

INTERDEPENDÊNCIA E TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MACROECONÔMICA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

*Prof^a Dr^a Maria Helena Ambrosio Dias**
*Prof. Dr. Joilson Dias***

Resumo

Os efeitos de longo prazo da política fiscal sobre os agregados da economia brasileira são analisados dentro do contexto das inter-relações macroeconômicas de países parceiros comerciais, Brasil e EUA. A investigação empírica utiliza a análise Impulso Resposta, Causalidade de Granger com modelos de Vetores Auto-regressivos Estruturais (SVAR). Assim, desenvolvemos uma aplicação do modelo de Corsetti & Pesenti (2001) de interdependência macroeconômica. Os resultados empíricos indicam que a política fiscal expansionista permanente nos EUA causa efeitos de empobrecimento da vizinhança no Brasil no longo prazo. O canal de transmissão da política é confirmado como os termos de troca. Além disso, os encaixes reais são também afetados de forma negativa pela política estrangeira, interferindo na eficiência da política monetária nacional.

Palavras-Chave: *Efeitos Repercussão, Política Fiscal, Empobrecimento da Vizinhança, Modelos VAR*

Abstract

Economic policy transmission between trade partners have been analyzed over different contexts in the literature. Depending on real or nominal frictions, the results indicate possible beggar-thy-neighbor effects for policies, given international trade, and need for coordinating policies. The baseline model is Corsetti and Pesenti (2001) of macroeconomic interdependence. The theoretical proposition suggests that a no anticipated economic policy of exchange rate depreciation creates a beggar-thyself effect. Yet, many economies have engaged in this policy to enhance exports and improve welfare. Here, fiscal policy transmissions over Brazilian economic aggregates are investigated, considering Brazil as home and US as foreign country. The problem is specified in a Structural VAR (Vector Autoregression), taking Granger causality tests and Impulse Response analysis as econometric application. The results indicate that expansionary fiscal policy in US has a beggar-thy-neighbor effect for Brazilian economy in the long-run. The policy transmission mechanism relies on the terms of trade. In addition, real money balances are affected by foreign fiscal policy, affecting the efficiency of domestic monetary policy.

Key-words: *Policy Transmission, Fiscal Policy, Beggar-thy-neighbor, SVAR*

JEL: *F41- Open Economy Macroeconomics
F42- International Policy and Transmission*

* Professora Titular em Teoria Econômica, Departamento de Economia e Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE-UEM).

** Professor Titular em Teoria Econômica, Departamento de Economia e Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE-UEM). Pesquisador do CNPq.
Os autores agradecem o financiamento concedido pelo BNDES a esta pesquisa.

INTERDEPENDÊNCIA E TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MACROECONÔMICA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

I. Introdução

A interdependência macroeconômica de políticas nacionais tem recebido a atenção de organismos internacionais, autoridades fiscais e monetárias e pesquisadores desde o final dos anos 60, quando o regime de taxa de câmbio fixa prevalecia em muitos países (COOPER, 1969; ROPER, 1971).

No entanto, considerando que o principal meio de trocas internacional, o dólar, estava se desvalorizando rapidamente, especialmente por causa do crescimento da dívida americana, o problema de efeitos transmissão de políticas econômicas internas para a economia mundial gerou muitas preocupações.

Quanto de uma política praticada no exterior pode ser internalizado por um sistema de taxas de câmbio fixas, ou *pegged*? Quais são os canais de transmissão em que as políticas atuam entre os países? Quão ampla é a extensão de contágio, ou de efeitos propagação (*spillover effects*), de políticas macroeconômicas nacionais para as economias que participam do mercado mundial?

Tais questões permaneceram desde então. Nos anos 70, conforme Dornbusch (1976), Helpman (1976), Frenkel e Razin (1977), muitos eventos colaboraram para incrementar o debate. Em particular, a quebra do sistema de Bretton Woods, os choques de preços de insumos, as recessões generalizadas trouxeram novos elementos ao problema, como taxas de câmbio flexíveis aliadas à competição acirrada de depreciação das moedas nacionais, conforme os anos 80 avançavam (COOPER, 1986; FRANKEL, 1988; DEVEREUX E WILSON, 1989).

Em seguida, os efeitos repercussão e a necessidade de coordenação internacional de políticas das nações engajadas nas trocas foram discutidos sob novo contexto, focalizando estabilidade econômica doméstica e diferentes regimes de câmbio (HENDERSON, 1977; DORNBUSCH, 1982; ANDRESEN E EVERAERT, 1987; AOKI, 1987).

De maneira geral, conforme a abordagem da interdependência internacional se desenvolvia, suas teorias e aplicações eram aperfeiçoadas para a inclusão de novos elementos, apesar de antigos em temas econômicos. A partir dos anos 90, fundamentos microeconômicos sobre novos arranjos contratuais no mercado de trabalho e a determinação de preços sob concorrência monopolística na produção e venda de mercadorias passaram a incorporar a análise acerca das conseqüências e oportunidades da interdependência macroeconômica internacional (OBTSFELD E ROGOFF, 1995; WREN-LEWIS, 1997; BETTS E DEVEREUX (2000); DIBOOĞLU, 2000).

Conforme Betts e Devereux (2000), diferente de Mundell (1962), Obtsfeld e Rogoff (1995) demonstram que a política monetária não é um instrumento de empobrecimento da vizinhança sob taxas de câmbio flexíveis. Então, não haveria incentivos para se engajar em concorrência via depreciação da moeda. Como resultado, haveria pouco espaço à coordenação, e que esta poderia até reduzir bem-estar.

Entre as propostas, a contribuição de Corsetti e Pesenti (2001) se destaca por aprimorar um dos casos indicados em Obtsfeld e Rogoff (1995), "*Exchange Rate Dynamics Redux*", discutindo os efeitos de políticas nacionais sobre os agregados econômicos de parceiros comerciais. Um resultado intrigante para expansão monetária é que uma "*política não-antecipada de depreciação cambial pode ser beggar-thyself ao invés de beggar-thy-neighbor*". Esta conduta de política cambial tem sido praticada na história recente de muitos países para impulsionar exportações e ganhos de bem-estar. Além disso, o resultado encontrado pelos autores difere dos resultados sugeridos em Obtsfeld e Rogoff (1995), os quais argumentaram que poderia haver incentivos para agentes domésticos se tornarem credores internacionais.

Todavia, Benigno e Benigno (2003, p. 756) coloca que “[...] *ganhos de cooperação internacional podem ser possíveis, mesmo se os mercados são completos e a precificação ao mercado ocorre*”.

Nesse contexto, desenvolvemos uma análise empírica do modelo de interdependência macroeconômica e bem-estar de Corsetti e Pesenti (2001) para o Brasil, economia doméstica, e os Estados Unidos, economia estrangeira, com o intuito de replicar os resultados encontrados no modelo teórico sobre repercussão de políticas fiscais.

As soluções do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) geram dois conjuntos de equações. O primeiro é a representação do curto prazo, em que são destacados os efeitos da política monetária sobre os agregados econômicos: produto (Y), consumo (C), taxa de juros (R), termos de troca (TT) e taxa de câmbio nominal (E). Estes efeitos são transitórios e sem conseqüências diretas para a formulação da política econômica do país doméstico para o longo prazo, neste caso o Brasil. O segundo conjunto de equações representa o longo prazo, em que há validade somente para a política fiscal. Então, no longo prazo, a posição fiscal do mundo é determinante dos saldos monetários reais e interfere no comportamento das variáveis agregadas, quais sejam: o produto de longo prazo (\bar{Y}), o

consumo de longo prazo (\bar{C}), os encaixes reais (\bar{m}), os termos de troca (\bar{TT}) e os preços domésticos (P_h), conforme indica o quadro do Apêndice I.

