

A INTERDEPENDÊNCIA MACROECONÔMICA ENTRE BRASIL E ARGENTINA: A POLÍTICA FISCAL “*BEGGAR-THY-NEIGHBOR*”

Maria Helena Ambrosio Dias
Universidade Estadual de Maringá

Alexandre de Almeida Lima
Universidade Estadual de Maringá

Joilson Dias
Universidade Estadual de Maringá

Resumo

Devido à transmissão de choques de políticas entre as nações, a interdependência entre os países tem sido objeto de estudo de diversos pesquisadores na atualidade. Neste sentido, este trabalho tem como principal objetivo estudar inter-relações macroeconômicas entre Brasil e Argentina, considerando a economia brasileira como doméstica e a economia Argentina como estrangeira. A análise visa estabelecer os efeitos de uma política fiscal expansionista do mundo sobre os saldos monetários reais da economia brasileira. A metodologia empírica de séries temporais de modelos de correção de erros (VEC) é aplicada. Os resultados obtidos demonstram que uma política fiscal expansionista no mundo reduz o valor dos saldos monetários reais da economia brasileira, diminuindo o poder de compra da moeda doméstica, o que gera um efeito de empobrecimento (*beggar-thy-neighbor*), como previsto pelo modelo de interdependência macroeconômica de Corsetti e Pesenti (2001).

Palavras-chave: transmissão, política fiscal, modelos VEC.

Abstract

Transmission of policy shocks among nations brings macroeconomic interdependence to the top of research. Following this idea, this work has as the main objective to study the macroeconomic interdependence between Brazil and Argentine, considering the Brazilian economy as the domestic economy and Argentine economy as the foreign one. Making use of time series empirical methodology of models of vector error correction (VEC), this work established the effects of an expansionary fiscal policy in the world over the Brazilian economy's real monetary balances. The obtained results show that an expansionary fiscal policy in the world reduces the value of Brazilian economy's real monetary balances, reducing therefore the purchasing power of domestic money, what generates an impoverishing effect (*beggar-thy-neighbor*) as foreseen by the model of macroeconomic interdependence of Corsetti and Pesenti (2001).

Key words: transmission, fiscal policy, VEC models, *beggar-thy-neig*.

A INTERDEPENDÊNCIA MACROECONÔMICA ENTRE BRASIL E ARGENTINA: A POLÍTICA FISCAL “*BEGGAR-THY-NEIGHBOR*”*

1. Introdução

A economia mundial contemporânea tem sido marcada por movimentos que são disseminados entre os países, como resultado de políticas, ações governamentais e fenômenos econômicos. Tais fenômenos são transmitidos de economia para economia por meio de diversos canais: movimento de capitais, alterações em políticas tarifárias (aduaneyras), fluxo de mercadorias, entre outros. Esta interdependência entre países tende a ser crescente e, por conseguinte, pode ou não interferir nas políticas econômicas internas.

A compreensão da magnitude dos efeitos de políticas econômicas praticadas em um país, que são transferidos para outros países, torna possível utilizar mecanismos de ação anti-cíclica ou mecanismos de ações conjuntas de políticas, que amenizem os efeitos negativos e acentuem os positivos.

Dentro deste contexto, o principal objetivo deste trabalho é avaliar os efeitos das políticas fiscais praticadas na Argentina e no Brasil, considerando as inter-relações macroeconômicas de países parceiros comerciais. Assim, é empregada a metodologia empírica de mecanismos de correção de erros (VEC), pressupondo que estas inter-relações estão co-integradas no tempo, ou seja, que possuam movimentos comuns. Dessa forma, prioritariamente, é necessário estabelecer a existência de relações de longo prazo.

Para verificar de que forma as economias possuem alguma integração, novos modelos de economia monetária internacional capturam as inter-relações e os efeitos de transmissão de políticas econômicas entre os países, que mantenham trocas de bens, capitais e financeiras de maneira acentuada. Assim, com base na aplicação desses modelos é possível investigar, *a priori*, os efeitos de políticas econômicas praticadas em um país sobre o nível de atividade econômica de outro país, seu parceiro comercial. A fundamentação teórica para a realização deste trabalho utiliza o modelo de interdependência macroeconômica desenvolvido por Corsetti e Pesenti (2001).

2. A Teoria da Interdependência

Eventos econômicos recentes têm despertado a atenção dos pesquisadores para a interdependência macroeconômica e a repercussão de políticas entre as nações. O termo interdependência econômica foi difundido na década de 70, e desde então, vários trabalhos foram realizados com o intuito de formalizar teoricamente e/ou analisar empiricamente este conceito, os principais são discutidos a seguir.

Inicialmente é importante destacar que, como citado em Cooper (1985), um alto grau de interdependência entre as nações dificilmente existiria sem que houvesse um alto grau de integração entre seus mercados. Assim, se espera maior grau de interdependência entre países que são parceiros comerciais. Cooper (1985) destaca ainda que, a maior integração internacional reduz o impacto das variáveis de política doméstica sobre as variáveis alvo e, ao mesmo tempo, aumenta a influência destas sobre as demais economias.

While the effectiveness of fiscal policy on output is reduced with increased trade linkages, by the same token its impact on income in the rest of the world is increased. Thus with increased interdependence policy actions in one

* Os autores agradecem as contribuições do Prof. Dr. John H. McDermott (USC-EUA) e do Prof. Dr. José Gabriel Porcile-Meirelles (UFPR-BR). As pesquisas científicas que resultaram neste artigo receberam financiamento da Capes e do CNPq.

country become larger disturbances in the other country (COOPER, 1985, p. 1205).

Um dos primeiros trabalhos sobre interdependência foi o Modelo de Determinação da Taxa de Câmbio de Dornbusch (1976), de acordo com o qual, no curto prazo, uma expansão monetária doméstica induz uma depreciação imediata da taxa de câmbio, sendo portanto, responsável tanto por flutuações na taxa de câmbio quanto nos termos de troca. Dessa forma, o autor identifica a taxa de câmbio como um canal crítico de transmissão de política monetária sobre a demanda agregada pelo produto doméstico¹.

Segundo Dornbusch (1976), o efeito da política monetária sobre a taxa de juros e a taxa de câmbio depende significativamente do comportamento do produto real. Se o produto real é fixo, uma expansão monetária irá, no curto prazo, reduzir a taxa de juros e fazer com que a taxa de câmbio ultrapasse (*overshoot*) sua depreciação de longo prazo. Se o produto, ao contrário, responde à demanda agregada, as mudanças na taxa de câmbio e na taxa de juros serão compensadas. Enquanto a taxa de câmbio irá ainda depreciar, não mais sofrerá *overshooting* e a taxa de juros pode aumentar no momento corrente (DORNBUSCH, 1976: p. 1162).

Outro trabalho que se destaca sobre interdependência macroeconômica é o trabalho de Obstfeld e Rogoff (1995). Estes desenvolveram um modelo de transmissão internacional de política econômica que incorpora os principais elementos da proposição intertemporal, como a rigidez nominal de preços no curto prazo e os micro-fundamentos explícitos da oferta agregada. A grande evolução deste trabalho se deve ao fato de que o modelo, na forma geral, permite a avaliação do bem-estar, que é afetado por políticas macroeconômicas internacionais e instituições.

Assim, esse modelo prediz que choques de oferta monetária podem ter efeitos reais que vigoram além do período de duração de qualquer rigidez nominal, por causa da acumulação de riqueza induzida no curto prazo através da conta corrente. Outro resultado é que um aumento permanente não antecipado nos gastos governamentais do mundo reduz temporariamente a taxa de juros real mundial. Dessa forma, quando os preços são rígidos, choques positivos sobre o gasto do governo aumentam o produto de curto prazo acima do produto de longo prazo, e a taxa de juros real mundial se reduz à medida que os agentes tentam suavizar o consumo (OBSTFELD e ROGOFF, 1995: p.625).

Além desses resultados específicos, essa nova proposição teórica contém uma estrutura que permite adicionar as questões mais importantes sobre finanças internacionais (regimes de taxa de câmbio, transmissão internacional de políticas macroeconômicas, fontes de desequilíbrios na conta corrente, e assim por diante), sem sacrificar o realismo empírico nem o rigor da análise explícita do bem-estar.

