

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS:  
MESTRADO**

**INTERDEPENDÊNCIA DA POLÍTICA FISCAL COLOMBIANA COM A  
NORTE-AMERICANA**

**DENYS YOHANA MORA HERRERA**

**MARINGÁ  
2012**

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS:**  
**MESTRADO**

**INTERDEPENDÊNCIA DA POLÍTICA FISCAL COLOMBIANA COM A**  
**NORTE-AMERICANA**

Dissertação apresentada por DENYS YOHANA MORA HERRERA, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá, como um dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Teoria Econômica.

Orientador:  
Prof. Dr.: JOILSON DIAS

**MARINGÁ**  
**2012**

DENYS YOHANA MORA HERRERA

**INTERDEPENDÊNCIA DA POLÍTICA FISCAL COLOMBIANA COM A  
NORTE-AMERICANA**

**BANCA EXAMINADORA**

**Prof. Dr. Joilson Dias - UEM**

**Prof. Dr. Fernando Motta Correia -UFPR- Curitiba**

**Profa. Dra. Maria Helena A. Dias - UEM**

**20/09/2012**

Dedico esta dissertação a minha família, com especial carinho a meus pais e a minha irmã, os quais amo com todo meu coração e são o motor da minha vida. Este é o resultado de todos seus esforços.

## AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço a Deus pela vida, pela linda família que me deu de presente, por colocar em meu caminho pessoas preciosas, por me dar oportunidades únicas e por me permitir conquistar cada uma das minhas metas.

Agradeço ao Professor Doutor Joilson Dias, orientador dessa dissertação, quem desde o início do mestrado me apoiou, me brindou seus saberes, me encaminhou e me estimulou para continuar pela vida acadêmica.

À Professora Doutora Maria Helena A. Dias pelas sugestões e contribuições constantes durante a realização do trabalho.

A todos os professores do curso que me transmitiram seus conhecimentos durante as aulas, e a Denise pela imensa colaboração e disposição.

Sou muito grata com todas as pessoas que estiveram me apoiando incondicionalmente nesse processo, aos meus colegas de turma, especialmente a Andrey Ivale Menezes, depois também para Paloma Carpena de Assis e Letícia Xander Russo, que me seguraram nos momentos de desespero, estiveram sempre pendentes de mim, secaram minhas lágrimas em meio as dificuldades, e me ajudaram incondicionalmente. Obrigada pela paciência e compreensão, incluso quando o idioma nos dificultava a comunicação.

Obrigada a minhas amigas, que mesmo a distância e seguindo caminhos diferentes, sempre tinham uma palavra de conforto e incentivo.

E finalmente, mas não menos importante, a minha família, pelo amor que os faz acreditar em mim e em meus sonhos, e os leva a contribuir para tornar eles uma realidade, esse é o resultado concreto do seu apoio e carinho.

Enfim, a todos aqueles que de uma maneira ou de outra contribuíram para concretizar esta importante etapa da minha vida, cheia de aprendizados pessoais e profissionais, podem ter certeza que não sei tudo, mas sei muito além do que sabia antes de começar.

HERRERA, Denys Yohana Mora. **INTERDEPENDÊNCIA DA POLÍTICA FISCAL COLOMBIANA COM A NORTE-AMERICANA**. 79 p.

Dissertação Mestrado em Teoria Econômica – Universidade Estadual de Maringá.

Orientador: Prof.Dr. Joilson Dias. Maringá, 2012.

## RESUMO

Este trabalho considera as inter-relações macroeconômicas de política fiscal entre os parceiros comerciais, Estados Unidos e Colômbia. Para isto, verifica-se a existência de efeitos *Spillovers* de expansões fiscais norte-americanas, únicas e temporárias, os mecanismos pelos quais essas se transmitem e seus impactos de longo prazo sobre os agregados macroeconômicos colombianos: consumo, produto, termos de troca, encaixes reais e preço dos bens domésticos, analisando o período desde 1980:Q1 até 2011:Q3. Para essa análise empírica desenvolveu-se o modelo de equilíbrio de interdependência macroeconômica proposto por Corsetti e Pesenti (2001), aplicando a metodologia de vetores autorregressivos estruturais com variáveis exógenas (SVARX) e a simulação das funções impulso-resposta. Os resultados indicam que um choque único de expansão da política fiscal nos EUA não tem impactos permanentes sobre os agregados colombianos, de longo prazo, abordados, porém quando o choque é acumulativo os efeitos transbordamento são de tipo *Beggart-hy-neighbor*.

**Palavras-chave:** Transmissão internacional de política fiscal. Efeitos *Spillovers*. Modelos SVARX.

HERRERA, Denys Yohana Mora. **INTERDEPENDÊNCIA DA POLÍTICA FISCAL COLOMBIANA COM A NORTE-AMERICANA.** 79 p.

Dissertação Mestrado em Teoria Econômica – Universidade Estadual de Maringá.

Orientador: Prof.Dr. Joilson Dias. Maringá, 2012.

### **ABSTRACT**

The objective of this research is to study the fiscal policy interdependence between Colombia and United States. More specifically this paper analyze the long run Spillover effect of the United States fiscal policy over the Colombian aggregate macroeconomic variables as consumption, output, terms of trade, real money holdings, and domestic prices in quarterly term from 1980:Q1 to 2011:Q3. The estimated theoretical model proposed by Corsetti and Pesenti (2001) through SVARX (Structural Vector Auto-Regressive with exogenous variables) indicate the following results: i) A temporary shock in the fiscal policy through a once for all increase in government expenditure do not cause permanent effect of the aggregate macroeconomics of Colombia; ii) A permanent shock through a continuous increase in government expenditure over the long run in United States generates a negative impact in the aggregate macroeconomics of Colombia causing what is known as “Beggart-hy-neighbor” policy. In sum, Colombian macroeconomic policy makers must take into account the fiscal policy being done in United States in order to avoid negative effect over output, consumption and terms of trade.

**Keywords:** International fiscal policy transmission. Spillover effects. XSVAR models.

## **LISTA DE TABELAS**

Tabela 1 - Importações colombianas segundo o uso 1980-2011.....	35
Tabela 2 - Relações de troca Colômbia- EUA 1995-2011 .....	36

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Teste de Raiz Unitária das Variáveis .....	52
Quadro 2 - Teste de verificação de <i>lags</i> ótimos para a Equação do Consumo.....	53
Quadro 3 - Testes de Confirmação do número de defasagens, Wald e ML para a equação do Consumo.....	53
Quadro 4 - Condição de estabilidade <i>Eigenvalue</i> da Equação do Consumo.....	54
Quadro 5 - Teste de verificação de <i>lags</i> ótimos para a Equação do Produto. ....	57
Quadro 6 - Testes de Confirmação do número de defasagens, Wald e ML para a equação do Produto. ....	57
Quadro 7 - Condição de estabilidade <i>Eigenvalue</i> da Equação do Produto. ....	58
Quadro 8 - Teste de verificação de <i>lags</i> ótimos para a Equação dos Termos de Troca. ....	61
Quadro 9 - Testes de Confirmação do número de defasagens, Wald e ML para a equação dos Termos de Troca. ....	61
Quadro 10 - Condição de estabilidade <i>Eigenvalue</i> da Equação dos Termos de Troca .....	62
Quadro 11 - Teste de Verificação de <i>Lags</i> Ótimos para a Equação dos Encaixes Reais .....	65
Quadro 12 - Testes de Confirmação do Número de Defasagens, Wald e ML para a Equação dos Saldos Monetários Reais.....	65
Quadro 13 - Condição de estabilidade <i>Eigenvalue</i> da Equação dos Saldos Monetários Reais .....	66
Quadro 14 - Teste de Verificação de <i>Lags</i> Ótimos para a Equação dos Preços Domésticos .....	69
Quadro 15 - Testes de Confirmação do número de defasagens, Wald e ML para a Equação dos Preços Domésticos. ....	69
Quadro 16 - Condição de estabilidade <i>Eigenvalue</i> da Equação dos Preços Domésticos..	70