Como a metodologia empírica de modelos SVAR (*Structural Vector Autoregressive*), além de estimar os efeitos de longo prazo da teoria, permite avaliar os choques de curto prazo, choques que ocorrem uma única vez, a opção foi avaliar os resultados de longo prazo. Além disso, esses modelos empíricos permitem avaliar a interação entre política fiscal e monetária, quando trata a relação entre os encaixes reais e a política fiscal, interferindo na eficiência da política monetária em afetar moeda real.

O artigo está organizado conforme segue. A Seção II apresenta uma discussão sobre a Nova Economia Macroeconômica Aberta (*New Open-Economy Macroeconomics* - NOEM) no contexto de análises empíricas. Então, são descritos os dados utilizados, a metodologia de análise e os principais resultados de trabalhos selecionados na área. A Seção III discute os resultados encontrados para a economia brasileira. O Apêndice I contém os resultados detalhados do modelo de Corsetti e Pesenti (2001), enquanto o Apêndice II, os principais testes e equações estimadas.

Contudo, a transmissão de política macroeconômica entre as nações auxilia a entender as conseqüências de eventos internacionais recentes.

II. Transmissão Macroeconômica Internacional na Economia Brasileira

As relações econômicas apresentadas em Corsetti and Pesenti (2001) resultam de uma estrutura complexa de interações macroeconômicas internacionais entre as nações. Dadas as conclusões alcançadas, são detalhadas aqui as principais análises para o longo prazo, reservando para o curto prazo as conseqüências transitórias dos choques de longo prazo.

O problema de estimação de séries temporais recebeu atenção especial dos econométricos nas últimas décadas. A metodologia de análise de relações econômicas no curto e longo prazo mudou completamente. Novos conceitos e técnicas foram introduzidos para conduzir a pesquisa empírica. No que segue, apresentamos os pontos principais à análise de séries temporais no longo prazo usada na aplicação econométrica.

2.1. Base de Dados

Como o modelo teórico considera relações econômicas internacionais entre dois países, são selecionadas as economias do Brasil (BR) e dos Estados Unidos (EUA) para aplicar o modelo de

Corsetti e Pesenti (2001). De acordo com o Ministério da Fazenda do Brasil, entre 1980 e 2000, os Estados Unidos representou 25% dos fluxos de trocas da balança comercial brasileira. Apesar de que o peso da economia brasileira na economia mundial ser diferente da economia americana, ambos têm sido importantes parceiros comerciais. Então, o Brasil é o país doméstico e os Estados Unidos é o país estrangeiro, considerando o período trimestral entre 1980:I e 2009:II.

Os dados referentes à economia brasileira e americana são coletados do banco de dados do *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI), com o apoio das séries do IPEADATA.

As variáveis macroeconômicas, objeto de estudo, são principalmente as seguintes: PIB (Y); Consumo das Famílias (C); Encaixes Reais (M/P); Taxa Nominal de Câmbio (ξ); Termos de Troca ($\xi P_F^* / P_H = \mathfrak{T}$); Preços (P_h); Moeda Nominal (M); Gastos Governamentais Domésticos como Razão do PIB (g); Posição de Gastos Governamentais do Mundo (BR e EUA).

2.2. Metodologia Econométrica Aplicada à Transmissão de Políticas Econômicas

O objetivo desta seção é estimar os efeitos de longo prazo preconizados inicialmente por Obstfeld e Rogoff (1995) e desenvolvidos por Corsetti e Pesenti (2001), considerando os avanços da literatura empírica de séries temporais.

As estimativas empíricas existentes na literatura seguem o artigo de Blanchard e Quahl (1989), que decompõem os choques específicos de um país em componentes permanentes e transitórios. Os choques transitórios, ou de curto prazo, e os permanentes, ou de longo prazo, podem ser obtidos por meio dos modelos de Vetores Auto-Regressivos Estruturais (SVAR – *Structural Vector Autoregressive Models*).¹ Estes modelos empíricos permitem identificar as matrizes de restrição dos coeficientes das variáveis, conforme as relações propostas no modelo teórico. Assim, testes de exogeneidade contemporânea podem ser realizados para confirmar as hipóteses do modelo teórico. Outra vantagem dos modelos SVAR está em permitir a simulação de funções impulsos e respostas das variáveis exógenas contemporâneas sobre as endógenas. Especificamente, este artigo apresenta uma avaliação dos choques permanentes ou de longo prazo de políticas econômicas praticadas em um país sobre a economia de outro país, parceiro comercial.

Na seqüência, uma breve revisão da literatura que retrata a aplicação dos SVAR para modelos que testaram a interdependência de políticas econômicas entre países é apresentada. O intuito é demonstrar a versatilidade de aplicação dos modelos SVAR.

2.3. Aplicabilidade dos Modelos SVAR para a Transmissão de Políticas Econômicas

Os primeiros trabalhos a utilizar os modelos SVAR tiveram como objetivo testar a hipótese dos preços dos modelos “NOEM – *New Open Economy Macroeconomics*”. Se estes deveriam ser preços únicos para o mercado (mercado interno e externo) também chamado de PCP (*Producer Currency Pricing*) ou preços diferenciados para o mercado doméstico e internacional, denominado de PTM (*Pricing to Market*), ou ainda LCP (*Local Currency Pricing*).

Clarida e Galí (1994) e Eichenbum e Evans (1995) encontraram que choques monetários influenciam a taxa de câmbio, estimando modelos compatíveis com preços PTM. Esses testes foram ampliados para considerar os saldos da balança comercial do país em Betts e Devereux (1997). Os autores encontraram que os modelos que preconizam preços PTM explicam movimentos na taxa de

¹ Veja Sims (1980). O uso de modelos SVAR para testar hipóteses teóricas foi amplamente utilizado na literatura RBC – *Real Business Cycles*. Esta literatura permite o leitor compreender a relação entre teoria e testes empíricos usando a metodologia, em especial nos artigos de Chari *et alli* (2005), Fernandes-Villaverde *et alli* (2007), Dupaigne *et alli* (2007).

câmbio e no produto melhor do que os modelos que consideram a PPP (*Paridade do Poder de Compra*) e obedecem a lei de preço único em ambos os países, preços PCP.

Conforme discute Devereux, Engel e Tille (2003), no caso da LCP, produtores determinam preços em sua própria moeda, e os intermediários determinam preços ao consumidor nas moedas locais. Assim, uma apreciação nominal melhora os termos de troca, consistente com as observações de Obstfeld e Rogoff (2000).

Comparando as duas estratégias de determinação de preços, com PCP, a taxa de câmbio é afetada tanto por choques de moeda como de velocidade. Sob PCP, assim como em Obstfeld e Rogoff (1995), uma surpresa monetária doméstica positiva aumenta o consumo doméstico diretamente, porém parte desta expansão é diminuída pela depreciação cambial, enquanto conduz a uma apreciação cambial estrangeira, uma redução dos preços no exterior e uma expansão dos encaixes reais estrangeiros, aumentando o consumo estrangeiro (DEVEREUX e ENGEL, 2003, p.774).

Um teste mais abrangente sobre a teoria foi realizado por Dhrymes e Dimitrios (1997) por meio dos modelos SVAR. O intuito foi testar várias restrições dos coeficientes do modelo SVAR que são compatíveis com as hipóteses dos modelos teóricos. Os testes realizados utilizaram duas especificações para os modelos: *forward looking e backward looking*. Os resultados comuns a ambos os modelos foram: *i*) a taxa de juros internacional e a taxa de câmbio real são determinantes do produto interno bruto do país; *ii*) existe exogeneidade da moeda doméstica e internacional; e *iii*) não existe ilusão monetária.

Mais recentemente, os modelos SVAR são novamente utilizados para testar as hipóteses de transmissão internacional, mas adicionando a rigidez salarial. Bergin (2003, 2004) teve como ênfase verificar se os preços dos países se apresentam como PCP, PTM e/ou flexíveis. Nos testes para preços flexíveis, os salários são considerados rígidos. A hipótese de salários rígidos foi rejeitada em todas as especificações, indicando que a hipótese de preços rígidos é mais adequada para esses modelos. Os preços PTM se sobressaem na explicação de movimentos do produto e preços, mas não demonstram ser altamente adequados para a determinação da taxa de câmbio, quando comparado com os movimentos simulados no modelo estrutural padrão (*benchmarking*). Portanto, este último resultado de alguma forma contradiz os encontrados nos trabalhos iniciais realizados por Clarida e Galí (1994) e Eichenbaum e Evans (1995).

