

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

ITALO OIKAWA

**TRANSMISSÃO INTERNACIONAL DE EFEITOS DE POLÍTICA
FISCAL: O CASO BRASIL E MÉXICO**

**Maringá
2012**

ITALO OIKAWA

**TRANSMISSÃO INTERNACIONAL DE EFEITOS DE POLÍTICA
FISCAL: O CASO BRASIL E MÉXICO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá, como parte dos requisitos necessários para obtenção do título de Mestre em Economia

Orientador: Profa. Dra. Maria Helena Ambrosio Dias

**Maringá
2012**

ITALO OIKAWA

**TRANSMISSÃO INTERNACIONAL DE EFEITOS DE POLÍTICA
FISCAL: O CASO BRASIL E MÉXICO**

BANCA EXAMINADORA

**Profa. Dra. Maria Helena Ambrosio Dias – UEM
Profa. Dra. Amalia Maria Goldberg Godoy – UEM
Profa. Dra. Marcia Regina Gabardo da Camara –
UEL**

30/08/2012

RESUMO

O presente trabalho estuda a interdependência macroeconômica da política fiscal entre Brasil e México no período compreendido entre os anos de 1995 e 2011. O objetivo é analisar efeitos de transmissão da política fiscal sobre os agregados econômicos produto e termos de troca, assumindo o Brasil como país doméstico e o México como país estrangeiro. Para tanto, realiza-se uma aplicação empírica do modelo teórico de interdependência macroeconômica proposto por Corsetti e Pesenti (2001) com a metodologia de séries temporais dos modelos de Vetores Autoregressivos Estruturais – SVAR e análise Impulso-Resposta. Os resultados indicaram que aumentos nos gastos do governo mexicano, proporcionalmente maiores que os do Brasil, implicam numa redução permanente na taxa de crescimento do produto doméstico. Além disso, verificou-se que aumentos dos gastos do governo mexicanos relativamente maiores que os do Brasil induzem os termos de troca domésticos a permanecerem apreciados no longo prazo. Então, a conduta fiscal do parceiro comercial latino americano seria *beggar-thy-neighbor*.

Palavras-chave: Interdependência Macroeconômica; Transmissão de políticas; *Beggar-thy-neighbor*.

ABSTRACT

This work studies the macroeconomic interdependence of fiscal policy between Brazil and Mexico in the period of time from 1995 to 2011. The objective is to analyze the transmission of fiscal policy effects to some macroeconomics aggregates, such as output and terms of trade, considering Brazil as the home economy and Mexico as the foreign. Thus, this work develops an empirical application of the theoretical model of macroeconomic interdependence proposed by Corsetti and Pesenti (2001), specifies a Structural VAR (Vector Autoregression) model and Impulse Response analysis. The results indicate that when the Mexican government expenditure is relatively higher than the Brazilian government expenditure, the growth rate of output in the home country is reduced permanently. Moreover, the results showed that raises in Mexican government expenditures relatively higher than the Brazilian government expenditures appreciate the home country's terms of trade in the long run. Then, Mexican fiscal policy shocks are beggar-thy-neighbor in the long run.

Key-words: Macroeconomic Interdependence; Transmission of policies; *Beggar-thy-neighbor*.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	10
1 UMA REVISÃO SOBRE A INTERDEPENDÊNCIA MACROECONÔMICA E A TRANSMISSÃO DE POLÍTICAS	13
1.1 Fundamentos da Teoria da Interdependência Econômica	13
1.2 A Nova Macroeconomia Aberta (NOEM)	17
1.3 O Modelo de Corsetti e Pesenti	21
1.3.1 Índices de consumo e preferências	21
1.3.2 Tecnologia e produção.....	23
1.3.3 Restrição orçamentária e de recursos	24
1.3.4 Rigidezes nominais e restrições à participação	25
1.3.5 Equilíbrio	26
1.3.6 Solução do modelo	27
1.3.7 Implicações do modelo para a política fiscal.....	29
1.4 Interdependência Macroeconômica Entre Brasil e Parceiros Comerciais.....	31
2 MÉTODOS ECONOMÉTRICOS DE MODELOS SVAR.....	34
2.1 Base de Dados	34
2.2 Tratamento de Séries Temporais e o Modelo SVAR	42
2.2.1 Especificação do Modelo SVAR.....	44
3 APLICAÇÃO DE MODELOS SVAR PARA A ANÁLISE DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA FISCAL ENTRE BRASIL E MÉXICO DE 1995 A 2011.....	47
3.1 Impactos da Política Fiscal do México Sobre o Produto de Longo Prazo	48
3.2 Impactos da Política Fiscal do México Sobre os Termos de Troca.....	51
3.3 O Comércio Bilateral e o Setor Manufatureiro	53
3.4 Política Fiscal do México e a Competitividade do Setor Manufatureiro do Brasil ..	59
4 CONCLUSÕES.....	65
REFERÊNCIAS.....	67
APÊNDICE I	70
APÊNDICE II	80

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1: Produto Interno Bruto do Brasil.....	35
Figura 2: Produto Interno Bruto do México	36
Figura 3: Gastos Nominais do Governo do Brasil.....	37
Figura 4: Gastos Nominais do Governo do México	37
Figura 5: Gastos Nominais do Governo - Brasil e México	38
Figura 6: Índice de Taxa de Câmbio Real Efetiva do Brasil	39
Figura 7: Gastos Relativos entre Brasil e México (G_r).....	40
Figura 8: Posição dos Gastos do Mundo (g_w).....	41
Figura 9: Análise Impulso - Resposta Choque Único ($g_w - yy$)	49
Figura 10: Análise Impulso - Resposta Acumulada ($g_w - yy$).....	50
Figura 11: Análise Impulso - Resposta Choque Único ($g_r - tt$)	52
Figura 12: Análise Impulso - Resposta Acumulada ($g_r - tt$).....	53
Figura 13: Participação na Corrente de Comércio Mundial	55
Figura 14: Balança comercial BR-MEX	56
Figura 15: Exportações Setor Automotivo	56
Figura 16: Participação Setor Automotivo nas Exportações para o México.....	57
Figura 17: Importações de Produtos Mexicanos do Setor Automotivo.....	57
Figura 18: Participação do Setor Automotivo nas Importações de Origem Mexicana	58
Figura 19: Balança Comercial Bilateral do Brasil para o Setor Automotivo	58
Figura 20: Evolução do Índice da Taxa de Câmbio Real Efetiva do Setor de Manufaturados	60
Figura 21: Índice de TCRE Manufaturados e TCRE Global.....	60
Figura 22 Análise Impulso-Resposta Choque Único (g_r -ttm)	63
Figura 23 Análise Impulso-Resposta Acumulado (g_r -ttm).....	63

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas do PIB-BR e PIB-MEX	36
Tabela 2: Estatísticas dos Gastos do Governo	38
Tabela 3: Estatísticas da variável Taxa de Câmbio Real Efetiva	39
Tabela 4: Estatísticas dos Índices de Gastos do Brasil e do México (g)	40
Tabela 5: Estatísticas dos Gastos do Mundo (gw).....	41
Tabela 6: Corrente de Comércio Brasil-México (US\$ Milhões FOB).....	54
Tabela 7: Estatísticas da variável Termos de Troca (Manufaturados)	61

ÍNDICE DE QUADROS

Quadro 1: Soluções do Modelo Corsetti e Pesenti	28
---	----

INTRODUÇÃO

Uma característica da economia moderna globalizada é a existência de relações de interdependência de ações e decisões de políticas econômicas entre países. Nesse contexto, choques de políticas originadas em um país podem repercutir direta ou indiretamente e com diferentes magnitudes nos movimentos dos agregados macroeconômicos e níveis de bem-estar dos demais países, principalmente dos seus parceiros comerciais. Assim, a condução e eficácia das políticas macroeconômicas nacionais passam a depender cada vez mais da sensibilidade das variáveis econômicas internas a eventos econômicos externos.

Nesse sentido, levando em conta aspectos idiossincráticos e as diferenças nas estruturas econômicas (regimes de câmbio, grau de abertura, peso econômico, etc.) dos países, torna-se fundamental para os governos e formuladores de políticas a consideração dos mecanismos de transmissão *cross-border* e *spill-overs* das políticas econômicas, no que tange à formulação e coordenação de políticas direcionadas à administração da interdependência econômica.

O presente trabalho estuda a interdependência macroeconômica de política fiscal entre as duas maiores economias da América Latina, Brasil e México. A motivação para este esforço se deve, em primeiro lugar, à carência de trabalhos na literatura para o caso em questão. Ademais, em anos recentes, os governos brasileiro e mexicano vêm buscando estreitar as relações econômicas bilaterais entre os dois países, em direção a um acordo de livre comércio, e com isso dar continuidade ao processo de integração dos países da América Latina, no âmbito da ALADI¹. Assim, espera-se que os resultados deste trabalho contribuam de alguma forma tanto para a tomada de decisões de políticas econômicas que envolvam os dois países, quanto para as futuras negociações do Acordo Estratégico de Integração Econômica (AEIE)². Por exemplo, com a identificação da magnitude dos efeitos de políticas praticadas pelo

¹Associação Latino Americana de Integração.

² A negociação do Acordo Estratégico de Integração Econômica Brasil-México (AEIE) foi lançada em 08/11/2010. Contempla as seguintes disciplinas: acesso a mercados; aduanas; serviços; investimentos; compras governamentais; propriedade intelectual; cooperação em matéria de políticas de concorrência e medidas contra práticas desleais de comércio; solução de controvérsias; aspectos institucionais e Comissão Administradora. Fonte: www.itamaraty.gov.br

México na econômica brasileira, as autoridades monetárias e fiscais podem utilizar políticas anti-cíclicas ou coordenar suas políticas, como forma de neutralizar tais efeitos.

Portanto, o objetivo principal é analisar efeitos de transmissão da política fiscal sobre os agregados econômicos, produto e termos de troca, no período de 1995 a 2011, assumindo o Brasil como país doméstico e o México como país estrangeiro. Especificamente, este trabalho busca, primeiramente, mensurar a participação relativa da política fiscal estrangeira e doméstica sobre os movimentos do produto doméstico no longo prazo. Segundo, verificar o efeito da posição fiscal relativa entre Brasil e México sobre os termos de troca. Além disso, verificar o comportamento do comércio bilateral entre os dois países.

A literatura que aborda a interdependência de políticas econômicas entre as nações vem desenvolvendo modelos teóricos de economia aberta de forma a superar as limitações do tradicional modelo Mundell-Flemming, principalmente com relação as seus microfundamentos e questões relacionadas à transmissão de efeitos de políticas macroeconômicas. Destacam-se entre eles, o modelo de Obstfeld e Rogoff (1995) e seu aprofundamento desenvolvido por Corsetti e Pesenti (2001), os quais permitem captar a transmissão de efeitos de políticas econômicas entre parceiros comerciais. Além dos desenvolvimentos teóricos dos modelos, é importante ressaltar as aplicações empíricas realizadas por Dias e Dias (2010) e por Dias *et al* (2012), os quais estudam, respectivamente, a interdependência de políticas macroeconômicas entre Brasil e Estados Unidos e entre América Latina e União Europeia.

Assim, este trabalho busca apresentar novos resultados teóricos sobre a interdependência de política fiscal entre países parceiros comerciais, a partir da aplicação do modelo de interdependência econômica de Corsetti e Pesenti (2001) para o caso Brasil e México. Para tanto, a metodologia adotada é a de séries temporais com análise Impulso Resposta e Causalidade de Granger dentro de modelos de Vetores Auto-regressivos Estruturais (SVAR), com o intuito de estimar os efeitos de longo prazo da política fiscal estrangeira sobre os agregados reais domésticos, objetos deste estudo.

Este trabalho está organizado em quatro capítulos. No primeiro são apresentados os fundamentos teóricos da interdependência econômica e seus desenvolvimentos, o modelo teórico o qual se fundamenta este trabalho e algumas evidências empíricas para o caso brasileiro. O segundo trata dos procedimentos metodológicos adotados. No terceiro, encontram-se os resultados da aplicação econométrica e a análise do comércio bilateral entre Brasil e México. Por fim, no capítulo quatro são apresentadas as conclusões do trabalho.

1 UMA REVISÃO SOBRE A INTERDEPENDÊNCIA MACROECONÔMICA E A TRANSMISSÃO DE POLÍTICAS

Com o crescimento acelerado do comércio internacional entre as principais economias industriais e a rápida desvalorização da moeda americana, notadamente a partir do final dos anos 60, problemas relacionados a disputas comerciais e aos regimes cambiais tornaram-se recorrentes. Neste contexto, o conceito de interdependência econômica entre as nações passa a ter maior relevância e significado. Neste capítulo é realizada uma revisão literária sobre a interdependência econômica, destacando os fundamentos e os desenvolvimentos teóricos do tema.

1.1 FUNDAMENTOS DA TEORIA DA INTERDEPENDÊNCIA ECONÔMICA

Dentro da literatura econômica, a teoria da interdependência econômica vem sendo estudada e discutida desde longa data. A respeito das relações entre as partes do sistema econômico, Cournot (1897) conclui que:

... na realidade o sistema econômico é um todo no qual as partes estão conectadas e interagem umas com as outras. Um aumento da renda dos produtores da commodity A vai afetar a demanda pelas commodities B, C, etc., e as rendas dos seus respectivos produtores, que por sua vez, irão reagir de modo a afetar a demanda pela commodity A (COURNOT, 1897, p.127).

Nessa perspectiva, o termo interdependência pode ser definido como relações estabelecidas entre indivíduos ou países pelas quais, um único indivíduo ou país é capaz, através das suas ações, de causar efeitos positivos ou negativos aos demais e vice-versa. Por sua vez, a interdependência econômica implica que os agentes de um sistema econômico dependem uns dos outros para satisfazerem suas necessidades em termos do consumo de produtos que não podem ser produzidos eficientemente por eles mesmos. Sendo assim, em princípio, ela pode ser entendida como consequência da especialização ou divisão do trabalho.

Uma definição bastante difundida na literatura foi proposta por Cooper (1972). Segundo este autor, a interdependência econômica se refere ao custo (monetário, que pode ser medido em dólares americanos) das transações comerciais entre países, em termos relativos e absolutos. Estritamente, refere-se à sensibilidade das transações econômicas entre dois ou mais países aos seus respectivos desenvolvimentos econômicos.

Por exemplo, quando um país importa de seu(s) parceiro(s) comercial(ais) um determinado produto que se constitui num insumo crucial para o seu processo produtivo, não existindo substitutos próximos, a não realização das transações pode ser custosa para sua economia. Cooper (1985) classifica essa situação como de alta dependência de um país com relação a outras partes do mundo. Se esta relação de dependência é recíproca, então existe alta interdependência econômica entre os países.

O conceito de interdependência econômica é de suma importância para o estudo dos sistemas econômicos, principalmente quando se considera o contexto de maior integração dos mercados e de aceleração do processo de globalização, onde as relações políticas e sócio-econômicas internacionais tendem a se tornar cada vez mais intensas e interdependentes. Neste contexto, o que de fato tem preocupado a comunidade acadêmica são as implicações da interdependência econômica, no que concerne à repercussão e aos mecanismos de transmissão de efeitos de choques e distúrbios econômicos entre os países.

Primeiramente, como apontado por Reinicke e Witte (1999), devido ao crescimento da interdependência econômica global, os países são pressionados a ajustarem suas economias domésticas, devido à vulnerabilidade e sensibilidade aos choques externos. Além disso, aumenta em importância o papel de instituições internacionais no que tange à criação de regras para lidar com a interdependência mútua entre os países de modo a administrar suas relações, criando condições para formulação e prática de políticas macroeconômicas conjuntas.

Cooper (1985) argumenta que a maior integração³ dos mercados e o aumento da interdependência econômica reduzem os impactos internos das políticas domésticas

³ De acordo com o Cooper (1985), um alto grau de integração dos mercados pode existir sem produzir alta interdependência. Por exemplo, num quadro onde os mercados são altamente integrados, as elasticidades de

e ao mesmo tempo, aumentam os efeitos destas nos demais países. O autor ainda identifica as seguintes fontes de interdependência: i) variações na demanda por bens ou títulos; ii) vinculação de preços e diferencial de taxa de juros; ii) formação de expectativas baseada em informações disponíveis em nível mundial. A magnitude destas fontes depende de mecanismos macroeconômicos e das relações entre variáveis econômicas internas e externas.

Analisando os impactos da política monetária dos Estados Unidos durante o sistema de Bretton Woods⁴, Roper (1971) concluiu que a política monetária expansionista americana num sistema de câmbio fixo aumentava a liquidez internacional, depreciando a moeda nacional e criando um superávit na conta corrente. Por outro lado, os outros países incorriam em déficit e eram levados a reduzirem a oferta de moeda no mesmo montante do déficit em conta corrente, gerando redução na liquidez, nas transações e na renda doméstica.

Dornbush (1976) coloca que a taxa de câmbio é o canal crítico de transmissão de política monetária sobre as demandas agregadas doméstica e estrangeira. De acordo com o Modelo de Determinação a Taxa de Câmbio proposto por Dornbush (1976), no curto prazo uma política monetária expansionista doméstica provoca uma depreciação imediata da taxa de câmbio, afetando os termos de troca⁵.

Por sua vez, Helliwell e Padmore (1985) também destacam o papel da taxa de câmbio na transmissão de efeitos da política monetária, considerando os regimes de câmbio fixo e flexível. Segundo os autores,

Exchange rate flexibility becomes more important when one considers the international effects of monetary policy. Even with substantial amounts of exchange rate smoothing by official intervention or private sector capital flows, the reported international effects of monetary policy are markedly different under fixed and flexible exchange rates. This difference does not show up, of course, in the models that concentrate on trade linkage, but it does appear wherever there are capital account and exchange rate linkages. The flexible exchange

substituição entre ativos domésticos e estrangeiros e as propensões marginais a importar bens ou ativos podem ser muito baixas. Na prática, a integração dos mercados é necessária para a ocorrência de interdependência, porém, a primeira não assegura a última.

⁴ Sob esse sistema, os países se comprometiam em manter fixas as suas taxas de câmbio.

⁵ No presente trabalho, termos de troca refere-se à taxa de câmbio real efetiva.

rate does serve to increase the domestic income price effects of domestic monetary policy, and it reduces the foreign effects, but only sometimes does it produce the Mundell (1963) result in which real income moves in opposite directions at home and abroad (HELLIWELL; PADMORE, 1985: p. 1140).

Com relação à transmissão de efeitos da política fiscal entre os países, destaca-se, em primeiro lugar, o trabalho de Frankel e Razin (1984), o qual analisa o efeito da política fiscal nas taxas de juros e riqueza da economia mundial. De acordo com os autores, o déficit orçamentário corrente do país doméstico (decorrente de um corte nos impostos) eleva as taxas de juros mundiais, aumenta a riqueza doméstica e reduz a riqueza estrangeira resultando numa transmissão negativa de política.

Ainda segundo os mesmos autores, os efeitos de variações nos gastos governamentais dependem do *timing* e dos padrões de gastos. Em primeiro lugar, um aumento transitório dos gastos correntes governamentais aumenta a taxa de juros corrente e reduz a riqueza doméstica e estrangeira enquanto um aumento transitório dos gastos futuros reduz a taxa de juros corrente, reduz a riqueza doméstica e aumenta a riqueza estrangeira. Em segundo lugar, um aumento permanente nos gastos governamentais reduz a taxa de juros se a conta corrente do balanço de pagamentos estiver incorrendo em um déficit. Por fim, os impactos das políticas dependem também da comparação entre as várias propensões (consumir e poupar) dos setores privado e governamental (FRANKEL; RAZIN, 1984).

Além da taxa de câmbio, um canal de transmissão de políticas importante estudado na literatura é o mercado de *commodities*. A este respeito, Reinhart (1988) analisa o papel desse mercado na transmissão internacional de choques de política fiscal, concluindo que um aumento nos gastos governamentais no país doméstico causa, inicialmente, um estímulo interno. Em seguida, devido ao aumento na demanda mundial por *commodities* e na presença de rigidez no produto, essa expansão nos gastos resulta em um “*crowding-out*” da demanda estrangeira e reduz o produto no país importador de *commodities*.

Por fim, Devereux e Wilson (1989) mostraram que uma expansão fiscal doméstica pode aumentar o produto nacional, ao custo de uma piora no balanço da

conta corrente. Por outro lado, essa expansão pode melhorar a renda e a conta corrente externas, permitindo ao país estrangeiro aumentar a renda e o emprego. Considerando que o país doméstico busca atingir um nível de renda elevado e equilíbrio na conta corrente (*zero account balance*), este ignora os efeitos positivos do país estrangeiro. No entanto, se a política fiscal expansionista for praticada com coordenação, ambos os países poderiam atingir um nível de produto e emprego mais elevado sem gerar desequilíbrios na conta corrente. Assim, de acordo com esses autores, uma expansão monetária doméstica poderia ter diferentes resultados, dependendo de onde a rigidez de salários ocorre (país doméstico ou estrangeiro) e qual deles atua como líder neste jogo estratégico de política.

Desde então, grande parte da literatura sobre a interdependência econômica passou a incorporar fundamentos microeconômicos em sua análise de forma a aperfeiçoar a abordagem tradicional. Na secção seguinte, são apresentadas algumas contribuições e características dessa nova corrente literária, conhecida como Nova Macroeconomia Aberta (*New Open Economy Macroeconomics* – NOEM), e o modelo utilizado como fundamentação teórica do presente trabalho.

1.2 A NOVA MACROECONOMIA ABERTA (NOEM)

A Nova Macroeconomia Aberta (NOEM – *New Open Economy Macroeconomics*) se refere à corrente literária que busca aprimorar o tradicional modelo Mundell-Fleming⁶ de economia aberta.