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Comportamento da Taxa de Crescimento da Política Fiscal Colombiana e sua Tendência no Longo Prazo no Período 1980:Q1 – 2011:Q3. ....	32
Gráfico 2 - Comportamento da Taxa de Crescimento da Política Fiscal Norte-Americana e sua Tendência no Longo Prazo no Período 1980:Q1 – 2011:Q3. ....	33
Gráfico 3 - Comportamento do Consumo Real do Governo e do PIB Real dos EUA desde 1980 até 2011. ....	41
Gráfico 4 - Comportamento das variáveis colombianas: Índice de Taxa de Câmbio Real Efetiva e Nominal, Consumo Real Familiar e Governamental, PIB Real, IPC e IPA, M1 e Saldos Monetários desde 1980:Q1 até 2011Q:3 ....	45
Gráfico 5 - Distribuição e Testes de Estacionariedade dos Resíduos da Equação do Consumo.....	54
Gráfico 6 - Impulso-Resposta: Impulso (dGasto) Resposta (dConsumo).....	55
Gráfico 7 - Distribuição e Testes de Estacionariedade dos Resíduos da Equação do Produto. ....	58
Gráfico 8 - Impulso-Resposta: Impulso (dGasto) Resposta (dProduto).....	59
Gráfico 9 - Distribuição e Testes de Estacionariedade dos Resíduos da Equação dos Termos de Troca. ....	62
Gráfico 10 - Impulso-Resposta: Impulso (dGasto) Resposta (dTroca).....	63
Gráfico 11 - Distribuição e Testes de Estacionariedade dos Resíduos da Equação dos Encaixes Reais. ....	66
Gráfico 12 - Impulso-Resposta: Impulso (dGasto) Resposta (dEncaixes).....	67
Gráfico 13 - Distribuição e Testes de Estacionariedade dos Resíduos da Equação dos Preços Domésticos. ....	70
Gráfico 14 - Impulso-Resposta: Impulso (dGasto) Resposta (dPrecos).....	72

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO</b> .....	12
<b>1 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E EVIDÊNCIA EMPÍRICA</b> .....	16
1.1 Macroeconomia Aberta Tradicional.....	17
1.2 Nova Macroeconomia de Economia Aberta.....	19
1.3 Evidências Empíricas Sobre Transmissão Macroeconômica Internacional.....	23
1.4 Evidências Empíricas Sobre Transmissão e Interdependência Macroeconômica para o Caso Colombiano .....	24
1.5 Política Fiscal Colombiana.....	27
1.6 Política Fiscal Norte-Americana .....	30
1.7 Comportamento da Política Fiscal Norte-Americana e a Colombiana.....	31
1.8 Relação Comercial Bilateral entre a Colômbia e os Eua.....	34
<b>2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS</b> .....	38
2.1 Fonte de Dados .....	38
2.2 Variáveis Explicativas .....	39
2.3 Análise dos Dados .....	40
2.4 O Modelo Econométrico .....	46
<b>3 EFEITOS SPILLOVERS DA POLÍTICA FISCAL DOS EUA PARA A COLÔMBIA</b> .....	51
3.1 Impactos de uma Política Fiscal dos EUA no Consumo de Longo Prazo.....	52
3.2 Impactos de uma Política Fiscal dos EUA no Produto de Longo Prazo .....	56
3.3 Impactos de uma Política Fiscal dos EUA nos Termos de Troca de Longo Prazo .....	60
3.4 Impactos de uma Política Fiscal dos EUA nos Saldos Monetários Reais de Longo Prazo .....	64
3.5 Impactos de uma Política Fiscal dos EUA no Preço dos Bens Domésticos de Longo Prazo .....	68
<b>4 CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	73
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	75
<b>APÊNDICE</b> .....	79

## INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, o mundo se tornou cada vez mais internacionalizado, integrado e interdependente, isso fez com que a coordenação internacional das políticas macroeconômicas ganhara importância, pois as decisões de política econômica nacionais também afetam o resto do mundo, devido a suas externalidades diretas e indiretas, positivas e/ou negativas sobre o bem-estar da população e da economia de cada país. Por essa razão é fundamental identificar as fontes de instabilidade macroeconômica, os mecanismos pelos que são transmitidas essas mudanças, e a magnitude da mesma, a fim de executar estratégias para reduzir a vulnerabilidade de cada nação diante de choques externos. Dentro dessa perspectiva, a análise das alterações na política fiscal internacional e a coordenação das políticas entre os países se converteram em preocupações centrais dos debates econômicos mundiais, pela incidência desses eventos sobre os agregados macroeconômicos e o bem-estar da população em geral.

No fim da década de 1960, o sistema Bretton Woods começou fracassar como modelo para o equilíbrio do sistema monetário e financeiro internacional, o que ocasionou os países deixarem o valor das moedas ser livremente determinados no mercado de câmbio. Assim, no início de 1973, os governos dos países industrializados adotaram taxas flutuantes de câmbio, como uma medida temporária e de emergência. Apesar dos argumentos contra o novo sistema de determinação do tipo de câmbio, foi impossível voltar para o sistema de taxas fixas. É essencial ressaltar que, a partir do início dos anos 1970, o crescimento do comércio internacional foi duas vezes mais acelerado do que a produção mundial, enquanto a mobilidade internacional do capital financeiro cresceu ainda mais rápido (KRUGMAN e OBSTFELD, 2006).

A necessidade de coordenação de política entre os países se tornou relevante desde o início da década de 1980, quando os bancos privados dos EUA ofereceram empréstimos baratos aos países menos desenvolvidos com o propósito de dinamizar a economia após o déficit no balanço de pagamentos norte-americano e os dois choques do petróleo (1973 e 1979). O influxo de divisas para esses países, e o posterior aumento das taxas de juros mundiais encareceram os endividamentos dos países devedores, esses por sua parte responderam com uma expansão na produção e nas exportações de bens primários, porém esse acréscimo da oferta não foi compensado proporcionalmente pela demanda, provocando

assim a queda nos preços. Com a impossibilidade dos países periféricos honrarem seus compromissos financeiros o Fundo Monetário Internacional (FMI) e o Banco Mundial (BM) emprestaram-lhes dinheiro para amparar suas dívidas. As sequelas desse acontecimento foram vivenciadas direta e indiretamente em todas as economias do mundo.

Dessa forma, problemas relacionados com a desvalorização competitiva, o contágio internacional de crises cambiais, repercussões de mudanças na política fiscal, coordenação internacional de política econômica, volatilidade do câmbio, controle da inflação e a escolha de um regime cambial apropriado tornaram-se assuntos de vital importância nos debates mundiais, em torno da análise de transmissões de política macroeconômica internacional. Visto que, os mecanismos pelos que essa última se transmite dependem da escolha de seus objetivos, a previsão de seus efeitos, o nível de confiança que produz, e sua incidência na dinâmica do mercado mundial. Conforme Cooper (1985), uma forte integração nos mercados exige maior coordenação, sobretudo entre parceiros comerciais, uma vez que ações de crescente interdependência política em um país provocam maiores distúrbios em outra nação, assim, a eficácia da política fiscal sobre a produção é reduzida e faz com que sua incidência sobre a renda no resto do mundo seja aumentada.