Além disso, os modelos SVAR foram utilizados para testar os efeitos de políticas monetárias sobre o balanço de pagamentos dentro da literatura NOEM. Um teste de longo prazo ou permanente de choques na produtividade sobre o balanço de pagamentos foi realizado por Cavallari (2001). Usando a primeira diferença da razão do produto doméstico e mundial, balanço de pagamentos e produto e taxas de juros doméstica e internacional, o trabalho de Cavallari encontrou que choques monetários não causam efeito contemporâneo na atividade real. No entanto, o autor não incluiu a taxa de câmbio, que é considerada crucial nestes modelos para compreensão dos mecanismos de transmissão internacional de políticas monetárias.

Lee e Chinn (2002) estenderam o modelo anterior com a inclusão da taxa de câmbio na análise. Estes estimaram os efeitos de longo prazo, deixando os impactos de curto prazo agir livremente sem restrição. Como resultado, os autores obtiveram que as transmissões de políticas monetárias internacionais possuem somente efeitos transitórios na taxa de câmbio e, portanto, concordando que os movimentos na taxa de câmbio são compatíveis com o preconizado pela teoria de preços PTM.

O principal problema dessa estratégia, permitir que os efeitos de curto prazo sejam livres durante as estimações, está relacionado ao problema de identificação de choques estruturais do modelo SVAR utilizado pelos autores. Giuliadori (2004) chama a atenção para essa dificuldade e propõe um sistema de três equações, formadas pelas seguintes variáveis: *i*) variação da razão do produto doméstico e mundial; *ii*) variação da taxa de câmbio; e *iii*) a razão balanço de pagamentos e

produto; sendo todas estacionárias. Os choques são de três naturezas: *a*) choques de oferta; *b*) choques de demanda; e *c*) choques monetários estruturais. No que se refere aos choques permanentes, são identificados como tendo origem no aumento da oferta agregada, ou resultante de nova tecnologia. O modelo foi estimado para os 14 países que compõem a OECD. Como resultado, choques permanentes causam efeitos permanentes na taxa de câmbio. Enquanto nas principais economias, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Holanda, Japão, Suécia, Reino Unido, ocorrem depreciação cambial, nos demais há apreciação real. Portanto, um efeito contraditório, mas esperado, uma vez que, o modelo estrutural VAR está indicando que os resultados estão associados à estrutura econômica de cada país.

A seção apresenta o modelo SVAR a ser estimado para o Brasil e os Estados Unidos. Os modelos a serem estimados possuem como principal inovação, em relação à literatura descrita acima, a avaliação dos efeitos permanentes de política fiscal sobre o produto, consumo, termos de troca e encaixes reais. As variáveis foram escolhidas conforme o modelo de Corsetti e Pesenti (2001), disponíveis nas equações (4), (5), (6), (10) e (11) do Quadro I do Apêndice I.

III. Análise de Efeitos Transmissão de Política Econômica dos EUA para o Brasil²

3.1. Os Impactos de uma Política Fiscal Internacional sobre o Consumo de Longo Prazo

De acordo com o modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001), o consumo real doméstico de longo prazo depende da estrutura de gastos governamentais do mundo, ou posição fiscal do mundo, equação (4) do Apêndice I. Aqui, o tratamento das séries é considerado pelas variações em torno de suas respectivas médias de longo prazo. Neste modelo bivariado, os impactos são de ordem estrutural de longo prazo, ou seja, alterações nas médias móveis das variáveis. O modelo SVAR permite testar a relação de causalidade dos choques fiscais sobre o consumo agregado de longo prazo e avaliar dois efeitos: *i*) advindo de um único choque, equivalente a alterações de curto prazo de gastos fiscais; e *ii*) choques cumulativos, equivalentes a choques de longo prazo de alteração de estrutura de gastos fiscais. Assim, o sistema possui a seguinte especificação em SVAR:

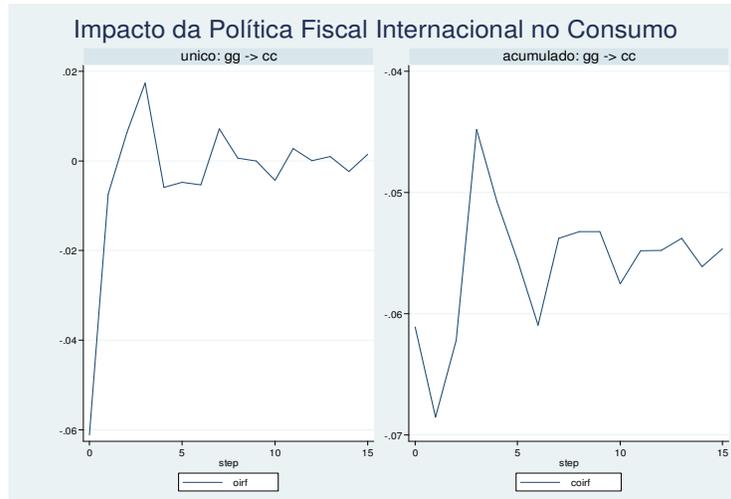
$$(1) \quad y_t = \begin{bmatrix} \Delta \text{Ln} \left[\left(\frac{G^*}{\bar{G}^*} \right) / \left(\frac{G}{\bar{G}} \right) \right] \\ \Delta \text{Ln}(c/\bar{c}) \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} C(11) & \cdot \\ C(21) & C(22) \end{bmatrix} \quad e_t = \begin{bmatrix} p_t \\ t_t \end{bmatrix}$$

Assim, a interdependência internacional da economia doméstica pode ser avaliada através de um choque permanente (p_t), em que os gastos dos governos internacionais crescem mais que os domésticos. Estes gastos causariam impacto direto na taxa de crescimento do consumo real de longo prazo do país doméstico. Se positivo seria *prosper-thy-neighbor* e se negativo seria *beggar-thy-neighbor*. Os choques transitórios (t_t) avaliam choques que ocorrem uma única vez.

Para fins de estimação, a equação do consumo é log-linearizada em seu equilíbrio de longo prazo. Portanto, o consumo de longo prazo utilizado no modelo é a diferença do logaritmo do consumo atual e o consumo de longo prazo. Efeitos positivos indicam que o consumo atual está crescendo mais que a sua tendência de longo prazo, portanto uma melhora no bem-estar da população no longo prazo através do aumento do consumo (cc). O consumo de longo prazo é obtido com a utilização do filtro HP - Hodrick e Prescott (1997). A diferença da política fiscal internacional e doméstica representa os choques permanentes do crescimento dos gastos

² Todos os resultados dos testes econométricos estão à disposição dos interessados junto aos autores.