New open economy macroeconomics' (NOEM) refers to a body of literature embracing a new theoretical framework for policy analysis in open economy, aiming to overcome the limitations of the Mundell–Fleming model while preserving the empirical wisdom and policy friendliness of traditional analysis (CORSETTI, 2007, p.1).

Uma característica inovadora dessa abordagem é a introdução de rigidezes nominais e imperfeições de mercado em modelos dinâmicos de equilíbrio geral com microfundamentos.

⁶ Mundell (1962) e Fleming (1961).

Lane (1999) considera que a competição imperfeita⁷ é o principal elemento incorporado aos novos modelos, pois: i) o poder de monopólio, característica marcante dos mercados, permite uma análise explícita das decisões de preços dos agentes; ii) os preços de equilíbrio estabelecidos acima do custo marginal racionalizam o produto *demand-determined* no curto prazo; e iii) o poder de monopólio implica que o produto de equilíbrio se estabelece abaixo do nível social ótimo, que é uma distorção que pode ser corrigida por meio de uma política monetária ativa.

Segundo Corsetti (2007), os modelos da NOEM diferem da abordagem tradicional da economia aberta em no mínimo dois aspectos. Primeiramente, consideram que todos os agentes econômicos são otimizadores, isto é, as famílias maximizam a utilidade esperada, e os gerentes maximizam o valor das firmas. Assim, a utilidade esperada do consumidor representativo fornece um critério natural de bem-estar para a avaliação e formulação de políticas. Em segundo lugar, análises de equilíbrio geral contribuem para a consolidação da economia internacional como um campo unificado de estudo, fazendo a ponte entre a macroeconomia e a teoria do comércio.

Com relação aos desenvolvimentos dos modelos teóricos da NOEM, é importante destacar a contribuição de Svensson e van Wijnbergen (1987). Estes autores, considerando competição monopolística, desenvolvem um modelo estocástico neoclássico de dois países com rigidez de preços e expectativas racionais cujo objetivo é examinar a transmissão internacional de efeitos da política monetária. O principal resultado do modelo é que os efeitos *spillover* da política monetária podem ser positivos ou negativos.⁸

Posteriormente, Obstfeld e Rogoff (1995) desenvolvem um modelo de transmissão de política econômica internacional, que incorpora os principais elementos da abordagem intertemporal assim como a rigidez nominal de curto prazo e os microfundamentos explícitos da oferta agregada. Segundo estes autores, esta abordagem permite uma avaliação formal das políticas macroeconômicas internacionais e dos seus impactos sobre o bem-estar dos países.

⁷ Ver por exemplo Blanchard e Kiyotaki (1987).

⁸ Segundo Svensson e van Wijnbergen (1989), o efeito *spillover* será positivo se a elasticidade de substituição do consumo intertemporal exceder a elasticidade de substituição intertemporal.

De acordo com o modelo proposto por Obstfeld e Rogoff (1995), choques de oferta monetária podem ter efeitos reais que duram além do período de tempo de qualquer rigidez nominal, devido à acumulação de riqueza de curto prazo induzida pela conta corrente.

Adicionalmente, o modelo de transmissão pode confirmar que um aumento permanente não antecipado nos gastos governamentais do mundo reduz temporariamente a taxa de juros real mundial. Como os preços são rígidos, gastos governamentais elevam o produto de curto prazo, acima do produto de longo prazo, e a taxa de juros mundial se reduz à medida que os agentes tentam suavizar o consumo. Essa abordagem contém uma estrutura que permite tratar das principais questões a respeito das finanças internacionais (regimes de câmbio, transmissão de políticas macroeconômica, fontes de desequilíbrios na conta corrente, e assim por diante), sem sacrificar o realismo empírico ou o rigor da análise explícita do bem-estar (OBSTFELD; ROGOFF, 1995, p.625).

A respeito da transmissão de efeitos da política monetária, Obstfeld e Rogoff (1995) concluem que, inicialmente, uma expansão monetária aumenta a demanda global no curto prazo e reduz a taxa de juro real mundial. Se essa política resultar em mudanças na taxa de câmbio, os efeitos nos dois países poderão ser assimétricos. No entanto, quando se considera os efeitos de um aumento unilateral da oferta monetária, a taxa de juros se reduz e a demanda global aumenta. Ademais, devido à depreciação da moeda doméstica, parte da demanda mundial se desloca para os bens domésticos. Assim, o produto doméstico cresce relativamente mais, enquanto que o produto estrangeiro pode até ser reduzido.

O modelo de transmissão de políticas econômicas desenvolvido por Corsetti e Pesenti (2001) oferece resultados distintos dos encontrados em Obstfeld e Rogoff (1995) sobre as implicações das políticas monetária e fiscal.

Segundo Corsetti e Pesenti (2001), uma política monetária expansionista é *beggar-thy-self*⁹ no curto prazo, pois, devido à deterioração dos termos de troca, as externalidades positivas geradas pelo aumento da demanda agregada são menores do

⁹ Uma política econômica *beggar-thy-self* é aquela que, quando praticada pelo país doméstico, empobrece a própria economia doméstica.

que as externalidades negativas. No longo prazo, a política monetária é neutra, pois os seus efeitos são absorvidos pelas variações dos preços e da taxa de juros nominal.

No que diz respeito à política fiscal, Corsetti e Pesenti (2001) assumem que os gastos governamentais são direcionados exclusivamente para bens domésticos. Assim, uma política fiscal expansionista é *beggar-thy-neighbor*.

Also in contrast with the conventional wisdom, domestic fiscal expansions hurt the trading partners: fiscal linkages are in general beggar-thy-neighbor in the long run. In the short run, fiscal shocks modify the trade-off between employment and domestic inflation by raising domestic demand at unchanged terms of trade, thus reducing the welfare benefits from a monetary expansion (CORSETTI e PESENTI, 2001, p. 423).

Ganelli (2005) sugere que uma redução temporária dos impostos no país doméstico, ambigualmente eleva o consumo relativo de curto prazo. O efeito do consumo na demanda relativa por moeda implica numa apreciação da taxa de câmbio e uma redução do produto relativo de curto prazo. A respeito da transmissão dos efeitos da política fiscal ao autor conclui que

The international output spillover is unambiguously positive in the short-run. These results represent a significant step forward in reconciling the old and the new paradigms for the analysis of fiscal policy interdependence (GANELLI, 2005, p.182).

Já Kim e Lee (2008) utilizam a abordagem da NOEM para analisar as flutuações macroeconômicas de três grandes economias (EUA, Japão e Zona do Euro). O modelo utilizado pelos autores considera quatro fontes de distúrbios econômicos, sendo eles, os choques tecnológicos, choques na oferta de trabalho, choques de preferências e choques nominais. Os resultados sugerem que as respostas dinâmicas de variáveis macroeconômicas chaves aos choques estruturais são similares às predições teóricas do modelo em muitos aspectos. Assim, confirmam que as correlações entre a taxa de câmbio e a conta corrente mudam de acordo com as fontes de choques, tendo os sinais trocados quando ocorrem choques nominais e de preferência.

Na visão de Lane (1999), a literatura da NOEM apresenta uma forte ligação com os desenvolvimentos da macroeconomia fechada. Nesse sentido, observa que entre os macroeconomistas há uma tendência em direção ao desenvolvimento de

modelos que integrem a competição imperfeita e as rigidezes nominais aos modelos dinâmicos de equilíbrio geral. Esse desenvolvimento tem sido classificado como “Neomonetarismo” por Kimball (1995) *apud* Lane (1999) e a “Nova Síntese Neoclássica” por Goodfriend e King (1997) *apud* Lane (1999).

No entanto, a fundamentação teórica deste trabalho tem por base Corsetti e Pesenti (2001), cujo modelo de interdependência econômica é apresentado a seguir.

1.3 O MODELO DE CORSETTI E PESENTI

O quadro teórico proposto por Corsetti e Pesenti (2001) consiste de um modelo dois países de equilíbrio geral com rigidezes nominais e competição monopolística. Especifica que a substitutibilidade entre bens domésticos é maior do que entre bens domésticos e estrangeiros. das externalidades geradas pelos termos de troca. Apresenta-se a seguir a descrição do modelo de transmissão de políticas econômicas desenvolvido por Corsetti e Pesenti (2001).

1.3.1 Índices de consumo e preferências

O modelo inclui dois países, doméstico e estrangeiro, cada um especializado na produção de um bem comercializável. A função utilidade é especificada para o agente j , que no agregado forma um *continuum* de agentes econômicos, com população normalizada em 1. Assim a utilidade de duração de vida do agente Doméstico $j \in [0,1]$ é dada por:

$$U_t(j) = E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} \left[\frac{C_t(j)^{1-\rho}}{1-\rho} + \chi \ln \frac{M_t(j)}{P_t} + V(G_t) - \frac{\kappa}{2} l_t(j)^2 \right] \quad \beta, \rho, \chi, \kappa > 0 \quad (1)$$

As decisões dos agentes dependem de um índice de consumo para uma quantidade desejada de bens domésticos e estrangeiros; a quantidade desejada de saldos monetários reais; utilidades dos bens públicos; e a quantidade de trabalho ofertada pelo agente j . Na expressão acima, β é a taxa de desconto que é igual a

$1/(1+\delta)$, onde $\delta > 0$ é a taxa de preferência do tempo, e $1/\rho$ é a elasticidade de substituição intertemporal. O índice de consumo do agente doméstico, C , é dado como:

$$C_t(j) \equiv (C_{H,t}(j))^\gamma (C_{F,t}(j))^{1-\gamma} \quad 0 < \gamma < 1 \quad (2)$$

Em que, $C_H(j)$ e $C_F(j)$ são respectivamente, o consumo do bem doméstico e o consumo do bem estrangeiro pelo agente j . Os saldos monetários reais, M/P , fornecem serviços de liquidez que entra na função utilidade. A função V é a utilidade individual dos bens públicos G , enquanto l é o montante de trabalho ofertado pelo agente.

A utilidade do agente estrangeiro j^* é similar a (1). Preferências sobre o consumo de bens são simétricas dentro do país e entre os países: a elasticidade de substituição $1/\rho$ e a taxa de preferência no tempo δ dos agentes estrangeiros são idênticas às dos agentes domésticos. O peso γ do índice de consumo do agente j^* é igual a (2):

$$C_t^*(j^*) \equiv (C_{H,t}^*(j^*))^\gamma (C_{F,t}^*(j^*))^{1-\gamma} \quad (3)$$

Assim, Corsetti e Pesenti (2001) destacam duas diferenças entre os dois países. Em primeiro lugar, o peso do bem doméstico nas preferências pode ser diferente do peso do bem estrangeiro ($\gamma \neq 1/2$). Segundo, os agentes domésticos e estrangeiros são dissimilares com relação às preferências de liquidez, lazer e bens públicos, dado que os parâmetros domésticos χ e κ não necessitam ser iguais aos seus correspondentes estrangeiros, assim como V pode ser diferente de V^* .

O índice de preço baseado no consumo correspondente às preferências apresentadas acima, são:

$$P_t \equiv \frac{1}{\gamma w} (P_{H,t})^\gamma (P_{F,t})^{1-\gamma} \quad (4)$$

$$P_t^* \equiv \frac{1}{\gamma w} (P_{H,t}^*)^\gamma (P_{F,t}^*)^{1-\gamma} \quad (5)$$

Em que, $\gamma \equiv \gamma^\gamma (1-\gamma)^{(1-\gamma)}$. Nas expressões acima, P_H e P_F são respectivamente os preços dos bens doméstico e estrangeiro, em moeda doméstica, e P_H^* e P_F^* são os preços dos bens doméstico e estrangeiro em moeda estrangeira.

1.3.2 Tecnologia e produção

O modelo de Corsetti e Pesenti (2001) especifica que em cada país a produção é realizada com um *continuum* de insumos de trabalho diferenciados que são fornecidos pelos agentes domésticos. Com relação ao país doméstico, a tecnologia é representada pela seguinte função de produção linear –homogênea CES:

$$Y_t = \left(\int_0^1 l_t(j)^{\phi-1/\phi} dj \right)^{\phi/\phi-1} \quad \phi > 1 \quad (6)$$

em que Y denota o produto. Além disso, o modelo assume que cada agente detém o monopólio da oferta de um insumo específico e que a elasticidade de substituição de insumo ϕ é um índice (decrecente) de competição imperfeita, ou seja, quanto menor o grau de substitutibilidade entre os insumos, maior é o poder de mercado dos agentes. Nesse caso, os autores não restringem que o grau de competição monopolística varie de acordo com a elasticidade de substituição entre bens domésticos e estrangeiros, dado que esta é constante e igual a 1.

Ademais, as firmas agem competitivamente. A partir do problema de maximização do lucro das firmas domésticas, deriva-se a demanda por trabalho para cada tipo de trabalho:

$$l_t(j) = (W_t(j)/P_{H,t})^{-\phi} Y_t \quad (7)$$

em que $W(j)$ é a taxa de salário nominal. A mesma relação vale para o país estrangeiro, mas os autores chamam a atenção para o fato de que a elasticidade ϕ^* pode ser diferente de ϕ . Por fim, como o modelo assume que as firmas domésticas e estrangeiras são tomadoras de preço, a lei do preço único é válida, ou seja, os preços

dos bens na mesma moeda são iguais entre os países. Denotando por E a taxa de câmbio nominal (moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira), temos:

$$P_{F,t} = P_{F,t}^* E_t \quad (8)$$

$$P_{H,t}^* = P_{H,t} / E_t \quad (9)$$

Cosertti e Pesenti (2001) afirmam que enquanto os termos de troca (P_H/EP_F^*) se movem em resposta a choques na economia global, o poder de paridade baseado no consumo ($P=EP^*$) sempre é válido no modelo, sendo esta uma implicação direta da lei do preço único e das hipóteses sobre as preferências.

1.3.3 Restrição orçamentária e de recursos

Os agentes detêm dois ativos, moeda nacional e um título internacional B . Este título é denominado em moeda doméstica e seu rendimento nominal (pago no início do período t) é denotado por i_t . A taxa de retorno em termos de unidades de consumo é denotado por r_t , com $1 + r_t = (1 + i_t)P_{t-1}/P_t$. No país Doméstico, a restrição orçamentária individual é dada por:

(10)

$$B_{t+1}(j) + M_t(j) \leq (1 + i_t)B_t(j) + M_{t-1}(j) + W_t(j)l_t(j) - P_t T_t(j) - P_{H,t} C_{H,t}(j) - P_{F,t} C_{F,t}(j)$$

Em que T representa os impostos líquidos (*lump-sum*) denominados em unidades de consumo composta. De forma semelhante, temos a restrição orçamentária do agente j^* :

(11)

$$\frac{B_{t+1}^*(j^*)}{\epsilon_t} + M_t^*(j^*) \leq (1 + i_t) \frac{B_t^*(j^*)}{\epsilon_t} + M_{t-1}^*(j^*) + W_t^*(j^*)l_t^*(j^*) - P_t^* T_t^*(j^*) - P_{H,t}^* C_{H,t}^*(j^*) - P_{F,t}^* C_{F,t}^*(j^*)$$

onde se observa que o retorno realizado em moeda estrangeira do título internacional no início de período t é $(1 + i_t)E_{t-1}/E_t$.

Buscando maior realismo, Corsetti e Pesenti (2001) assumem que os gastos governamentais são direcionados exclusivamente em bens produzidos domesticamente. Em qualquer ponto no tempo o governo doméstico determina o gasto público G , o imposto líquido individual $T_i(j)$, e o estoque de moeda M_t tal que:

$$M_t - M_{t-1} + P_t \int_0^1 T_t(j) dj \geq P_{H,t} G_t \quad (12)$$

dado,

$$M_t = \int_0^1 M_t(j) dj \quad (13)$$

Restrições similares caracterizam a economia estrangeira.

Em nível mundial, a oferta líquida de títulos internacionais é igual a zero, ou seja:

$$\int_0^1 B_t(j) dj + \int_0^1 B_t^*(j^*) dj^* = 0 \quad (14)$$

Assim, chega-se a restrição de recursos mundial para os dois bens:

$$Y_t \geq G_t + \int_0^1 C_{H,t}(j) dj + \int_0^1 C_{H,t}^*(j^*) dj^* \quad (15)$$

$$Y_t^* \geq G_t^* + \int_0^1 C_{F,t}(j) dj + \int_0^1 C_{F,t}^*(j^*) dj^* \quad (16)$$

1.3.4 Rigidezes nominais e restrições à participação

Neste modelo, ambos os países apresentam rigidezes nominais, introduzidas na forma de contratos de salários nominais de um período. Os salários nominais no período t são predeterminados com contratos assinados no período $t - 1$. De acordo com Corsetti e Pesenti (2001), quando da determinação do salário $W(j)$, cada agente doméstico considera a demanda da firma (6) em seu problema de maximização da

utilidade, agindo assim como um ofertante monopolístico de seu insumo produtivo. Partindo da condição de primeira ordem, o salário predefinido então satisfaz,

$$E_{t-1}[\kappa l_t^2(j)] = \frac{\phi-1}{\phi} W_t(j) E_{t-1} \left[\frac{1}{P_t} \frac{l_t(j)}{c_t(j)^\rho} \right] \quad (17)$$

Então, quanto menor o salário $W(j)$, maior a demanda por trabalho do agente j e seu rendimento (desde que $\phi > 1$). Marginalmente, a desutilidade esperada de um aumento da força de trabalho (lado esquerdo) é igual à utilidade esperada de um aumento na receita (lado direito).

Os salários são estabelecidos *ex post*. Logo os agentes estão dispostos a atender qualquer mudança não antecipada na demanda por trabalho da firma, desde que o salário real não caia abaixo da taxa marginal de substituição entre consumo e lazer:

$$\kappa l_t^2(j) \leq W_t(j) \frac{1}{P_t} \frac{l_t}{c_t(j)^\rho} \quad \text{or} \quad \frac{W_t(j)}{P_t} \geq \kappa l_t(j) c_t(j)^\rho \quad (18)$$

Se, na ocorrência de um grande choque de demanda, a inequação acima não for válida para uma taxa de salário predeterminada, os agentes domésticos estariam em melhores condições caso recusassem ofertar o trabalho adicional solicitado pelas firmas. Neste caso, o modelo restringe o conjunto de choques de política de modo que a restrição de participação (16) e seu análogo estrangeiro nunca são violados (CORSETTI e PESENTI, 2001).

1.3.5 Equilíbrio

De acordo com Corsetti e Pesenti (2001), para dada alocação inicial de B_{t_0} , $B_{t_0}^*$, M_{t_0-1} , e $M_{t_0-1}^*$, e os processos de G_b , G_b^* , M_b , M_b^* , $T_t(j)$ e $T_t^*(j^*)$, para todo $t \geq t_0$, um equilíbrio é um conjunto de processos para $C_{H,t}(j)$, $C_{F,t}(j)$, $B_{t+1}(j)$, $M_t(j)$, $l_t(j)$, $C_{H,t}^*(j^*)$, $C_{F,t}^*(j^*)$, $B_{t+1}^*(j^*)$, $M_t^*(j^*)$, $l_t^*(j^*)$, Y_b , Y_b^* , $W_t(j)$, $W_t^*(j^*)$, $P_{H,b}$, $P_{F,b}$, $P_{H,b}^*$, $P_{F,b}^*$, E_b e i_{t+1} , tal que, para todo $t \geq t_0$, (i) a restrição orçamentária do governo (10) e

seu análogo estrangeiro são satisfeitas; (ii) dados os preços $P_{H,b}$, $P_{F,b}$, E_t e i_{t+1} , os agentes domésticos maximizam (1) sujeito a (2), (4), (8) e a restrição jogo não-Ponzi¹⁰, e determinam os salários $W(j)$ de acordo com (15); (iii) dados os preços $P^*_{H,b}$, $P^*_{F,b}$, E_t e i_{t+1} , analogamente, os agentes estrangeiros resolvem o mesmo problema de maximização; (iv) as firmas escolhem $l_t(j)$ e $l^*_t(j^*)$ de acordo com (6) e seu análogo estrangeiro; e os níveis de produção Y_t e Y^*_t são determinados de acordo com (5) e seu análogo estrangeiro; (v) os mercados de bens domésticos e estrangeiro, as moedas doméstica e estrangeira e a compensação do título internacional, ou seja, as condições (7), (11) e as análogas estrangeiras, e (12), (13), (14) são válidas. Ademais, pode-se notar que, de acordo com (5), num equilíbrio onde $l_t(j) = l_t$ e $l^*_t(j^*) = l^*_t$, o produto é uma função linear do trabalho, isto é, $Y_t = l_t$ e $Y^*_t = l^*_t$. Assim, a condição (6) implica que os preços do produto são sempre iguais aos salários nominais ($P_{H,t} = W_b$, $P^*_{F,t} = W^*_t$).

1.3.6 Solução do modelo

A tabela 1 apresenta a solução do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) na forma fechada, onde todas as variáveis endógenas são expressas como função das inovações de políticas.

Os índices de posição relativa e global dos agregados monetários e fiscais são dados respectivamente pelas seguintes expressões:

$$M_R = \overline{M_R} \equiv \overline{M}/\overline{M^*} \quad \overline{g_R} \equiv \overline{g}/\overline{g^*} \quad (19)$$

$$M_W = \overline{M_W} \equiv \overline{M}^\gamma (\overline{M^*})^{1-\gamma} \quad \overline{g_W} \equiv \overline{g}^\gamma (\overline{g^*})^{1-\gamma} \quad (20)$$

Por fim, Corsetti e Pesenti (2001) especificam que os termos constantes a_n são funções dos parâmetros do modelo, incluindo os as variáveis de política pré-choque.

¹⁰ Segundo Bartolini e Cottarelli (1991), Ponzi game é a situação em que o governo financia a sua dívida a partir da emissão de nova dívida.