De acordo com Dias, Dias e Punzo (2012), avanços na fundamentação teórica em interdependência internacional são cada vez maiores, e encontram sua consolidação na teoria da Nova Macroeconomia de Economia Aberta- NOEM- por suas siglas em inglês. Nessa, uma das questões principais a estudar é o tipo de precificação a mercado e a capacidade de um país afetar a taxa de câmbio real efetiva de seu parceiro comercial, pois uma apreciação da taxa de câmbio provoca a elevação das importações e diminuição das exportações, em outras palavras, a taxa de câmbio tem consequências nos fluxos de capitais que afetam o balanço de pagamentos, a demanda agregada, o produto e a economia em geral.

Consequentemente, o presente trabalho busca identificar a existência de efeitos transbordamento da política fiscal norte-americana sobre os agregados macroeconômicos colombianos, assim como evidenciar a interdependência entre a política de ambos os países. Para isso, tem por base o trabalho de Dias e Dias (2010), o qual utiliza o modelo de equilíbrio geral primeiramente apresentado por Obstfeld e Rogoff (1995) e posteriormente investigado por Corsetti e Pesenti (2001), cuja solução produz dois sistemas de equações. O primeiro sistema permite estimar os impactos a curto prazo sobre: o produto, o consumo, a taxa de juros, os termos de troca, e a taxa de câmbio nominal diante de um choque monetário. O

segundo sistema, estabelece as relações a longo prazo entre a situação fiscal do mundo e o crescimento no longo prazo do produto, do consumo, dos encaixes reais, dos termos de troca e dos preços domésticos. É o estudo desse último conjunto de equações o interesse fundamental aqui aplicado.

Adicionalmente, realça-se a ausência desse debate empírico, assim como a carência na literatura colombiana de pesquisas orientadas para a transmissão internacional da política fiscal com a modelagem aqui aplicada, devido à maior preocupação que o país tem dado à transmissão de política monetária. Portanto, essa investigação pretende contribuir à abordagem empírica, focando na importância do assunto para a estabilidade econômica colombiana.

Ressalta-se que os países objeto de estudo: Colômbia e Estados Unidos (EUA) foram selecionados devido a sua forte relação comercial. Daqui para frente considerado como o país estrangeiro o EUA, caracterizado por se especializar na exportação de bens de capital, principalmente para os países da América Latina, dentre esses se encontra a Colômbia, estipulada como a economia doméstica no presente trabalho, com participação potencial no mercado mundial como fornecedor de matérias primas.

Além desta introdução, este trabalho consiste em mais quatro seções, a fundamentação teórica e evidência empírica que se compõe de uma breve revisão de literatura sobre transmissão macroeconômica internacional, fazendo ênfases na estrutura e nos resultados do modelo de Corsetti e Pesenti (2001), que é a especificação teórica em que se baseia essa aplicação empírica. Assim, como alguns trabalhos internacionais e nacionais recentes que estudam o problema da interdependência de política econômica, referencia-se qual a regra de política fiscal colombiana, seu comportamento ao longo do período selecionado e o que a diferencia da regra de política norte-americana. Em seguida, explicam-se as relações bilaterais de caráter comercial entre os EUA e a Colômbia. No capítulo dos procedimentos metodológicos, se explicam os motivos pelos quais se recorre à metodologia de Vetores Autorregressivos Estruturais com variáveis exógenas (SVARX) e sua especificação teórica; as evidências empíricas onde essa já foi empregada no escopo de transmissão internacional de política fiscal; e mencionam-se as fontes dos dados, além de descrever as variáveis que compõem o modelo.

Na capítulo dos resultados, destacam-se as conclusões apontadas pelos testes de raiz unitária que permitiram identificar as séries como estacionárias, e concomitantemente, seus

respectivos testes de normalidade, causalidade e estabilidade. Posteriormente, evidenciam-se os resultados das funções impulso-resposta no curto e longo prazo, assim como a comparação entre os dois, simulando choques provocados por uma variação dos gastos governamentais nos EUA sobre o consumo, o produto, os termos de troca, os saldos monetários reais e os preços internos da Colômbia. Finalmente, na seção de considerações finais, destacam-se as principais conclusões obtidas.

## 1 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E EVIDÊNCIA EMPÍRICA

No primeiro capítulo dessa dissertação se abrange brevemente a tradicional e a nova literatura macroeconômica que se ocupa do estudo de transmissão internacional de política econômica, partindo desde o modelo Mundell-Fleming (1962), Dornbusch (1976) e terminando na segunda geração de modelos da NOEM, que diferente da primeira geração dá maior importância e se ocupa da transmissão da política fiscal por considerar que a política monetária (que é o eixo central na primeira geração dos modelos NOEM) não produziu ganhos substanciais de coordenação, se faz ênfase no modelo de Corsetti e Pesenti (2001) por ser a base teórica desta aplicação empírica.

O colapso do sistema Bretton Woods de tipos de câmbio fixos gerou o primeiro marco importante de investigação sobre a transmissão internacional das crises e a necessidade de coordenação da política econômica. As pesquisas dessa primeira geração se basearam nos antigos modelos Keynesianos que justificaram teoricamente a coordenação de política, mas não conseguiram ganhos de coordenação quantitativamente grandes, por isso que surge a NOEM como primeira tentativa de substituir os modelos de transmissão internacional tradicionais por uma análise microfundamentada, porém as consideradas rigidezes nominais permanecem (COUTINHO, 2003).

Adicionalmente, nesse capítulo constam as diferentes análises empíricas, internacionais e colombianas, que tem estudado a transmissão de política econômica, as pesquisas na área sobre o país doméstico são ainda escassas e limitadas, especialmente em matéria de política fiscal. Posteriormente são analisadas as regras de política fiscal de ambas as economias, doméstica e estrangeira, e sua relação com o comportamento fiscal das mesmas desde inícios da década de 1980 até finais do ano 2011.

Finalmente, constata-se a existência de parceria comercial entre os EUA e a Colômbia, e a importância dessas relações de troca para ambos os países, pois, quanto maior relações de troca maior a probabilidade de haver interdependência macroeconômica, especialmente para essa análise empírica que assume os termos de troca como o canal de transmissão da política econômica mundial sobre os agregados macroeconômicos domésticos.

## 1.1 Macroeconomia Aberta Tradicional

O ponto de partida da macroeconomia de economia aberta tem seu início na década de 1960 com Robert Mundell e Marcus Fleming com o tradicional modelo Mundell-Fleming que, segundo Dornbusch e Fischer (1991), consiste na extensão do modelo IS-LM padrão para uma economia aberta, o modelo assume perfeita mobilidade de capitais e expectativas estáticas sobre a taxa de câmbio. Os teóricos constataram a importância de que um país não siga uma política monetária independente quando objetiva evitar massivos movimentos de capitais, porque um aumento da taxa de juros, como consequência de uma política monetária restritiva, provoca influxo de capitais na economia interna, produzindo um balanço de pagamentos superavitário pela apreciação do tipo de câmbio, forçando o Banco Central à compra de divisas para manter seu tipo de câmbio fixo e conseqüentemente à emissão de moeda local, causando assim um efeito contrário ao inicialmente planejado.