Figura 1: Impulso-Resposta: Impulso (gg) Resposta (cc)



Com base nos resultados teóricos de Corsetti e Pesenti (2001), a interdependência macroeconômica da economia brasileira em relação à economia dos EUA ocorre, pois alterações na posição fiscal do mundo advindas da política de gastos americana causam aumento da demanda agregada mundial e respectivos aumentos de preços e salários estrangeiros. Como consequência, os preços de bens importados elevam, aumentando o nível de preços interno. Assim, depreciam os termos de troca para o Brasil, reduzindo o poder de compra dos agentes domésticos. O aumento de preços relativos induz os consumidores domésticos a consumir menos e exportar mais. Este impacto acumulado faz com que a taxa de crescimento do consumo atual fique abaixo de sua taxa de crescimento real de longo prazo. Portanto, há uma alocação do consumo das famílias domésticas para o consumo das famílias estrangeiras na economia mundial, ou seja, redução de consumo doméstico e aumento de exportação. Porém, como a parcela do consumo das famílias no PIB brasileiro é maior que a participação das exportações, os resultados indicam que as externalidades negativas de termos de troca depreciados sejam maiores que o aumento da demanda advindo do choque externo, em concordância com o modelo teórico. Contudo, os resultados para o consumo agregado das famílias de um choque de política fiscal do mundo confirmam o efeito *beggar-neighbor*.⁴

3.2. Os Impactos de uma Política Fiscal Internacional sobre o Produto de Longo Prazo

Conforme o modelo teórico, o produto de longo prazo depende dos gastos do governo doméstico e do mundo, equação (5) do Apêndice I. Para estimar este modelo novamente recorremos à técnica de log-linearizar a variável em torno da tendência de longo prazo. No caso do produto, novamente computamos sua tendência de longo prazo pelo filtro HP. Em seguida, aplicamos a diferença no logaritmo da razão dos produtos atuais e de longo prazo. Portanto, a variável (yy) representa a diferença nas taxas de crescimento de ambos. Impactos positivos da política fiscal internacional (yy) indicam que a taxa de crescimento atual está superando sua média de longo prazo.

Os testes DFGLS, PP e AZ comprovam estacionariedade para a variável (yy). Os testes de seleção de defasagens preliminar demonstraram que o número de defasagens seria quatro. Estimativas dos testes ML e Exclusão de Defasagens de Wald confirmaram quatro como o número de defasagens ideal. Como no caso anterior, os resíduos da regressão não demonstraram

⁴ É possível visualizar esse resultado com a fórmula dos agregados: $Y-C=S=G+IN+X-H$. Em que Y é o produto, C o consumo, S a poupança, IN o investimento, X as exportações e H as importações.

normalidade com estatística Jarque-Bera de $\chi^2=420,07$. No entanto, os testes atestam estacionariedade para a distribuição dos resíduos a 1% de significância, com AZ = -10,24*, DFGLS = -10,12* e PP = -10,13*.

Assim, o modelo estimado equivale ao da equação (2), mas substituindo a equação cc por yy. Os resultados desta equação estão a seguir.

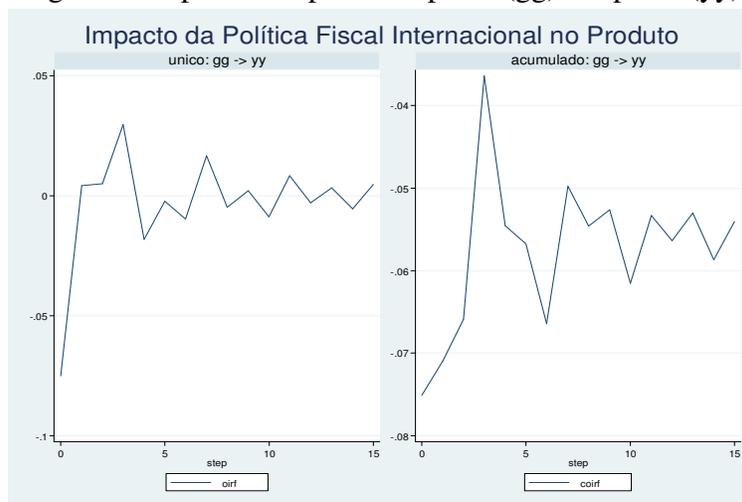
$$(3) \quad y_t(\mathbf{yy}) = \begin{bmatrix} \mathbf{gg} \\ \mathbf{yy} \end{bmatrix} \quad C(\mathbf{yy}) = \begin{bmatrix} \mathbf{0,088} & \mathbf{0} \\ (\mathbf{0,0058})^* & \\ -\mathbf{0,086} & \mathbf{0,0502} \\ (\mathbf{0,0074})^* & (\mathbf{0,0033})^* \end{bmatrix} \quad e_t(\mathbf{yy}) = \begin{bmatrix} \mathbf{p}_t \\ \mathbf{t}_t \end{bmatrix}$$

O resultado do modelo SVAR indica que a relação proposta pela teoria de que existe uma relação de longo prazo entre a política fiscal internacional e as variações do produto doméstico se confirma. Uma vez que, todos os coeficientes são significativos a 1%. No entanto, o teste adicional de causalidade de Granger indica que gg não-Granger causa (yy), com $\chi^2 = 3,95$, ou seja, 41% das vezes não Granger-causa (yy). Este teste indica que a relação de curto prazo de causalidade pode não existir.

Considerando que os coeficientes de longo prazo são significativos, a análise de impulso resposta foi realizada para 15 trimestres.

O impulso devido ao um choque único na posição fiscal do mundo, temporário, pressiona a taxa de crescimento do produto atual para baixo em relação ao longo prazo, em até 0,07%. No entanto, ao longo do tempo a taxa de crescimento apresenta oscilações em torno da taxa de crescimento de longo prazo do produto. De outra forma, o impulso acumulado da posição fiscal do mundo, ou seja, aumentos cumulativos de 1% nos gastos do governo dos EUA proporcionalmente maiores que os do Brasil diminuem permanentemente a taxa de crescimento futura da economia brasileira, em relação à sua taxa de longo prazo em até 0,05%. Portanto, a política fiscal *beggar-neighbor* do modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001) é confirmada para a taxa de crescimento do produto brasileiro, quando consideramos os Estados Unidos como a economia estrangeira.

Figura 2: Impulso-Resposta: Impulso (gg) Resposta (yy)



Novamente, a transmissão dessa política fiscal pode estar associada a impactos nos termos de troca do país doméstico, conforme indica o modelo teórico. Os preços relativos se elevam devido à alta sobre preços dos bens comercializáveis. Como efeito, gera um aumento da demanda por bens

transacionáveis externamente, porém uma queda no consumo interno das famílias. Como o peso do consumo na demanda agregada é maior que o dos bens transacionáveis, um aumento da posição fiscal do mundo advindo de gastos governamentais americanos causa uma queda da taxa de crescimento do produto de longo prazo em relação à tendência. Portanto, a política fiscal internacional apresenta efeitos *beggar-thy-neighbor*.

3.3. Os Impactos de uma Política Fiscal Internacional sobre os Encaixes Reais no Longo Prazo

Esta seção visa verificar se existe uma interdependência do poder de compra dos agentes domésticos brasileiros da política fiscal dos EUA, considerando a posição fiscal do mundo relativa entre Brasil e Estados Unidos.

Para verificar o impacto foi construída a quantidade de moeda real de longo prazo utilizando o filtro HP. No entanto, a variável a ser testada é o logaritmo da razão das quantidades de moeda real atual e a de longo prazo (mm). Desvios da quantidade de moeda real atual em relação à de longo prazo de forma permanente indica que os encaixes reais (poder de compra da moeda doméstica) estão sofrendo alterações estruturais devidos aos efeitos de interdependência destes com a política fiscal internacional (gg).

Os testes indicam estacionariedade para a variável (mm). Inicialmente, os testes de seleção de defasagens indicam o número quatro como mais adequado. No entanto, posterior à regressão estrutural, o teste ML indicou como ideal cinco defasagens, devido ao efeito da autocorrelação ainda presente com quatro defasagens. Porém, o teste de exclusão de defasagens de Wald também confirmou o número de defasagens ideal como sendo quatro. O resultado do teste Jarque-Bera $\chi^2 = 130,44$ indicou que os resíduos não são normais. Portanto, foram realizados os testes de estacionariedade AZ = -9,87*, DFGLS = -9,82* e PP = -9,80*, todos significativos a 1%, indicando uma distribuição dos erros estacionária.