De acordo com Obstfeld e Rogoff (1995), enquanto uma expansão monetária aumenta a demanda global no curto prazo, reduzindo a taxa de juros real mundial, esta tem efeitos assimétricos sobre o produto nos dois países, parceiros comerciais, se houver mudanças na taxa de câmbio. Considere os efeitos de um aumento unilateral da oferta monetária doméstica. A taxa de juros real mundial se reduz e a demanda mundial aumenta, mas como a moeda doméstica se deprecia, parte da demanda mundial se desloca para os produtos domésticos. Como resultado, o produto doméstico cresce relativamente mais. De fato, o produto estrangeiro pode até ser reduzido.

Diferente dos resultados obtidos por Obstfeld e Rogoff (1995), o Modelo de Interdependência Macroeconômica desenvolvido por Corsetti e Pesenti (2001), base teórica

¹ Esta demanda é exercida tanto por agentes domésticos quanto por estrangeiros.

deste artigo, demonstra que uma política monetária expansionista é *beggar-thy-self*² no curto prazo. Pois, ao depreciar os termos de troca, a política gera externalidades negativas, que são maiores que as externalidades positivas geradas pelo aumento da demanda agregada. E no longo prazo, a política monetária é neutra, pois a expansão monetária seria totalmente absorvida pela variação dos preços e da taxa de juros nominal.

Quanto à política fiscal, como este modelo trabalha com a hipótese de que os gastos governamentais são realizados exclusivamente em bens domésticos, este demonstra que uma política fiscal expansionista é *beggar-thy-neighbor*³.

3. O Modelo de Corsetti e Pesenti

De acordo com Corsetti e Pesenti (2001), a nova economia macroeconômica aberta (*new-open-economy macroeconomics*) chama a atenção para as inter-relações entre fontes internas e externas de distorções econômicas. As distorções econômicas podem ser associadas com o grau de abertura de uma economia ao comércio, por meio do poder de um país afetar seus termos de troca, manipulando a oferta de seus produtos.

Apontando para possíveis distorções na economia mundial, Corsetti e Pesenti (2001) criaram um modelo em que firmas agem competitivamente, mas os mercados de trabalho e de bens não são perfeitamente competitivos. O modelo introduz rigidez nominal no curto prazo, salários nominais são pré-determinados durante um período.

Dias e McDermott (2004) destacam que a discussão sobre a rigidez nominal é ainda mais enigmática quando percorremos as origens do modelo em Corsetti e Pesenti (1997: p. 6-7):

Nominal wages are assumed to be fixed for one period (short run); after one period, they are fully flexible so that – provided no new shock occurs – they adjust to their steady state level (long run).

Pois, em seus comentários, Corsetti e Pesenti atribuem esta característica do modelo ao poder de monopólio do fator trabalho. O suporte teórico dessa hipótese é encontrado na literatura econômica:

In the literature, the source of the monopoly power on the supply of each type of labor service is typically identified with the factors such as the presence of unions or specific knowledge in performing production tasks (CORSETTI e PESENTI, 1997: p.7).

Portanto, a oferta de trabalho tem poder de competição monopolística. Porém, o modelo estabelece as rendas do trabalho para caracterizar o equilíbrio da economia doméstica de forma que estas dependem da demanda por trabalho ofertado pelo indivíduo *j*. No entanto, o modelo indica que o grau de competição monopolística é determinado pela tecnologia (DIAS e MCDERMOTT, 2004: p. 493).

Assim, Corsetti e Pesenti (2001: p. 428) solucionam tal questão pela condição de que, *ex post*, a partir do momento em que os salários são determinados, os agentes estarão dispostos a suprir qualquer mudança não antecipada na demanda por trabalho exercida pelas firmas, contanto que o salário real não fique abaixo da taxa marginal de substituição entre consumo e lazer.

² O termo *beggar-thy-self* é utilizado quando uma política realizada na economia do país doméstico empobrece a própria economia doméstica.

³ O termo *beggar-thy-neighbor* é utilizado quando políticas implementadas em um país empobrece a economia do país parceiro comercial.

A estrutura do modelo permite a exploração das implicações das externalidades dos termos de troca para a política macroeconômica e o bem-estar. O modelo inclui duas economias, doméstica e estrangeira. A função utilidade é especificada para o agente j , que no agregado formará um *continuum* de agentes econômicos. Suas decisões dependem do comportamento a respeito de um índice de consumo para uma quantidade desejada de bens domésticos e estrangeiros; uma quantidade desejada de saldos monetários reais; da utilidade dos bens públicos G ; e a quantidade de trabalho (l) ofertada pelo agente j . A função utilidade do agente j conta com uma taxa de desconto no tempo β , igual a $1/(1 + \delta)$. Enquanto, $1/\rho$ é a elasticidade-substituição intertemporal entre consumo e lazer (DIAS e MCDERMOTT, 2004: p. 493).

Vale mencionar que as preferências sobre os bens de consumo são simétricas no modelo, tanto dentro quanto entre as nações. Isto significa que o comportamento dos agentes estrangeiros e domésticos frente ao consumo dos bens produzidos em ambos os países é o mesmo. Isto implica que os índices de preços sejam idênticos em ambas as economias.

Além disso, a função de produção de cada economia descreve uma relação CES entre tecnologia e um *continuum* de trabalho diferenciado usados na produção de Y . Como apontado, cada agente representa a oferta monopolística de um produto específico. A elasticidade-substituição do insumo (ϕ) é, porém, um índice (decrecente) da competição imperfeita.

Nesse contexto, os termos de troca são sensíveis a um impulso de choques de política na economia mundial. Além do mais, a lei do preço único é válida e, com a hipótese a respeito das preferências, implica que o consumo, com base na paridade do poder de compra, também é válido.

Sob esse aspecto, a restrição orçamentária individual do modelo foi construída como em Obstfeld e Rogoff (1996). Agentes em ambas as economias mantêm dois tipos de ativos, moeda nacional e título internacional B . A taxa nominal de juros é definida como i_t e a taxa de retorno em termos de unidades de consumo é r_t , sendo $(1+r_t) = [(1+i_t)P_{t-1}]/P_t$. Em nível de mercado mundial, o título B tem oferta líquida igual à zero, o montante que um país vende de B^s é igual ao montante que outro país compra de B^d . Portanto, as posições de curto prazo e de longo prazo dos ativos em equilíbrio são ambas iguais a zero ($B^s = B^d = 0$). Isto tem uma implicação importante.

In equilibrium, the ratio of Home to Foreign consumption is constant at $\gamma/1-\gamma$ [variables weights]⁴: the mechanism of adjustment to shocks in the world economy hinges exclusively upon variations of the terms of trade, without changes in national net-asset positions (CORSETTI e PESENTI, 2001: p. 432).

Contudo, replicamos a Tabela II de Corsetti e Pesenti (2001), que demonstra em formato reduzido as soluções do modelo para o curto prazo e para o estado estacionário.

De acordo com a Tabela 1, as variáveis-chave para se calcular os efeitos repercussão de políticas macroeconômicas do modelo Corsetti e Pesenti (2001) são:

- i. a oferta de moeda mundial [$M_w = M^\vartheta (M^*)^{1-\vartheta}$], em que M é a oferta de moeda doméstica e M^* é a oferta de moeda estrangeira;
- ii. a oferta relativa de moeda do mundo ($M_R = M/M^*$);
- iii. a posição fiscal do mundo [$g_w = g^\vartheta (g^*)^{1-\vartheta}$], ou gasto governamental do mundo, onde g representa a razão entre produto e produto líquido de gastos

⁴ Comentário nosso, veja maiores detalhes, no texto a seguir.

governamentais domésticos [$g=Y/(Y-G)$], e g^* o gasto do governo estrangeiro, calculado de maneira análoga.

Vale ressaltar ainda que, a aplicação do modelo tem por base a equação para o longo prazo dos saldos monetários reais da economia doméstica com os gastos governamentais do mundo, descrita em $[\bar{M}/\bar{P} = a_6(\bar{g}_W)^{-\rho/(1+\rho)}]$, que neste caso, equivale à soma dos gastos governamentais do Brasil com os da Argentina, e o impacto destes sobre o poder de compra da moeda vigente na economia brasileira.

