável. Nesse processo, a política monetária brasileira pode ter colaborado para amortecer os efeitos do choque de reservas na Argentina, na medida em que fluxos de capitais do Brasil para a Argentina decorrentes da arbitragem compensaram parte da fuga de capitais da Argentina para o Resto do Mundo.

A análise nas seções anteriores mostrou que tanto a Argentina quanto o Brasil implementaram políticas monetárias rígidas quando movimentos de capitais volumosos para a região levaram a aumentos substantivos nas reservas internacionais em 1995-96. Este comportamento restritivo pode ser explicado pela tentativa de ganhar e preservar a credibilidade. Contudo, é difícil evitar a conclusão de que este comportamento contribuiu para a recessão enfrentada pela região no final dos anos 1990. Um novo e talvez ainda mais forte tipo de assimetria monetária desenvolveu-se quando o Brasil teve dificuldades de neutralizar as saídas de capitais que se seguiram às crises asiática e russa de 1997-98. O Brasil trocou de regime cambial para câmbio flutuante, no início de 1999, mas, a Argentina preferiu manter o regime de quase caixa de conversão por um período mais longo. Isto nos leva ao próximo cenário.

Cenário 2

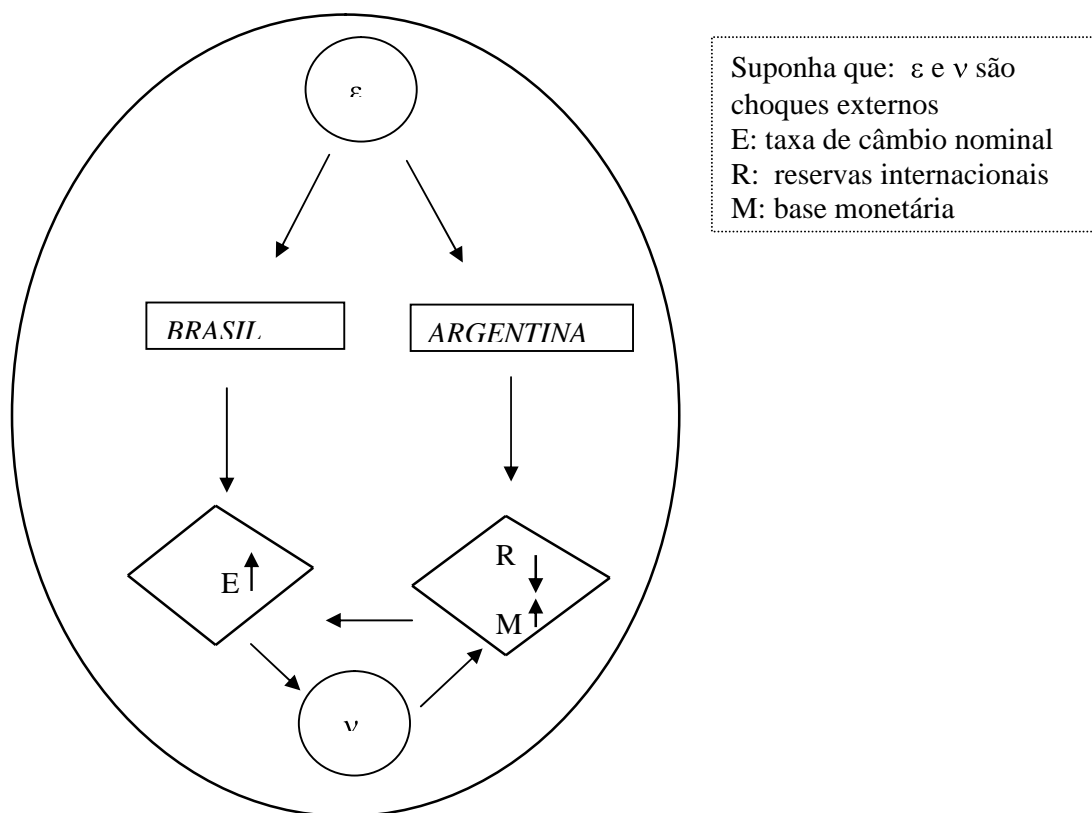
Suponha que a região resolva mudar de um arranjo de câmbio fixo para um regime de câmbio flutuante. Assuma, contudo, que o regime de câmbio fixo prevalece entre *A* e *C* (como de fato ocorreu entre o peso argentino e o dólar americano de 1991 a janeiro de 2002) enquanto a moeda de *B* flutua em relação às moedas de *C* e *A* (como no caso do Brasil depois de janeiro de 1999)