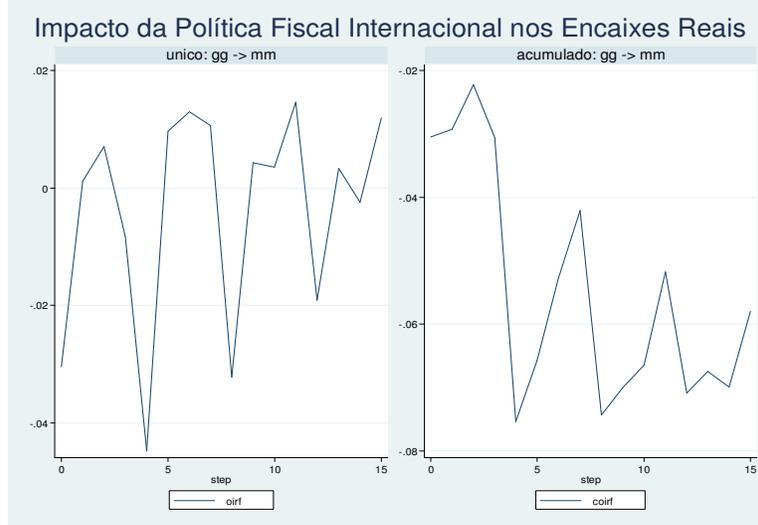
O modelo empírico equivale à equação de longo prazo dos encaixes reais, conforme equação (6) do Apêndice I, com a variável dependente sendo mm (variações na taxa de crescimento dos encaixes reais em relação à sua taxa de crescimento de longo prazo) e como variável independente a posição fiscal do mundo, de gastos governamentais relativos do Brasil e dos Estados Unidos. Os resultados formam:

$$(4) \quad y_t(\text{mm}) = \begin{bmatrix} \text{gg} \\ \text{mm} \end{bmatrix} \quad C(\text{mm}) = \begin{bmatrix} 0,1019 & 0 \\ (0,0067)^* & \\ -0,0932 & 0,1162 \\ (0,0125)^* & (0,0077)^* \end{bmatrix} \quad e_t(\text{mm}) = \begin{bmatrix} p_t \\ t_t \end{bmatrix}$$

Além disso, o teste adicional de causalidade de Granger indica que (gg) Granger causa (mm) com $\chi^2 = 10,95$, aceitável a um nível de significância de 5% com os coeficientes do efeito de (gg) sobre (mm) significantes a 1% (*).

Conforme Figura 3, choques de política fiscal internacional, em que a participação dos gastos americanos cresce mais que proporcionalmente à participação dos gastos brasileiros, produzem efeitos negativos permanentes nos encaixes reais domésticos, desde que estes gastos sejam cumulativos. Gastos fiscais dos EUA que são apenas temporariamente superiores aos do Brasil não afetam de forma permanente os encaixes reais ou o poder de compra da moeda nacional. Os efeitos permanentes de 1% de aumento em gg podem levar a uma redução dos encaixes reais brasileiros entre -0,02% e -0,08%, portanto relativamente pequeno.

Figura 3: Impulso-Resposta: Impulso (gg) Resposta (mm)



Assim, neste caso, a política fiscal de aumento dos gastos relativos do governo americano pode ser classificada como *beggar-thy-neighbor*. De acordo com a proposta teórica, o processo de transmissão de efeitos da política fiscal de um país sobre um parceiro comercial ocorre via alterações dos termos de troca.

Teoricamente, o aumento dos gastos governamentais americanos, acima de sua média de longo prazo, relativamente maiores que os brasileiros e por mais de um período, aumentam a demanda agregada externa, causando maior demanda por bens domésticos de exportação. Inicialmente, os preços dos bens comercializáveis se elevam, incidindo sobre o índice geral de preços domésticos. Com preços maiores internamente, o poder de compra da moeda doméstica diminui, reduzindo a renda real e a demanda interna de bens. Tal efeito coaduna com os encontrados pelas aplicações empíricas.

3.4. Os Impactos de uma Política Fiscal Internacional sobre os Termos de Troca

Conforme os procedimentos quantitativos, os termos de troca brasileiros utilizados representam uma definição que considera os preços relativos internacionais resultantes de uma cesta de preços de dezesseis países, com os quais o Brasil mantém trocas comerciais. Os efeitos de longo prazo da posição fiscal do mundo (Brasil e EUA) são verificados sobre os desvios dos termos de trocas em relação ao seu comportamento de longo prazo, conforme equação (10) do Apêndice I. Os termos de troca de longo prazo foram obtidos com o filtro HP. O logaritmo da razão entre os termos de troca atual e o de longo prazo indica que os termos de troca apreciam ou depreciam em relação a sua tendência de longo prazo.

Com base nos testes exigidos para robustez dos resultados do SVAR, há comprovação de estacionariedade para os termos de troca de longo prazo (tt) e para a utilização de quatro defasagens, conforme testes iniciais, ML e Wald de Exclusão. Os resultados das estimativas do VAR estrutural são:

$$(5) \quad y_t(\text{tt}) = \begin{bmatrix} \text{gg} \\ \text{tt} \end{bmatrix} \quad C(\text{tt}) = \begin{bmatrix} 0,0861 & 0 \\ (0,0057)^* & \\ 0,0482 & 0,0447 \\ (0,0052)^* & (0,00297)^* \end{bmatrix} \quad e_t(\text{tt}) = \begin{bmatrix} p_t \\ t_t \end{bmatrix}$$

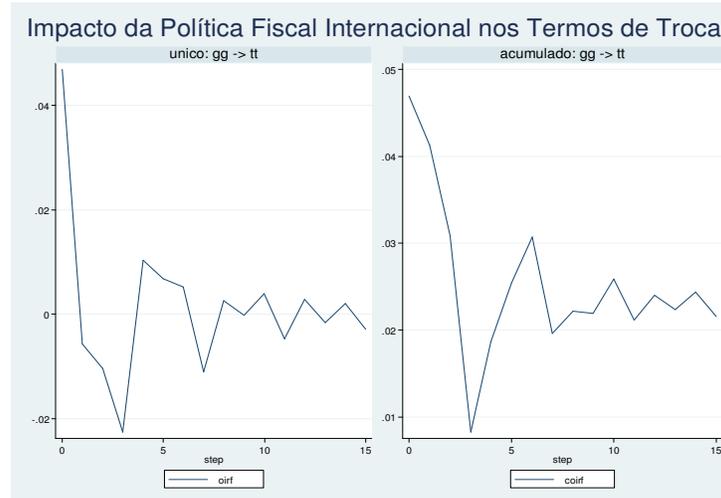
Os resultados indicam que o coeficiente $C(21) = 0,0482$ é significativo em nível aceitável de até 1%, ou seja, os termos de troca são influenciados diretamente pela política fiscal dos EUA, confirmando as análises anteriores e o mecanismo de transmissão de choques internacionais. O teste de causalidade de Granger implica que (gg) não causa no sentido de Granger (tt) em nível de 10%, $\chi^2 = 3,28$. Portanto, impactos de curto prazo não demonstram possuir efeitos.

Considerando os coeficientes estimados, as simulações dos choques da posição fiscal do mundo em 1% são apresentadas na Figura 4.

Os resultados mostram impactos de um choque único de 1% sobre oscilações de curto prazo nos termos de troca. Enquanto que os choques acumulados de 1% da política fiscal dos EUA iniciam com um processo de depreciação dos termos de troca brasileiros, acima de 0,04%, o qual tende a reduzir ao longo do tempo, porém permanece com depreciação no longo prazo.

Dessa forma, considerando que os gastos fiscais dos EUA ocorrem de forma a desviarem mais que proporcionalmente do que os brasileiros e sejam cumulativos implicam que haja uma depreciação dos termos de troca brasileiros. Conforme o modelo, a depreciação traria uma maior competitividade inicial dos produtos domésticos transacionados com os EUA. Porém, os efeitos cumulativos indicam que poderia haver efeitos negativos sobre a demanda agregada doméstica, por impulsionar os preços internamente e causar perda no poder de compra da moeda nacional e dos salários reais. Estes efeitos seriam as externalidades negativas da demanda agregada advindas da depreciação dos termos de troca, resultante da política econômica de gastos governamentais internacionais discutidos teoricamente.

Figura 4: Impulso-Resposta: Impulso (gg) Resposta (tt)



Assim, os resultados estão de acordo com efeitos de longo prazo negativos de políticas fiscais internacionais expansionistas atuando por meio dos termos de troca depreciados e atingindo o consumo, o produto e os encaixes reais brasileiros no longo prazo.