Tabela 1 – Soluções do Modelo de Corsetti e Pesenti (2001)

Determinantes do bem-estar doméstico	
$C = a_1(\bar{M}_W)^{1/\rho}$	Consumo de curto prazo
$Y = a_2(\bar{M}_R)^{1-\gamma}(\bar{M}_W)^{1/\rho} + G$	Produto de curto prazo
$\bar{M}/\bar{P} = a_3\bar{M}_W$	Saldos monetários reais no curto prazo
$\bar{C} = a_4(\bar{g}_W)^{-1/(1+\rho)}$	Consumo de longo prazo
$\bar{Y} = a_5(\bar{g})^{1/2}(\bar{g}_W)^{-(1-\rho)/[2(1+\rho)]}$	Produto de longo prazo
$\bar{M}/\bar{P} = a_6(\bar{g}_W)^{-\rho/(1+\rho)}$	Saldos monetários reais no longo prazo
Preços	
$1 + r = a_7(\bar{M}_W)^{-1}(\bar{g}_W)^{-\rho/(1+\rho)}$	Taxa real de juros de curto prazo
$E P_F^*/P_H = a_8\bar{M}_R$	Termos de troca de curto prazo
$E = \bar{E} = a_9\bar{M}_R$	Taxa de câmbio nominal
$\bar{E} \bar{P}_F^*/\bar{P}_H = a_{10}(\bar{g}_R)^{-1/2}$	Termos de troca de longo prazo
$\bar{P}_H = a_{11}\bar{M}(\bar{g}_W)^{-(1-\rho)/[2(1+\rho)]}(\bar{g})^{1/2}$	Preço dos bens domésticos no longo prazo

O índice R se refere à razão entre variáveis domésticas e estrangeiras. O índice W se refere às médias geométricas das variáveis domésticas e estrangeiras com pesos γ e $\gamma - 1$. As constantes são definidas como em Corsetti e Pesenti (2001), onde o subscrito 0 indica nível pré-choque:

$$\begin{aligned}
 a_1 &= \gamma(\gamma_W)^{(1-\rho)/(1+\rho)}(\mathbf{g}_{W_0})^{-1/(1+\rho)}(\mathbf{M}_{W_0})^{1/(1+\rho)}; \\
 a_2 &= \gamma^{(1-\rho)/2}(\gamma_W)^{(1-\rho)^2/[2(1+\rho)]}(\mathbf{g}_{W_0})^{-(1-\rho)/[2(1+\rho)]}(\mathbf{g}_0)^{-1/2}(\mathbf{M}_{R_0})^{-(1-\gamma)}(\mathbf{M}_{W_0})^{-1/\rho}\Phi^{1/2}(\Phi_W)^{(1-\rho)/[2(1+\rho)]}; \\
 a_3 &= \chi[(1+\delta)/\delta]\gamma^\rho(\gamma_W)^{\rho(1-\rho)/(1+\rho)}(\mathbf{g}_{W_0})^{-\rho/(1+\rho)}M_{W_0}^{-1}(\Phi_W)^{\rho/(1+\rho)}; \\
 a_4 &= \gamma(\gamma_W)^{(1-\rho)/(1+\rho)}(\Phi_W)^{1/(1+\rho)}; \\
 a_5 &= \gamma^{(1-\rho)/2}(\gamma_W)^{(1-\rho)^2/[2(1+\rho)]}\Phi^{1/2}(\Phi_W)^{(1-\rho)/[2(1+\rho)]}; \\
 a_6 &= \chi[(1+\delta)/\delta]\gamma^\rho(\gamma_W)^{[\rho(1-\rho)]/(1+\rho)}(\Phi_W)^{\rho/(1+\rho)}; \\
 a_7 &= \beta^{-1}(\mathbf{g}_{W_0})^{\rho/(1+\rho)}M_{W_0}; \\
 a_8 &= [\gamma/(1-\gamma)]^{-(1+\rho)/2}(\mathbf{g}_{R_0})^{-1/2}M_{R_0}^{-1}(\Phi_R)^{1/2}; \\
 a_9 &= \chi^* \chi^{-1}[\gamma/(1-\gamma)]^{-\rho}; \\
 a_{10} &= [\gamma/(1-\gamma)]^{-(1+\rho)/2}(\Phi_R)^{1/2}; \\
 a_{11} &= (a_4)^\rho a_5(a_6)^{-1}\Phi^{-1}.
 \end{aligned}$$

Fonte: Corsetti e Pesenti (2001: p. 433), Tabela II.

4. Implicações do Modelo para Política Econômica

O modelo de Corsetti e Pesenti (2001) enfatiza os efeitos de choques de política econômica sobre o produto de um país, dependendo do seu grau de abertura e de seu tamanho frente ao mercado mundial. No caso da política monetária, quando a economia é fechada, ela pode se beneficiar por uma expansão monetária permanente não antecipada. O aumento de bem-estar de um pequeno choque monetário ocorre quando o maior nível de consumo doméstico, atingido por meio da política, domina a “desutilidade” do esforço adicional de trabalho. Se considerarmos um choque grande, o benefício marginal de uma expansão monetária é positivo para *todos* os choques, cujo tamanho não viole a restrição de participação, de acordo com a qual o salário real não deve cair abaixo daquele exigido pela taxa marginal de substituição intertemporal entre consumo e lazer (DIAS e MCDERMOTT, 2004: p. 494).

Quando a economia é aberta e pequena, uma política monetária expansionista aumentaria a oferta de moeda mundial [$M_w = M^{\theta} (M^*)^{1-\theta}$]. Isto reduziria a taxa real de juros, causando a fuga de capital da economia que implementou o choque, depreciando a taxa de câmbio frente à moeda estrangeira. Como resultado, aumentaria a demanda agregada. Por outro lado, um aumento na taxa de câmbio provoca uma redução do poder de compra da moeda doméstica. As externalidades negativas dos termos de troca podem mais do que compensar as externalidades positivas da demanda agregada. No longo prazo, esse choque monetário seria neutro porque os preços domésticos se moveriam em conjunto com a oferta monetária, fazendo com que consumo e produto retornassem aos seus níveis iniciais, acompanhados dos saldos monetários reais e da taxa de câmbio.

De acordo com o modelo, se a economia é grande, os efeitos de uma política de expansão monetária acentuada são ainda piores que estes descritos para o caso da economia pequena, quando *policy-makers* a usam na tentativa de reduzir a diferença entre o produto atual e o potencial. Em ambos os casos, de pequenas e grandes economias abertas, políticas expansionistas poderiam ser *beggar-thy-self*. Além do mais, “*only if the monetary expansions were jointly implemented, (...) the exchange rate effect would disappear, and each country would benefit output to its potential level*” (CORSETTI e PESENTI, 2001, p. 438).

Ao contrário, uma política fiscal expansionista na economia doméstica poderia afetar os parceiros comerciais de forma negativa. Choques fiscais são mudanças inesperadas de longo prazo (qualquer período no tempo acima de um) na razão entre produto e produto líquido de gastos governamentais [$g=Y/(Y-G)$], considerando que os gastos do governo incidem apenas sobre produtos domésticos. Os níveis de longo prazo dos gastos do governo são determinados endogenamente. Adicionalmente, choques fiscais permanentes implicam no estabelecimento do nível de gasto de curto prazo seja igual ao nível de longo prazo (DIAS e MCDERMOTT, 2004: p. 494).

De acordo com o modelo, uma expansão fiscal não esperada tem efeito no curto prazo sobre a demanda doméstica e o emprego, sem alterar os termos de troca. Isto ocorre porque mudanças nos gastos do governo não afetam diretamente a utilidade marginal do consumo privado e porque a taxa de câmbio de equilíbrio depende apenas da oferta relativa de moeda ($M_R = M/M^*$). No entanto, os autores argumentam que se a hipótese da demanda por moeda como função tanto do consumo privado quanto do consumo público é incluída, então os resultados do modelo poderiam ser os seguintes: sempre que houver uma política fiscal expansionista, deve haver uma política monetária de acomodação, de forma que não haveria mudança na taxa de câmbio. Neste sentido, uma política fiscal expansionista não causaria apreciação na taxa de câmbio (DIAS e MCDERMOTT, 2004: p. 494).