Conforme Dornbusch e Fischer (1991) isso mostra a ineficiência da uma expansão monetária para fazer crescer o produto com taxa de câmbio fixa. Por outro lado, a política fiscal no regime de câmbio fixo é muito potente para expandir o produto uma vez que uma expansão fiscal doméstica é transmitida positivamente para outros países via balança comercial, já que um aumento do gasto público eleva a demanda agregada e as taxas de juros, gerando um influxo de capitais, concomitantemente produz-se uma apreciação do câmbio doméstico que torna os bens importados mais baratos em relação aos nacionais. Contudo, como os preços são dados, para restabelecer o equilíbrio macroeconômico as taxas de juros internas têm que se igualar às externas, portanto, o Banco Central tem que comprar divisas, o que aumenta a oferta monetária, provoca a queda das taxas de juros e o aumento do produto até o momento em que a demanda e oferta agregadas se igualam.

Posterior a Mundell-Fleming, Dornbusch (1976) explica o comportamento altamente volátil do tipo de câmbio nominal. A demanda agregada é afetada pela taxa de câmbio real e pela taxa de juros real esperada, os preços são levemente flexíveis e se ajustam em função ao excesso de demanda por bens. Dado que o ajustamento do mercado de ativos e da taxa de câmbio é mais rápido que o do mercado de bens, essa diferença na velocidade de ajustamento dos mercados faz com que, no curto prazo, uma expansão monetária se traduza em um excesso de oferta de dinheiro, e logo as taxas de juros internas se reduzem. Então, para manter a paridade não coberta da taxa de juros é necessário criar expectativas de apreciação cambial

da moeda nacional, como o nível de preços é o mesmo, o câmbio nominal deve se elevar imediatamente para um nível de *overshooting* (nível superior a seu nível de equilíbrio de longo prazo).

O nível de preços aumenta ao longo do tempo com o propósito de ajustar o excesso de demanda de bens na economia. Conforme aumentam os preços a taxa de juros nominal aumenta, incorrendo na entrada de capitais, e conjuntamente a taxa de câmbio começa a se reduzir até entrar em um patamar de estabilidade. Dessa forma, identifica-se a taxa de câmbio como um canal essencial para a transmissão da política monetária para a demanda agregada através do produto nacional com perfeita mobilidade de capitais. Como o aumento dos preços implica um aumento da inflação doméstica o efeito de uma política monetária sobre as taxas de juros e de câmbio é grandemente afetado pelo comportamento do produto real. Assim, se o produto real é fixo, uma expansão monetária, de curto prazo, leva à queda das taxas de juros e à ultrapassagem em relação ao câmbio no longo prazo. Se pelo contrário, o produto responde à demanda agregada, a mudança na taxa de câmbio e na taxa de juros será suavizada, porém, mesmo quando a taxa de câmbio esteja depreciada, a taxa de juros pode realmente aumentar.

Frenkel e Razin (1985) por meio de um modelo de equilíbrio geral, caracterizado por mercados de capitais totalmente integrados, examinaram a dependência dos padrões de consumo de um país sobre o nível de gasto público no resto do mundo, o impacto do gasto fiscal sobre as taxas de juros, e os mecanismos através dos quais os efeitos da política fiscal são transmitidos internacionalmente. Os autores constataram que as expectativas sobre futuros aumentos nos gastos do governo, transitórios ou permanentes, podem elevar o valor atual das taxas de juros, afetando o consumo privado.

Desde o ponto de vista da política fiscal, Devereux e Wilson (1989) salientam que uma expansão fiscal doméstica além de acrescentar o nível de renda e zerar o saldo da conta corrente do balanço de pagamentos, também produz um aumento da renda e melhora a conta corrente no exterior, ampliando a liberdade do governo estrangeiro para expandir o emprego. Portanto, uma expansão marginal nacional eleva o bem-estar da vizinhança e se ambos os governos se expandem conjuntamente, os dois poderiam aumentar o emprego sem desequilíbrios em conta corrente. Porém, se eles decidirem agir individualmente talvez nem tomem a iniciativa de se expandir por receio de incorrer em déficit na conta corrente, induzindo a políticas excessivamente restritivas e, portanto, em níveis de renda e de emprego muito baixos para os dois países, o resultando é um “equilíbrio não cooperativo”.

## 1.2 Nova Macroeconomia de Economia Aberta

Coutinho (2003) define a NOEM como a primeira tentativa de substituir o modelo proposto por Mundell-Fleming-Dornbusch (MFD) como marco de referência para analisar a transmissão internacional por um marco microfundamentado. Apesar de a NOEM desenvolver-se sob a linha da teoria tradicional por considerar rigidezes nominais, proporciona uma justificativa para tais rigidezes mediante a introdução de um comportamento monopolístico dos agentes econômicos e substitui a avaliação *ad-hoc* dos regimes de política alternativos por rigorosas comparações de bem-estar. A primeira e principal diferença entre os modelos tradicionais (MFD) e os novos é a natureza microfundamentada da sua análise. A demanda por produtos e a oferta de trabalho resultam da maximização das preferências dos consumidores, enquanto o produto oferecido e os preços resultam da maximização dos lucros das empresas. As rigidezes dos preços no curto prazo são a principal característica herdada dos modelos MFD, mas as dinâmicas do produto geradas por essa suposição é a melhor justificativa para a existência de produtores monopolísticos e margens de lucro, o que confirma que no curto prazo o produto está determinado pela demanda.

Segundo Coutinho (2003), a atenção aos efeitos e a coordenação da política fiscal é ainda escassa, embora o sinal de seus transbordamentos tenham se identificado em alguns modelos, a estimação dos ganhos reais da coordenação fiscal não tem recebido o mesmo trato rigoroso que os da política monetária. As razões podem corresponder, entre outras, ao fato de que na década de 1970, a crítica das políticas de estabilização, está geralmente relacionada com o papel fundamental da política fiscal durante os anos 1950 e 1960. Assim, como ao fato de que a política fiscal como instrumento de estabilização apresenta grandes limitantes como a pouca flexibilidade para mudar oportunamente e os pequenos efeitos potenciais de mediação temporal. Porém, as contribuições iniciais da segunda-nova geração dos modelos de coordenação de políticas da NOEM se centram em que a política monetária, não produziu ganhos substanciais de coordenação.

No escopo teórico da NOEM e modelando rigidezes nominais no mercado de exportações uma questão que tem suscitada um extenso debate relacionado com os mecanismos de transmissão e o desenho de políticas ótimas de estabilização está relacionado com a moeda na qual devem ser determinados os preços, divisa do produtor ou do importador.

Sob a hipótese de preços na moeda do produtor (PCP) os termos de troca do país doméstico são deteriorados com uma depreciação inesperada. Logo, se as elasticidades da demanda são idênticas em todos os mercados e as empresas não têm incentivos para discriminar preços, o preço das exportações obedece à lei do preço único (CORSETTI, 2007).

Por outro lado, um grande corpo de estudos empíricos documenta que a taxa de câmbio de repasse aos preços dos bens importados está longe de ser concluída no curto prazo, e desvios da lei do preço único são grandes e persistentes, a respeito Betts e Devereux (2000) e Devereux e Engel (2003) assumem que as firmas estabelecem os preços na moeda do mercado onde elas vendem seus bens, comumente chamada hipótese de preços em moeda local (LCP), estabilizando as importações principalmente diante das fricções nominais, dando grande alcance para o papel da taxa de câmbio nos mecanismos de transmissão internacional, assim uma depreciação local não afeta os preços dos bens finais e, portanto não provoca mudança nas despesas. Portanto, a literatura NOEM tem oferecido grandes avanços na análise dos aspectos financeiros e reais dos mecanismos de transmissão, o debate PCP vs LCP destaca a relevância da construção de blocos para a formulação de políticas de estabilização ótimas (CORSETTI, 2007).