3.5. Os Impactos de uma Política Fiscal Internacional sobre os Preços Domésticos

Conforme Corsetti e Pesenti (2001), os preços domésticos são afetados no longo prazo pela posição fiscal do mundo, pela política monetária doméstica e pela política fiscal interna. No entanto, a análise empírica sobre os efeitos da política monetária de longo prazo, dos gastos mundiais e do gasto fiscal brasileiro no preço doméstico se coloca como o maior desafio do trabalho empírico. No período entre 1980 e 2009, os preços sofreram considerável alteração devido aos diferentes

processos inflacionários na economia brasileira. Portanto, a especificação empírica do modelo a ser estimado exige esclarecimentos quanto aos seus efeitos esperados.

Primeiro, os preços domésticos são representados por uma razão entre o nível de preços vigente e o nível de preços de longo prazo, obtido pelo filtro HP. A diferença entre ambos em termos logaritmos expressa a diferença entre a taxa de inflação e a esperada de longo prazo (pp). Em segundo lugar, a quantidade de moeda utilizada (M1) também sofreu transformações para captar os efeitos de política monetária. Da mesma forma, o estoque de moeda de longo prazo foi construído com o filtro HP. A diferença do logaritmo da razão entre o estoque de moeda corrente e de longo prazo equivale a diferenças nas suas taxas de crescimento (mm). Portanto, choques cumulativos na diferença da taxa de crescimento da moeda em relação a sua média esperada de longo prazo indicam uma política monetária expansionista. Em terceiro lugar, choques cumulativos de política fiscal dos EUA vis a vis do Brasil, representa uma política fiscal expansionista (gg). Em resumo, esta especificação equivale a log-linearizar a equação (11) do Quadro 1 do Apêndice I em torno do seu comportamento de longo prazo.

Considerando indicação das estimativas para estacionariedade (DFGLS e PP) das variáveis envolvidas e para seleção de quatro defasagens (ML e Wald), o método SVAR foi aplicado, resultando no seguinte sistema:

$$(6) \quad y_t(\text{mm}, \text{pp}) = \begin{bmatrix} \text{gg} \\ \text{mm} \\ \text{pp} \end{bmatrix} C(\text{mm}, \text{pp}) = \begin{bmatrix} 0,0899 & 0 & 0 \\ (0,0059)^* & & \\ -0,0881 & 0,1057 & 0 \\ (0,0115)^* & (0,0070)^* & \\ -0,0462 & -0,0025 & 0,1153 \\ (0,0112)^* & (0,0108) & (0,0076)^* \end{bmatrix} e_t(\text{mm}, \text{pp}) = \begin{bmatrix} p_t \\ \text{dm}_t \\ \text{pp}_t \end{bmatrix}$$

O coeficiente C(32) não é significativo para níveis aceitáveis, enquanto que os demais são significantes a 1%(*). O teste complementar de causalidade de Granger indica que as variáveis Granger causam os níveis de moeda real, mas não os preços, com $\chi^2 = 8,41$.

Então, a equação foi estimada eliminando o coeficiente C(32) e o teste de sobre-identificação para causalidade foi realizado. No entanto, o coeficiente da política monetária em pp, C(32) não apresentou significância. O teste de sobre-identificação produziu uma estatística χ^2 de 0,057, portanto não rejeita a hipótese de que o coeficiente é zero. Este resultado indica que variações de longo prazo em pp estão associadas a choques de oferta e demanda nacional e internacional.

$$(7) \quad y_t(\text{mm}, \text{pp}) = \begin{bmatrix} \text{gg} \\ \text{mm} \\ \text{pp} \end{bmatrix} C(\text{mm}, \text{pp}) = \begin{bmatrix} 0,0899 & 0 & 0 \\ (0,0059)^* & & \\ -0,0881 & 0,1057 & 0 \\ (0,0115)^* & (0,0070)^* & \\ -0,0881 & 0 & 0,1153 \\ (0,0059)^* & & (0,0077)^* \end{bmatrix} e_t(\text{mm}, \text{pp}) = \begin{bmatrix} p_t \\ \text{mm}_t \\ \text{pp}_t \end{bmatrix}$$

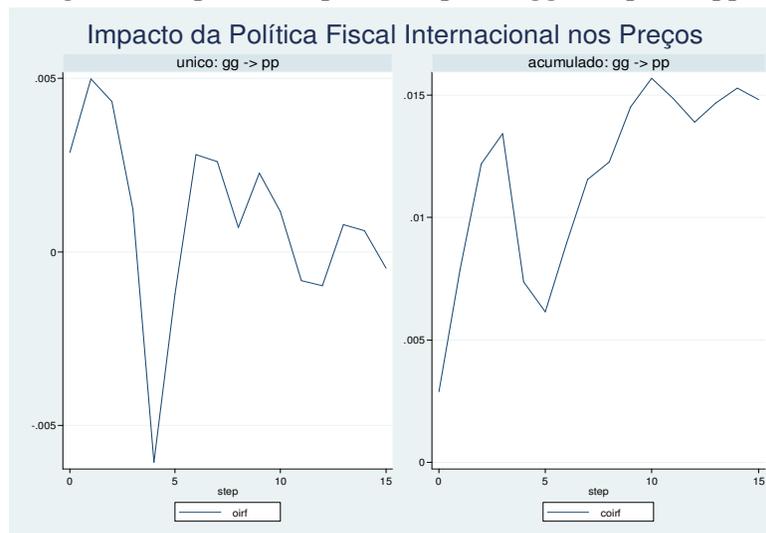
Além disso, o coeficiente de (gg) em (mm) demonstrou ser significativo, ou seja, a política fiscal dos EUA afeta a política monetária de longo prazo do Brasil. A razão é simples, a maior demanda governamental americana aumenta a renda dos EUA internamente, ampliam sua demanda agregada e aumentam os preços estrangeiros. Por um lado, o impacto inicial de maior demanda agregada nos EUA recai em parte sobre os produtos importados. Por sua vez, se houver maiores exportações brasileiras, aumentam as reservas domésticas, que são convertidas em moeda doméstica. Portanto, efeitos permanentes em (gg) aumentam (mm), implicando que a taxa de crescimento futura da moeda doméstica seja superior à tendência de longo prazo.

Na investigação sobre os efeitos da posição fiscal do mundo sobre os preços domésticos, tanto choques temporários, como o efeito de uma única variação na posição do mundo (único), como choques permanentes (acumulado) são observados. Os resultados podem ser ilustrados na Figura 5.

Assim, os choques transitórios causam aumento na taxa de crescimento do índice de preço doméstico acima de 0,005%, que ao longo do tempo tende a no longo prazo tende a esvanecer, pois as oscilações vão reduzindo até aproximarem à tendência.

No entanto, os choques acumulados de 1% em (gg) sobre os preços domésticos resultam em aumento permanente dos preços acima do longo prazo. Note que este efeito acumulado pode elevar a taxa de crescimento do nível de preços em até 0,015% em 15 trimestres.

Figura 5: Impulso-Resposta: Impulso (gg) Resposta (pp)



De acordo com Corsetti e Pesenti (2001), esse comportamento dos preços domésticos em relação à posição fiscal do mundo, relacionando os gastos governamentais proporcionais ao produto dos Estados Unidos e do Brasil, respectivamente, indica que as relações de trocas entre a economia brasileira e americana são predominantemente de bens substitutos, considerando o longo prazo. Assim, de acordo com os resultados teóricos e empíricos, apesar dos efeitos *beggar-thy-neighbor* encontrados para a política fiscal americana, estes são amenizados pelas relações de troca. Quando os Estados Unidos aumentam relativamente seus gastos fiscais e depreciam os termos de troca domésticos, a demanda agregada perde poder de compra, mas volta-se para a compra de bens nacionais, compensando em parte a perda em renda, porém aumentam os preços para o longo prazo.