Quadro 1: Soluções do Modelo Corsetti e Pesenti (2001)

Determinantes do bem-estar doméstico	
$C = a_1(\bar{M}_w)^{1/\rho}$	Consumo de curto prazo
$Y = a_2(\bar{M}_R)^{1/\rho} (\bar{M}_w)^{1/\rho} + G$	Produto de curto prazo
$\bar{M}/P = a_3\bar{M}_w$	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 de juro real de curto prazo
$EP^*_F / P_H = a_8\bar{M}_R$	Termos de troca de curto prazo
$E = \bar{E} = a_9\bar{M}_R$	Taxa de câmbio nominal
$EP^*_F / P_H = a_{10}(\bar{g}_R)^{-1/2}$	Termos de troca de longo prazo
$\bar{P}_H = a_{11}\bar{M}(\bar{g}_w)^{-1(1-\rho)/[2(1+\rho)]} (\bar{g})^{1/2}$	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. Variáveis pós-choque são indexadas pela barra superior.

$$a_1 = \gamma(\gamma_w)^{1-\rho/(1+\rho)} (\bar{g}_{w_0})^{-1/(1+\rho)} (\bar{M}_{w_0})^{1/(1+\rho)};$$

$$a_2 = \gamma^{(1-\rho)/2} (\gamma_w)^{(1-\rho)^2/[2(1+\rho)]} (\bar{g}_{w_0})^{-(1-\rho)/[2(1+\rho)]} (\bar{g}_0)^{-\frac{1}{2}} (\bar{M}_{R_0})^{-(1-\gamma)} (\bar{M}_{w_0})^{-1/\rho} \Phi^{1/2} (\Phi_w)^{(1-\rho)/[2(1+\rho)]};$$

$$a_3 = \chi[(1+\delta)/\delta] \gamma^\rho (\gamma_w)^{\rho(1-\rho)/(1+\rho)} (\bar{g}_{w_0})^{-\rho/(1+\rho)} \bar{M}_{w_0}^{-1} (\Phi_w)^{\rho/(1+\rho)};$$

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

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

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

$$a_7 = \beta^{-1} (\bar{g}_{w_0})^{\rho/(1+\rho)} \bar{M}_{w_0};$$

$$a_8 = [\gamma/(1-\gamma)]^{-(1+\rho)/2} (\bar{g}_{R_0})^{-1/2} (\bar{M}_{R_0})^{-1} \Phi_R^{1/2};$$

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

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

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

Fonte: Corsetti e Pesenti (2001: p. 433).

1.3.7 Implicações do modelo para a política fiscal

Conforme mencionado no decorrer do capítulo, choques fiscais domésticos podem ser transmitidos para os parceiros comerciais. Se a transmissão de efeitos da política fiscal expansionista é negativa, então, de acordo com Corsetti e Pesenti (2001), ela é *beggar-thy-neighbor*.

No modelo de Corsetti e Pesenti (2001) descrito acima, os choques fiscais são mudanças inesperadas de longo prazo (acima de um período) da razão entre o produto e produto líquido de gastos governamentais [$g \equiv Y/(Y-G)$], cujos gastos incidem sobre bens produzidos domesticamente.

Segundo o mesmo modelo, uma expansão fiscal não antecipada não gera efeitos de curto prazo sobre a demanda doméstica e o emprego, para um dado patamar dos termos de troca. Esta relação ocorre porque, em primeiro lugar, choques nos gastos governamentais não impactam diretamente na utilidade marginal do consumo e segundo, devido à taxa de câmbio de equilíbrio depender apenas da oferta relativa de moeda [$M_R = M/M^*$]. Assim, considerando a hipótese de que a demanda por moeda é função do consumo público e privado, o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) prediz que a política fiscal será neutra quando esta for acompanhada por uma política monetária contracionista que mantém inalterada a taxa de câmbio.

Por outro lado, a política fiscal permanente pode ser não neutra dependendo do parâmetro ρ do modelo, que representa o inverso da elasticidade de substituição intertemporal ($1/\rho$). A esse respeito, Corsetti e Pesenti (2001) explicam que quando os choques são permanentes e resultam em aumento da demanda por bens domésticos, este requer um ajustamento para cima dos salários domésticos no longo prazo, a qual implicaria em elevação nos preços relativos dos bens domésticos e apreciação da moeda em termos reais. Nesse caso, o ajustamento dos salários reais provocaria um crescimento do produto menor do que a dos gastos governamentais. Além disso, resultaria numa redução do consumo mundial e aumento dos preços em ambos os países. Então, a economia atingiria um novo equilíbrio a um nível mais elevado de produto e com consumo reduzido.

Com relação à política fiscal do país estrangeiro, um choque positivo nos gastos do governo (g^*) aumenta o gasto governamental do mundo [$g_W = g^\gamma(g^*)^{1-\gamma}$], gerando impacto de longo prazo na economia doméstica. Inicialmente, uma expansão fiscal no exterior aumenta a demanda por bens do país estrangeiro, a qual pode ser atendida se o salário real do país estrangeiro aumentar. Em seguida, ocorre aumento dos preços estrangeiros, deterioração dos termos de troca domésticos e redução do salário real doméstico. Assim, o consumo privado no país estrangeiro se reduz, dado que o aumento do produto gerado pelo choque é menor do que a elevação nos gastos estrangeiros. Além disso, o consumo doméstico também se reduz devido à deterioração dos termos de troca nacionais. Se a expansão fiscal externa aumenta a inflação doméstica, ocorre diminuição dos saldos monetários reais, agravando o impacto negativo do consumo (CORSETTI e PESENTI, 2001).

Ainda, de acordo com Corsetti e Pesenti (2001), como a expansão fiscal estrangeira reduz a disponibilidade de bens estrangeiros (Y^*-G^* cai), a demanda mundial por bens domésticos aumenta se os bens doméstico e estrangeiro forem substitutos, ($\rho > 1$), e reduz caso contrário.

Logo, o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) oferece uma abordagem analítica para a investigação do mecanismo de transmissão intertemporal de políticas econômicas entre países parceiros comerciais, a qual pode predizer que a política fiscal expansionista é *beggar-thy-neighbor*. Assim, analisa-se empiricamente este efeito, para o caso Brasil-México.

1.4 INTERDEPENDÊNCIA MACROECONÔMICA ENTRE BRASIL E PARCEIROS COMERCIAIS

Nesta secção são apresentados trabalhos recentes sobre a interdependência macroeconômica entre o Brasil e alguns de seus principais parceiros comerciais, os quais desenvolvem aplicações do modelo SVAR e do modelo de Corsetti e Pesenti (2001).

Destaque em primeiro lugar, o trabalho de Dias *et al* (2012) o qual analisa a magnitude da transmissão de choques de políticas macroeconômicas da Europa para o Brasil e Argentina. No que diz respeito à transmissão de choques fiscais da Europa para o Brasil, os autores concluem que

...a unique shock or a unique change in European fiscal expenditure over the long run of 1%. The impact of the European fiscal policy on Brazilian consumption can be negative in the short run, above 1%. The output responds with a smaller impact, of less than 0.5% (DIAS et al., 2012).

Com relação ao efeito de longo prazo da política fiscal da Europa sobre a economia brasileira, Dias *et al* (2012) argumentam que choques fiscais permanentes advindos daquele continente geram impactos positivos no consumo e no produto do Brasil. Assim, *“it is a huge impact on output, which classifies the European fiscal policy as “Prosper-thy-Neighbor” for the Brazilians”*.

Dentro desta literatura, o trabalho de Dias e Dias (2010) estuda a interdependência macroeconômica entre Brasil e Estados Unidos. Neste, os autores investigam os efeitos da política fiscal dos Estados Unidos sobre os agregados da economia brasileira, consumo de longo prazo, produto de longo prazo, encaixes reais de longo prazo e termos de troca, considerando a economia norte americana como estrangeira e a brasileira como doméstica. No que tange ao comportamento do consumo de longo prazo doméstico, os autores concluem:

O impulso acumulado, ou seja, uma política permanente de aumento dos gastos nos EUA proporcionalmente maiores que os do Brasil levariam a uma redução permanente na taxa de crescimento do consumo futuro comparados aos de longo prazo verificado. Então, a taxa de crescimento do consumo atual ficaria abaixo da taxa de

crescimento do consumo de longo prazo. Neste caso, a política fiscal tem efeito beggar-thy-neighbor (DIAS; DIAS, 2010, p. 23).

Ademais, Dias e Dias (2010) estimam que um choque único e temporário na posição fiscal do mundo pressiona a taxa de crescimento do produto atual brasileiro para baixo em relação à de longo prazo, em até 0,07%. De acordo com os resultados econométricos do estudo, aumentos de 1% nos gastos do governo dos EUA proporcionalmente maiores que os do Brasil diminuem permanentemente a taxa de crescimento futura da economia doméstica. Assim, concluem que a política fiscal é *beggar-thy-neighbor*.

Com relação aos impactos de choques fiscais dos Estados Unidos sobre os encaixes reais brasileiros, Dias e Dias (2010) concluem que quando os gastos do governo americano são proporcionalmente maiores do que os gastos do governo brasileiro, os efeitos sobre os encaixes reais domésticos são negativos e permanentes, considerando gastos cumulativos. Novamente, os autores confirmam a hipótese de que a política fiscal americana é *beggar-thy-neighbor*.

Coincidindo com um dos objetivos específicos do trabalho que aqui se desenvolve, Dias e Dias (2010) verificam os impactos da política fiscal estrangeira sobre os termos de troca da economia brasileira. A principal conclusão dos autores é que os termos de troca da economia brasileira se depreciam quando os gastos fiscais americanos são cumulativos e se desviam mais que proporcionalmente em relação aos gastos brasileiros. Dias e Dias (2010) argumentam que, conforme o modelo teórico, a depreciação dos termos de troca implicaria em maior competitividade dos produtos domésticos transacionados com os EUA. No entanto,

...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 (DIAS; DIAS, 2010, p. 28).

Os trabalhos citados acima mostram que a aplicação do modelo de Corsetti e Pesenti (2001), com a análise empírica do modelo SVAR, podem gerar resultados distintos dependendo do caso analisado. No entanto, estas aplicações mostram que a

interdependência macroeconômica entre Brasil e as economias dos EUA e da Europa é significativa. Com o intuito de contribuir com novos resultados teóricos a respeito da interdependência macroeconômica entre Brasil e seus parceiros comerciais, é realizada uma aplicação econométrica do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) para a transmissão de efeitos de política fiscal do México para o Brasil, considerando os agregados produto de longo prazo e termos de troca.

2 MÉTODOS ECONOMÉTRICOS DE MODELOS SVAR

Com base na revisão de literatura apresentada no capítulo anterior e por meio da aplicação empírica do modelo de Corsetti e Pesenti (2001), este trabalho tem por objetivo responder às seguintes questões:

1. Qual a magnitude de transmissão de efeitos de política fiscal entre o Brasil e o México? A política fiscal expansionista do México é *beggar-thy-neighbor*?
2. Quais os efeitos da posição fiscal relativa entre Brasil e México sobre os termos de troca domésticos?
3. Qual a participação relativa da política fiscal mexicana e brasileira sobre os movimentos do produto doméstico no longo prazo?

Tais perguntas serão respondidas a partir dos resultados da aplicação da metodologia empírica de séries temporais dos modelos SVAR, de análises de Resposta a Impulsos e do estudo de Causalidade no sentido de Granger.

2.1 BASE DE DADOS

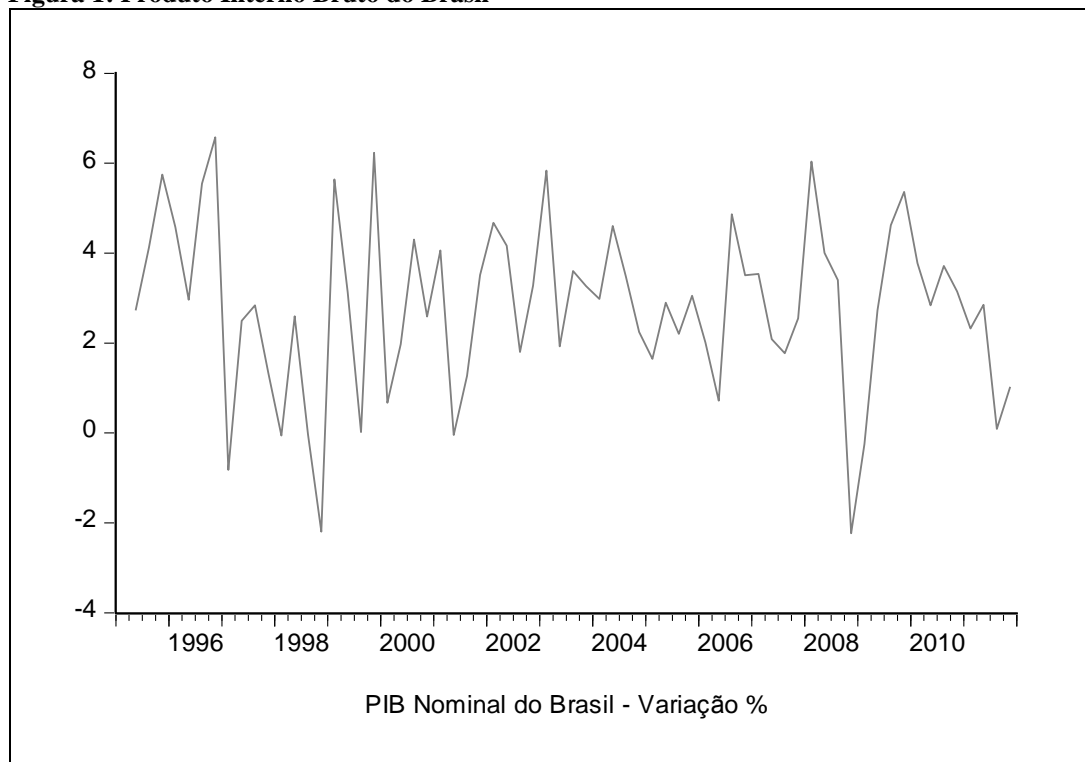
A aplicação econométrica do modelo envolve as seguintes séries temporais trimestrais:

- Produto Interno Bruto (Nominal) do Brasil;
- Produto Interno Bruto (Nominal) do México;
- Gastos de Consumo do Governo (Nominal) do Brasil;
- Gastos de Consumo do Governo (Nominal) do México;
- Taxa de Câmbio Real Efetiva do Brasil;

As séries acima foram coletadas no *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI)¹¹ e IPEADATA, e se referem ao período de 1995 a 2011.

Assim, as variáveis macroeconômicas, objeto de estudo, são as seguintes: PIB Real Brasil; Termos de Troca Brasil¹² (Taxa de Câmbio Real Efetiva); Posição de Gastos Governamentais do Mundo (Brasil e México) e Participação Relativa dos Gastos Governamentais (Brasil e México). A seguir seguem os gráficos e algumas estatísticas das variáveis do trabalho.

Figura 1: Produto Interno Bruto do Brasil

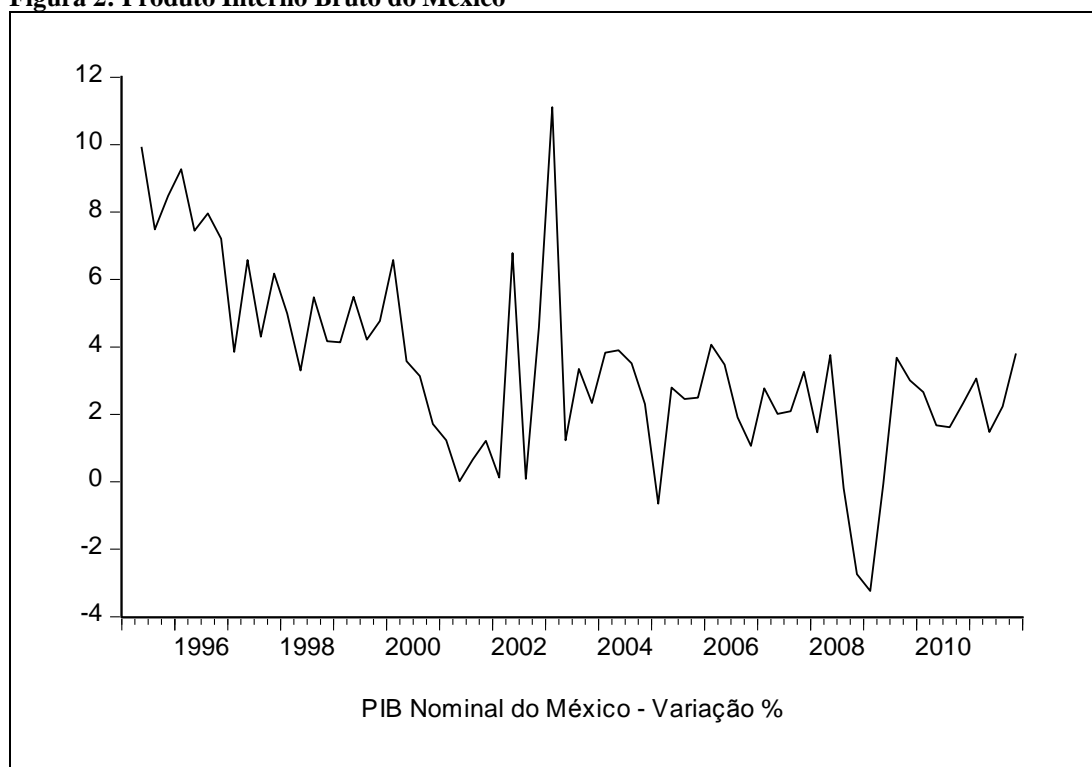


Fonte: Elaboração própria com dados com FMI.

¹¹ www.principalglobalindicators.org

¹² Considera os preços relativos internacionais de uma cesta de preços dos dezesseis principais parceiros comerciais do Brasil.

Figura 2: Produto Interno Bruto do México



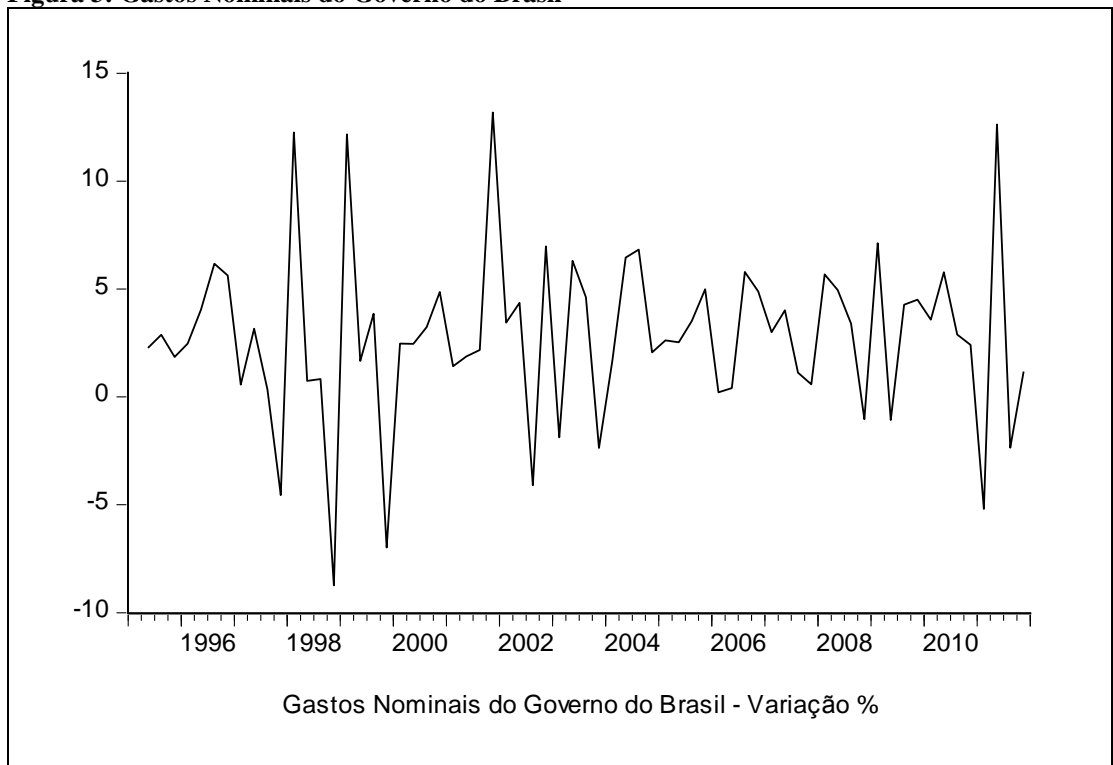
Fonte: Elaboração própria com dados do FMI.