Mecanismo de amplificação de choques Um aspecto interessante a ser ressaltado tem a ver com a vulnerabilidade à choques externos. Como a análise do cenário 1 sugere, *A* torna-se mais vulnerável a choques externos do que *B*, dado o seu compromisso de manter a taxa de câmbio fixa. No caso de *B*, o regime de câmbio flexível isola, parcialmente, os efeitos dos choques externos da mesma forma que acontece com a política de esterilização. Por outro lado, choques de demanda; que afetam *B* serão transmitidos para *A* por meio de movimentos da taxa de câmbio. Flutuação por conseguinte modifica a interação entre a política monetária independente do Brasil e o sistema de quase caixa de conversão da

Argentina, na media em que a assimetria básica se estende aos efeitos dos choques externos. A Figura 3 ilustra esses efeitos mostrando o impacto de um choque que afeta tanto o Brasil quanto a Argentina. Da figura depreende-se que a Argentina termina sendo atingida duplamente: primeiro diretamente e depois indiretamente por meio da desvalorização da moeda brasileira.

Choques que atingem a Argentina. Considere uma situação em que um choque externo é representado por um aumento de preço das mercadorias no mercado mundial (ε). A Argentina defronta-se com a deterioração nos seus termos de troca levando a desequilíbrios externos que tomam a forma de um déficit em transações correntes e de quedas em suas reservas internacionais. O mecanismo de ajustamento associado com caixas de conversão levará à reduções da base monetária e, em consequência, aumentos da taxa de juros. Dois efeitos principais deverão se manifestar: um é a estagnação do PIB em A , o outro, menos importante, é o influxo de capitais de C para A e possivelmente de B . O primeiro corresponde à transformação direta de um choque externo em um choque interno e, possivelmente, com sérias consequências em termos de desemprego. O segundo é de menor importância mas pode somar-se aos efeitos diretos atingindo A , porque a saída de capitais de B poderá levar a uma desvalorização de sua moeda aguçando o déficit em transações correntes de A .

Figura 3 – O impacto duplo dos choques externos na Argentina



Choques que atingem a Argentina e o Brasil. Considere que o mesmo choque que atinge a Argentina, atinge o Brasil levando a desequilíbrios externos. Entretanto, nesse caso, o mecanismo de ajustamento do regime cambial brasileiro suavizará o choque externo por meio de uma desvalorização. Este ajuste do Brasil ao choque se transmite à economia Argentina como um choque externo (v) gerando conseqüências semelhantes às já examinadas. Ou seja: choques externos que atingem o Brasil gerarão choques externos secundários sobre a economia argentina.

A transmissão de choques entre países torna-se assimétrica. Os choques são suavizados no Brasil e amplificados na Argentina. Como sugerido anteriormente, esse mecanismo pode gerar círculos viciosos que não asseguram convergência.

Choques de credibilidade afetando a Argentina. É importante entender os efeitos de choques de credibilidade afetando a economia argentina. Quando investidores desconfiam da capacidade de *A* em sustentar a taxa de conversão, o modelo sugere que capitais fugirão de *A*. A fuga de capitais pode contagiar *B* na medida em que como os investidores têm informação imperfeita eles serão levados à reduzir seus investimentos em *B*. Esses choques de credibilidade podem levar a um processo cumulativo que vai de *A* para *B* e retorna a *A*. Saídas de capitais da Argentina serão seguidas por saídas de capitais do Brasil e como conseqüência, a moeda brasileira sofrerá uma desvalorização.

Diferenças em políticas monetárias e cambiais. As diferenças entre políticas monetárias e cambiais correspondem a diferentes mecanismos de ajustamento à choques negativos. Caixas de conversão apoiam-se, fundamentalmente, em ajustamentos monetários que tendem a produzir choques de produto, pelo menos no curto prazo. Por outro lado, cambio flutuante leva à ajustamentos via o mercado de câmbio, ou seja ajustamentos de preço. Enquanto mecanismos de preço podem, de alguma forma, isolar as economias de choques externos, mecanismos monetários levam à ajustamentos consideráveis de quantidades. A inter-relação entre ajustamentos de preços e quantidades podem levar a sistemas instáveis.