IV. Considerações Finais

As implicações da interdependência econômica entre países vêm sendo discutidas com a preocupação de estabelecer em que medida há necessidade de coordenação de políticas econômicas e o seu grau de eficiência para assegurar, aumentar, ou no mínimo manter o bem-estar.

Conforme apontam os resultados, uma política fiscal dos EUA que supere os gastos relativos do Brasil, proporcionalmente aos seus respectivos PIB, altera os termos de trocas entre os países. A depreciação dos termos de troca domésticos beneficia as exportações e encarece as importações. Como resultado, ocorre maior entrada de divisas, melhorando o balanço de pagamentos. No entanto, no longo prazo, os encaixes reais domésticos diminuem, reduzindo o poder de compra das famílias. Além disso, as variáveis reais de longo prazo são reduzidas, como PIB e consumo, confirmando

externalidades negativas do choque e efeitos *beggar-thy-neighbor*, como indica Corsetti e Pesenti (2001).

V. Referências Bibliográficas

- ANDRESEN, S.; EVERAERT, L. International Macroeconomic Interdependence *Annales d'Économie et de Statistique*, n. 6/7, Modélisation des systèmes dynamiques, p. 161-181, abr. set. 1987.
- ANDREWS, D.; ZIVOT, E. Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (2), p. 251-270, 1992.
- AOKI, M. Studies of Economic Interdependence by State Space Modeling of Time Series: US-Japan Example. *Annales d'Économie et de Statistique*, n. 6/7, p. 225-252, abr. set. 1987.
- BERGIN, P. Putting the “New Open Economy Macroeconomics” to Test. *Journal of International Economics*, v. 60, n. 1 p. 3-34, 2003.
- BERGIN, P. How Well the New Open Economy Macroeconomics Explain the Exchange Rate and Current Account? *NBER Working Paper*, n. 10356, NBER, Cambridge, Mass., 2004.
- BENIGNO, G.; BENIGNO, P. Price Stability in Open Economies. *The Review of Economic Studies*, v. 70, n. 4, p. 743-764, out. 2003.
- BERNANKE, B. S. Alternative Explanations of the Money-Income Correlation. *NBER Working Paper*, n. 1842, 2004.
- BETTS, C.; DEVEREUX, M. B. The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-Market. *European Economic Review*, v. 40, n. 5, p. 1007-1021, 1996.
- BETTS, C.; DEVEREUX M. B. International Monetary Policy Coordination and Competitive Depreciation: A Reevaluation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 32, n. 4 (1), p. 722-745, nov. 2000.
- BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 74, n. 4, p. 655-673, 1989.
- CAVALLARI, L. Current Account and Exchange Rate Dynamics. *Economic Notes*, v. 30, n. 1, p. 27-51, 2001.
- CHARI, V.V.; KEHOE, P.; MCGRATTAN, E. A Critique of Structural VARs Using Real Business Cycle Theory. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper*, n. 631, fev. 2005.
- CLARIDA, R.; GALÌ, J. Sources of Real Exchange rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks? *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 41, n. 1, p. 1-56, 1994.
- COOPER, R. N. Macroeconomic Policy Adjustment in Interdependent Economies. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 83, n. 1, p. 1-24, fev. 1969.
- COOPER, R. N. Dealing with the Trade Deficit in a Floating Rate System. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1986, n. 1, p. 195-207, 1986.
- CORSETTI, G.; PESENTI, P. Welfare and Macroeconomic Interdependence. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 116, n. 2, p. 421-445, mai. 2001.
- DEVEREUX, M. B.; ENGEL, C. Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange-Rate Flexibility. *The Review of Economic Studies*, v. 70, n. 4, p. 765-783, out. 2003.
- DEVEREUX, M. B.; ENGEL, C.; TILLE, C. Exchange Rate Pass-through and the Welfare Effects of the Euro. *International Economic Review*, v. 44, n. 1, p. 223-242, 2003.
- DEVEREUX, M. B.; WILSON, T. A. International Co-ordination of Macroeconomic Policies: A Review. *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, v. 15, p. S20-S34, fev. 1989.
- DHRYMES, P. J.; DIMITRIOS, T. D. Structural VAR, MARMA, and Open Economy Models. *Columbia University Discussion Paper, Department of Economics*, New York, n. 9798-07, 1997.
- DIBOOĞLU, S. International Monetary Regimes and Incidence and Transmission of Macroeconomic Shocks: Evidence from the Bretton Woods and Modern Floating Periods. *Southern Economic Journal*, v. 66, n. 3, p. 590-608, jan. 2000.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431, 1979.

- DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. *The Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, p. 1161-1176, 1976.
- DORNBUSCH, R. PPP Exchange-Rate Rules and Macroeconomic Stability. *The Journal of Political Economy*, v. 90, n. 1, p. 158-165, fev. 1982.
- DUPAIGNE, M.; FÈVE, P.; MATHERON, J. Avoiding Pitfalls in Using Structural VARs to Estimate Economic Models. *Review of Economic Dynamics*, v. 10, n. 2, p. 238-255, abr. 2007.
- EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates. *Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 4, p. 975-1009, nov. 1995.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Wiley Series in Probabilities and Mathematical Statistics. New York, Wiley & Sons, 1995.
- ENGEL, C. Expenditure Switching and Exchange-Rate Policy. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 17, p. 231-272, 2002.
- FERNANDEZ-VILLAVARDE, J.; RUBIO, J. F.; SARGENT, T.; WATSON, M. A, B, C, (and D)'s for Understanding VARs. *American Economic Review*, v. 97, p. 1021-1026, 2007.
- FLEMING, J. M. Domestic Financial Policies under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Staff Papers-International Monetary Fund*, v. 9, n. 3, p. 369-380, nov. 1962.
- FRANKEL, J. Obstacles to International Macroeconomic Policy Coordination. *Journal of Public Policy*, v. 8, n. 3/4, p. 353-374, jul. dez. 1988.
- FRENKEL, J. A.; RAZIN, A. Government Spending, Debt, and International Economic Interdependence. *The Economic Journal*, v. 95, n. 379, p. 619-636, set. 1985.
- GHIRONI, F. Macroeconomics Interdependence under Incomplete Markets. *Journal of International Economics*, v. 70, p. 428-450, 2006.
- GIULIODORI, M. Nominal Shocks and the Current Account: A structural VAR Analysis of 14 OECD Countries. *Review of the World Economics*, v. 140, n. 4, p. 569-591, 2004.
- HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994.
- HELPMAN, E. Macroeconomic Policy in a Model of International Trade with a Wage Restriction. *International Economic Review*, v. 17, n. 2, p. 262-277, jun. 1976.
- HENDERSON, D. W. Modeling the Interdependence of National Money and Capital Markets. *American Economic Review*, v. 67, n. 1, Papers and Proceedings of the Eighty-ninth Annual Meeting of the American Economic Association, p. 190-199, fev. 1977.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Post-war U.S. Business Cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.
- LANE, P. R. The New Open Economy Macroeconomics: A Survey. *Journal of International Economics*, v. 54, n. 2, p. 235-266, ago. 2001.
- LEE, J.; CHINN, M. Current Account and the Real Exchange Rate Dynamics in the G-7 Countries. *IMF Working Paper*, Washington, D.C., n. WP/02/130, 2002.
- MUNDELL, R.A. The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy under Fixed Exchange Rate. *Staff Papers-International Monetary Fund*, v. 9, n. 1, p. 70-79, mar. 1962.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange Rate Dynamics Redux. *Journal of Political Economy*, CIII, p. 624-660, 1995.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. New Directions for Stochastic Open Economy Models. *Journal of International Economics*, v. 50, p. 117-153, 2000.
- OBTSFELD, M.; ROGOFF, K. Global Implications of Self-Oriented National Monetary Rules. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 2, p. 503-535, mai. 2002.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for Unit Root in Time Series Regressions. *Biometrika*, 75, 335-436, 1988.
- ROPER, D. E. Macroeconomic Policies and the Distribution of the World Money Supply. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 85, n. 1, p. 119-146, fev. 1971.
- SIMS, C. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.
- WREN-LEWIS, S. The Choice of Exchange Rate Regime. *The Economic Journal*, v. 107, n. 443, p. 1157-1168, jul. 1997.