Tabela 1: Estatísticas do PIB-BR e PIB-MEX

Variável	VAR.% PIBBR	VAR.% PIBMEX
Média	2.804384	3.415266
Mediana	2.896333	3.262617
Máximo	6.574292	11.11221
Mínimo	-2.232365	-3.236351
Desvio Padrão	1.923807	2.759351
Skewness	-0.402867	0.426810
Kurtosis	3.098400	3.540652
Jarque-Bera	1.839399	2.850212
Probabilidade	0.398639	0.240483
Soma	187.8937	228.8228
Soma Desv. Qd.	244.2681	502.5253
Observações	67	67

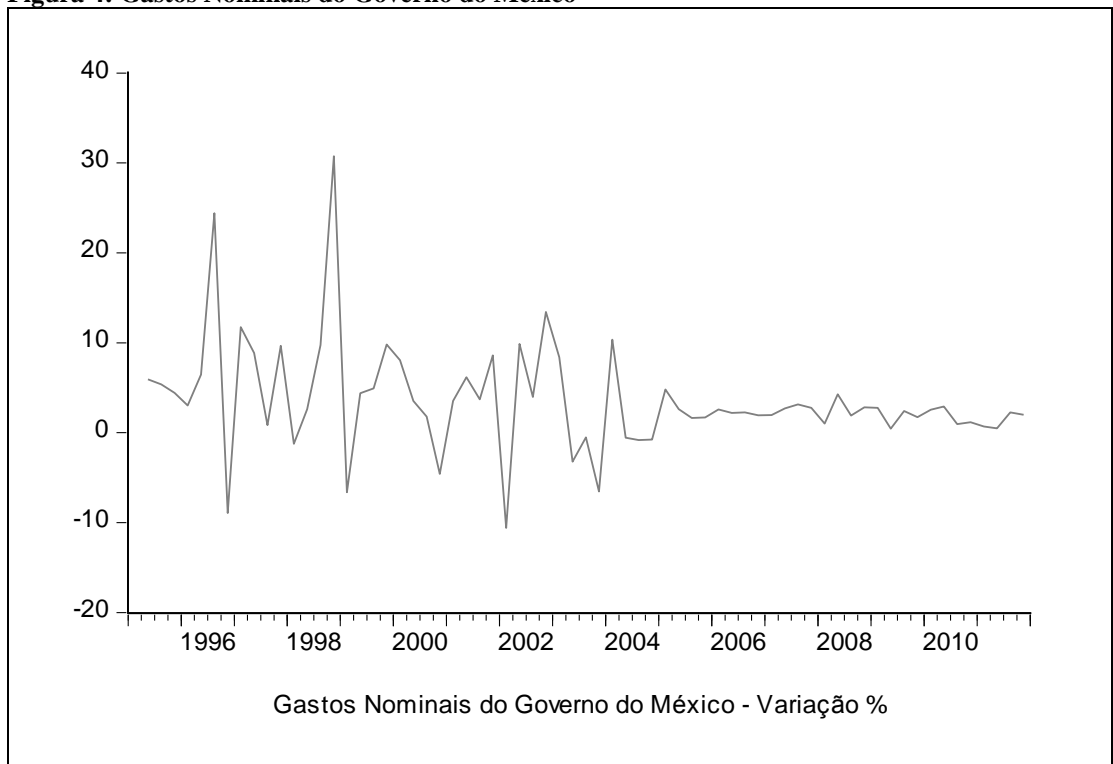
Fonte: Elaboração própria com dados do FMI.

Figura 3: Gastos Nominais do Governo do Brasil



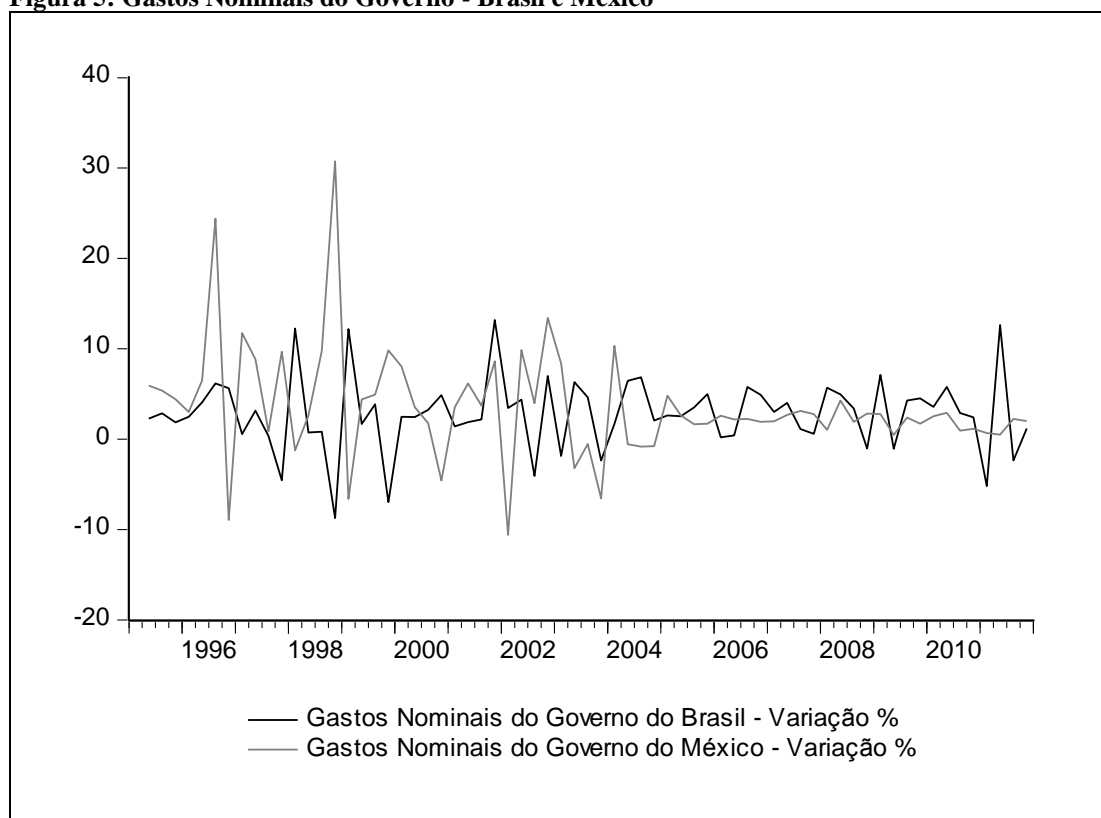
Fonte: Elaboração própria com dados do FMI.

Figura 4: Gastos Nominais do Governo do México



Fonte: Elaboração própria com dados do FMI.

Figura 5: Gastos Nominais do Governo - Brasil e México



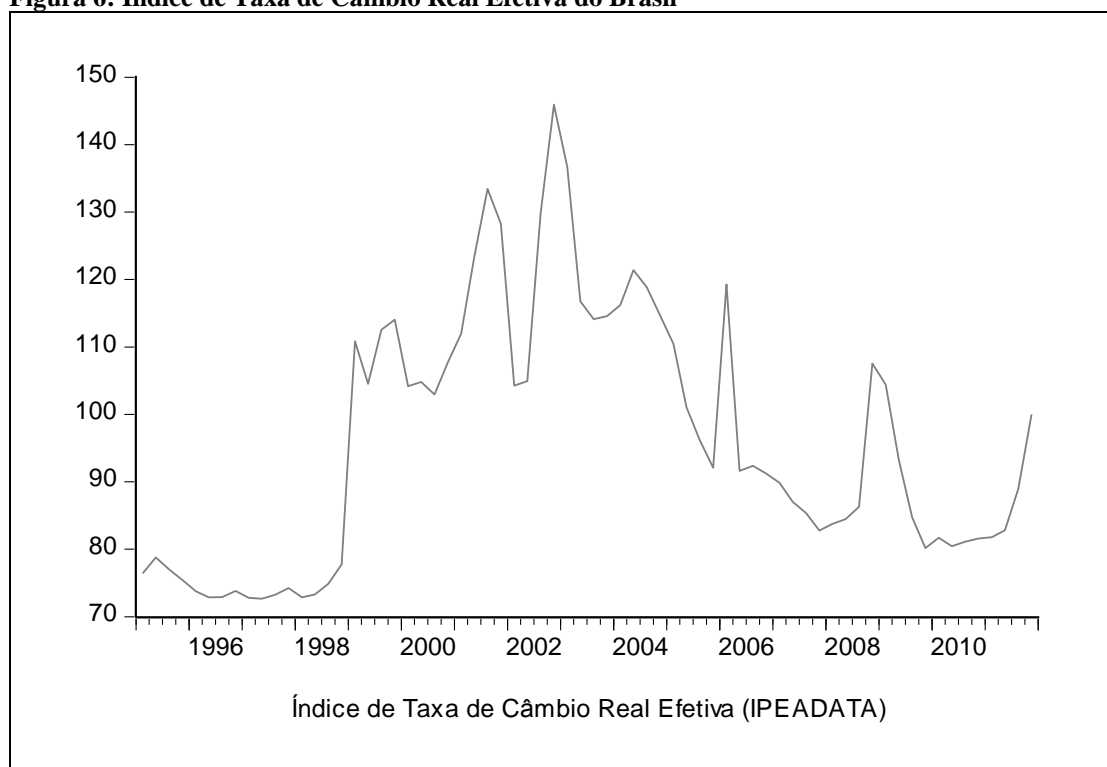
Fonte: Elaboração própria com dados do FMI.

Tabela 2: Estatísticas dos Gastos do Governo

Variável	VAR.% GGBR	VAR.% GGMEX
Média	2.820601	3.588193
Mediana	2.871635	2.625831
Máximo	13.17694	30.73828
Mínimo	-8.733525	-10.60999
Desvio Padrão	4.062440	6.186288
Skewness	-0.028247	1.539043
Kurtosis	4.353367	8.934809
Jarque-Bera	5.122135	124.7780
Probabilidade	0.077222	0.000000
Soma	188.9802	240.4089
Soma Desv. Qd.	1089.225	2525.831
Observações	67	67

Fonte: Elaboração própria com dados do FMI.

Figura 6: Índice de Taxa de Câmbio Real Efetiva do Brasil



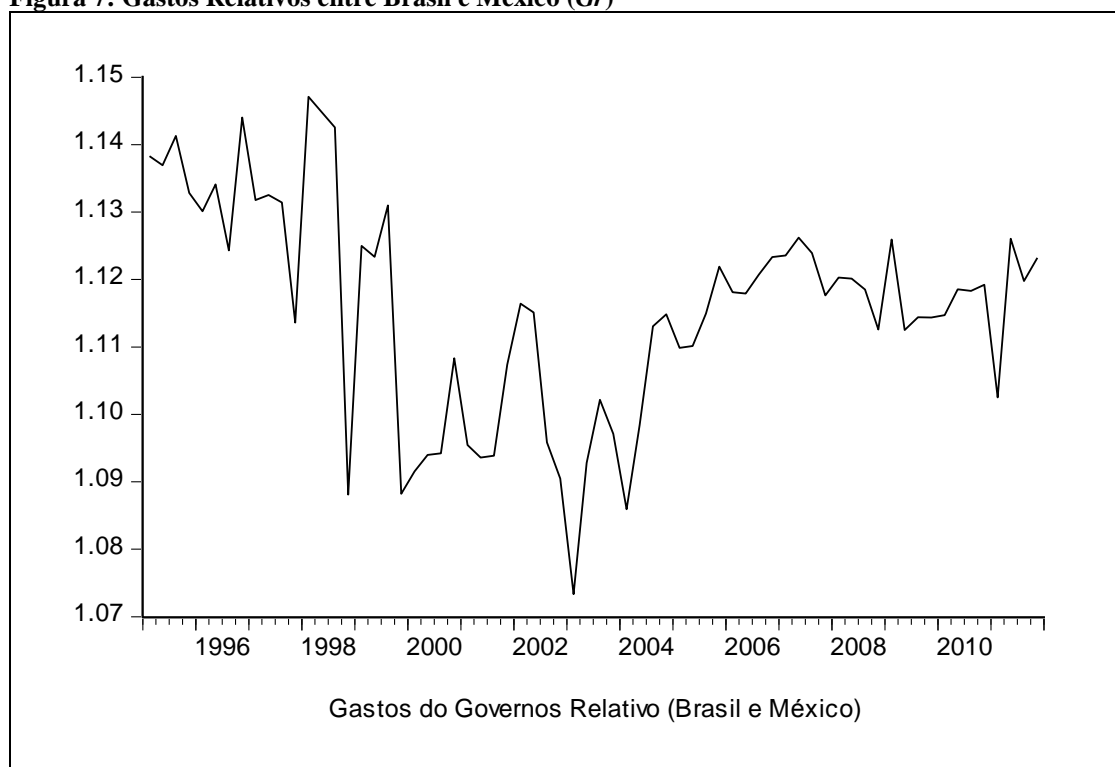
Fonte: Elaboração própria com dados do IPEADATA.

Tabela 3: Estatísticas da variável Taxa de Câmbio Real Efetiva

Variável	TCRE Brasil
Média	96.05565
Mediana	92.00635
Máximo	141.3879
Mínimo	72.74699
Desvio Padrão	18.77212
Skewness	0.476041
Kurtosis	2.186101
Jarque-Bera	4.445193
Probabilidade	0.108327
Soma	6531.784
Soma Dsev. Qd	23610.30
Observações	68

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEADATA.

Figura 7: Gastos Relativos entre Brasil e México (Gr)



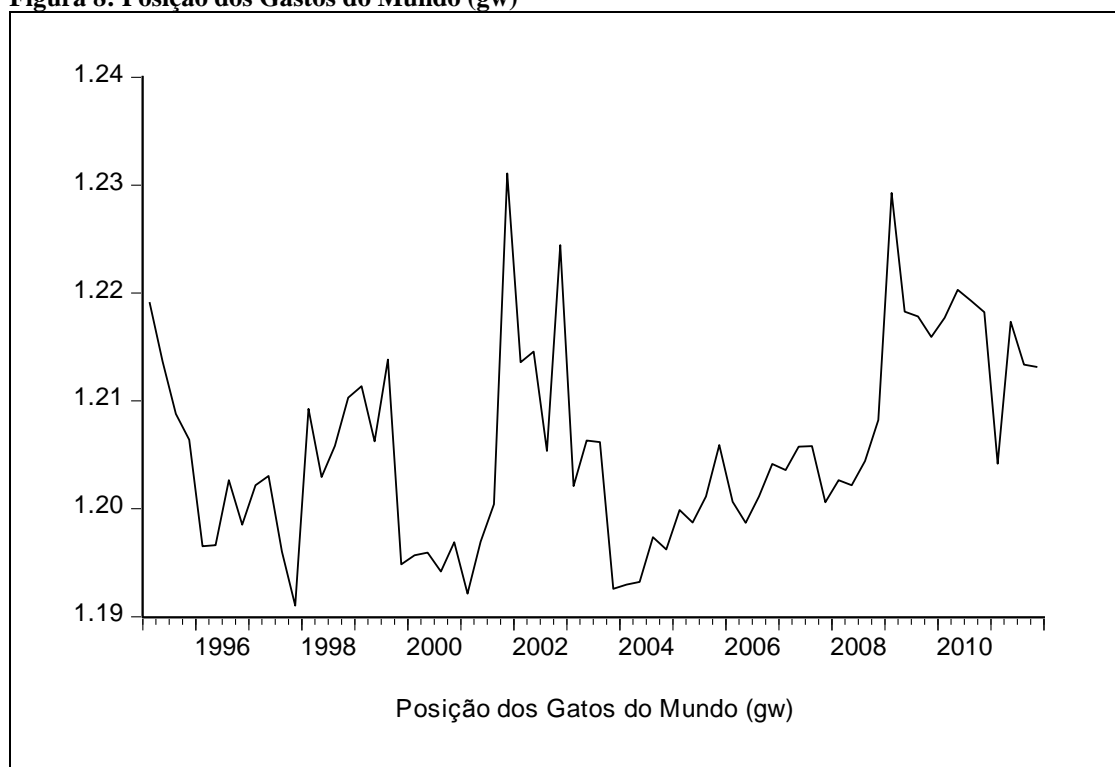
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do FMI.

Tabela 4: Estatísticas dos Índices de Gastos do Brasil e do México (g)

Variável	GBR	GMEX
Média	1.252514	1.122952
Mediana	1.252234	1.121254
Máximo	1.279741	1.152084
Mínimo	1.228174	1.099316
Desvio Padrão	0.012819	0.011567
Skewness	-0.112839	0.128911
Kurtosis	2.146190	2.698870
Jarque-Bera	2.209778	0.445263
Probabilidade	0.331248	0.800410
Soma	85.17097	76.36071
Soma Desv. Qd.	0.011010	0.008964
Observações	68	68

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do FMI.

Figura 8: Posição dos Gastos do Mundo (gw)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do FMI.

Tabela 5: Estatísticas dos Gastos do Mundo (gw)

Variável	GW_SA
Média	1.205674
Mediana	1.204173
Máximo	1.231087
Mínimo	1.191036
Desvio Padrão	0.009255
Skewness	0.648149
Kurtosis	2.854125
Jarque-Bera	4.821392
Probabilidade	0.089753
Soma	81.98584
Soma Desv. Qd.	0.005739
Observações	68

Fonte: Elaboração própria com dados do FMI.

2.2 TRATAMENTO DE SÉRIES TEMPORAIS E O MODELO SVAR

De acordo com trabalhos que utilizam dados de séries temporais, pressupõe-se que estas séries sejam estacionárias, ou seja, suas médias, variâncias e covariâncias são constantes ao longo do tempo. No entanto é possível que as variáveis se comportem de maneira a não apresentarem um comportamento estacionário (de equilíbrio) de longo prazo; ou seja, em nível, elas são não-estacionárias, o que equivale a dizer que elas possuem tendência temporal estocástica. Nessa situação, é frequente a presença de 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. Logo, quando as séries são não-estacionárias, os procedimentos de estimação tradicionais podem resultar em “regressão espúria”.

A ocorrência de não-estacionariedade implica que o processo auto-regressivo gerador da variável apresenta raiz unitária. Então, 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.

Nesse sentido, é comum a aplicação do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária nas versões simples e ampliada. O modelo utilizado neste teste é o seguinte:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Em que $\beta_1 + \beta_2 t$ é uma tendência determinística, explicada como função linear do tempo, sendo β_1 uma constante e t o tempo. O u_t é um termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas de média zero, variância σ^2 constante e é não autocorrelacionado. Subtraindo-se Y_{t-1} de ambos os lados da equação (1), podemos reescrevê-la como:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\delta = \rho - 1$$

A hipótese nula a ser testada é a de que $\delta = 0$, ou seja, há raiz unitária. Se a hipótese nula for aceita, a série é não-estacionária. Ao contrário, se for rejeitada, a série é estacionária. A distribuição t utilizada para verificar este teste não segue uma distribuição t padrão, mas sim uma distribuição assintótica calculada por MacKinnon (1991). Existe a hipótese dos erros serem autocorrelacionados. Neste caso, a solução é o uso do teste de Dickey-Fuller Aumentado, ADF, que segue o modelo:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Na qual m representa o número de defasagens introduzidas no modelo, que são suficientes para tornar o termo erro em (2) serialmente independente. Neste caso, a hipótese nula e os valores de referência para o teste estatístico continuam os mesmos.

Neste contexto, o teste de Phillips-Perron pode identificar se as séries do modelo são estacionárias. Enquanto o teste ADF faz a correção para a maior ordem de correlação serial por adicionar termos defasados diferenciados no lado direito da equação, o teste de Phillips-Perron faz uma correção para a estatística- t do coeficiente de regressão AR(1) considerando a correlação serial. A hipótese nula do teste PP é a mesma do teste ADF. Tanto para o teste ADF como para o teste PP, os valores críticos são os tabelados por Dickey-Fuller e MacKinnon (1991).

Além disso, o teste de raiz unitária indica a ordem de integração das séries. Assim, quando a hipótese de raiz unitária é aceita, então as séries devem ser diferenciadas uma ou mais vezes e o teste aplicado novamente. Por exemplo, se as séries forem não-estacionárias em nível e estacionárias nas suas primeiras diferenças, as séries possuem ordem de integração 1, isto é, I(1). De forma análoga, se as séries forem não-estacionárias no nível e estacionárias nas suas d diferenças, as séries possuem ordem de integração I(d).

De acordo com Granger (1969), o teste de causalidade deve ser realizado pois, apesar da análise de regressão tratar de dependência de uma variável em relação a outras variáveis, isso não implica necessariamente causalidade ou precedência. Assim, o teste de causalidade de Granger permite detectar estatisticamente a direção de precedência nas equações defasadas das duas séries, quando houver temporalmente uma relação linear significativa entre duas variáveis. Supõe-se que as informações relevantes para a previsão das variáveis estejam contidas nos dados das séries temporais. O teste envolve a estimativa das seguintes regressões:

$$Y_t = \sum \alpha X1_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta Y_{t-1} u_1 \quad (4)$$

$$X1_t = \sum \lambda X1_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta Y_{t-2} u_2 \quad (5)$$

Em que as perturbações u_1 e u_2 não são correlacionadas. A equação (4) postula que o valor corrente de Y se relaciona com seu valor passado e o valor passado de $X1$. Assim, a equação (5) também postula um mesmo comportamento para o valor corrente de $X1$.

Neste contexto, o teste de Causalidade de Granger é aplicado sobre a hipótese nula de que termos defasados de $X1$ não causam Y , no sentido de Granger. Analisando o teste F , se o valor do F calculado exceder o valor crítico em nível de significância escolhido, a hipótese nula é rejeitada e então, os termos defasados de $X1$ pertencem à regressão de Y . Esta é a forma de colocar que $X1$ causa Y (GRANGER,1969).

2.2.1 Especificação do Modelo SVAR

Nesta seção é considerada a apresentação formal de Dias e Dias (2010) sobre os modelos SVAR. Os autores apontam que os modelos SVAR são desenvolvidos com base na relação entre as previsões de erro e as inovações estruturais.¹³ Então, o modelo VAR – *Vector Autoregressive* é apresentado da seguinte forma:

¹³ Ver Enders (1995)

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

Onde $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$ é o vetor randômico $k \times 1$; A_0 é um vetor contendo $k \times 1$ parâmetros; A_1 até A_p são matrizes de parâmetros de dimensão $k \times k$; e u_t é um vetor ortogonalizado com as seguintes características $u_t \sim N(0, S)$ e $E(u_t u_s) = 0$ para todo $t \neq s$. Este modelo VAR pode ser escrito da seguinte forma:

$$A(I_k - A_1 L + A_2 L^2 - \dots - A_p L^p) Y_t = A \varepsilon_t = B e_t \quad (7)$$

Onde L é o operador de defasagem; ε_t o vetor de inovações com $\varepsilon_t \sim (0, S)$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0$ para todo $t \neq s$; $u_t = B e_t$, o vetor ortogonalizado, possuindo as seguintes características: $e_t \sim N(0, I_k)$ e $E(e_t e_s') = 0$ para todo $t \neq s$.