Qualquer mudança descoordenada entre *A* e *B* pode afetar o grau de integração comercial entre os países por meio do canal da política monetária. Considere, por exemplo,

que uma contração monetária em *A* provoque uma desvalorização da moeda de *B* em relação a moeda de *A*. O efeito dessa desvalorização tomará a forma de uma mudança na composição do comércio: *A* aumentará suas importações de *B* e também, exportará menos para *B*. Mas, o volume de comércio poderá também ser afetado, se uma contração na renda de *A* levar a uma contração das importações vindas de *B*. Isto pode induzir a desvalorizações sucessivas da moeda de *B* e a uma espiral de quedas sucessivas do comércio na região.

4. Falta de Sincronização entre as Políticas Macroeconômicas Brasileira e Argentina

O critério OCA desenvolvido por Mundell (1961) baseia-se no comovimento das economias tendo em vista semelhanças dos choques e suas transmissões. Por isso, começa-se essa análise comparando ciclos de renda do Brasil e da Argentina entre 1980 e 2001.

Diferentes filtros são utilizados para extrair os componentes dos ciclos. Os dados são trimestrais.⁶

A maioria dos filtros sugerem a presença de um comovimento entre as séries com coeficiente de correlação entre 0.2 e 0.4. Estes são reduzidos, substancialmente, pelo uso do filtro de ruído branco de Box e Jenkins. O procedimento de Beveridge-Nelson produz correlação negativa (veja tabela 1).

Tabela 1 – Correlação Cruzada dos Ciclos de acordo com filtros alternativos

Defasagens	-2	-1	0	1	2
Filtro Linear	0.21368767	0.21969525	0.19729128	0.14668288	0.08518747
Box Jenkins	-0.1372263	0.0293401	0.0506563	0.0105419	-0.1137931
Hodrick-Prescott	-0.1574216	-0.0665305	0.4683715	0.1409104	-0.1694313
Baxter-King	-0.2593563	-0.1520048	0.4051890	0.0553162	-0.2406312
Beveridge-Nelson	-0.4287360	-0.3822863	-0.5443371	-0.3969240	-0.0923086

As estatísticas dos ciclos mostram que o desvio padrão do PIB argentino é sempre maior do que o desvio padrão do PIB brasileiro.

Dando continuidade à análise da natureza dos ciclos examina-se o comportamento dos choques domésticos e externos de ambas as economias. O procedimento que se segue

⁶ A fonte de dados trimestrais do PIB brasileiro é o *ipeadata*, e a fonte de dados do PIB argentino é o *Ministério de Economia*.

consiste em avaliar esses choques por meio da estimação de um modelo VAR estrutural. O VAR proposto considera como variáveis domésticas, o PIB e a taxa de inflação de cada país (y_a, y_b, p_a and p_b).⁷ Como fator externo foi selecionado a taxa de juros *prime* dos Estados Unidos (i_u). Ao invés de estimar dois modelos VAR separados, um para cada país, foi estimado apenas um VAR no qual os efeitos do outro país foram considerados diretamente no modelo e como parte dos choques externos.

Testes ADF e KPSS (Kwiatowski, Phillips, Schmidt & Shin, 1992) sugerem que os PIBs da Argentina e Brasil e a série de taxas de juros dos Estados Unidos são I(1). O teste de Perron (1997) para quebras estruturais mostra que os índices de preço também são I(1). A fase seguinte foi testar as séries de tempo para cointegração.

Aplicando o teste de Johansen-Joselius a hipótese de sistema estacionário não pode ser rejeitada.

Seguindo a metodologia de Sims (1986) formulou-se, *a priori*, restrições no VAR de forma a identificar os choques estruturais μ_t . As restrições *a priori* são:

- A taxa de juros americana é exógena;
- A renda doméstica está relacionada à renda do outro país e à variável externa: taxa de juros americana;
- A taxa de inflação de cada país está relacionada a sua própria renda e à variável externa.

O modelo estrutural básico se reduz a relações de demanda (IS), e a curva de Phillips Aumentadas (AS) para cada país. A taxa de juros americana não apresenta nenhuma relação contemporânea com as outras variáveis.

Depois da estimativa do modelo e da identificação do VAR estrutural através da decomposição de Bernanke-Sims procedeu-se a análise de decomposição de variância das inovações.