Portanto, política fiscal temporária é neutra, não afetaria a economia por mais que um período, mas um choque permanente nos gastos do governo não é. Os efeitos de um choque

de política fiscal permanente estão fortemente relacionados ao parâmetro ρ , o qual é o inverso da elasticidade-substituição intertemporal ($1/\rho$). Os autores explicam:

When the shock is permanent, however, the increase in demand for Home goods requires an upward adjustment of Home wages in the long run. Thus, in the new steady state the relative price of Home goods rises, and the Home currency appreciates in real terms. Because of the real wage adjustment, long-run Home output increases by less than public spending, and world consumption falls while prices increase in both countries. The economy reaches an equilibrium corresponding to lower consumption and higher output levels relative to the initial steady-state allocation (CORSETTI e PESENTI, 2001, p.440).

No caso de um aumento no gasto do governo estrangeiro (g^*), este aumentaria o gasto governamental mundial $[g_w = g^\theta (g^*)^{1-\theta}]$, com reflexos sobre a economia doméstica no longo prazo. Como a condição de que o gasto do governo se realiza apenas em termos de bens nacionais produzidos por cada nação, inicialmente, esse aumentaria a demanda por bens estrangeiros, os quais poderiam ser supridos se o salário real na economia estrangeira aumentasse; o que tornaria o aumento do produto estrangeiro possível. Na seqüência, haveria um aumento do preço estrangeiro e uma deterioração dos termos de troca domésticos, reduzindo o salário real doméstico. O consumo privado se reduziria no país estrangeiro, porque o aumento no produto estrangeiro resultante do choque seria menor que o incremento nos gastos realizados pelo governo estrangeiro. Além disso, o consumo também se reduziria no país doméstico, por causa da deterioração dos termos de troca nacional. Ainda, se a expansão externa aumentar a inflação doméstica, os saldos monetários reais seriam reduzidos, agravando o impacto negativo do consumo. O efeito sobre a produção doméstica dependeria de ρ . De acordo com Corsetti & Pesenti (2001: p. 440):

Since the Foreign fiscal shock reduces the availability of Foreign goods to world consumers ($Y^ - G^*$ falls), world demand for Home goods increases if the two national goods are substitutes ($\rho > 1$), and falls otherwise (DIAS e MCDERMOTT, 2004: p. 495).*

Como resultado, Corsetti & Pesenti (2001) demonstra que dependendo da elasticidade substituição-intertemporal os efeitos *spillovers* de choque de política fiscal são *beggar-thy-neighbor*. O nosso objetivo é testar esta condição para a relação das políticas fiscais entre o Brasil e a Argentina. Mais especificamente, a equação escolhida para a aplicação do estudo de Corsetti e Pesenti (2001), conforme Tabela 1, é aquela que relaciona os saldos monetários reais da economia doméstica com os gastos governamentais do mundo, descrita em $[\bar{M}/\bar{P} = a_6 (\bar{g}_w)^{-\rho/(1+\rho)}]$, que neste caso, equivale à soma dos gastos governamentais do Brasil com os da Argentina.

5. O Impacto da Política Fiscal do Mundo sobre os Encaixes Reais da Economia Brasileira

5.1. Descrição dos Dados

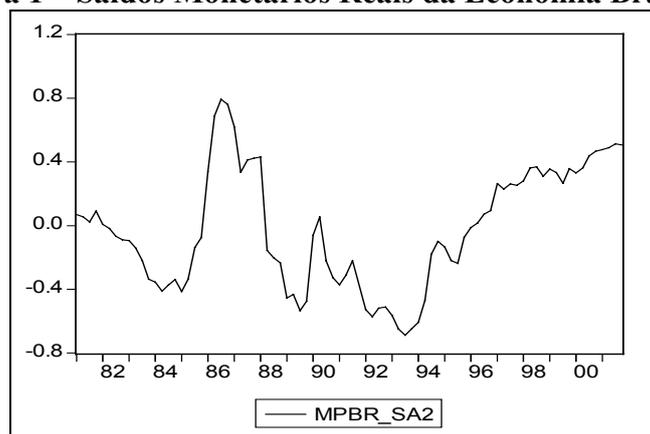
Os dados referentes à economia brasileira foram coletados do banco de dados do *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI): saldos monetários reais (MPBR) e gasto do governo (G), com exceção da série do Produto Interno Bruto brasileiro (PIBBR) que foi coletado do banco de dados do IPEADATA.

O gasto do governo da Argentina (G*) foi coletado junto ao *Instituto Nacional de Estadística y Censos* (INDEC), e a série do PIB argentino foi obtida junto ao *Ministério de Economía y Producción República Argentina* (MECON).

Portanto, as séries utilizadas são os saldos monetários reais da economia brasileira e os gastos governamentais do Brasil e da Argentina, todos referentes ao período entre o primeiro trimestre de 1981 e o quarto trimestre de 2001.

As figuras representando as séries utilizadas são apresentadas a seguir. Ressalte que todas as séries foram normalizadas e transformadas em logaritmos para suavizar suas trajetórias, possibilitando assim a utilização dessas neste estudo.

Figura 1 – Saldos Monetários Reais da Economia Brasileira



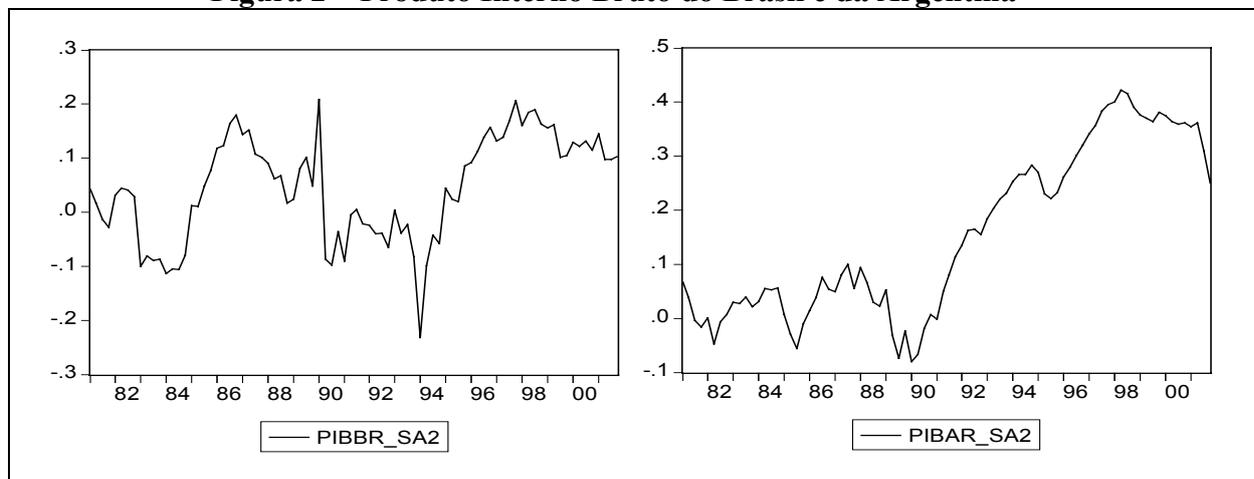
Fonte: IFS/FMI.

Com base na Figura 1, se observam acentuadas oscilações nos saldos monetários reais do Brasil, durante um período de 20 anos. A maior parte dessas variações são atribuídas às reformas monetárias implementadas e às intensas flutuações de preços. Entre as reformas monetárias, se destaca o comportamento dos saldos monetários reais durante o período do Plano Cruzado (1985-1987). Inicialmente, os encaixes reais aumentaram, quando vigorou um congelamento de preços, e, em seguida, ao término deste, houve forte redução nos saldos monetários reais. Além disso, se observa a tendência crescente dos saldos monetários reais no Brasil a partir de 1994, quando foi realizada uma reforma monetária, com a introdução do Plano Real.

A Figura 2 apresenta a evolução do Produto Interno Bruto (PIB) de ambos os países. Na série do PIB brasileiro, primeiro gráfico da Figura 2, se verifica um período de recessão acentuada, entre 1982 e 1986, que tem sido associada com várias políticas econômicas implementadas no Brasil nesta época, bem como a eventos internacionais importantes. No entanto, no ano de 1994, o PIB brasileiro também apresentou redução acentuada, em virtude da brusca mudança estrutural e das políticas econômicas aplicadas na época. Por outro lado, na série do PIB argentino, exposta no segundo gráfico da Figura 2, se verifica fortes

oscilações durante a década de 1980, período em que ocorreram quedas bruscas na produção, e forte recuperação durante a década de 1990, com retrações do produto nos anos de 1995 e 1999.