As matrizes A e B representam o estado do sistema no curto prazo e as transformações são obtidas através de restrições nos seus parâmetros, os quais seguem diretamente do modelo teórico. Assim, a equação (7) permite analisar a dinâmica do sistema de curto prazo através de choques em e_t . Por sua vez, a análise de longo prazo do sistema requer estabilidade do VAR ou flutuação de y_t ao redor da sua média e, as matrizes A e B não devem ser singulares. Então, a matriz $\bar{A} = (I_k - A_1 L + A_2 L^2 - \dots - A_p L^p)$ pode ser invertida e obtemos \bar{A}^{-1} , o que nos fornece a matriz de coeficientes de longo prazo quando esta é pré-multiplicada por (7). Assim, temos que

$$Y_t = \bar{A}^{-1} B e_t = C e_t \quad (8)$$

Sendo $C = \bar{A}^{-1} B$ a matriz de respostas de choques de longo prazo. Este resultado implica que $S = B B'$ é a matriz de variância e covariância de u_t . Assim, impondo restrições em C , de tal forma que esta seja triangular, podemos obter resultados que sejam identificados. Estas restrições são de duas ordens: i) ordem das equações; e ii) a

exogeneidade contemporânea das variáveis. As duas restrições devem ser derivadas do modelo teórico que está sendo analisado.

Contudo, a presente análise empírica do modelo teórico de dois países de Corsetti e Pesenti (2001) tem como objetivo detectar efeitos de transmissão de choques de política fiscal entre Brasil (país doméstico) e México (país estrangeiro).

3 APLICAÇÃO DE MODELOS SVAR PARA A ANÁLISE DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA FISCAL ENTRE BRASIL E MÉXICO DE 1995 A 2011

No modelo de transmissão de políticas econômicas de Corsetti e Pesenti (2001), o produto real e os termos de troca domésticos dependem, respectivamente, da estrutura de gastos governamentais do mundo e da posição fiscal relativa, considerando seu comportamento em torno de suas médias de longo prazo.

Num modelo bivariado, os impactos são de ordem estrutural de longo prazo, ou seja, representam alterações nas médias móveis das variáveis. A vantagem do modelo SVAR é que ele permite testar a relação de causalidade dos choques fiscais sobre os agregados, nesse caso, o produto real e os termos de troca de longo prazo, assim como 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. Então, o modelo para o produto (yy) e os termos de troca (tt) possuem as seguintes especificações em SVAR:

$$\mathbf{y}_t(\text{yy}) = \begin{bmatrix} \text{Mgg} \\ \text{Byy} \end{bmatrix} \mathbf{C}(\text{yy}) = \begin{bmatrix} C(11) & \cdot \\ C(21) & C(22) \end{bmatrix} \mathbf{e}_t(\text{yy}) = \begin{bmatrix} p_t \\ t_t \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$\mathbf{y}_t(\text{tt}) = \begin{bmatrix} \text{Mgg} \\ \text{Btt} \end{bmatrix} \mathbf{C}(\text{tt}) = \begin{bmatrix} C(11) & \cdot \\ C(21) & C(22) \end{bmatrix} \mathbf{e}_t(\text{tt}) = \begin{bmatrix} p_t \\ t_t \end{bmatrix} \quad (10)$$

Dessa forma, a interdependência macroeconômica de política entre Brasil e México pode ser avaliada através de um choque fiscal permanente (p_t), em que os gastos do governo mexicanos crescem mais que os brasileiros. Por sua vez, os choques transitórios (t_t) avaliam aqueles que ocorrem uma única vez.

3.1 IMPACTOS DA POLÍTICA FISCAL DO MÉXICO SOBRE O PRODUTO DE LONGO PRAZO

De acordo com o modelo teórico, o produto de longo prazo depende dos gastos do governo doméstico e do mundo (g_w). Para estimar este modelo, recorreremos à técnica de log-linearizar a variável em torno de sua tendência de longo prazo. Neste caso, o produto de longo prazo é obtido com a utilização do filtro HP – Hodrick e Prescott (1997)¹⁴. Em seguida, é aplicada a diferença no logaritmo da razão dos produtos atuais e de longo prazo. Assim, a variável (yy) representa a diferença nas taxas de crescimentos de ambos. Impactos positivos da política fiscal estrangeira indicam que a taxa de crescimento atual está superando sua média de longo prazo.

Então, são executados os testes de estacionariedade para as séries produto real (yy) e gastos do mundo (g_w). Utilizamos aqui os testes de Dickey e Fuller (1979) aumentado - (ADF) e (DF-GLS), e Phillips e Perron (1988) – PP.¹⁵ Neste caso, todos os testes mostraram que produto real e os gastos do mundo são estacionárias em nível.

O teste de escolha de defasagens apontou como significativo o número de quatro defasagens, pelos critérios LR, FPE e AIC, uma defasagem, pelos critérios SC e HQ.¹⁶ Após a estimação do modelo SVAR, são aplicados os testes LM (Multiplicador de Lagrange) e Exclusão de Defasagens de Wald.¹⁷ Ambos confirmam o número de defasagens ideal.

O modelo SVAR de longo prazo segue a especificação teórica da equação (1) e o número de defasagens recomendada pelos testes. Como resultado da estimação, a seguinte matriz de coeficientes para o modelo de longo prazo foi obtida:

$$\mathbf{y}_t(\text{Byy}) = \begin{bmatrix} g_w \\ yy \end{bmatrix} \mathbf{C}(\text{yy}) = \begin{bmatrix} 0.051 & 0 \\ -0.0027 & 0.0033 \end{bmatrix} \mathbf{e}_t(\text{yy}) = \begin{bmatrix} p_t \\ t_t \end{bmatrix} \quad (11)$$

(0.0045)* 0
 (0.00048)* (0.00029)*

Os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes são os desvios-padrões de longo prazo e os asteriscos indicam significância dos coeficientes a 1%. O teste de

¹⁴ Hodrick e Prescott (1997)

¹⁵ Tabela 8 do Apêndice I.

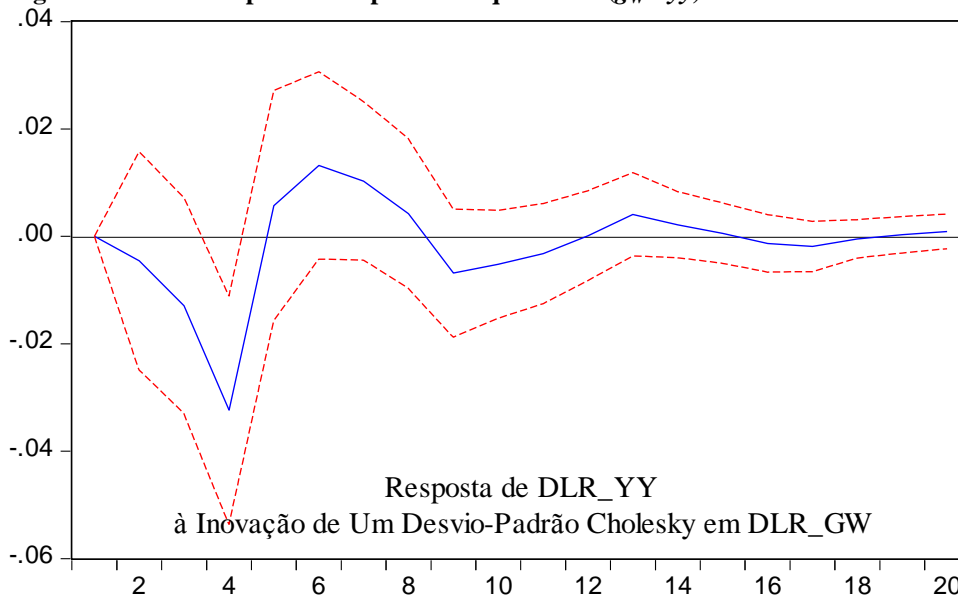
¹⁶ Tabela 15 do Apêndice I.

¹⁷ Tabelas 9 e 10 do Apêndice I, respectivamente.

causalidade de Granger para a função produto de longo prazo resulta na estatística Qui-quadrado = 13,065 e indica que a probabilidade de g_w não causar no sentido de Granger o produto real é próxima de zero (0,01) no curto prazo, ou seja, a variável g_w é exógena ao produto (yy).¹⁸ O teste de normalidade dos resíduos rejeita a hipótese de que os resíduos sejam normais.¹⁹ No entanto, dada a importância da variância e covariância dos resíduos, são realizados em seguida os testes de estacionariedade dos mesmos. Todos os testes indicaram estacionariedade.²⁰ Os testes de estabilidade do SVAR indicam que todos os valores característicos estão dentro do círculo unitário.²¹

O modelo estimado da equação (2) é utilizado para simular dois tipos choques, observados dentro de um período de 20 trimestres. O primeiro choque representa um impulso único na variável g_w sobre o produto real (Figura 9). O segundo choque apresenta um impulso acumulado na variável g_w e resposta do produto real (Figura 10).

Figura 9: Análise Impulso - Resposta Choque Único ($g_w - yy$)



Fonte: Elaboração do autor conforme resultados econométricos.

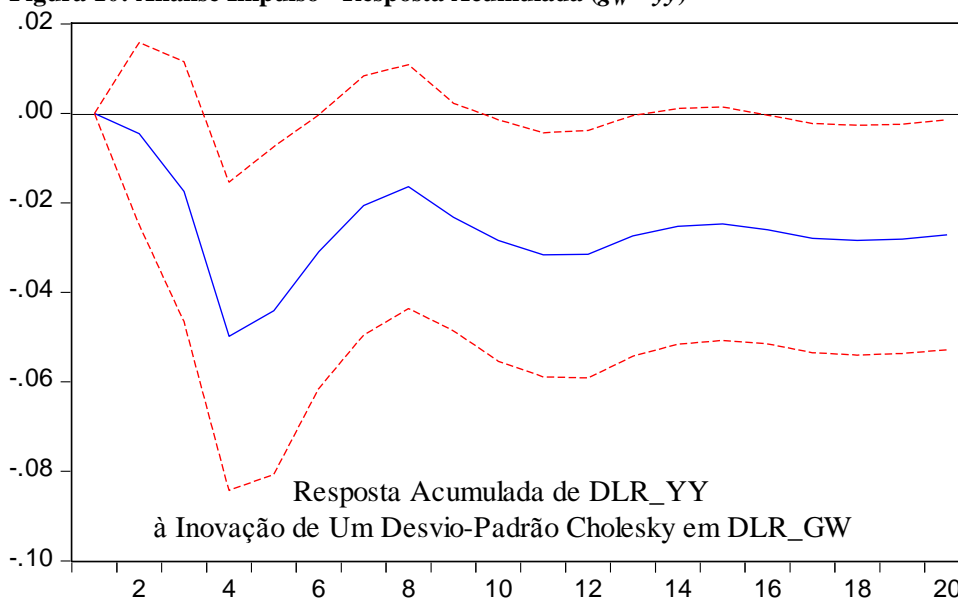
¹⁸ Tabela 11 Apêndice I.

¹⁹ Tabela 21 do Apêndice I.

²⁰ Tabela 23 do Apêndice I.

²¹ Tabela 15 e Figura 27 do Apêndice I.

Figura 10: Análise Impulso - Resposta Acumulada ($g_w - yy$)



Fonte: Elaboração do autor conforme resultados econométricos.

A Figura 9 mostra que o choque único de um desvio-padrão na política fiscal do mundo (temporário) faz com que a taxa de crescimento do produto real atual doméstico fique abaixo do longo prazo por três trimestres, superando os 3%. Mas a tendência do produto real atual é retornar à estabilidade, ou seja, oscilar em torno da taxa de crescimento do produto real médio de longo prazo. Assim, choques fiscais positivos aumentam a variância do produto real, mas não de forma permanente.

Conforme a Figura 10, o impulso acumulado de um desvio-padrão da posição fiscal do mundo, ou seja, aumentos cumulativos nos gastos do governo do México, proporcionalmente maiores que os do Brasil, levariam a uma redução permanente na taxa de crescimento do produto real futura doméstica, comparada à sua média de longo prazo. Então, a taxa de crescimento do produto real ficaria abaixo da taxa de crescimento média de longo prazo. Assim, a política fiscal tem efeito *beggar-thy-neighbor*.

A transmissão dessa política fiscal pode estar relacionada aos impactos nos termos de troca do país doméstico, conforme aponta Corsetti e Pesenti (2001). Os preços relativos se elevam devido à alta dos preços dos bens comercializáveis. Isto resulta por um lado, em aumento da demanda por bens transacionáveis externamente, e por outro, em queda do 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 mexicanos reduz a taxa de crescimento do produto de longo prazo em relação à tendência.

3.2 IMPACTOS DA POLÍTICA FISCAL DO MÉXICO SOBRE OS TERMOS DE TROCA

Nesta seção, o objetivo é identificar e mensurar a relação de longo prazo entre a posição fiscal relativa (Brasil e México) e os termos de troca da economia brasileira. Para tanto, em primeiro lugar, são realizados os testes de estacionariedade e de causalidade de Granger das séries termos de troca (*tt*) e gastos relativos (*gr*). Em seguida, são estimados os coeficientes do modelo SVAR.

A aplicação dos testes ADF, DF-GLS e PP confirmam a estacionariedade das séries (*tt* e *gr*) em suas primeiras diferenças.²²

A relação de causalidade entre as variáveis em questão é analisada tendo por base os resultados dos testes de causalidade de Granger e de exogeneidade de Wald. Para a realização do teste de causalidade de Granger são considerados diferentes números de defasagens (2,3 e 4) e a hipótese testada é que os gastos relativos (*gr*) não causam, no sentido de Granger, os termos de troca (*tt*). Os valores da estatística F [3,13365 (2 lags); 1,86164 (3 lags); 1,57368 (4 lags)] e os p-valores [0,0508 (2 lags); 0,1464 (3 lags); 0,1945 (4 lags)] indicam que a relação de causalidade pode existir. Além disso, com base nos resultados do teste de Wald (Qui-quadrado = 5.54; p-valor = 0.0627), podemos aceitar a hipótese de que a variável gastos relativos (*gr*) é exógena aos termos de troca (*tt*), em até 10% de significância.²³

Para estimação do modelo SVAR foram utilizadas três defasagens, conforme critério de escolha de defasagens. O teste de estabilidade do SVAR mostrou que todas as raízes encontram-se dentro o círculo unitário.²⁴ Como as séries *gr* e *tt* possuem ordem de integração I(1), são computadas a diferença do logaritmo das mesmas. As estimativas do modelo SVAR para os termos de troca são as seguintes:

²² Tabela 8 Apêndice I.

²³ Tabela 13 e 14 Apêndice I.

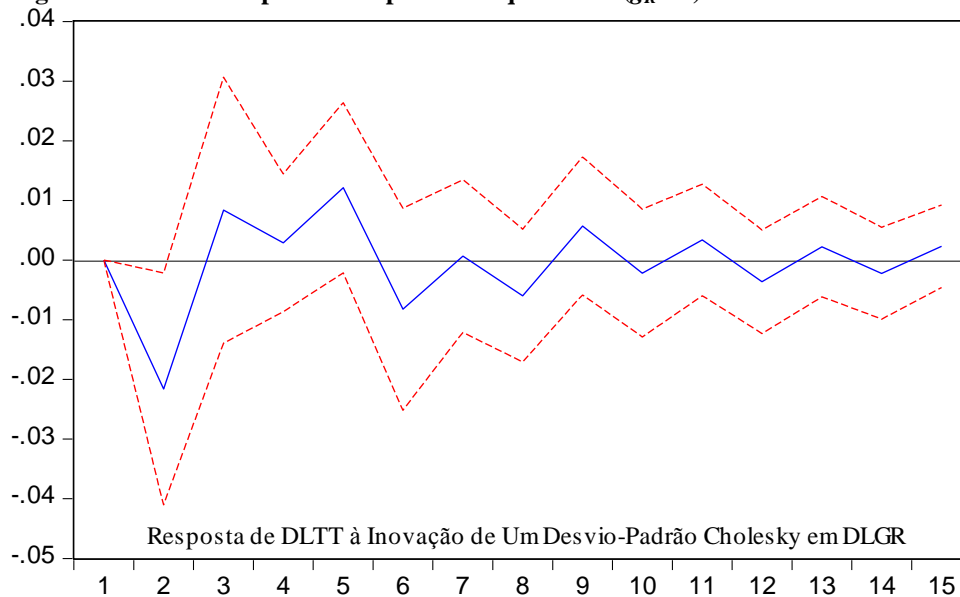
²⁴ Tabela 17 e Figura 27 do Apêndice I.

$$y_t(Btt) = \begin{bmatrix} gr \\ tt \end{bmatrix} C(tt) = \begin{bmatrix} 0,069827 & 0 \\ (0,006172) & \\ -0,001444 & 0,06165 \\ (0,000781) & (0,000545) \end{bmatrix} e_t(tt) = \begin{bmatrix} p_t \\ t_t \end{bmatrix} \quad (12)$$

Na matriz acima, o coeficiente $C(21) = -0,00144$ é estatisticamente significativo até 10% e mostra que os termos de troca são influenciados diretamente pela política fiscal do México. O sinal negativo do coeficiente indica que, quando os gastos do governo do México são relativamente maiores que os gastos do governo brasileiro, os termos de troca da economia doméstica (Brasil) se apreciam (em 0,144%).

Considerando os coeficientes estimados, as simulações dos choques da posição fiscal relativa em um desvio-padrão são apresentadas nas Figuras 11 e 12.

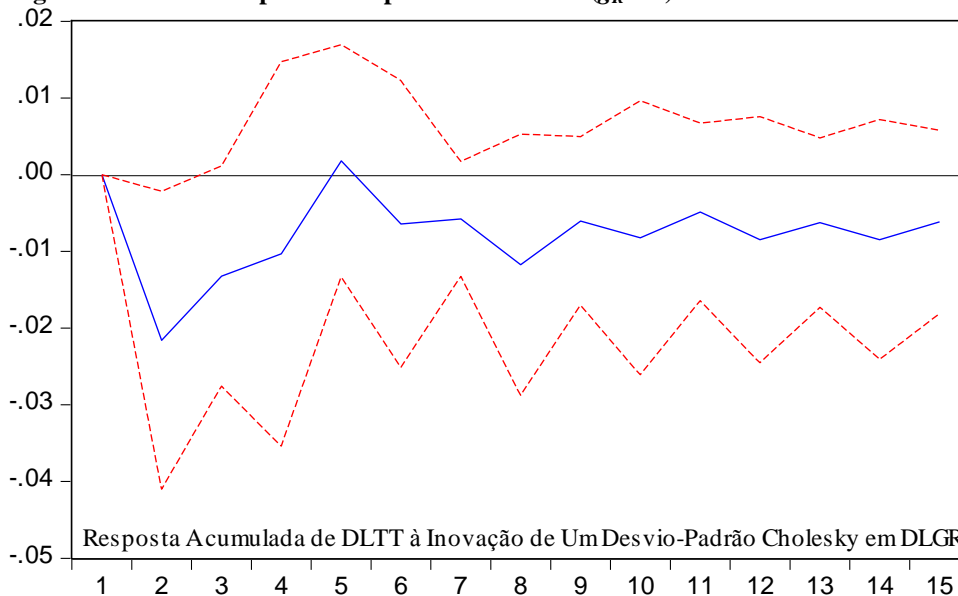
Figura 11: Análise Impulso - Resposta Choque Único ($g_R - tt$)



Fonte: Elaboração do autor conforme resultados econométricos.

A Figura 11 ilustra um comportamento oscilatório dos termos de troca da economia brasileira em torno de sua média de longo prazo, em resposta a um choque único (temporário) nos gastos relativos. No entanto, tal oscilação tende a se suavizar ao longo do tempo.

Figura 12: Análise Impulso - Resposta Acumulada ($g_R - tt$)



Fonte: Elaboração do autor conforme resultados econométricos.

Já a Figura 12 mostra que, após o de impacto de curto prazo, os choques acumulados de um desvio-padrão nos gastos relativos (g_R) levam os termos de troca (tt) a permanecerem apreciados ao longo do tempo.

Portando, quando os gastos do governo do México aumentam proporcionalmente mais do que os gastos governamentais brasileiros, e são cumulativos, os termos de troca do Brasil se apreciam.

3.3 O COMÉRCIO BILATERAL E O SETOR MANUFATUREIRO

O comércio entre as duas maiores economias da América Latina, Brasil e México, mostrou-se modesto ao longo do período considerado neste trabalho. Com base na Tabela 6, entre 1995 e 2011, as participações médias das exportações e das importações nos totais mundiais das mesmas, são da ordem de 2,5% e 1,7%, respectivamente. No entanto, o aumento na corrente de comércio foi bastante expressivo, passando de US\$1.336 milhões em 1995 para US\$ 9.339 milhões de dólares em 2011. Ademais, a Figura 13 mostra que de 1995 a 2004 a participação das exportações brasileiras para o México no total do mundo passou de 1% para 4%, caindo para 1,6% em 2011. Com relação às importações de origem mexicana, a

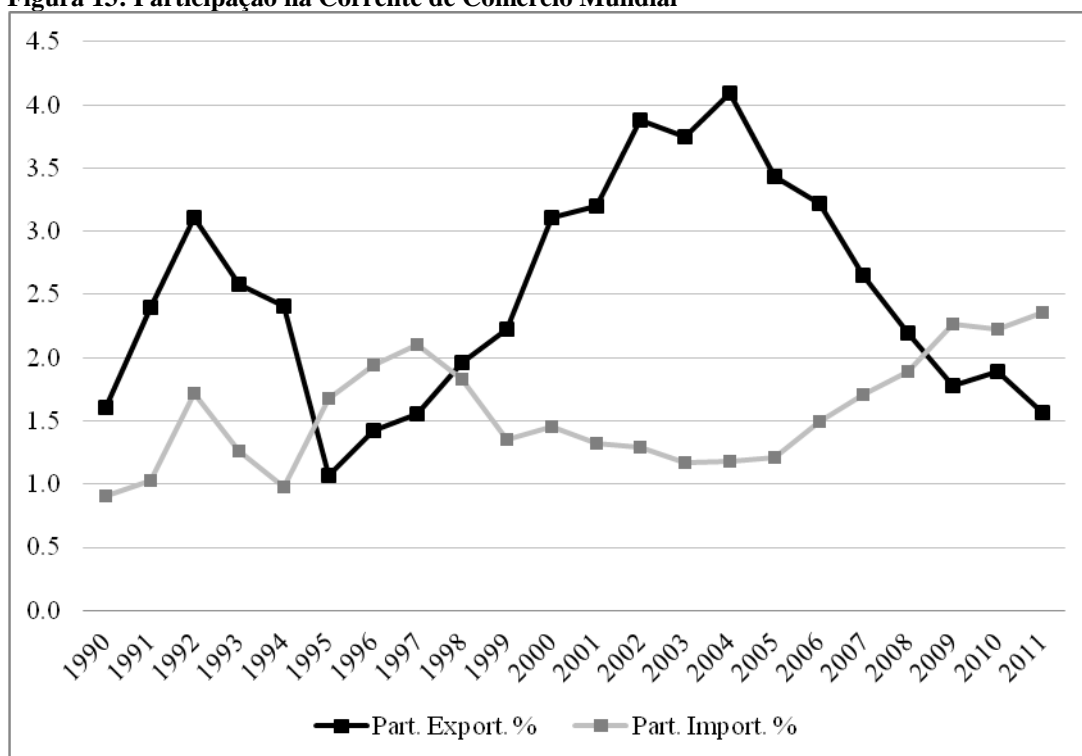
participação destas no total do mundo vem, desde 2005, apresentando crescimento considerável, de 1,2% para 2,4% em 2011.