Uma questão essencial na macroeconomia aberta é se as políticas monetária e fiscal devem mudar de acordo com variáveis internas como a taxa de câmbio ou a inflação, nessa área os modelos de fundamentação teórica NOEM possuem vantagem comparativa em relação à literatura tradicional.

Nessa área, como sublinhado por Dias e Dias (2010) um avanço notório nos estudos sobre transmissão internacional e interdependência de política econômica é o modelo estudado por Obstfeld e Rogoff (1995) que integra as dinâmicas da taxa de câmbio e da conta corrente, a partir de rigidez nominal de preços no curto prazo e dos microfundamentos da oferta agregada. Do ponto de vista da política fiscal, um choque causado por uma mudança não prevista no gasto público de um país, tanto em bens domésticos quanto em estrangeiros, faz com que o consumo doméstico e o lazer se reduzam, visto que o aumento no imposto adicional que financia o incremento nas despesas do governo recai principalmente sobre a população nacional. Se o aumento no gasto público nacional é permanente, o consumo doméstico cai implicando uma queda na demanda por dinheiro. Porém, se o choque fiscal for transitório, o país doméstico cria um déficit na conta corrente porque a redução no consumo será tão grande quanto à elevação no gasto público, isso somado à depreciação doméstica

implica um incremento do produto nacional em relação com o estrangeiro. Uma mudança temporária e/ou uma permanente na taxa de câmbio nacional segue o caso de deslocamentos aleatórios, porque os agentes são forçados a suavizar seu consumo no transcorrer do tempo. Contudo o incremento permanente nas despesas do governo no curto prazo é menor do que no longo, e provoca uma redução temporária das taxas de juros reais internacionais.

Fundamentando-se nesse modelo, Corsetti e Pesenti (2001) investigam a transmissão monetária e fiscal em economias interdependentes e os efeitos sobre o bem-estar próprio e da vizinhança a partir de uma depreciação não antecipada da taxa de câmbio. De acordo com o propósito desse artigo foram levadas em consideração apenas as premissas e conclusões do lado da política fiscal desse modelo de equilíbrio geral, que parte das premissas de rigidez nominal e mercados (de bens e trabalho) de concorrência imperfeita.

O modelo inclui dois países, doméstico e estrangeiro, especializado cada um na produção de um bem comercializável, com salários fixos no curto prazo, e em um estado inicial de equilíbrio. São dois os elementos essenciais para entender a dinâmica dessa estrutura teórica, a primeira, vinculada com mudanças nas despesas internas em relação à demanda, que requer que os gastos públicos nacionais sejam exclusivamente em bens domésticos; e a segunda, refere-se à interação entre fontes internas e externas de distorção econômica, porque a oferta monopolista da produção faz com que o país tenha poder monopolístico no mercado.

De acordo com Corsetti (2007) a função consumo combina bens domésticos e importados em ambas as economias, equivalente ao nível de preços; as preferências por bens locais ou importados é tipo Cobb-Douglas com idênticos pesos entre os países;  $\mu$  é o índice da posição monetária doméstica sobre a qual está sujeita o nível de salários e a demanda agregada nominal via investimentos e gastos do governo. As condições são análogas para o país estrangeiro, cujas variáveis se identificam com o sinal \*. A taxa de câmbio nominal equivale à razão da posição monetária dos dois países, isto é,  $\varepsilon = \mu / \mu^*$ . A posição de equilíbrio caracterizasse em termos de três relações de equilíbrio: Demanda Agregada, termos de troca e emprego de equilíbrio na alocação de preços flexíveis com taxa natural.

As soluções do modelo de Corsetti e Pesenti (2001), apresentadas no Apêndice I, constataram a forte sensibilidade dos termos de troca e o bem-estar frente às mudanças de política macroeconômica, o que se deve principalmente a que a substitutabilidade entre bens nacionais é maior entre eles que deles com bens estrangeiros. Também validaram a hipótese

do consumo baseado na paridade do poder compra ou lei do preço único, ao demonstrar que os preços dos bens expressos na mesma moeda são iguais entre os países por que as firmas são tomadoras de preços (internos e externos).

Dessa forma, uma expansão fiscal não antecipada no curto prazo, tem efeito nenhum sobre o consumo interno, mas impacta positivamente a demanda e o emprego nacional, mantendo constantes os termos de troca. Se o choque for temporário, após um período, a economia volta para seu equilíbrio inicial, porém se for permanente o aumento da demanda por bens domésticos requer um ajuste salarial real para acima no longo prazo, que eleva os preços internos e aprecia a moeda local em termos reais, assim no longo prazo o produto doméstico se expande (porém em menor proporção do que as despesas do governo), o consumo mundial cai, os preços aumentam em ambos os países e posteriormente desloca-se o estado estacionário inicial (CORSETTI e PESENTI, 2001).

Se a expansão fiscal for externa, os impactos na economia doméstica seriam sentidos apenas no longo prazo, por um dos dois possíveis canais de transmissão; o primeiro, mais frequente e, sem dúvida, negativo, pela depreciação da taxa de câmbio que reduz o salário real no país local, o poder de compra e o consumo, também como a disponibilidade de bens estrangeiros para o consumo mundial. Além do mais, deprecia os termos de troca, e seus espalhamentos tendem geralmente a "*Beggary-neighbor*". O segundo é positivo e particular para o caso em que uma queda na demanda pelos bens externos incrementa ou reduz a demanda pelos bens nacionais, dependendo de se os bens nacionais são complementares ou substitutos no consumo. Contudo, o sinal do transbordamento por esse canal é incerto: é positivo para bens complementares, ao passo que cai a produção interna, aumenta o consumo de lazer. Além disso, sob esse canal uma política restritiva faz aumentar o consumo mundial de bens domésticos e concomitantemente o produto também, para um gasto estrangeiro planejado, o incremento no produto permite ao governo local ajustar seu gasto para cima. Se a relação Gasto-Produto programada for suficientemente grande, e as distorções nos mercados de trabalho forem suficientemente pequenas, o bem-estar doméstico pode realmente cair pela redução excessiva no lazer (CORSETTI e PESENTI, 2001).

Os autores ressaltam a existência de uma distorção econômica diretamente associada com a abertura - O poder de um país de afetar seus termos de troca para influenciar a oferta de seus produtos- assim, quanto mais aberta uma economia, menor é o incentivo para que os formuladores de política local criem surpresas inflacionárias, mesmo quando os níveis de

emprego são insuficientemente baixos. Então, expansões fiscais locais no curto prazo ocasionam uma mudança no *trade-off* entre emprego e inflação doméstica, aumentando a demanda nacional sem alterar os termos de troca, visto que a utilidade marginal do consumo privado não se afeta diretamente com variações nos gastos do governo e a taxa de câmbio de equilíbrio depende apenas da oferta relativa de moeda.

Assim, um choque fiscal externo pode ter um efeito indireto sobre a política monetária interna, pois as autoridades monetárias no exterior respondem com um ajuste da sua política monetária, isto significa:

*Whenever there was an expansionary fiscal policy, there should be an accommodating monetary policy in such a way that there would be no change in exchange rate. In this case, an expansionary fiscal policy would not cause the exchange rate to appreciate* (DIAS e MCDERMOTT, 2004, p. 494).