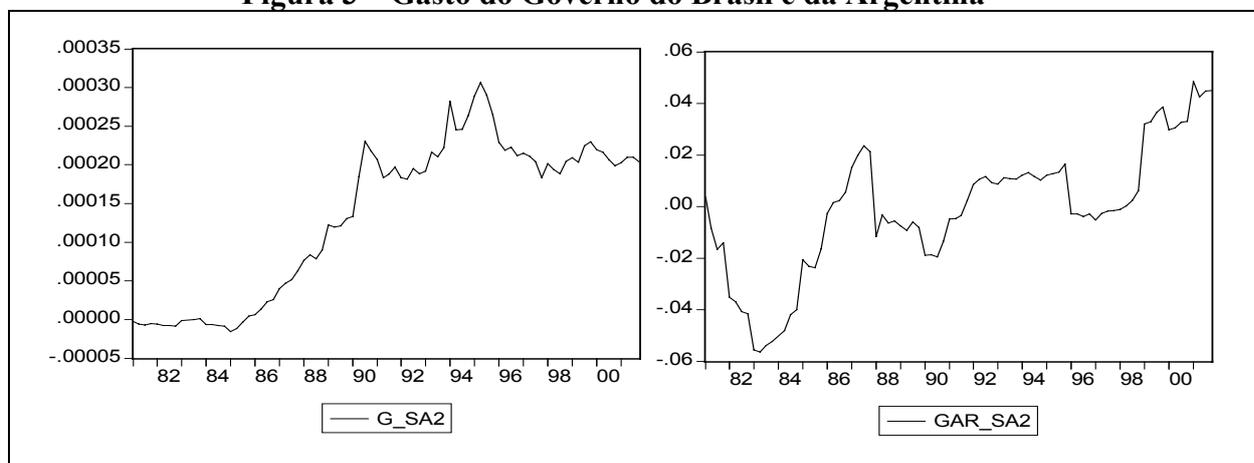
Figura 2 – Produto Interno Bruto do Brasil e da Argentina



Fonte: IPEADATA (2004); MECON (2004).

Em consonância com o modelo, as séries do gasto do governo e do PIB de ambas as economias foram utilizadas para calcular a razão entre produto e produto líquido de gasto governamental, a variável que representa a política fiscal de cada país [$g=Y/(Y-G)$]. Daqui em diante, o gasto do governo se refere a essa relação. A Figura 3 apresenta a série obtida para a economia brasileira (g) e para a economia argentina (g^*).

Figura 3 – Gasto do Governo do Brasil e da Argentina

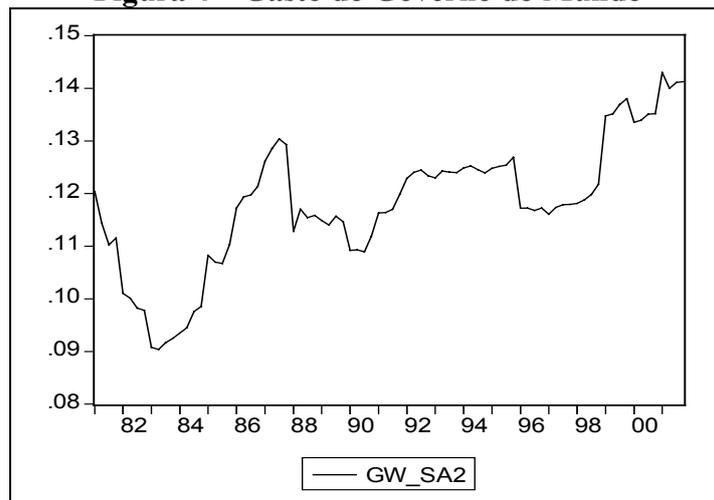


Fonte: Gasto do Governo da Argentina – INDEC (2004).

Gasto do Governo do Brasil – IFS/FMI.

Utilizando as séries do gasto do governo do Brasil e da Argentina, obteve-se o gasto do governo do mundo GW [$g_w = g^\theta (g^*)^{1-\theta}$], como é ilustrado na Figura 4, série relevante para o estudo econométrico aqui implementado.

Figura 4 – Gasto do Governo do Mundo



Fonte: IFS/FMI – INDEC (2004).

Assim, a Figura 4 mostra que os gastos do governo no mundo sofreram várias oscilações durante o período de análise, comportamento este esperado, pois as economias de ambos os países em análise passaram por diversas crises ao longo do período.

5.2. Método Econométrico

Os trabalhos empíricos realizados com base em dados de séries temporais requerem que se conheça a priori a ordem da estacionariedade das variáveis para uma melhor especificação do método a ser utilizado. Frequentemente, constata-se que as variáveis dos modelos macroeconômicos caminham ao longo do tempo de maneira a não apresentarem um comportamento estacionário (de equilíbrio) de longo prazo; ou seja, as variáveis são, em nível, não-estacionárias, o que equivale a colocar que elas possuem tendência temporal estocástica. Nestes casos, é comum a análise de regressão constatar a presença de forte autocorrelação residual, a qual provoca um viés para baixo no desvio-padrão dos parâmetros estimados na regressão, pressionando para cima as estatísticas R^2 , F e t , o que invalida as inferências estatísticas tradicionais. Assim, quando as séries são não-estacionárias, os procedimentos de estimação tradicionais podem resultar em “regressão espúria”.

A não-estacionariedade de um processo estocástico ocorre pela existência de raiz unitária no processo auto-regressivo gerador da variável. Dessa forma, testes sobre a hipótese de raiz unitária desempenham um papel importante, pois podem auxiliar a avaliar a natureza da não-estacionariedade, que a maior parte das séries econômicas apresenta.

O teste mais comum de estacionariedade é o teste de raiz unitária Dickey-Fuller, nas versões simples e ampliado. A distribuição t utilizada para verificar este teste não segue uma distribuição t padrão, mas sim uma distribuição assintótica calculada por MacKinnon (1991). Além disso, existe a hipótese dos erros serem autocorrelacionados. Neste caso, a solução é o uso do teste de Dickey-Fuller Aumentado. Ainda, outro teste comumente empregado é o teste de Phillips-Perron (PP). Este teste faz uma correção para a estatística- t do coeficiente de regressão AR(1), considerando a correlação serial devido a possíveis mudanças na tendência de longo prazo. A hipótese nula do teste PP é a mesma do teste ADF. Assim, tanto para o teste ADF como para o teste PP, os valores críticos são os tabelados por Dickey-Fuller e MacKinnon (1991). Além do mais, os testes de raiz unitária possibilitam identificar a ordem de integração das séries, na medida em que são aplicados em suas defasagens.

Por outro lado, a análise de regressão, apesar de tratar de dependência de uma variável em relação a outras variáveis, não implica necessariamente causalidade ou precedência. Assim, o problema consiste em detectar estatisticamente a direção de precedência nas equações defasadas das duas séries, quando houver temporalmente uma relação linear significativa entre duas variáveis. Neste aspecto, um teste foi proposto por Granger (1969), que supõe que as informações relevantes para a previsão das variáveis estejam contidas nos dados das séries temporais.

Neste contexto, a aplicação do teste de Causalidade de Granger utiliza a hipótese nula de que termos defasados de X_1 não causam Y , no sentido de Granger. Assim, se o valor do F calculado exceder o nível crítico, em nível de significância escolhido, a hipótese nula é rejeitada, caso em que os termos defasados de X_1 pertencem à regressão de Y . Esta é a forma de colocar que X_1 causa Y (GRANGER, 1969).

No entanto, mesmo quando se estabelece que séries possuam a mesma ordem de integração, que seus movimentos precedam ou não uns aos outros, podemos ou não ter uma relação de longo prazo entre elas. Para tanto, se faz necessário investigar a existência de co-integração entre as séries de tempo.

O conceito de co-integração, formalmente introduzido por Engle e Granger (1987), refere-se à existência de uma relação de interdependência e de equilíbrio (no longo prazo) entre duas ou mais variáveis econômicas. A co-integração representa a ligação entre processos integrados e o conceito de equilíbrio no estado estacionário. Isto significa que, apesar das séries apresentarem um caminho aleatório individualmente, parece haver uma relação no longo prazo entre as variáveis.