Tabela 6: Corrente de Comércio Brasil-México (US\$ Milhões FOB)

Ano	Export.	Var. %	Mundo	Part. Export. %	Import.	Var. %	Mundo	Part. Import. %	Balança Comercial	Corrente de Comércio
1995	496		46506	1.1	840		49972	1.7	-344	1336
1996	679	36.9	47747	1.4	1034	23.1	53346	1.9	-355	1713
1997	827	21.8	52994	1.6	1258	21.7	59747	2.1	-431	2085
1998	1001	21.0	51140	2.0	1058	-15.9	57714	1.8	-57	2059
1999	1067	6.6	48011	2.2	665	-37.1	49210	1.4	402	1732
2000	1710	60.3	55086	3.1	809	21.7	55783	1.5	901	2519
2001	1866	9.1	58223	3.2	737	-8.9	55572	1.3	1129	2603
2002	2340	25.4	60362	3.9	611	-17.1	47240	1.3	1729	2951
2003	2740	17.1	73084	3.7	563	-7.9	48290	1.2	2177	3303
2004	3946	44.0	96475	4.1	743	32.0	62835	1.2	3203	4689
2005	4062	2.9	118308	3.4	890	19.8	73606	1.2	3172	4952
2006	4441	9.3	137807	3.2	1366	53.5	91351	1.5	3075	5807
2007	4263	-4.0	160649	2.7	2063	51.0	120617	1.7	2200	6326
2008	4346	1.9	197942	2.2	3279	58.9	173107	1.9	1067	7625
2009	2729	-37.2	152995	1.8	2897	-11.6	127705	2.3	-168	5626
2010	3824	40.1	201915	1.9	4041	39.5	181768	2.2	-217	7865
2011	3997	4.5	256040	1.6	5342	32.2	226233	2.4	-1345	9339

Fonte: Elaboração própria a partir de informações da SECEX-MDIC e da ALADI

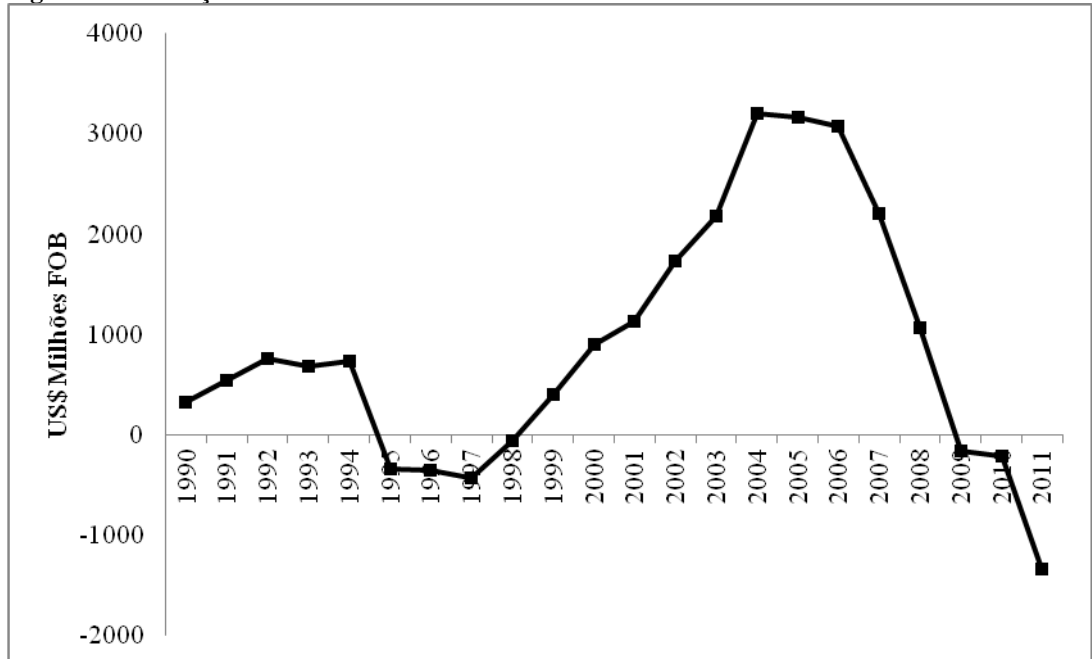
Figura 13: Participação na Corrente de Comércio Mundial



Fonte: Elaboração própria a partir de informações da SECEX-MDIC e da ALADI

Entre 1995 e 1997, a balança de comércio bilateral foi desfavorável para o Brasil. Essa situação está fortemente ligada ao comportamento do câmbio. De acordo com CNI (2007), nesse período as taxas de câmbio nominal e real dos dois países evoluíram em direções opostas: o real se valoriza enquanto o peso sofre forte depreciação. Assim, entre 1995 e 1997, o Brasil registrou déficits bilaterais anuais próximos a US\$ 300 milhões. Em 1998, a balança comercial se equilibra e desde então apresenta saldos positivos crescentes, impulsionados principalmente pela expansão das exportações entre 1999 e 2005. Essa situação se reverte a partir de 2008 quando a balança comercial bilateral se torna deficitária, devido à queda acentuada das exportações e à tendência crescente das importações, observados durante os quatro anos anteriores. A Figura 14 abaixo ilustra o comportamento da balança comercial no período.

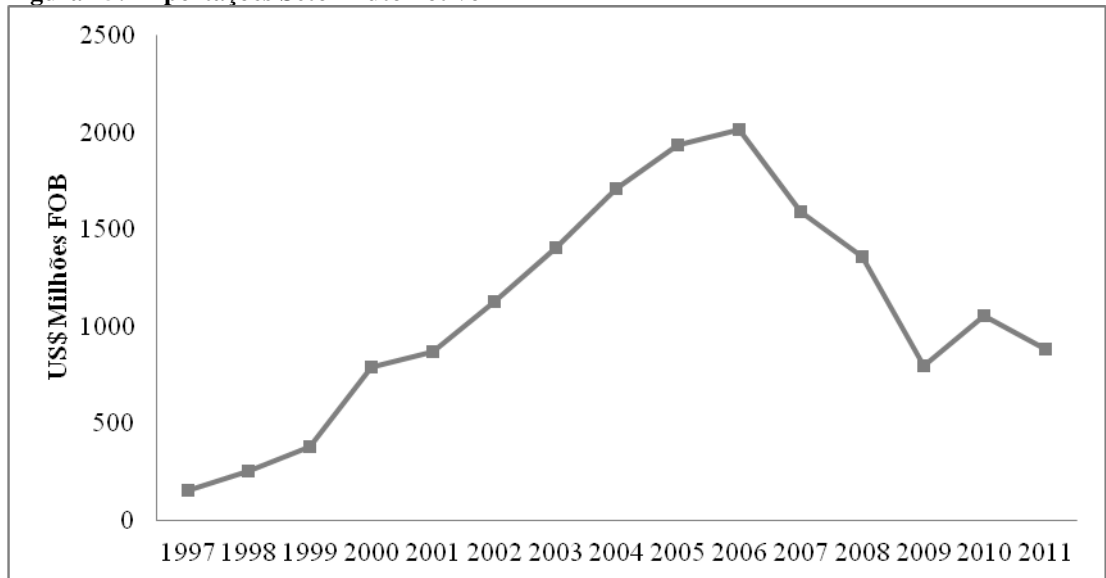
Figura 14: Balança comercial BR-MEX



Fonte:Elaboração própria a partir de informações da SECEX-MDIC e da ALADI.

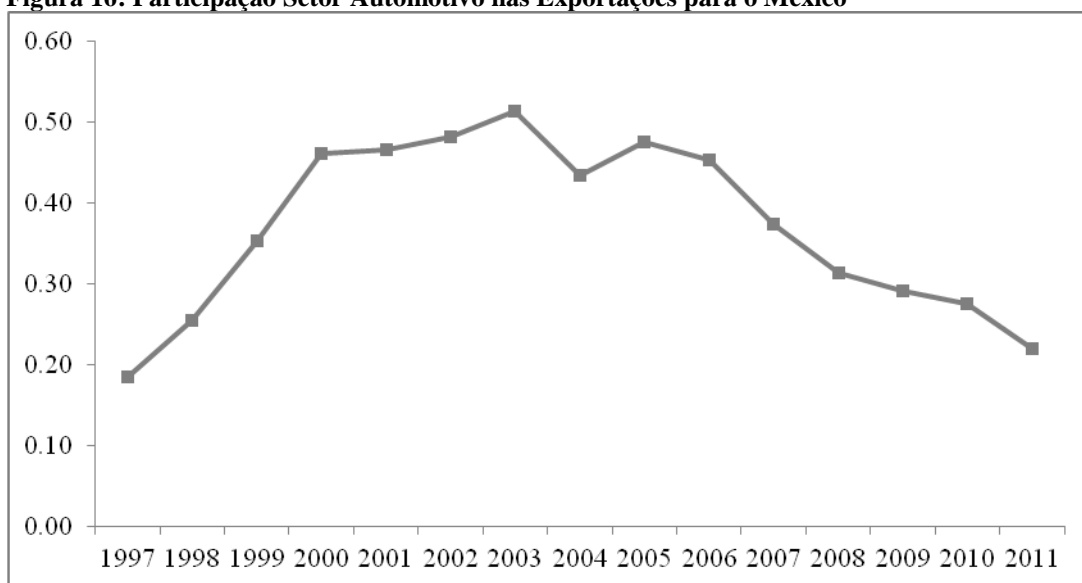
Ainda, como apontado por CNI (2007) as exportações brasileiras para o México estão concentradas nos produtos manufaturados e intensivos em escala, destacando o setor automotivo.

Figura 15: Exportações Setor Automotivo



Fonte: Elaboração própria a partir de informações da ALADI.

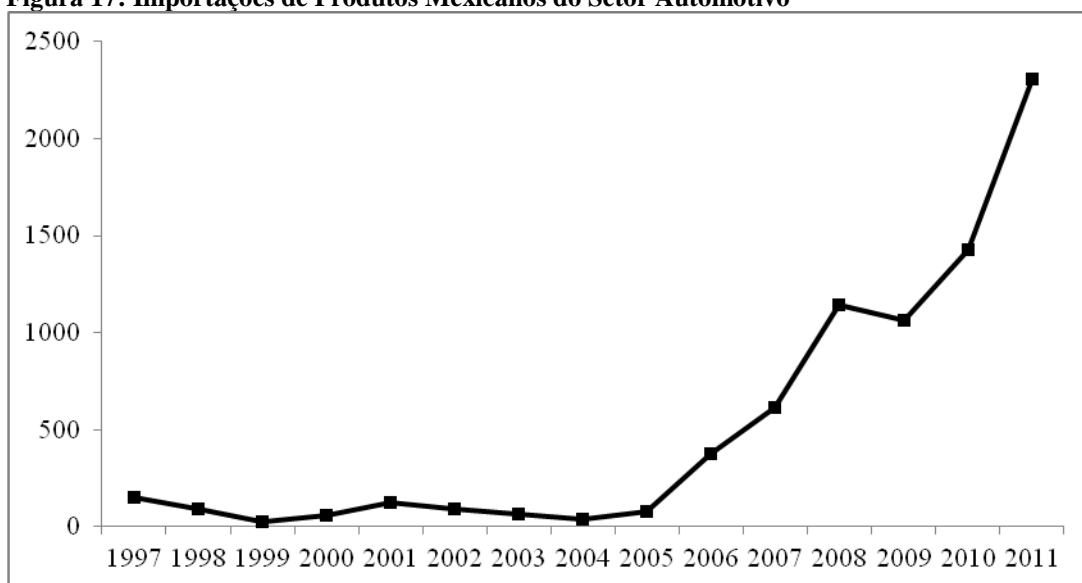
Figura 16: Participação Setor Automotivo nas Exportações para o México



Fonte: Elaboração própria com dados da ALADI.

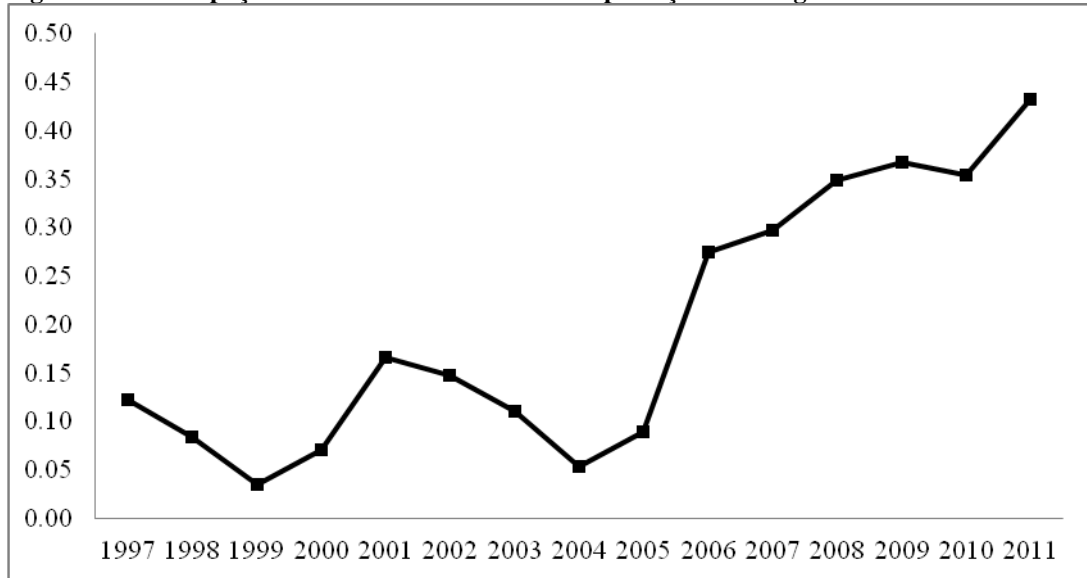
As Figuras 15 e 16 demonstram a importância do setor automotivo para o Brasil, dado que os produtos deste chegam a representar 50% do total das exportações para o México em 2003. No entanto, verifica-se que a partir de 2006, as exportações do setor vêm apresentando uma tendência de queda. Em contra partida, a partir de 2005, as importações de produtos mexicanos desse setor cresceram fortemente, chegando a 45% do total das importações de origem mexicana em 2011, como apontam as Figuras 18 e 19.

Figura 17: Importações de Produtos Mexicanos do Setor Automotivo



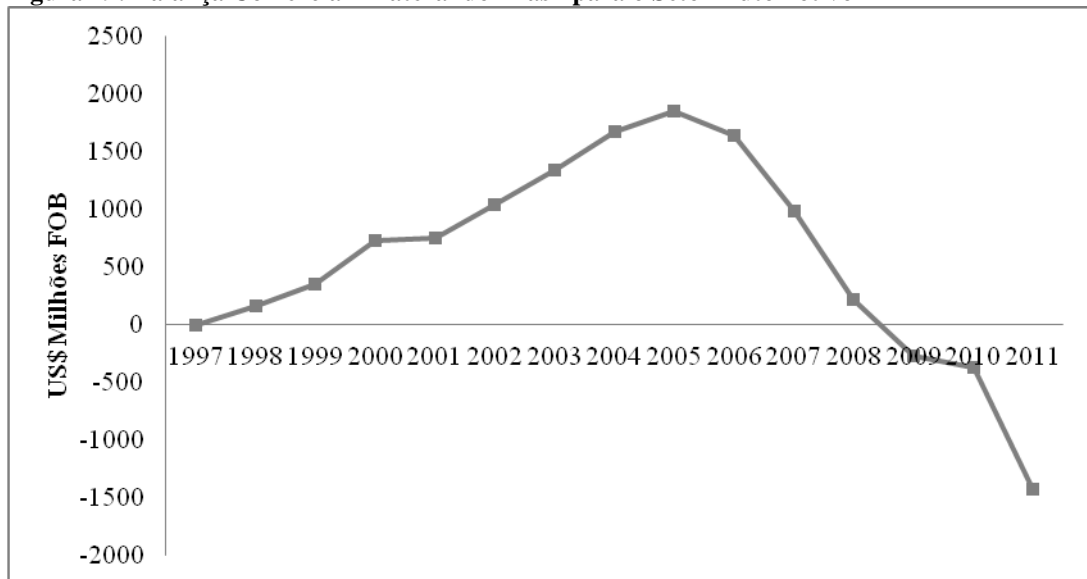
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da ALADI

Figura 18: Participação do Setor Automotivo nas Importações de Origem Mexicana



Fonte: Elaboração própria com base em dados da ALADI

Figura 19: Balança Comercial Bilateral do Brasil para o Setor Automotivo



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da ALADI.

Assim, a Figura 19 mostra uma tendência de crescimento do saldo da balança bilateral do setor a partir de 1997. No entanto, esta situação começa a se reverter a partir de 2005 devido à queda das exportações e aumento das importações. Então, em meados de 2008 a balança comercial do Brasil se torna deficitária, chegando a apresentar um saldo negativo de US\$ 1.500 milhões em 2011.

3.4 POLÍTICA FISCAL DO MÉXICO E A COMPETITIVIDADE DO SETOR MANUFATUREIRO DO BRASIL

Os resultados da análise empírica da seção 3.2 confirmaram a transmissão de efeitos de choques fiscais do parceiro comercial México nos termos de troca da economia brasileira. Considerando a análise do comportamento dos fluxos comerciais entre os dois países, notadamente de produtos do setor automotivo, o objetivo é comprovar a existência de transmissão dos efeitos da política fiscal mexicana sobre a competitividade doméstica deste setor.

Portanto, realizamos novamente a aplicação do modelo SVAR com os mesmos procedimentos²⁵, mas substituindo os termos de troca global por uma medida de competitividade setorial, ou seja, a taxa de câmbio real efetiva das exportações (índice) do setor manufatureiro²⁶.

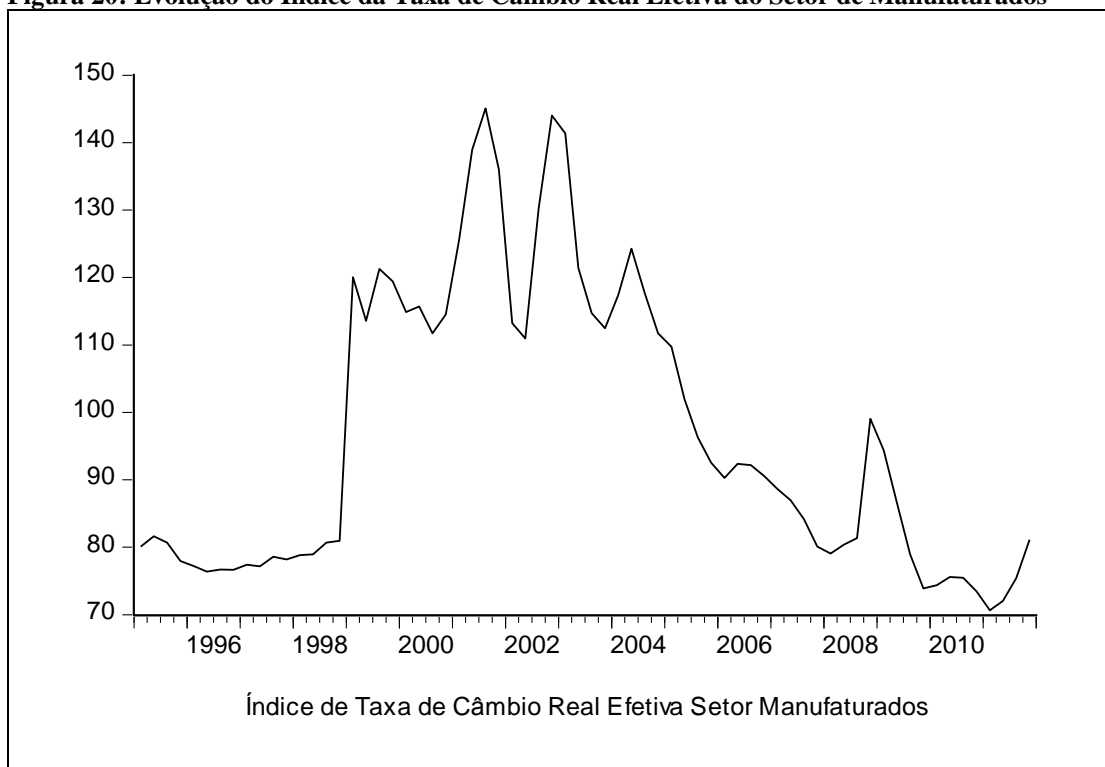
Os gráficos das figuras 20 e 21 mostram a evolução trimestral da taxa de câmbio real efetiva do Brasil ao longo do período de estudo deste trabalho. O primeiro gráfico diz respeito ao comportamento da taxa de câmbio real efetiva do setor de manufaturados. No segundo gráfico (figura 21) são apresentados os comportamentos das taxa de câmbio real efetiva setorial e global. Como na análise empírica da seção 3.2, a taxa de câmbio real efetiva se refere aos termos de troca (*ttm*). Na tabela 7 são apresentadas algumas estatísticas a respeito da variável. Em seguida, são realizadas os procedimentos econométricos adotados no trabalho.