Portanto, quanto menor e mais aberta uma economia maior é sua propensão a sofrer choques nominais locais, que deterioram seus termos de troca, ou seja, expansões fiscais no longo prazo prejudicam os parceiros comerciais, com efeitos *Spillovers* do tipo “*Beggar-neighbor*”.

### **1.3 Evidências Empíricas Sobre Transmissão Macroeconômica Internacional**

Segundo Dias, Dias e Punzo (2012), os trabalhos pioneiros na NOEM que utilizaram a metodologia SVAR foram os modelos relacionados com a hipótese dos preços, examinando se os preços deveriam ser únicos para o mercado interno e externo, PCP (*Producer Currency Pricing*), ou se pelo contrário, os preços deveriam ser diferentes no mercado doméstico e no internacional, PTM (*Pricing to Market*), ou ainda se os preços são rígidos na moeda local do consumidor, LCP (*Local Currency Pricing*).

Posteriormente os modelos SVAR começaram-se empregar para testar os efeitos de políticas monetárias sobre o balanço de pagamentos dentro da literatura NOEM. Nessa área, Cavallari (2001) apud Dias, Dias e Punzo (2012) testou a influência de choques permanentes na produtividade sobre o balanço de pagamentos e encontrou que choques monetários não causam efeitos contemporâneos na atividade real, porém, o autor não considerou em seu modelo a taxa de câmbio, que é uma variável de relevância para a abrangência dos mecanismos de transmissão internacional de políticas monetárias. Entretanto, Lee e Chinn

(2002) apud Dias, Dias e Punzo (2012) conseguiram resolver essa deficiência e acharam que transmissões de políticas monetárias internacionais têm apenas efeitos transitórios sobre a taxa de câmbio e, que seus movimentos se relacionam com a teoria de preços PTM.

Mais recentemente, Dias e Dias (2010) estimaram o modelo SVAR para constatar a interdependência e transmissão de política macroeconômica dos Estados Unidos para o Brasil, acrescentando à avaliação dos efeitos permanentes de política fiscal no produto, consumo, os termos de troca e os encaixes reais, a partir da metodologia apresentada primeiramente por Obstfeld e Rogoff (1995) e posteriormente investigada por Corsetti e Pesenti (2001). Os autores destacaram que uma política fiscal expansionista nos EUA tem um efeito “*Beggary-neighbor*” no Brasil no longo prazo, e confirmam os termos de troca como o canal de transmissão da política, assim como seus transbordamentos negativos sobre a eficiência da política monetária doméstica.

Hernandez (2009) utiliza a metodologia SVAR com variáveis exógenas para analisar a efetividade e efeitos dinâmicos da política fiscal na Espanha, para a série trimestral de 1975:Q1 até 2006:Q4, utilizando o índice de preços do petróleo como variável exógena, conclui que o choque fiscal restritivo tem um efeito negativo acumulado sobre o *output gap* até o sexto trimestre, posteriormente mostra um efeito positivo e estatisticamente significativo. No caso da inflação, o efeito negativo acumulado se evidencia significativo até o décimo trimestre; finalmente destaca-se um efeito acumulativo sobre a taxa de juros no curto prazo é sempre significativo durante todo o período simulado. Quando analisados os efeitos de um aumento inesperado nos gastos do governo sobre o PIB e o nível de preços os resultados estatísticos mostram-se não significativas e no caso das taxas de juros parecem reagir significativamente com exceção do segundo trimestre onde se produz uma queda relevante.

#### **1.4 Evidências empíricas sobre Transmissão e Interdependência Macroeconômica para o caso da Colômbia**

Embora a existência de estudos no escopo de transmissão e interdependência internacional de política fiscal para o caso da Colômbia seja ainda escassa, um dos estudos pioneiros na área é o de Cárdenas e Ortega (1992), nesse se estuda a coordenação de política monetária entre a Colômbia e, seu parceiro comercial, a Venezuela a partir da teoria dos

jogos, diagnosticando como insuficiente um equilíbrio sem coordenação, tornando necessário que ambas as economias cumpram com o acordado, pois de não ser assim uma mudança na política monetária pode resultar em um nível de bem-estar inferior ao obtido se os países atuarem autonomamente. Dado que o comércio bilateral entre países pequenos em desenvolvimento como a Colômbia e a Venezuela é muito sensível às variações na taxa de câmbio real.

Dessa forma políticas aplicadas na Venezuela facilitam o ajuste na Colômbia e vice-versa, ou seja, existe um efeito *Spillover* positivo no desenho da política monetária entre os dois países. Contudo, os autores salientam a necessidade de que um dos dois países atue como líder enquanto o outro deve atuar como seguidor, embora o primeiro obtenha maiores benefícios em relação ao segundo.

Dentre os estudos sobre transmissão de política macroeconômica do caso colombiano que emprega o modelo SVAR é o de Ramos e Rincón (2000), nesse trabalho se identificam e avaliam os canais de transmissão entre os chamados déficits gêmeos, no balanço fiscal e em conta corrente, para a Colômbia no período 1950-1998, utilizando testes de causalidade de Granger, e análise de VAR e de SVAR. Os resultados obtidos pelos autores mostram que não existe uma relação clara entre o balanço fiscal e o balanço em conta corrente, nem deles com os mecanismos de transmissão estabelecidos teoricamente, assim quando o nexo entre eles existe o resultado é contrário ao comumente esperado. Porém uma grande limitação que pode identificar-se nesse trabalho é o fato de trabalhar com séries anuais, pois como dito anteriormente, o fato de considerar que choques estruturais sobre as variáveis macroeconômicas se manifestam após um ano e que, portanto as autoridades demoram um ano para agir é pouco realista.

Restrepo e Rincón (2006) identificam choques de política fiscal e medem o impacto dos impostos e os gastos do governo central sobre o PIB chileno e colombiano, a amostra para o caso da economia colombiana contempla os dados trimestrais entre 1990:Q4 até 2005:Q2, aplicando um SVAR, um modelo de vetor de correção do erro (VEC) e um VAR tradicional, os autores concluem que os impostos não tem impacto sobre o PIB e os efeitos de um choque nos gastos embora significativo, é muito pequeno. Assim, o aumento de um peso provoca um aumento de \$ 0,12 no nível do PIB e se estabiliza em \$0,15 pesos. Simultaneamente destaca-se que os resultados do modelo SVAR são opostos aos do VEC.

Por outro lado, Haddad et al. (2008) identificam a interdependência estrutural entre os departamentos colombianos com o distrito capital, Bogotá, já que para 21 departamentos a capital representa mais de 10% das suas compras totais. Visto do lado das vendas, Bogotá representa um dos mais importantes destinos para 12 departamentos. Os resultados mostram que todos os departamentos tem uma dependência com Bogotá, e que, além disso, esse influencia grandemente as outras economias regionais através do poder de compra. Para chegar a essas conclusões os autores utilizam uma análise de insumo-produto para dados do ano 2004 com o objetivo de detectar e descrever as dependências setoriais considerando a estrutura da produção da economia, adicionalmente por meio de uma análise espacial, se identifica a existência de um padrão centro-periferia, confirmando o papel de Bogotá no processo de polarização observado nas economias regionais nos últimos anos e explicando a perpetuação das disparidades das regiões colombianas.