Uma metodologia utilizada para identificar possíveis relações de co-integração entre as variáveis é o procedimento de Johansen.⁵ Através deste procedimento obtêm-se testes para determinar o número de vetores de co-integração e como estimá-los. O espaço de co-integração pode ser determinado a partir da construção de dois testes de razão de verossimilhança: teste do Traço (λ trace) e teste do Máximo Valor (λ max).

Segundo Johansen e Juselius (1990), se os valores calculados pelas estatísticas λ trace e λ max forem superiores aos seus respectivos valores críticos, rejeita-se a hipótese nula de não co-integração, e a hipótese alternativa de um ou mais vetores co-integrados não é rejeitada.

Não é incomum encontrar que os resultados dos dois testes diverjam, não indicando o mesmo número de vetores de co-integração, o que pode ser uma consequência de amostras pequenas. Além disso, quando estes testes divergirem, Enders (1995) sugere utilizar o resultado do teste máximo valor.

No caso de variáveis co-integradas, embora exista uma relação de equilíbrio no longo prazo entre elas, no curto prazo, pode haver desvios desse equilíbrio, o que pode ser analisado por meio do modelo de correção de erros (VEC).

Um modelo VEC consiste num VAR restrito, designado para estimar o comportamento de séries não-estacionárias que apresentem uma relação de co-integração. Em linhas gerais, o modelo VEC corrige quanto ao desequilíbrio, ou seja, é um meio de reconciliar o comportamento no curto prazo de uma variável econômica com seu comportamento de longo prazo.

Portanto, se as variáveis são co-integradas, a equação (às diferenças) deve incluir a variável que mede o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo, sem o qual a equação não será corretamente especificada. Dessa forma, o modelo de correção de erros permite que componentes de longo prazo obedeçam às restrições de equilíbrio, enquanto componentes de curto prazo tenham especificação dinâmica flexível.

⁵ Uma apresentação mais completa do procedimento de Johansen pode ser encontrada em Enders (1995).

Como exemplo, considere um sistema de duas variáveis com uma equação de co-integração e sem defasagens nos termos de diferenças. A equação de co-integração é:⁶

$$Y_{2,t} = \beta Y_{1,t} \quad (1)$$

Então, o modelo VEC correspondente implementa a regressão seguinte:

$$\Delta Y_{1,t} = \alpha_1 (Y_{2,t-1} - \beta Y_{1,t-1}) + u_{1,t} \quad (2)$$

$$\Delta Y_{2,t} = \alpha_2 (Y_{2,t-1} - \beta Y_{1,t-1}) + u_{2,t} \quad (3)$$

Assim, o modelo é solucionado de tal forma que, o lado direito das variáveis é o termo de correção de erro. No equilíbrio de longo prazo, este termo é zero. Contudo, se este se desvia do equilíbrio de longo prazo, o termo de correção de erro não será zero e cada variável se ajusta parcialmente para a relação de equilíbrio, período a período. O coeficiente mede a velocidade do ajustamento da *i-ésima* variável endógena em direção ao equilíbrio.

5.3. Resultados Empíricos

Segundo o teste de raiz unitária ADF não se rejeita a presença de raiz unitária nas séries MPBR e GW no nível, pois como é apresentado na Tabela 2, o valor do *t* calculado é menor que o valor do *t* tabelado ao nível de significância de 10%. Portanto, pode-se concluir que ambas as séries não são estacionárias.

Tabela 2 – Teste ADF

	Nível		1ª Diferença	
	Valor crítico 10%	<i>t</i> calculado	Valor crítico 1%	<i>t</i> calculado
MPBR	-2,585861	-2,0679	-3,51229	-6,566219
GW	-2,585626	-0,7540	-3,51229	-8,787915

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como as séries de MPBR e GW não oscilam em torno de uma média, ou seja, possuem uma tendência crescente ou decrescente, é relevante verificar qual a ordem de integração das séries, isto é, qual o número de raízes unitárias que as séries possuem.

Por este motivo, o teste foi repetido para as séries na primeira diferença. Neste caso é possível rejeitar a hipótese nula para ambas as variáveis, pois em ambos os casos o *t* calculado é maior que o *t* tabelado, mostrando que as séries são estacionárias na primeira diferença.

Realizando o teste de raiz unitária de Phillips-Perron no nível e na primeira diferença, se observa que ambas as séries não são estacionárias no nível, pois o *t* calculado é menor que o valor do *t* tabelado, entretanto, confirma-se que as séries são estacionárias na primeira diferença (Tabela 3).

Tabela 3 – Teste de Phillips-Perron

	Nível		1ª Diferença	
	Valor crítico 10%	<i>t</i> calculado	Valor crítico 1%	<i>t</i> calculado
MPBR	-2,585626	-1,712783	-3,51229	-6,541253
GW	-2,585626	-1,076367	-3,51229	-8,802374

Fonte: Resultados da pesquisa.

⁶ Eviews (2000).

Segundo o teste de causalidade de Granger, Tabela 4 a seguir, existe praticamente 0% de probabilidade de que os gastos do mundo (GW) não causem MPBR, portanto, isto significa que há 100% de probabilidade de que GW causa no sentido de Granger MPBR. Porém, a probabilidade de que os saldos monetários reais da economia brasileira (MPBR) não causem GW no sentido de Granger é de 67,82%. Estes resultados podem ser observados na Tabela 4.

Tabela 4 – Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula:	Obs.	Estatística F	Probabilidade
GW não causa no sentido de Granger MPBR	82	5,06108	0,00861
MPBR não causa no sentido de Granger GW		0,39029	0,67819

Fonte: Resultados da pesquisa.

Além disso, a Tabela 5 apresenta os resultados dos testes de co-integração para as variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 5 – Teste de Johansen⁷

	Estatística Traço		Máximo Valor	
	Valor observado	Valor crítico 5%	Valor observado	Valor crítico 5%
r = 0	38,71206	25,32	33,34141	18,96
R ≤ 1	5,370648	12,25	5,370648	12,25

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em consonância com a Tabela 5, considerando o nível de 5% de significância, tanto pela estatística traço quanto pela estatística de máximo valor, a hipótese nula de não co-integração é rejeitada e a hipótese alternativa de que existe um vetor de co-integração não é rejeitada.

Portanto, as variáveis não-estacionárias do modelo apresentam trajetórias comuns, ou em bloco. Assim, no longo prazo, há pelo menos uma relação estável. Dessa forma, as variáveis incluídas no modelo exibem uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, são co-integradas.

Como o teste de raiz unitária demonstrou que as séries não são estacionárias no nível e possuem a mesma ordem de integração I(1), e o teste de Johansen demonstrou que há relações de co-integração entre as variáveis, isto é, que estas possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo, o modelo de correção de erros (VEC) pode ser utilizado para a estimação do modelo teórico.

Com o objetivo de verificar o número ótimo de defasagens a serem utilizadas na estimativa do VEC, realizou-se o teste de Wald para exclusão de defasagens (Tabela 6).

Tabela 6 – Teste de Wald

Teste χ^2 para exclusão de defasagem			
	MPBR	GW	Conjunta
Defasagem 1 (<i>DLag1</i>)	11,38161	3,752145	12,83674
Probabilidade	[0,003377]	[0,153191]	[0,012102]
Defasagem 2 (<i>DLag2</i>)	1,065083	0,735979	2,156703
Probabilidade	[0,587111]	[0,692124]	[0,706963]
<i>df</i> -graus de liberdade	2	2	4

Fonte: Resultados da pesquisa.

⁷ Entre os cinco casos de tendência determinística considerados por Johansen (1995), este teste utilizou o quarto caso por considerar que pelo menos uma das séries possui tendência estacionária.

Modelo 4: Os dados em nível e as equações de cointegração apresentam tendência linear, tal que

$$H^*(r) : \prod y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp}$$

De acordo com a Tabela 6, é possível constatar que o teste Wald para as variáveis do modelo mostrou-se significativo apenas com uma defasagem. Pois, ao se utilizar duas defasagens observamos que os resultados deste teste não foram significantes. Assim, verifica-se que o número adequado de defasagens a ser utilizado no modelo é apenas uma defasagem.