²⁵ Os resultados dos testes e das estimativas do modelo encontram-se no Apêndice II deste trabalho.

²⁶ Série mensal obtida em www.ipeadata.gov.br. A partir da série mensal, obteve-se a série trimestral que representa a média do trimestre.

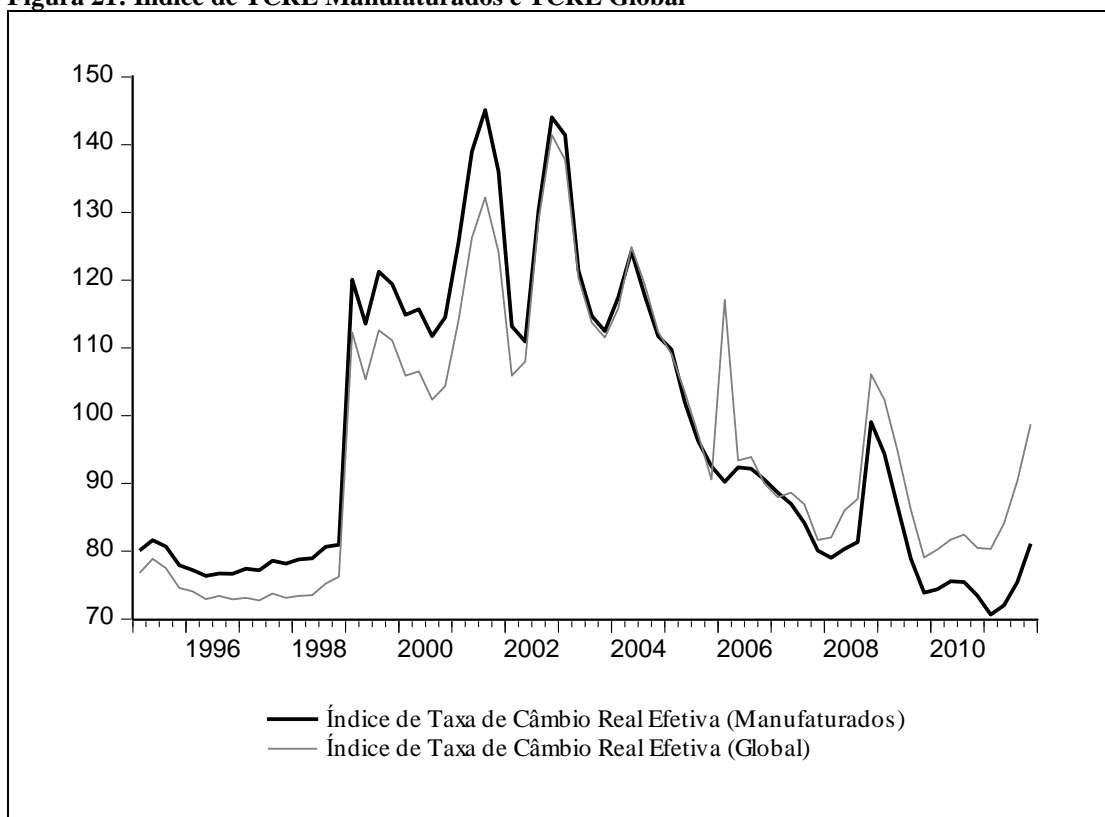
Medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. A paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras de manufaturados em 2001. Fonte: www.ipeadata.gov.br

Figura 20: Evolução do Índice da Taxa de Câmbio Real Efetiva do Setor de Manufaturados



Fonte: Elaboração própria com dados do IPEADATA.

Figura 21: Índice de TCRE Manufaturados e TCRE Global



Fonte: Elaboração própria com dados do IPEADATA.

Tabela 7: Estatísticas da variável Termos de Troca (Manufaturados)

Variável	TT-Manufaturados
Média	96.64499
Mediana	89.44120
Máximo	145.0879
Mínimo	70.65952
Desvio Padrão	21.31781
Skewness	0.665102
Kurtosis	2.183340
Jarque-Bera	6.903059
Probabilidade	0.031697
Soma	6571.859
Soma Desvio Qd.	30448.08
Observações	68

Fonte: Elaboração própria com dados do IPEADATA.

Os testes de estacionariedade (ADF, DF-GLS e PP) para a série termos de troca do setor de manufaturados (*ttn*) apontaram que esta é estacionária em sua primeira diferença, ou seja, possui ordem de integração I(1).²⁷

A relação de precedência entre as variáveis termos de troca do setor de manufaturados (*ttn*) e gastos relativos (*gr*) são analisados pelo teste de causalidade de Granger. Nesta análise, a hipótese nula é que os gastos relativos (*gr*) não causam no sentido de Granger os termos de troca do setor de manufaturados (*ttn*). Considerando 2,3 e 4 lags, os resultados indicam que a hipótese nula pode ser rejeitada (p-valores próximo de zero, para todos os casos). Além disso, o teste de causalidade de Granger do VAR indica que os gastos relativos são exógenos aos termos de troca do setor de manufaturados (Qui-quadrado=16.73485; p-valor=0.0002).²⁸

O teste de escolha de defasagens indicou como significativo, um lag pelo critério SC, três lags pelo critério HQ e 5 lags pelos critérios LR, FPE e AIC. Após a estimação do modelo SVAR, são aplicados os testes LM (Multiplicador de Lagrange) e Exclusão de Defasagens de Wald, os quais confirmam o número de defasagens ideal.²⁹

²⁷ Tabela 8 Apêndice I.

²⁸ Tabelas 27 e 28 Apêndice II.

²⁹ Tabelas 29, 30 e 31 Apêndice II.

A estacionariedade dos resíduos da regressão é confirmada pelo teste em grupo de Levin, Lin e Chu, cuja hipótese nula assume um processo comum de raiz unitária.³⁰ Além disso, o SVAR é estável dado que todos os valores característicos estão dentro do círculo unitário.³¹

Os resultados da estimação do modelo SVAR são apresentados na matriz de coeficientes abaixo:

$$\mathbf{y}_t(\text{Bttm}) = \begin{bmatrix} gr \\ ttm \end{bmatrix} \mathbf{C}(\text{ttm}) = \begin{bmatrix} 0,2178 & 0 \\ (0,01956) & \\ -0,0144 & 0,009 \\ (0,0017) & (0,0008) \end{bmatrix} \mathbf{e}_t(\text{ttm}) = \begin{bmatrix} p_t \\ t_t \end{bmatrix} \quad (13)$$

Todos os coeficientes são estatisticamente significantes (todos os p-valores = 0). O coeficiente $C(2,1) = -0,0144$ mostra que os gastos relativos (*gr*) impactam negativamente nos termos de troca do setor de manufaturados (*ttm*). Ademais, este resultado indica que o efeito dos gastos relativos nos termos de troca setorial é maior do que nos termos de troca global (10 vezes maior)³².

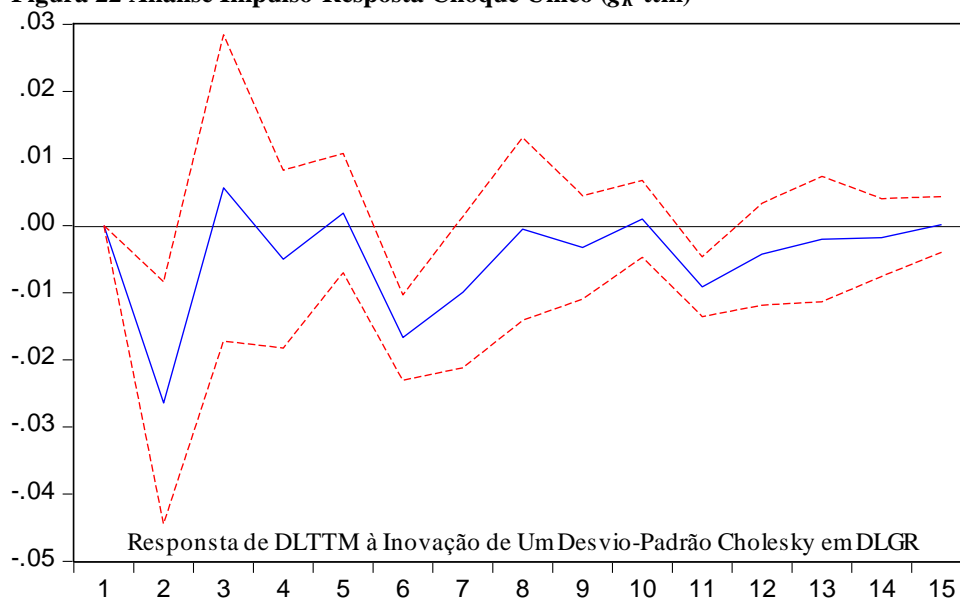
A seguir, as figuras 22 e 23 ilustram, respectivamente, o comportamento dos termos de troca do setor de manufaturados (*ttm*) devido a um choque único (temporário) e acumulado (permanente), na variável gastos relativos (*gr*).

³⁰ Tabela 32 Apêndice II.

³¹ Tabela 33 e Figura 28 Apêndice II.

³² Comparar com o coeficiente $C(2,1)$ da matriz de coeficientes da equação 12.

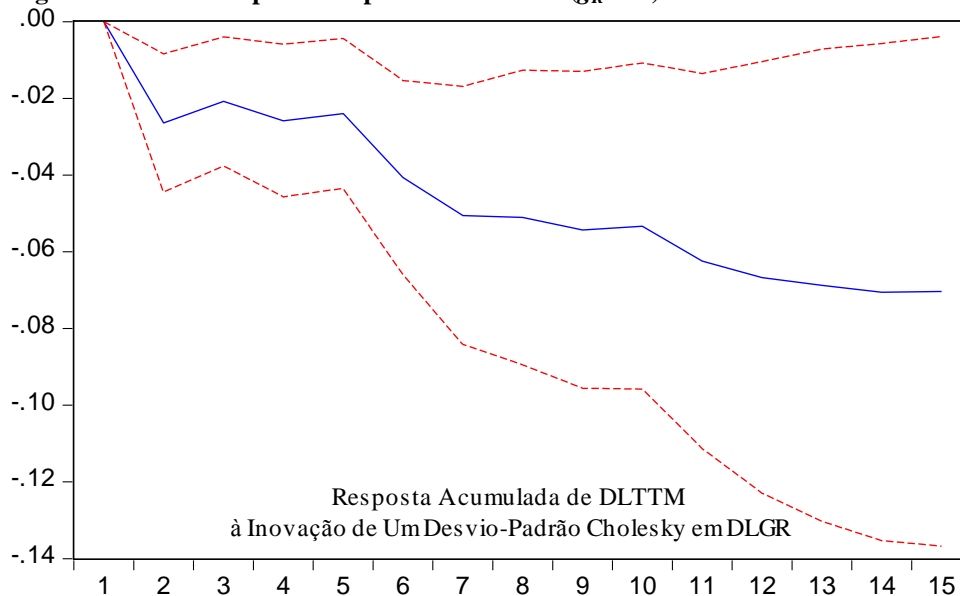
Figura 22 Análise Impulso-Resposta Choque Único (g_R - ttm)



Fonte: Elaboração do autor conforme resultados econométricos.

A figura 22 mostra que um choque único nos gastos relativos (g_r) provoca oscilações de curto prazo nos termos de troca (ttm). No entanto, ao longo do tempo, a oscilação se reduz e os termos de troca tendem a retornar a sua média de longo prazo.

Figura 23 Análise Impulso-Resposta Acumulada (g_R - ttm)



Fonte: Elaboração do autor conforme resultados econométricos.

Por outro lado, um choque permanente nos gastos relativos (gr), levam os termos de troca do setor de manufaturados (tmm) a permanecerem apreciados no longo prazo, como mostra a figura 23.

Portanto, quando os gastos fiscais do México são relativamente maiores do que os gastos do governo brasileiro e são cumulativos, a competitividade do setor exportador manufatureiro do Brasil é afetada negativamente, dado que a apreciação da taxa de câmbio real efetiva do setor implica em preços mais elevados dos bens exportados.

4 CONCLUSÕES

No período analisado neste trabalho, a transmissão de efeitos de política fiscal entre México e Brasil foi confirmada, baseando-se nos resultados da aplicação empírica do modelo teórico de transmissão internacional de políticas macroeconômicas de Corsetti e Pesenti (2001).

Em primeiro lugar, tendo por base as estimativas do modelo SVAR e os resultados da análise Impulso-Resposta, foi verificado que aumentos nos gastos do governo mexicano, proporcionalmente maiores que os do Brasil, implicam numa redução permanente na taxa de crescimento do produto doméstico. Nesse caso, a conduta fiscal do parceiro comercial latino americano seria *beggar-thy-neighbor*.

Conforme o modelo teórico, os efeitos da política fiscal estrangeira seriam transmitidos para o produto doméstico via apreciação ou depreciação dos termos de troca. Por isso, foram analisados os impactos da política fiscal do México sobre os termos de troca (global e do setor de manufaturados) da economia brasileira. Os resultados econométricos das seções 3.2 e 3.4 indicaram que, aumentos dos gastos do governo mexicanos relativamente maiores que os do Brasil, induzem os termos de troca domésticos, global e do setor de manufaturados, a permanecerem apreciados no longo prazo. Este resultado, no entanto, difere daquele previsto pelo modelo de Corsetti e Pesenti (2001), isto é, expansões fiscais estrangeiras é *beggar-thy-neighbor* (impacto negativo sobre o produto) devido à deterioração (depreciação) dos termos de troca da economia doméstica.

No modelo é assumido que o peso do consumo na demanda agregada é maior do que o peso do setor de bens comercializáveis. Nesse contexto, uma apreciação dos termos de troca, provocada por um choque de política fiscal externo, por exemplo, implicaria em redução da demanda externa por bens exportáveis (queda das exportações e aumento das importações), devido ao aumento dos preços destes em moeda estrangeira. No entanto, esta apreciação da taxa de câmbio poderia impulsionar o consumo das famílias, devido à redução dos preços internos. Assumindo que o peso do consumo na demanda agregada é menor que o setor de bens comercializáveis, uma

política fiscal expansionista estrangeira que aprecia os termos de troca domésticos é *beggar-thy-neighbor*.

Mostramos que nos últimos anos a balança comercial bilateral do setor automotivo tem sido desfavorável para o Brasil, principalmente devido a quedas expressivas das exportações, o que pode estar relacionada à redução de competitividade gerada pelos efeitos da política fiscal do México sobre a taxa de câmbio real efetiva do setor de manufaturados.

Com base nos resultados econométricos, verificamos que, de fato, a política fiscal mexicana gera impactos negativos sobre a competitividade do setor manufatureiro do Brasil (apreciação dos termos de troca do setor de exportação de manufaturados), o que pode ter contribuído para os resultados negativos da balança comercial brasileira. Ainda, foi possível mostrar que, o impacto da política fiscal do México sobre os termos de troca do setor de manufaturados, é mais significativo do que o impacto da mesma sobre os termos de troca global da economia brasileira.

No contexto da interdependência macroeconômica entre Brasil e México, estes resultados sugerem a necessidade de coordenação de política fiscal entre os dois países, de modo a minimizar efeitos *beggar-thy-neighbor* da política fiscal mexicana, notadamente, sobre a competitividade do setor exportador manufatureiro do Brasil.

Contudo, uma política fiscal do México que supere os gastos relativos do Brasil altera os termos de trocas entre os países e com isso, afeta o produto de longo prazo e o bem-estar do país doméstico.

REFERÊNCIAS

BERNANKE, B. S. Alternative Explanations of the Money-Income Correlation. **NBER (National Bureau of Economic Research) Working Paper Series**, n. 1842, 2004.

BLANCHARD, O.J; KİYOTAKI, N. Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand. **American Economic Review**, LXXVII, pp. 647-666, 1987.

BUITER, W.H. Fiscal Policy in Open, Interdependent Economies. **NBER (National Bureau of Economic Research) Working Paper Series**, No. 1429, pp. 1-81, 1984.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA (CNI). Brasil-México: é hora de um acordo ambicioso. **Comércio Exterior em Perspectiva**, ano 16, n. 10.11, julho e agosto 2007

COOPER, R.N. Economic Interdependence and Foreign Policy in the Seventies. **World Politics**, vol.24, No. 2, pp. 159-181, 1972.

COOPER, R.N. Economic Interdependence and Coordination of Economic Policies. **Handbook of International Economics**, vol.2, pp. 1195-1234, 1985.

CORSETTI, G.; PESENTI, P. Welfare and Macroeconomic Interdependence. **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 116, pp. 421-445, 2001.

CORSETTI, G. New Open Economy Macroeconomics. **CEPR (Centre for Economic Policy Research) Discussion Paper**, No. DP6578, pp. 1-17, 2007.

COURNOT, P.A. **Researches Into The Mathematical Principles of The Theory of Wealth**. London, The Macmillan Company, 1897.

DEVEREUX, M.; WILSON, T.A. International Co-ordination of Macroeconomic Policies: A Review. **Canadian Public Policy/ Analyse de Politiques**, vol.15, pp. S20-S34, 1989.

DIAS, M.H.A; DIAS, J. Choques de Políticas Econômicas e Efeitos Repercussão entre Economias da América Latina e EUA. Disponível em: www.bndes.gov.br. Acesso em 5 de Fevereiro de 2012.

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

FRENKEL, J.A.; RAZIN, A. Fiscal Policies, Debt and International Economic Interdependence. **NBER (National Bureau of Economic Research) Working Paper Series**, No. 1266, pp. 1-62, 1984.

GANELLI, G. The New Open Economy Macroeconomics of Government Debt. **Journal of International Economics**, vol. 65, pp. 167-184, 2005.

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.

HELLIWELL, J.F.; PADMORE, T. Empirical Studies of Macroeconomic Interdependence. **Handbook of International Economics**, vol. II, pp. 1107-1151, 1985.

HELPMAN, E. Macroeconomic Policy in a Model of International Trade With a Wage Restriction. **International Economic Review**, vol. 17, No.2, pp. 262-277, 1976.

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.

JOHANSEN, S.; 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.

KIM, S.; LEE, J. International Macroeconomic Fluctuations: A New Open Economy Macroeconomics Interpretation. **Hong Kong Institute for Monetary Research (HKIMR) Working Paper**, No. 23, pp. 1-42, 2008.

LANE, P.R. The New Open Economy Macroeconomics: A Survey. **Journal of International Economics**, vol. 54, pp. 235-266, 1999.

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.

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

DIAS, M. H. A.; DIAS, J.; PUNZO, L. International Interdependence and Macroeconomic Transmission: Europe and Latin America. Disponível em: anpec.org.br. Acesso em 12 de setembro de 2011.

ROPER, don E. Macroeconomic Policies and the Distribution of the World Money Supply. **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 85, No. 1, pp. 119-146, 1971.

REINHART, C. Commodity Markets and the International Transmission of Fiscal Shocks. **MPRA Munich Personal RePEc Archive IMF Working Paper**, No. 13411, pp. 1-23, 1988.

REINICKE, H. W.; WITTE, M. J. Interdependence, Globalization, and Sovereignty: The Role of Non-Biding International Legal Accords. **Commitment and Compliance. The Role of Non-Biding Norms in The International Legal System**, Oxford, ed. 9, Oxford University Press, 1999.

SIMS, C. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980

SVENSSON, L.E.O; WIJNBERGEN, van S. Excess Capacity, Monopolistic Competition, and International Transmission of Monetary Disturbances. **NBER (National Bureau of Economic Research) Working Paper Series**, No. 2262, pp. 1-34, 1987.

APÊNDICE I

Todos os resultados abaixo foram obtidos utilizando o *software* econométrico Eviews 7.

TESTES DE ESTACIONARIEDADE DAS VARIÁVEIS

Tabela 8 Testes de Estacionariedade das Variáveis

Vriáveis	ADF	DF-GLS	PP
DLR_PIBREAL	-6.91	-6.33	-7.94
DLR_GW	-12.53	-11.05	-13.57
DLTT	-8.181	-7.94	-8.338
DLGR	-9.455	-9.496	-15.34
DLTTM	-6.856	-6.718	-6.856

Todas significantes a 1%

ADF – Augmented Dickey-Fuller.

DF-GLS – Dickey-Fuller Generalized Least Square.

PP – Phillips-Perron.