Outro estudo relacionado com canais de transmissão para o caso colombiano é o de Romero (2008), no que são quantificados os efeitos regionais da política monetária através de um modelo estrutural de vetores autorregressivos e funções impulso-resposta; ressaltando que o impacto desigual entre as regiões se deve principalmente ao grau de industrialização, a diversificação da indústria de cada região, o desenvolvimento e o aprofundamento financeiro, e a posição no sistema financeiro e no comércio exterior de cada região. O autor salienta as taxas de juros, a taxa de câmbio, os preços dos bens e o crédito como os mecanismos pelos quais ela termina afetando a dinâmica econômica em geral, dando principal relevância ao primeiro desses; e concluindo que o efeito da política monetária sobre os departamentos não é permanente, sendo que tem uma duração média de 12 trimestres, concomitantemente não se descarta a existência de difusão espacial, ou seja, o crescimento do produto de um departamento não depende apenas de sua informação passada, se não da informação passada dos seus vizinhos.

Lozano e Rodriguez (2009) avançam no estudo da transmissão da política fiscal na Colômbia no curto prazo por meio do modelo SVAR, para avaliar os efeitos reais de choques fiscais, na série trimestral do período 1980:Q1 a 2007:Q4. Choques de tributação direta parecem ser menos eficientes, porque eles principalmente afetam investimentos privados, porém choques de tributação indireta parecem não afetar significativamente atividades reais. As consequências de choques fiscais nesse artigo são avaliadas particularmente no produto, o

consumo privado, investimento privado, desemprego, preços, salário mínimo real e taxas de juros nominal no curto prazo.

Desse modo, após a busca por aplicações empíricas de interdependência internacional de política macroeconômica considerando como estudo de caso a economia colombiana com seus parceiros comerciais, confirma-se tanto a escassa literatura empírica da mesma quanto, a ausência da análise utilizando a modelagem de Vetores Autorregressivos Estruturais com variáveis Exógenas, razão primordial para a aplicação empírica desenvolvida nesta dissertação.

Porém, antes de chegar ao desenvolvimento econométrico é importante conhecer qual a regra de política fiscal de ambos os países, assim como a evolução da política fiscal desde 1980:Q1 até 2011:Q3.

### **1.5 Política Fiscal Colombiana**

Ocampo (1984) apud Iregui, Ramos e Saavedra (2001) explica que durante quase todo o século XX a Colômbia caracterizou-se por ter um sistema fiscal centralizado no que o governo nacional era o principal arrecadador de tributos e fornecedor de bens e serviços públicos. Os autores identificam que atualmente o sistema fiscal colombiano pode-se considerar centralizado, pois embora o Congresso tenha repassado alguns dos impostos nacionais aos governos regionais, esses não tem autonomia para estabelecer tributos, além disso, as decisões do gasto local estão determinadas por lei, pois grande parte é financiada com transferências condicionadas provenientes do governo central.

Na década de 1990, a Colômbia instaurou reformas fiscais direcionadas a desconcentrar o gasto nacional e a melhorar a cobertura e eficiência na provisão de bens públicos, ou seja, reformas que redefiniram as responsabilidades do gasto governamental e mudaram o sistema de transferências do nível central para os governos municipais e departamentais. Os resultados foram um aumento do déficit dos governos territoriais e central em 0,3 e 5,8 pontos percentuais respectivamente respeito ao PIB entre 1990 e 1999 (IREGUI, RAMOS e SAAVEDRA, 2001).

Logo, entendendo a política fiscal de um país como o tratamento aos gastos e às receitas públicas, Lozano et al. (2008) salientam a importância das regras fiscais, os autores identificam essas, como instrumentos que permitem aumentar a credibilidade na política

econômica, o controle fiscal contracíclico e sustentável intertemporalmente e contribuem à estabilidade e ao crescimento econômico. Por isso que existe um amplo consenso internacional sobre o compromisso que devem ter os governos de aplicar políticas fiscais anticíclicas e sustentáveis no longo prazo, como quesito para ganhar credibilidade, estabilidade e melhor desempenho das economias. Assim, o governo colombiano tem usado regras fiscais para limitar o crescimento do gasto e a dívida das entidades territoriais, além de estimular a transparência e a responsabilidade fiscal do setor público.

Portanto, o uso de regras fiscais têm-se convertido em uma estratégia institucional usada pela maioria dos países da OECD e por vários dos países latino-americanos entre eles a Colômbia, que iniciou esse processo desde final da década dos anos 1990, essencialmente a nível subnacional. Estabelecendo regras fiscais para fortalecer a liquidez financeira dos departamentos e municípios (governos subnacionais), e emitindo normas de transparência e responsabilidade fiscal nas finanças públicas. Na atualidade a administração central registra um déficit estrutural e a política fiscal continua sendo pró-cíclica (LOZANO et al., 2008).

Dentre as principais regras fiscais destacam-se a Lei 358 de 1997 pela que se introduziram limites quantitativos ao endividamento dos governos subnacionais por meio da aplicação de indicadores de liquidez financeira e solvência. A Lei 617 de 2000 que corresponde à Lei de Responsabilidade Fiscal territorial estabelece limites ao crescimento do gasto corrente do governo, indicando que, o aumento dos gastos gerais deve ser menor à metade da meta da inflação anual estabelecida pelo Banco da República da Colômbia e os gastos em pessoal não pode aumentar mais do equivalente a 90% da meta de inflação anual; e depois de 2006 o incremento não pode ser em termos reais. Finalmente a Lei 819 de 2003, institui a normatividade de responsabilidade Fiscal, nessa se instituiu a necessidade de que o governo nacional apresente anualmente ao Congresso um marco fiscal de médio prazo, assim a nova lei pretende consolidar as instituições fiscais e a sustentabilidade das finanças do Estado, além de reforçar os controles de endividamento das entidades territoriais estabelecidos na Lei 358 de 1997 (LOZANO et al., 2008).

Lozano (2009) expõe que desde 1998 houve um incremento substancial do gasto do governo como consequência das leis de descentralização fiscal e segurança social, junto com a forte depressão econômica mundial em 1999. Também se destaca que a política fiscal colombiana tem apresentado maior volatilidade que as principais economias da União Europeia e os Estados Unidos, porém desde 1999 a política fiscal discricionária doméstica

tem-se reduzido. Entre 1998 e 2002 a dívida pública teve um crescimento acelerado de 27,7 pontos percentuais do PIB, no que os desequilíbrios primários nas contas do governo, as altas taxas de juros, rápida depreciação do peso e baixo crescimento do PIB; com isso a confiança por títulos soberanos da Colômbia se deteriorou nesses anos assim como a possibilidade de acessar aos créditos externos.

A Colômbia tem adotado o código de boas práticas sobre transparência fiscal do FMI em 2002 e o país tem avançado na incorporação de algumas das recomendações feitas pelo FMI, embora esteja ainda distante dos padrões internacionais de transparência fiscal. Assim, destacam-se quatro reformas tributárias; duas ao regime de aposentadoria e duas reformas ao sistema de transferências às regiões, as segundas permitiram reduzir o peso dos gastos públicos com o aumento das receitas tributárias do governo sem ter que dividi-las com as regiões; liquidar e fundar algumas entidades públicas, favorecer a diminuição das taxas de juros internas e externas, e a apreciação do peso (LOZANO et al., 2008).

Lozano (2009) aponta que usando uma regra de política, a política discricionária do governo tem sido pró-cíclica no médio e longo prazo, reduzindo a volatilidade no período recente já que por cada ponto porcentual que aumenta o *Output Gap*, o balanço ciclicamente ajustado se deteriora em aproximadamente uma sexta parte, portanto o governo tem sido consequente com a condição de sustentabilidade. Porém, o autor salienta que, por enquanto, a autoridade fiscal não tem planejado um programa contracíclico para compensar os efeitos de crises, se não que aguarda a que os estabilizadores automáticos funcionem na recuperação para superar os desajustes que se apresentarem na conjuntura econômica.