No período em análise, a economia brasileira foi atingida por vários choques de políticas econômicas, inclusive fiscal e monetária, que afetaram diretamente o comportamento das variáveis em estudo. Assim, algumas variáveis *dummies* foram introduzidas no modelo para capturar os efeitos desses choques sobre o comportamento das séries. A variável *dummy* DMPBR foi introduzida para identificar os efeitos do plano cruzado sobre os saldos monetários da economia brasileira. Além disso, a variável *dummy* D8990 foi introduzida para verificar os efeitos provocados pelo plano verão e o plano Collor.

Tabela 7 – Estimação do Vetor de Correção de Erro

Modelo de Correção de Erro	VEC1 $\Delta MPBR_t$
Coeficiente de Correção de Erro CointEq1	-0,045485 [-1,87259]
$\Delta MPBR_{t-1}$	0,268982 [2,59908]
ΔGW_{t-1}	9,507199 [2,52682]
C	0,198514 [2,26255]
DMPBR	-0,103850 [-1,55405]
D8990	-0,108444 [-1,70272]
Determinante Covariância Residual	1,46E-07
Log Likelihood	418,7241
Log Likelihood (<i>df</i> ajustado)	412,4932
Critério de Informação de Akaike	-9,694956
Critério de Schwarz	-9,254703

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores entre colchetes são as estatísticas *t*.

De acordo com o VEC1, a equação de equilíbrio de longo prazo revela que o coeficiente de co-integração entre os saldos monetários reais e os gastos governamentais do mundo (Brasil e Argentina) é -65,44.⁸ Este resultado demonstra que uma política fiscal expansionista aplicada na Argentina, que aumente os gastos governamentais do mundo no longo prazo, provoca uma redução do poder de compra da moeda brasileira. Entretanto, no curto prazo, período subsequente à reação dos encaixes reais para a execução da política, como descrito na equação obtida para o VEC1, ocorre um aumento temporário nos saldos monetários reais brasileiros, variação de curto prazo esta que é corrigida à taxa de 4,5% do tamanho do choque por trimestre.

Neste contexto, o coeficiente de correção de erro de curto prazo do VEC1 é aproximadamente 0,045. Isto implica que, quando os saldos monetários reais desviarem de sua trajetória conjunta de equilíbrio de longo prazo, haveria a correção desse desvio em 4,5% a cada trimestre, fazendo o poder de compra da moeda brasileira cair no longo prazo.

⁸ $u_{1t} = MPBR_{t-1} + 65,44 GW_{t-1} - 0,045 Trend$
[4,82] [6,14]

Considerando o VEC1, que não possui restrições adicionais em sua estrutura, o que significa que ambas as variáveis são inicialmente consideradas endógenas, a estimação resultante é:

$$\Delta MPBR_t = -0,045[u_{1t}] + 0,27\Delta MPBR_{t-1} + 9,5\Delta GW_{t-1} + 0,19 - 0,1DMPBR - 0,1D8990 + \varepsilon_t \quad (11)$$

[1,87] [2,60] [2,53] [2,26] [1,55] [1,70]

Podemos notar na equação (11) que $[9,5\Delta GW_{t-1}]$ expressa a relação cointegrante entre os saldos monetários reais da economia brasileira e a posição fiscal do mundo. Esta implica que a relação entre MPBR e GW é significativa no curto prazo, ou no mecanismo de correção de erros, referentes aos desvios de sua trajetória de equilíbrio de longo prazo. Quando o gasto governamental do mundo, relativo ao produto, aumenta no trimestre t-1, os saldos monetários reais da economia brasileira aumentam mais do que proporcionalmente no trimestre t, corrigidos de forma negativa período a período.

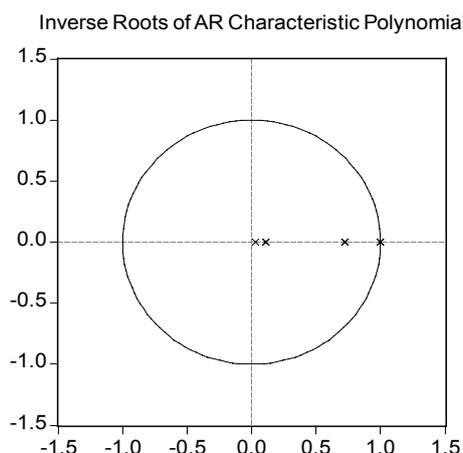
Além do mais, de acordo com o teste Jarque-Bera, a probabilidade de que a séries dos erros da regressão do VEC1 sejam normais é de 17,2%. Como este valor é superior aos níveis aceitáveis, isto é, superior a 10%, não é possível rejeitar a hipótese nula de que os erros no VEC1 pertencem a uma distribuição normal.

O teste de estabilidade do modelo VEC pode ser realizado por meio da análise das raízes inversas do polinômio AR característico representativo.

Se um processo auto-regressivo uni-variado possui coeficientes de sua estrutura de erro maiores que um, significa que as séries são explosivas, e, portanto, não estáveis ou não-estacionárias. Assim, suas raízes em módulo devem ser menores que um.

A consequência principal de séries não-estacionárias é que alguns resultados não são válidos, como a análise impulso resposta dos erros padrão no procedimento VEC. Além disso, no caso do VEC, pelo menos uma raiz inversa AR deve ser igual a um, por causa da existência de pelo menos uma relação de co-integração. O número máximo de raízes inversas dependerá do número máximo de equações cointegrantes. Suponha um VEC com r relações cointegrantes, então o número de raízes iguais a um é (k-r), sendo k o número de variáveis endógenas.

Figura 5 – Raízes Inversas do Polinômio Característico AR

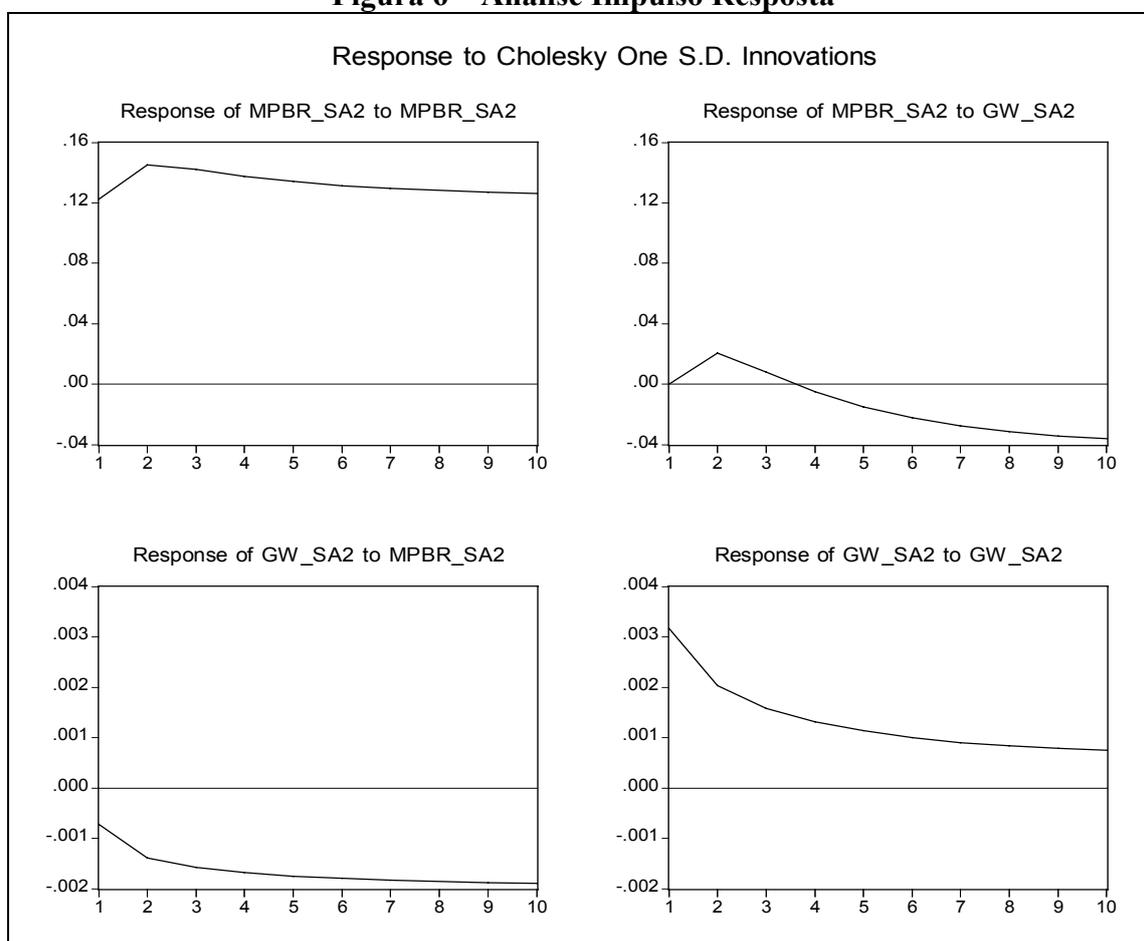


A Figura 5 revela que, como a equação dos saldos monetários reais no VEC1 possui duas variáveis e uma relação de co-integração, uma raiz inversa do polinômio auto-regressivo característico é igual a um e as demais raízes se encontram dentro do ciclo unitário do