TESTES DE ESPECIFICAÇÃO DO PRODUTO DE LONGO PRAZO

Tabela 9 Teste LM - Multiplicador de Lagrange

Lags	LM-Stat	Prob
1	1.6604	0.7979
2	0.7444	0.9457
3	6.2906	0.1785
4	3.5548	0.4696

H0: Resíduos não-autocorrelacionados

Porbs chi2

Tabela 10 Teste de Exclusão de Defasagens de Wald

	DLR_PIBREAL	DLR_GW	Joint
Lag 1	0.223483	17.28237	17.404
	[0.894276]	[0.000177]	[0.001613]
Lag 2	4.099193	4.452527	8.1319
	[0.128787]	[0.107931]	[0.086866]
Lag 3	15.67906	1.867347	17.618
	[0.000394]	[0.393107]	[0.001465]
Lag 4	12.92027	0.436648	13.319
	[0.001565]	[0.803865]	[0.009818]
df	2	2	4

Estatísticas do teste chi2 para exclusão de defasagens:

Números entre [] são p-valores

Tabela 11: Teste de Causalidade de Granger VAR

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1995Q1 2011Q4

Included observations: 63

Dependent variable: DLR_PIBREAL

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLR_GW	13.06521	4	0.0110
All	13.06521	4	0.0110

Figura 24 Distribuição dos Resíduos do Produto Real

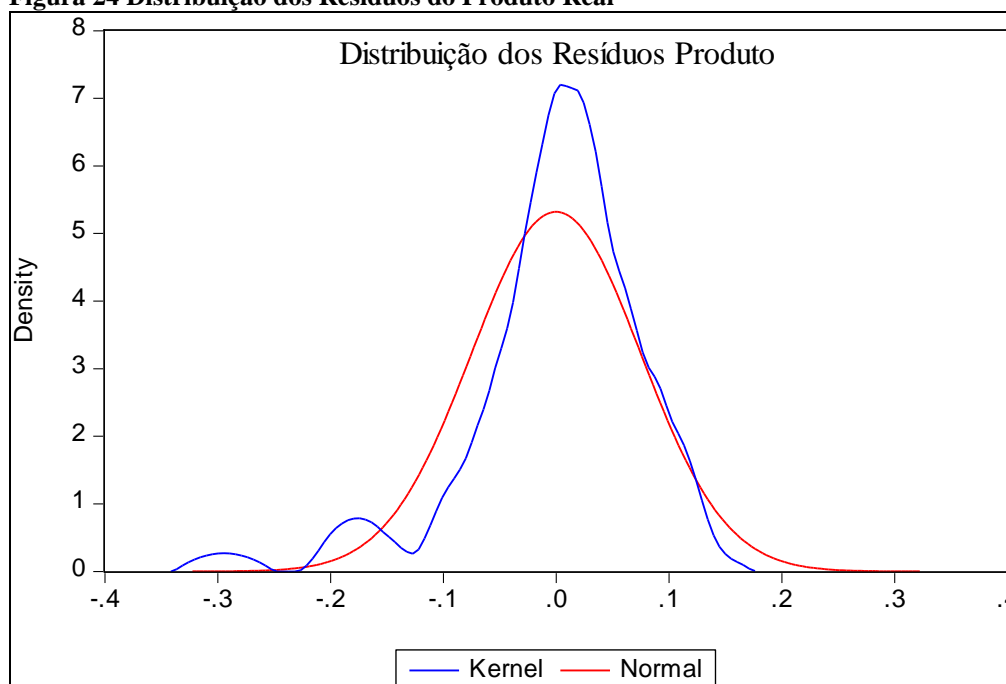


Tabela 12 Estabilidade do SVAR

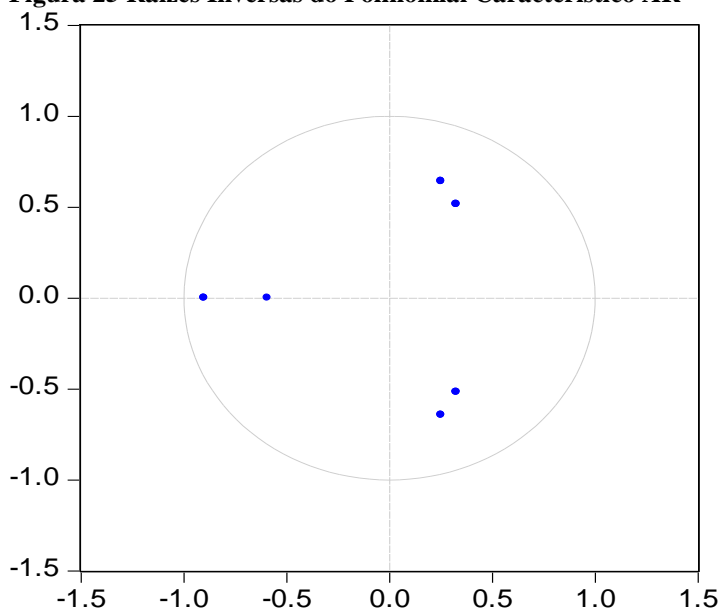
Root	Modulus
-0.900942	0.900942
0.251423 - 0.643034i	0.690439
0.251423 + 0.643034i	0.690439
0.324151 - 0.516678i	0.609943
0.324151 + 0.516678i	0.609943
-0.592596	0.592596

H0= estável modulus < 1

Nenhuma raiz se encontra fora do círculo unitário

SVAR satisfaz a condição de estabilidade

Figura 25 Raízes Inversas do Polinomial Característico AR



TESTE DE ESPECIFICAÇÃO DOS TERMOS DE TROCA DE LONGO PRAZO

Tabela 13: Teste de Causalidade de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Amostra: 1995Q1 2011Q4

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLGRBRMEX does not Granger Cause DLTTIPEA	65	3.13365	0.0508
DLTTIPEA does not Granger Cause DLGRBRMEX		0.64854	0.5264

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLGRBRMEX does not Granger Cause DLTTIPEA	64	1.86164	0.1464
DLTTIPEA does not Granger Cause DLGRBRMEX		0.87158	0.4612

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLGRBRMEX does not Granger Cause DLTTIPEA	63	1.57368	0.1945
DLTTIPEA does not Granger Cause DLGRBRMEX		0.87830	0.4831

Tabela 14: Teste Causalidade de Granger VAR

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Amostra: 1995Q1 2011Q4

Observações Incluídas: 64

Variável Dependente: DLTT

Excluída	Chi-qd	df	Prob.
DLGR	5.539827	2	0.0627
Todos	5.539827	2	0.0627

Tabela 15 Teste LM - Multiplicador de Lagrange

Lags	LM-Stat	Prob
1	3.322736	0.5053
2	2.708794	0.6077
3	6.240420	0.1819

H0: Resíduos não-autocorrelacionados

Probs chi2

Tabela 16 Teste de Exclusão de Defasagens de Wald

	D_CAMBREF	D_GRBRMEX	Joint
Lag 1	2.1453	20.4082	24.1003
	[0.3420]	[3.70e-05]	[7.63e-05]
Lag 2	2.6810	10.4765	13.1658
	[0.2617]	[0.0053]	[0.0104]
Lag 3	3.6436	22.4947	26.2498
	[0.1617]	[1.30e-05]	[2.82e-05]
df	2	2	4

Estatísticas do teste chi2 para exclusão de defasagens:

Números entre [] são p-valores

Figura 26 Distribuição dos Resíduos dos Termos de Troca

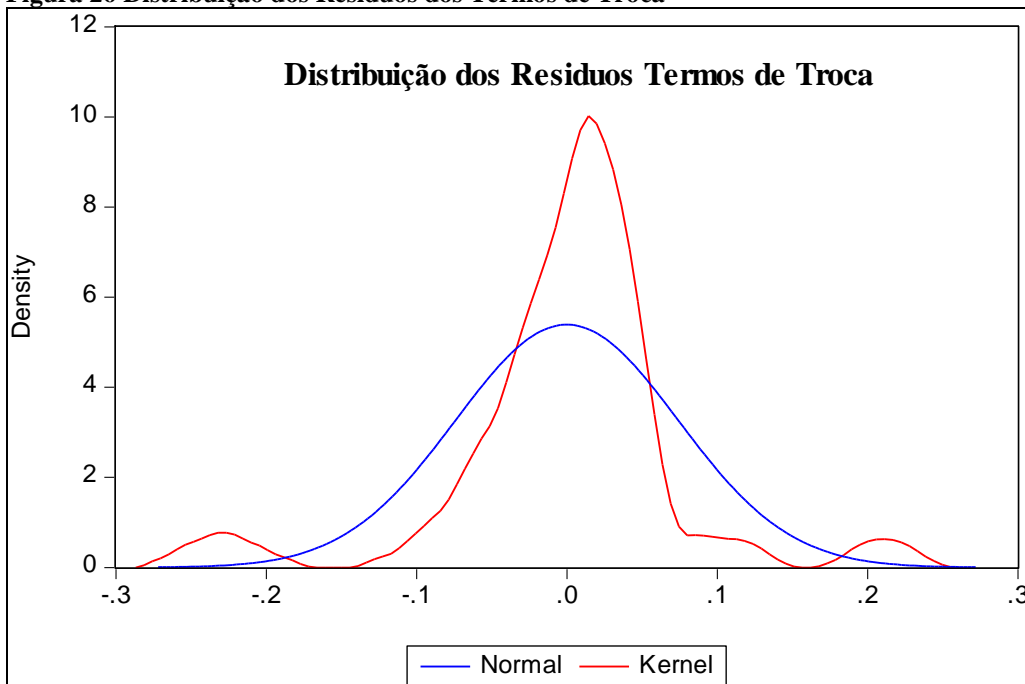


Tabela 17 Estabilidade do SVAR

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: DLTTIPEA DLGRBRMEX
 Exogenous variables: C DBANDA
 Lag specification: 1 1 3 3

Root	Modulus
-0.889775	0.889775
0.237033 - 0.637676i	0.680306
0.237033 + 0.637676i	0.680306
-0.601210	0.601210
0.314517 - 0.507840i	0.597346
0.314517 + 0.507840i	0.597346

H0: estável modulus < 1
 Nenhuma raiz se encontra fora do círculo unitário
 SVAR satisfaz a condição de estabilidade

Figura 27 Raízes Inversas do Polinomial Característico AR

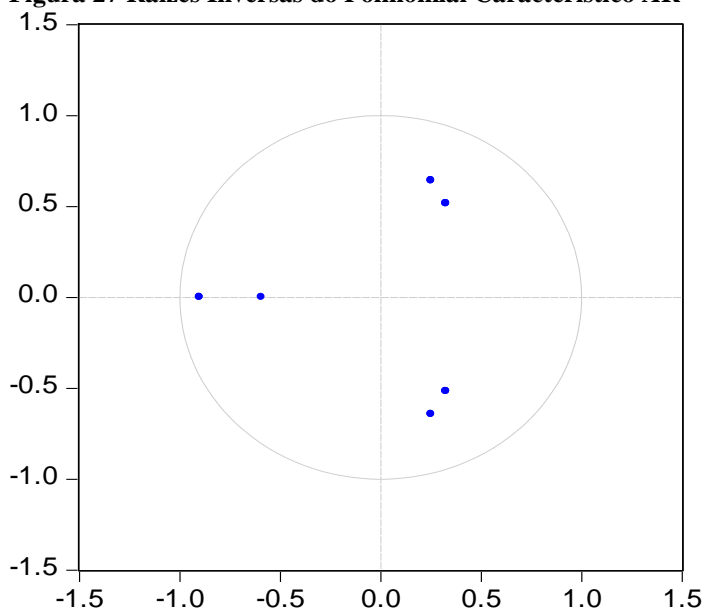


Tabela 18 Teste de Critério de Escolha de Defasagens (Produto)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	282.6043	NA	4.02E-07	-9.052	-8.983	-9.025
1	292.8944	19.58426	3.28E-07	-9.255	-9.048806*	-9.173835*
2	296.8701	7.310108	3.28E-07	-9.254	-8.911	-9.119
3	301.9027	8.928805	3.18E-07	-9.287	-8.807	-9.099
4	308.7567	11.71818*	2.91e-07*	-9.379248*	-8.762	-9.137
5	311.6354	4.735902	3.02E-07	-9.343	-8.588	-9.047

* Indica a ordem de defasagem escolhida pelo critério

LR: teste estatístico sequencial modificado LR (cada teste a 5%)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabela 19 Teste de Critério de Escolha de Defasagens (Termos de Troca)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-53.16278	NA	0.021672	1.843961	1.981195*	1.897842
1	-46.58253	12.31144	0.019947	1.760727	2.035196	1.868490
2	-44.10296	4.479229	0.020968	1.809773	2.221476	1.971418
3	-31.58728	21.80151*	0.015958*	1.535073*	2.084011	1.750600*
4	-30.00479	2.654495	0.017301	1.613058	2.299230	1.882466
5	-28.38648	2.610177	0.018761	1.689886	2.513293	2.013177

* Indica a ordem de defasagem escolhida pelo critério

LR: teste estatístico sequencial modificado LR (cada teste a 5%)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

ESTIMAÇÃO DO SVAR PARA O PRODUTO DE LONGO PRAZO

Tabela 20 Estimativas do SVAR Produto de Longo Prazo

Structural VAR Estimates

Sample (adjusted): 1996Q2 2011Q4

Included observations: 63 after adjustments

Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)

Convergence achieved after 8 iterations

Structural VAR is just-identified

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$

Restriction Type: long-run pattern matrix

Long-run response pattern:

C(1)	0
C(2)	C(3)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.050918	0.004536	11.22497	0.0000
C(2)	-0.002678	0.000479	-5.589312	0.0000
C(3)	0.003298	0.000294	11.22497	0.0000

Log likelihood 304.8716

Estimated A matrix:

1.000000	0.000000
0.000000	1.000000

Estimated B matrix:

0.063551	0.040061
-0.002997	0.005401

ESTIMAÇÃO DO SVAR PARA OS TERMOS DE TROCA

Tabela 21 Estimativas do SVAR Termos de Troca de Longo Prazo

Structural VAR Estimates

Sample (adjusted): 1996Q1 2011Q4

Included observations: 64 after adjustments

Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)

Convergence achieved after 7 iterations

Structural VAR is just-identified

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$

Restriction Type: long-run pattern matrix

Long-run response pattern:

C(1)	0
C(2)	C(3)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.069827	0.006172	11.31371	0.0000
C(2)	-0.001444	0.000781	-1.849125	0.0644
C(3)	0.006165	0.000545	11.31371	0.0000
Log likelihood	264.6099			
Estimated A matrix:				
	1.000000	0.000000		
	0.000000	1.000000		
Estimated B matrix:				
	0.085300	0.008812		
	-0.001757	0.010808		

Tabela 22 Teste de Estacionariedade dos Resíduos

Variáveis	ADF	DF-GLS	PP
RESID_DLRYY	-7.22	-6.29	-9.04
RESID_DLRGW	-9.14	-8.22	-9.34
RESID_DLTT	-7.73	-7.43	-8.37
RESID_DLGR	-8.06	-7.47	-23.61

Todas significantes a 1%.

Tabela 23 Teste de Normalidade dos Resíduos (Produto de Longo Prazo)

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.280629	2	0.0713
2	16.57361	2	0.0003
Joint	21.85424	4	0.0002

H0: Resíduos são multivariada normal.

Ortogonalização: Estimado do SVAR.

Tabela 24 Teste de Normalidade dos Resíduos (Termos de Troca)

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	47.53989	2	0
2	3.469813	2	0.1764
Joint	51.0097	4	0

Tabela 25 Teste de Raíz Unitária em Grupo (Resíduos SVAR Produto de Longo Prazo)

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)

Series: RESID03, RESID04

Sample: 1995Q1 2011Q4

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Total (balanced) observations: 124

Cross-sections included: 2

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-12.2671	0.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Intermediate results on UNTITLED

Series	2nd Stage Coefficient	Variance of Reg	HAC of Dep.	Lag	Max Lag	Bandwidth	Obs
RESID03	-1.00849	0.0049	0.0002	0	10	61.0	62
RESID04	-0.98743	3.E-05	2.E-06	0	10	61.0	62
	Coefficient	t-Stat	SE Reg	mu*	sig*		Obs
Pooled	-0.99802	-11.079	1.000	-0.526	0.808		124

Tabela 26 Teste de Raíz Unitária em Grupo (Resíduos SVAR Termos de Troca)

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)

Series: RESID01, RESID02

Sample: 1995Q1 2011Q4

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Total number of observations: 125

Cross-sections included: 2

Method	Statistic	Prob.*
Levin, Lin & Chu t*	-10.1843	0.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Intermediate results on UNTITLED

Series	2nd Stage Coefficient	Variance of Reg	HAC of Dep.	Lag	Max Lag	Band- width	Obs
RESID01	-0.99704	0.0055	0.0011	0	10	7.0	63
RESID02	-1.51485	9.E-05	1.E-05	1	10	16.0	62

	Coefficient	t-Stat	SE Reg	mu*	sig*	Obs
Pooled	-1.16479	-10.939	1.021	-0.526	0.808	125

APÊNDICE II

RESULTADOS ECONOMÉTRICOS PARA OS TERMOS DE TROCA DO SETOR DE MANUFATURADOS (TT-M)

Tabela 27: Teste de Causalidade de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1995Q1 2011Q4

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLGRBRMEX does not Granger Cause DLTTM	65	7.03836	0.0018
DLTTM does not Granger Cause DLGRBRMEX		1.31037	0.2773

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLGRBRMEX does not Granger Cause DLTTM	64	3.88873	0.0134
DLTTM does not Granger Cause DLGRBRMEX		0.95248	0.4215

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLGRBRMEX does not Granger Cause DLTTM	63	3.18584	0.0202
DLTTM does not Granger Cause DLGRBRMEX		0.89019	0.4762

Tabela 28: Teste Causalidade de Granger VAR

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1995Q1 2011Q4

Included observations: 62

Dependent variable: DLTTM

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLGRBRMEX	16.73485	2	0.0002
All	16.73485	2	0.0002

Tabela 29: Teste de Critério de Seleção de Defasagens do VAR (TT-M)

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLTTM DLGRBRMEX

Exogenous variables: C

Date: 10/10/12 Time: 16:53

Sample: 1995Q1 2011Q4

Included observations: 61

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	247.9539	NA	1.08e-06	-8.064063	-7.994854	-8.036940
1	258.5960	20.23732	8.68e-07	-8.281835	-8.074208*	-8.200464
2	261.1141	4.623523	9.11e-07	-8.233250	-7.887206	-8.097632
3	273.7045	22.29117	6.89e-07	-8.514902	-8.030439	-8.325037*
4	275.7215	3.438823	7.37e-07	-8.449886	-7.827005	-8.205773
5	283.3635	12.52782*	6.56e-07*	-8.569295*	-7.807996	-8.270935
6	286.6470	5.167487	6.75e-07	-8.545803	-7.646086	-8.193196

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabela 30: Teste LM (TT-M)

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 1995Q1 2011Q4

Included observations: 62

Lags	LM-Stat	Prob
1	1.823429	0.7682
2	10.84917	0.0283
3	8.237725	0.0832
4	15.34164	0.0040
5	1.881601	0.7575

Probs from chi-square with 4 df.

Tabela 31: Teste de Exclusão de Defasagens de Wald (TT-M)

VAR Lag Exclusion Wald Tests

Sample: 1995Q1 2011Q4

Included observations: 62

Chi-squared test statistics for lag exclusion:

Numbers in [] are p-values

	DLTTM	DLGRBRMEX	Joint
Lag 1	13.66774 [0.001077]	13.65674 [0.001083]	26.93816 [2.05e-05]
Lag 5	5.907754 [0.052137]	6.996007 [0.030258]	13.21984 [0.010250]
df	2	2	4

Tabela 32: Teste de Raiz Unitária dos Resíduos

Group unit root test: Summary

Series: RESID13, RESID14

Sample: 1995Q1 2011Q4

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 2 to 3

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-7.33898	0.0000	2	117
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-8.66476	0.0000	2	117
ADF - Fisher Chi-square	63.6570	0.0000	2	117
PP - Fisher Chi-square	94.9135	0.0000	2	122

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Tabela 33: Raízes do Polinomial Característico (TT-M)

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: DLTTM DLGRBRMEX

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 1 5 5

Root	Modulus
0.902728	0.902728
-0.710220 - 0.462508i	0.847541
-0.710220 + 0.462508i	0.847541
0.297787 - 0.784816i	0.839413
0.297787 + 0.784816i	0.839413
-0.523528 - 0.351961i	0.630839
-0.523528 + 0.351961i	0.630839
0.128322 - 0.552604i	0.567308
0.128322 + 0.552604i	0.567308
0.538194	0.538194

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Figura 28: Raízes Inversas do Polinomial Característico AR (TT-M)

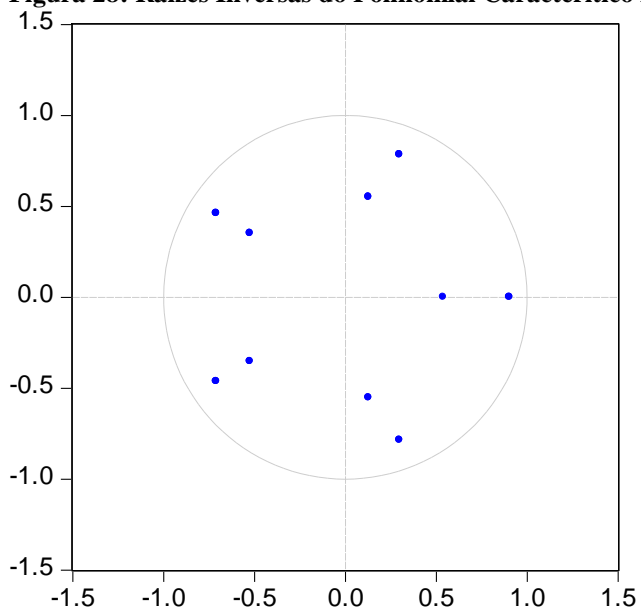


Tabela 34: Estimativas do SVAR TT-M

Structural VAR Estimates

Date: 10/10/12 Time: 16:49

Sample (adjusted): 1996Q3 2011Q4

Included observations: 62 after adjustments

Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)

Convergence achieved after 9 iterations

Structural VAR is just-identified

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$

Restriction Type: long-run pattern matrix

Long-run response pattern:

C(1)	0
C(2)	C(3)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.217829	0.019562	11.13553	0.0000
C(2)	-0.014485	0.001749	-8.283404	0.0000
C(3)	0.009202	0.000826	11.13553	0.0000

Log likelihood 264.9156

Estimated A matrix:

1.000000	0.000000
0.000000	1.000000

Estimated B matrix:

0.062285	0.033434
-0.005204	0.010313