Observa-se que o PIB da Argentina é mais vulnerável aos choques externos do que o Brasil. 12% da sua variância é explicada por choques provenientes das inovações das taxas de juros americana, enquanto, no caso do PIB brasileiro, somente 3% da variância é explicada por choques originários das inovações da taxa de juros americana.

⁷ Fonte de dados: y_a - *Ministerio de Economia*, p_a (cpi) estatísticas do IFS, y_b - p_b (cpi) - *ipeadata*, i_u – estatísticas do IFS.

Deve-se notar que as inovações relacionadas a demanda (IS) provenientes da Argentina são muito mais importantes para o Brasil (cerca de 18% variância) do que as provenientes do Brasil (4%). O contrário ocorre com a inflação. A inflação da Argentina é muito influenciada pela inflação brasileira (61%). Isto pode ser explicado pelas diferenças dos regimes cambiais que prevaleciam na época entre os dois países.

As inovações estruturais, estimadas pelo VAR, revelam que os choques de demanda (IS) desses países apresentam correlações cruzadas muito pequenas e correlações contemporâneas negativas. Isto sugere a inexistência de coordenação e/ou assimetria das políticas domésticas.

A principal conclusão desta seção é que prevalecem diferenças substanciais entre as economias da Argentina e do Brasil que podem comprometer o processo de integração econômica.

5. Os Efeitos de Regimes Monetários Incompatíveis sobre a Integração Comercial

De acordo com a nova teoria do comércio internacional, concorrência imperfeita e rendimentos crescentes podem explicar o comércio intraindustrial. [Krugman(1979, 1980, 1981) e Helpman (1981)].

A proposição que está sendo levantada por alguns autores a partir do trabalho de Frankel and Rose (1997) é que as semelhanças que explicam a integração econômica podem ser endógenas isto é, resultante do próprio volume de comércio. Se este for o caso podemos esperar que políticas que perturbem o co-movimento das economias podem também afetar o processo de integração.

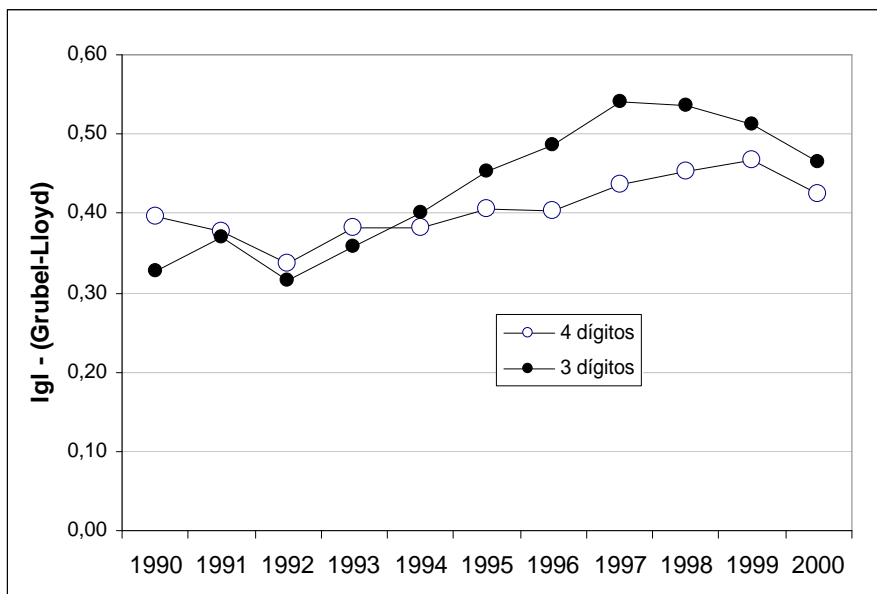
O índice frequentemente utilizado para medir o comércio intraindustrial foi desenvolvido por Grubel and Lloyd (1971)⁸.

A evolução do índice de comércio intraindustrial para o Brasil, entre 1990 e 2000, foi calculado a partir de dois pseudo painéis de acordo com o nível de desagregação. Um painel de nível de agregação de três dígitos é composto de 173 setores e o outro com 4 dígitos apresenta 1017 setores (Figura 4).

Os dados a três dígitos sugerem um crescimento substancial do comércio intraindustrial até 1997 declinando daí para frente, enquanto o índice a quatro dígitos sugere um crescimento menor até 1999 declinando em seguida.

⁸ A expressão para o índice de Grubel-Lloyd é a seguinte: $[X + M - \text{Abs}(X-M)]/(X+M)$ onde X e M são os valores das exportações e das importações respectivamente.