Apêndice I

Quadro I

Soluções do Modelo de Corsetti e Pesenti (2001) ⁵	
Determinantes do bem-estar doméstico	
(1) $C = a_1 (\bar{M}_W)^{1/\rho}$	Consumo de curto prazo
(2) $Y = a_2 (\bar{M}_R)^{1-\gamma} (\bar{M}_W)^{1/\rho} + G$	Produto de curto prazo
(3) $\bar{M}/P = a_3 \bar{M}_W$	Saldos monetários reais no curto prazo
(4) $\bar{C} = a_4 (\bar{g}_W)^{-1/(1+\rho)}$	Consumo de longo prazo
(5) $\bar{Y} = a_5 (\bar{g})^{1/2} (\bar{g}_W)^{-(1-\rho)/[2(1+\rho)]}$	Produto de longo prazo
(6) $\bar{M}/\bar{P} = a_6 (\bar{g}_W)^{-\rho/(1+\rho)}$	Saldos monetários reais no longo prazo
Preços	
(7) $1+r = a_7 (\bar{M}_W)^{-1} (\bar{g}_W)^{-\rho/(1+\rho)}$	Taxa real de juros de curto prazo
(8) $E P_F^*/P_H = a_8 \bar{M}_R$	Termos de troca de curto prazo
(9) $E = \bar{E} = a_9 \bar{M}_R$	Taxa de câmbio nominal
(10) $\bar{E} \bar{P}_F^*/\bar{P}_H = a_{10} (\bar{g}_R)^{-1/2}$	Termos de troca de longo prazo
(11) $\bar{P}_H = a_{11} \bar{M} (\bar{g}_W)^{-(1-\rho)/[2(1+\rho)]} (\bar{g})^{1/2}$	Preço dos bens domésticos no longo prazo

$$a_1 = \gamma (\gamma_W)^{(1-\rho)/(1+\rho)} (g_{W_0})^{-1/(1+\rho)} (M_{W_0})^{1/(1+\rho)};$$

$$a_2 = \gamma^{(1-\rho)/2} (\gamma_W)^{(1-\rho)^2/[2(1+\rho)]} (g_{W_0})^{-(1-\rho)/[2(1+\rho)]} (g_0)^{-1/2} (M_{R_0})^{-(1-\gamma)} (M_{W_0})^{-1/\rho} \Phi^{1/2} (\Phi_W)^{(1-\rho)/[2(1+\rho)]};$$

$$a_3 = \chi[(1+\delta)/\delta] \gamma^\rho (\gamma_W)^{\rho(1-\rho)/(1+\rho)} (g_{W_0})^{-\rho/(1+\rho)} M_{W_0}^{-1} (\Phi_W)^{\rho/(1+\rho)};$$

$$a_4 = \gamma (\gamma_W)^{(1-\rho)/(1+\rho)} (\Phi_W)^{1/(1+\rho)};$$

$$a_5 = \gamma^{(1-\rho)/2} (\gamma_W)^{(1-\rho)^2/[2(1+\rho)]} \Phi^{1/2} (\Phi_W)^{(1-\rho)/[2(1+\rho)]};$$

$$a_6 = \chi[(1+\delta)/\delta] \gamma^\rho (\gamma_W)^{[\rho(1-\rho)]/(1+\rho)} (\Phi_W)^{\rho/(1+\rho)};$$

$$a_7 = \beta^{-1} (g_{W_0})^{\rho/(1+\rho)} M_{W_0};$$

$$a_8 = [\gamma/(1-\gamma)]^{-(1+\rho)/2} (g_{R_0})^{-1/2} M_{R_0}^{-1} (\Phi_R)^{1/2};$$

$$a_9 = \chi^* \chi^{-1} [\gamma/(1-\gamma)]^{-\rho};$$

$$a_{10} = [\gamma/(1-\gamma)]^{-(1+\rho)/2} (\Phi_R)^{1/2};$$

$$a_{11} = (a_4)^\rho a_5 (a_6)^{-1} \Phi^{-1}.$$

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

⁵ 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.

Apêndice II

Especificação do Modelo SVAR

Os modelos SVAR desenvolvidos por Sims (1980) e Bernanke (1986) tinham como proposta principal modelar as inovações utilizando análise econômica, ou seja, a relação entre as previsões de erro e as inovações estruturais.⁶ Aqui vamos seguir a apresentação proposta por Hamilton (1994). Considere o modelo VAR de curto prazo representado em sua forma genérica:

$$(A1) \quad \mathbf{y}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t$$

Em que $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$ é um vetor randômico de $k \times 1$ elementos; \mathbf{A}_0 é um vetor contendo $k \times 1$ parâmetros; \mathbf{A}_1 até \mathbf{A}_p são matrizes de parâmetros de dimensão $k \times k$; e \mathbf{u}_t é um vetor ortogonalizado com as seguintes características $\mathbf{u}_t \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \mathbf{S})$ e $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_s) = 0$ para todo $t \neq s$. Este modelo VAR pode ser escrito da seguinte forma:

$$(A2) \quad \mathbf{A}(\mathbf{I}_k - \mathbf{A}_1 L - \mathbf{A}_2 L^2 - \dots - \mathbf{A}_p L^p) \mathbf{y}_t = \mathbf{A} \boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{B} \mathbf{e}_t$$

Sendo L o operador de defasagens; $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ o vetor de inovações com $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim (\mathbf{0}, \mathbf{S})$ e $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_s') = 0$ para todo $t \neq s$; $\mathbf{u}_t = \mathbf{B} \mathbf{e}_t$ o vetor ortogonalizado, possuindo \mathbf{e}_t as seguintes características, $\mathbf{e}_t \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \mathbf{I}_k)$ e $E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_s') = 0$ para $t \neq s$. Esta transformação é obtida através de restrições nos parâmetros das matrizes \mathbf{A} e \mathbf{B} que representam o estado do sistema no curto prazo. As restrições seguem diretamente do modelo teórico. Assim, a equação (A2) permite analisar a dinâmica do sistema de curto prazo através de choques em \mathbf{e}_t .

A transformação para o longo prazo requer que o sistema da equação (A2) seja estável. Assuma que o VAR seja estável, \mathbf{y}_t flutua em torno de sua média, e que as matrizes \mathbf{A} e \mathbf{B} são não singulares. Então, a matriz $\bar{\mathbf{A}} = (\mathbf{I}_k - \mathbf{A}_1 L - \mathbf{A}_2 L^2 - \dots - \mathbf{A}_p L^p)$ pode ser invertida e obtemos $\bar{\mathbf{A}}^{-1}$, o que nos fornece a matriz de coeficientes de longo prazo quando esta é pré-multiplicada na equação (A2), conforme segue.

$$(A3) \quad \mathbf{y}_t = \bar{\mathbf{A}}^{-1} \mathbf{B} \mathbf{e}_t = \mathbf{C} \mathbf{e}_t$$

Em que $\mathbf{C} = \bar{\mathbf{A}}^{-1} \mathbf{B}$ é a matriz de respostas de choques de longo prazo desejada. Este resultado implica que $\mathbf{S} = \mathbf{B} \mathbf{B}'$ é a matriz de variância e covariância de \mathbf{u}_t . Assim, restrições são impostas em elementos de \mathbf{C} de tal forma que a mesma seja triangular e possamos obter resultados que sejam identificados. Essas restrições são de duas ordens: *i*) ordem das equações; e *ii*) a exogeneidade contemporânea das variáveis. Ambas determinam a disposição e as restrições dos coeficientes da matriz \mathbf{C} . Além disso, ambas as restrições devem ser derivadas do modelo teórico que esteja sendo testado empiricamente.

⁶ Veja uma apresentação formal em Enders (1995).