polinômio característico AR. Portanto, o experimento VEC1 pode ser considerado estacionário.

Ainda, é possível observar a reação dos encaixes reais a choques sobre os erros da posição fiscal do mundo por meio da análise impulso resposta, utilizando a série de erros da regressão VEC1. Supondo duas variáveis relacionadas entre si no longo prazo (x e y), de forma que há uma combinação linear estacionária no longo prazo entre elas. O evento de um choque em x se propagaria a y. Esse choque é chamado inovação. Como as inovações podem estar correlacionadas, os cálculos dos efeitos das inovações no sistema de variáveis envolvem a aplicação de alguma transformação (P) nas inovações para torná-las não-correlacionadas, de forma que: $u_t = P \varepsilon_t \sim (0, D)$, para D igual à diagonal da matriz de covariância. A técnica para calcular a transformação P é a fatorização de Cholesky, que usa a menor matriz triangular L do fator de Cholesky, com base na estimação da matriz de covariância dos resíduos. Os resultados da aplicação desta técnica estão dispostos nos gráficos da Figura 6.

Figura 6 – Análise Impulso Resposta



De acordo com a Figura 6, o primeiro gráfico representa a resposta dos saldos monetários reais a um choque de Cholesky na própria variável MPBR. O gráfico demonstra que após um efeito positivo sobre a variável, que se estende até o segundo período, esta mantém uma queda até o valor 0,12, atingindo sua posição do início do choque.

O segundo gráfico demonstra que um choque de Cholesky em GW causa um impulso positivo a partir do primeiro trimestre pós-choque sobre MPBR, entretanto, demonstra que a partir do segundo trimestre os desvios dos saldos monetários reais reduzem, alcançando um patamar inferior ao patamar inicial. Esta análise está de acordo com o comportamento

previsto na regressão do VEC1 para as reações de curto e longo prazo dos encaixes reais para mudanças na posição fiscal do mundo.

O terceiro e quarto gráficos demonstram que um choque de Cholesky tanto em MPBR quanto em GW provoca um efeito negativo em GW, fazendo com que os desvios de GW em relação a sua tendência permaneçam a um patamar inferior ao patamar inicial.

Como o objeto de estudo do presente trabalho é o comportamento de MPBR em relação às demais variáveis, devemos ater nossa atenção aos dois primeiros gráficos da figura.

Podemos observar que os resultados apresentados pelo segundo gráfico da Figura 6 estão de acordo com os resultados apresentados pelo modelo de Corsetti e Pesenti, onde os efeitos *spillovers* de choques de política fiscal são *beggar-thy-neighbor*⁹. Isto é, na ocorrência de uma expansão fiscal permanente na Argentina, haveria uma expansão nos gastos governamentais do mundo. Como os gastos governamentais se realizam exclusivamente em bens nacionais, aumentaria o preço do bem estrangeiro, já que a expansão na oferta seria menor que a expansão da demanda. Como o preço estrangeiro também é um componente do índice de preços doméstico, a expansão do gasto governamental mundial aumentaria a inflação doméstica, reduzindo assim, o valor dos saldos monetários reais da economia brasileira, que somado ao efeito negativo sobre o consumo, geraria o efeito *beggar-thy-neighbor* descrito por Corsetti e Pesenti (2001).

6. Conclusão

Devido à existência de interdependência macroeconômica entre o Brasil e a Argentina, com ênfase à posição fiscal dos dois países, considerando a economia brasileira como doméstica e a argentina como estrangeira, foram realizados testes do modelo de Corsetti e Pesenti (2001), para a relação de longo prazo entre os encaixes reais domésticos e os gastos governamentais do mundo. De acordo com o modelo teórico, uma política monetária expansionista é *beggar-thy-self* no curto prazo e neutra no longo prazo, enquanto que uma política fiscal expansionista é *beggar-thy-neighbor*.

Como o teste de raiz unitária demonstrou que as séries são não-estacionárias e possuem a mesma ordem de integração I(1), e o teste de Johansen indicou a existência de co-integração entre as variáveis, foi utilizado o modelo com vetores de correção de erros (VEC) para a análise empírica. De acordo com a equação de equilíbrio de longo prazo, o coeficiente de co-integração entre os saldos monetários reais e os gastos governamentais do mundo é negativo e significativo. Este resultado demonstra que uma política fiscal expansionista na Argentina provoca uma redução dos saldos monetários reais da economia brasileira no longo prazo.

Na análise impulso resposta, os resultados indicam que um choque nos gastos governamentais da Argentina, que afete os gastos do mundo (GW), tem inicialmente um efeito positivo sobre os agregados monetários reais do Brasil (MPBR). No entanto, os resultados demonstram que, a partir do segundo trimestre, os desvios dos saldos monetários reais reduzem gradativamente, alcançando um patamar inferior ao patamar inicial.

Assim, ao reduzir o valor dos saldos monetários reais da economia doméstica, isto é, reduzir o poder de compra da moeda brasileira, um choque sobre os gastos governamentais do mundo gera um efeito de empobrecimento sobre a economia doméstica, no caso, a brasileira. Este resultado está de acordo com o efeito *beggar-thy-neighbor* da política fiscal, apresentado por Corsetti e Pesenti (2001).

⁹ Empobrece a economia do país vizinho com o qual mantém relações comerciais.

Contudo, nosso estudo revela a necessidade de aprofundar as pesquisas sobre efeitos de repercussão de políticas macroeconômicas, em especial a magnitude da transmissão de políticas fiscais de parceiros comerciais sobre o poder de compra da moeda brasileira.

7. Referências

COOPER, R.N. Economic Interdependence and Coordination of Economic Policies. **Handbook of International Economics**, vol. II: 1195-1234, 1985.

CORSETTI, G. e PESENTI, P. Welfare and Macroeconomic Interdependence. **The Quarterly Journal of Economics**, Maio: 421-445, 2001.

DIAS, M.H.A. e MCDERMOTT, J.H. Policy Relations in Opened Economies. In: **Anais da VII ANPEC SUL**. Maringá, PME-UEM. Set.: 491-516, 2004.

DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy**, vol. 86: 1161-1176, 1976.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York, John Wiley and Sons, Inc. 1995.

ENGLE, R.F. e GRANGER, C.W.J. Co-Integration and Error Correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, vol. 55: 251-276, 1987.

GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, 1969.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**. São Paulo, 1ª edição, Editora Saraiva, 2000.

INDEC – Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. Disponível em: www.indec.gov.ar Acesso em 5 de setembro de 2004.

JOHANSEN, S. e JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with applications to the demand money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, vol. 52: 169-210, 1990.

MACKINNON, J.G. Critical Values of Cointegration Tests. In: ENGLE, R.F. e GRANGER, C.W.J. (Orgs.) **Long Run Economic Relationships: readings in cointegration**. New York, Oxford University Press, 1991.

MECON – Ministério de Economía y Producción República Argentina. Disponível em: www.mecon.gov.ar. Acesso em 12 de setembro de 2004.

OBSTFELD, M. e ROGOFF, K. Exchange Rate Dynamics Redux. **Journal of Political Economy**, CIII: 624-660, 1995.