Figura 4 – Índice de Comércio Intra-industrial
Intraindustry Trade Index



Fonte: Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) - Ministério da Indústria e Comércio Exterior. Os dados são agregados de acordo com os 99 setores industriais mais importantes conforme *Norma Comum de Mercadorias – NCM*.

Esta análise sugere um pequeno aumento no índice de integração entre Brasil e Argentina durante os anos 1990.

Para verificar até que ponto o índice é sensível a política macroeconômica seguida pelos países estima-se o seguinte modelo:.

$$Igl = \beta_0 + \beta_1[r_b - r_a] + \beta_2[\varepsilon_{ba}] + \beta_3Y_b + \beta_4Y_a$$

onde Igl é o índice de comércio intraindustrial, r_b e r_a são as taxas de juros reais, ε_{ba} é a taxa de câmbio bilateral (real/peso), e Y_b, Y_a são os PIBs. Os subscritos a e b representam os países: Argentina e Brasil.

Os dados de painel com desagregação de três dígitos se ajustaram razoavelmente bem ao modelo proposto. Os efeitos aleatórios não foram rejeitados e o método de estimativa foi GLS. Os principais resultados podem aparecer na tabela 2.

Tabela 2 – Modelo de Comércio Intra industrial – amostra de 3 dígitos
(Efeitos Aleatórios)

	A	B	C	D	E	F
Constante	-3.825 (-2.41)	-10.771 (-6.47)	-8.264 (-5.94)	-1.221 (-9.56)	-5.341 (-3.27)	-6.456 (-2.16)
$r_b - r_a$	-0.250 (-6.04)			-0.218 (-5.29)	-0.160 (-3.40)	-0.137 (-1.93)
ε_{ba-1}		1.473 (5.63)	1.649 (6.36)	1.005 (3.47)	1.159 (3.92)	1.173 (3.94)
Y_a	0.588 (1.76)		1.424 (4.77)		0.863 (2.53)	0.432 (0.42)
Y_b		1.987 (5.48)				0.668 (0.44)
RSq	0.504	0.508	0.505	0.507	0.509	0.509
RSq Ajustado	0.503	0.507	0.505	0.507	0.508	0.508
S.E. da regressão	1.1853	1.1804	1.183	1.1812	1.1795	1.1801
Estatística F						
Média da dependente	-1.5306	-1.5306	-1.5306	-1.5306	-1.5306	-1.5306
S.D. dependente	1.6818	1.6818	1.6818	1.6818	1.6818	1.6818
Soma dos Quadrados	2254.8	2236.3	2248.0	2239.2	2231.6	2.232.4
N de setores	172	172	172	172	172	172
N.de observações	1608	1608	1608	1608	1608	1608

Nota: A estatística t está entre parêntesis.

Os resultados podem ser resumidos como segue:

- i. A taxa de câmbio real do período anterior e o diferencial das taxas de juros apresentam sinais opostos como esperado. Apesar da interdependência entre as essas duas variáveis, os diferenciais de taxas de juros adicionam significante explicação ao modelo.
- ii. Por outro lado, a renda da Argentina e do Brasil são relevantes quando consideradas em separado. Quando são consideradas em conjunto os coeficientes perdem significância. Isto pode refletir a natureza do comovimento entre as séries.

Os resultados sugerem fortemente a importância da política macro econômica para explicar o comportamento do índice de comércio intra-industrial.

Resultados semelhantes foram obtidos quando o modelo é estimado na amostra de quatro dígitos de agregação confirmando a robustez do mesmo.

Conclui-se que o comportamento médio do índice de Grubel-Lloyd durante o período (1990 - 2000) pode ser explicado por variáveis de política macroeconômica.

6. Conclusão

Nossos cenários sobre regimes alternativos de câmbio para os países do MERCOSUL sugerem que a coexistência do regime de câmbio fixo por um país (Argentina), baseado em caixa de conversão, e um regime de políticas mais independentes, como o seguido pelo Brasil, criou sérios obstáculos ao processo de integração econômica no âmbito do MERCOSUL. Enquanto os dois países tinham seu câmbio atrelado ao dólar, com paridade fixa, choques derivados de políticas domésticas tendiam a produzir ajustamentos assimétricos porque o Brasil neutralizava o impacto de movimentos de capitais intra-regionais, mas a Argentina não. Neste padrão, a integração comercial seria favorecida apenas por expansões monetárias no Brasil ou por expansões fiscais na Argentina. A diferença entre regimes de políticas monetárias poderia, no entanto, ter auxiliado a neutralizar choques externos, como no caso da crise mexicana. Entretanto, a assimetria subjacente foi exacerbada quando o Brasil deixou seu câmbio flutuar em 1999.

Com câmbio flutuante mesmo os choques externos passaram a ter efeitos claramente adversos sobre os resultados da integração comercial e sobre a sincronização de desenvolvimento econômico na região. Estes afetaram as duas economias de forma que a economia argentina foi duplamente atingida. Primeiro, por meio do choque original, e depois por causa das desvalorizações da moeda brasileira. As assimetrias decorrentes dos arranjos monetário e cambial geraram uma divergência crescente dos padrões de flutuação do produto.

Dentro dessa linha de raciocínio, usando um VAR estrutural para o período 1980-2001, mostrou-se que políticas macroeconômicas foram assimétricas entre os dois países e suas reações a choques externos comuns tiveram efeitos diversos sobre os seus níveis de atividade.

A falta de políticas macroeconômicas coordenadas no MERCOSUL criou inúmeros percalços à integração comercial. As desvalorizações da moeda brasileira e a severa contração da demanda agregada na Argentina produziram efeitos adversos na sua capacidade produtiva – uma experiência que dificilmente facilitará a integração econômica regional. Pelo contrário, a desintegração monetária levou a conflitos sobre barreiras alfandegárias remanescentes na região que caso contrário poderiam já ter sido removidas. A Argentina acusa o Brasil de políticas do tipo *'beggar my neighbour'*, mas

durante um longo período teve que sujeitar-se a uma política do tipo ‘*beggar IMF*’ mantendo o câmbio na paridade de um para um, quando todas as evidências mostravam que essa política era insustentável. Em janeiro de 2002 o peso foi oficialmente desvalorizado em 30% e a lei de conversibilidade foi suspensa.

A análise de Gruble-Lloyd para integração intraindustrial a nível de agregação de 3 e 4 dígitos mostrou que o processo de comércio intra-industrial aumentou até 1997 e declinou daí por diante. Análise microeconométrica de pseudo painel demonstra que o índice é muito sensível a taxa de câmbio bilateral, aos diferenciais de juros e rendas. Em outras palavras: os dados sugerem que a política macroeconômica afetou o comércio intra-industrial e em consequência a integração comercial entre os países.

Referências

- Andrade, J.P., F.G.Carneiro & M.L. Falcão Silva (2000), ‘Contrasting Monetary Policies within the MERCOSUR experiment’, *Economia Aplicada*, 4 (2), 223-251.
- Argy, Vitor. (1994), *International Macroeconomics: Theory and Policy*, London, UK and New York, US: Routledge.
- Bernanke B.(1986), “Alternative Explanations of the Money-Income Correlation,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1986, 25, 49-99.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987), ‘Co-integration and error correction: representation, estimation and testing’. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Frankel, J.A & A.K.Rose (1997), ‘The Endogeneity of the Optimum Currency-Area Criteria’, *Swedish Economic Policy Review*, 4, 487-512.
- Grubel, H. G. & Lloyd, P.J. (1971) “The empirical measurement of intra-industry trade”, *The Economic Record*, 47, 494-517, December.
- Helpman, E. (1981) "International Trade in the Presence of Product Differentiation, Economies of Scale and Monopolistic Competition: a Chamberlian-Heckscher-Ohlin Approach". *Journal of International Economics* 11:305-340.
- Krugman, P. (1979), ‘A Model of Balance of Payments Crises’, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 11, 311-325.
- Krugman, P.R. (1980) Scale Economics, Products Differentiation, and International Trade. *American Economic Review* 70, 5, 950-973.
- Krugman, P.R. (1981) Intra-industry specialisation and the gains from trade. *Journal of International Economics*, 89: 959-973.
- Krugman, Paul & Maurice Obstfeld (1994), *International Economics: Theory and Practice* 3rd. Edition, New York, US: Haper Collins College Publishers.
- Kwiatowski, Phillips, Schmidt & Shin (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
- Mundell, R.A. (1961), ‘A Theory of Optimum Currency Areas’, *The American Economic Review*, 51, 657-65.
- Sims C.(1986), “Are forecasting models usable for policy analysis?” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 1986, winter, 3-16.