Entre 2002 e 2008, o déficit fiscal consolidado e a dívida bruta da Colômbia passaram respectivamente de 3,2% a 0,9% do PIB e de 56% a 40% do PIB, essas melhoras se devem à geração de grandes excedentes financeiros nos departamentos e municípios por causa do boom petrolífero, a redução do déficit do governo central e condições externas como aumento dos preços internacionais de alimentos e insumos (principalmente do petróleo), e o dinamismo da economia mundial, fatos que permitiram que as exportações colombianas alcançassem recorde histórico em 2008, o que estimulou os investimentos estrangeiros diretos e de portfólio. Esse crescimento econômico esteve acompanhado pela apreciação do peso, o moderado aumento da inflação e das taxas de juros. No mesmo período, a carga tributária no país aumentou 2,5 pontos do produto; a renda adicional oriunda do petróleo foi aproximadamente de 1% do PIB para o governo central, enquanto para as entidades

territoriais o aumento foi de 0,5% do PIB. Embora os grandes avanços do país em matéria fiscal, a Colômbia não conseguiu alcançar uma posição sólida porque as maiores receitas fiscais não se traduziram em poupança pública devido à rápida expansão do gasto (LOZANO, 2009).

Sumariamente Lozano (2009) identifica três importantes características na política fiscal colombiana no longo prazo, a primeira é que tem sido historicamente pró-cíclica, a segunda é que tem sido consequente com a condição de sustentabilidade da dívida no longo prazo, e a terceira é a menor volatilidade das políticas discricionárias do governo nos últimos anos. Adicionalmente salienta-se a ausência de um programa anticíclico como resposta do governo à queda da atividade econômica, e define de acíclica a posição do governo, pois esse simplesmente espera a recuperação da atividade econômica e a que operem os estabilizadores automáticos para voltar à situação fiscal pré-crise.

## **1.6 Política Fiscal Norte-Americana**

Devido à grande instabilidade macroeconômica da economia norte-americana sob o sistema Bretton Woods desde inícios da década de 1970, quando as taxas de câmbio flutuantes se tornaram necessárias para manter o equilíbrio do sistema monetário e financeiro mundial, somado ao primeiro choque do petróleo no mesmo período, e às medidas de política fiscal expansionista para gerar crescimento que resultaram no detrimento das finanças públicas norte-americanas, caracterizadas pelos grandes déficit e dívida fiscal do país, tornaram necessárias medidas de restrição aos gastos públicos. De acordo com Nunes e Nunes (2002), conseqüentemente se instituiu a legislação para estabelecer a aprovação simultânea do tamanho do déficit, do gasto total e das prioridades orçamentárias, com a *Congressional Budget Act-CBA* de 1974.

Conforme Nunes e Nunes (2002), o cumprimento dessa norma foi prejudicado significativamente com as políticas anti-inflacionárias do mandato Reagan desde 1980, que promoveu a diminuição da taxa impositiva dos americanos, políticas que prejudicaram ainda mais as finanças do governo, razão pela qual em 1985 se estabeleceu a Lei *Gramm-Rudman-Hollings* para reduzir paulatinamente os déficits do governo federal até eliminá-los, porém não foi bem sucedida, pois a maioria dos déficits foi coberta com a venda de ativos e à manipulação dos resultados fiscais do país.

Os precários resultados alcançados pelas regras anteriores incentivaram a criação e posta em marcha da primeira normatividade de responsabilidade fiscal norte-americana com a *Budget Enforcement Act* em 1990, utilizando como instrumentos de limitação das despesas o *Sequestration* e *Pay as you go*, com principal preocupação no balanço fiscal do governo Federal<sup>1</sup>. O primeiro mecanismo obrigava às autoridades fiscais a estabelecer com antecedência tanto as metas orçamentárias quanto suas despesas. O segundo instrumento consistiu no planejamento da fonte de recursos para novos gastos ou gastos herdados de períodos anteriores, ou seja, o montante de novos gastos teria que ser compensado com receitas criadas ou despesas canceladas naquele período. O resultado foi a transformação do déficit fiscal em superávit nominal (NUNES e NUNES, 2002).

Neste e no item anterior descreveram-se as regras de política fiscal de ambas as economias abordadas nessa dissertação, ressalta-se que as duas incorporaram regras de responsabilidade fiscal desde há mais de duas décadas, com o propósito de limitar as despesas públicas e controlar o déficit das fianças governamentais, porém os EUA fez isso uma década antes que a Colômbia. De tal modo, conhecer o comportamento da política fiscal ao longo do período de estudo torna-se essencial para a melhor compreensão do contexto e da dinâmica econômica na que estiveram inseridas ambas as economias, assim como a atuação dos tomadores de decisões de política econômica de acordo com o período do ciclo econômico de cada país.

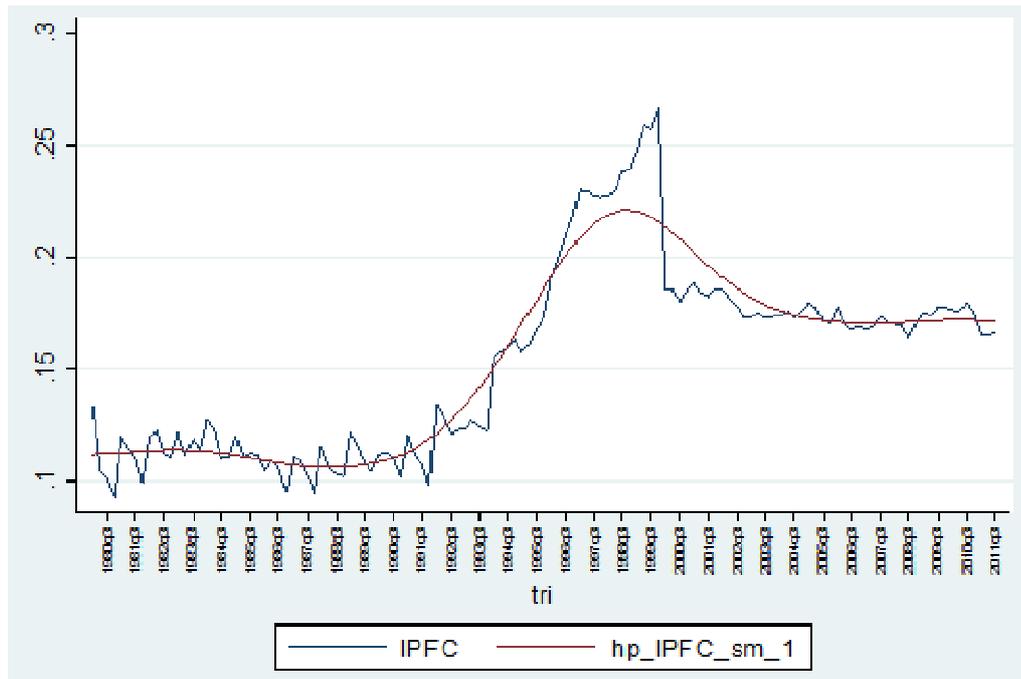
## 1.7 Comportamento da Política Fiscal Norte-Americana e a Colombiana

Para analisar a evolução da política fiscal de ambos os países, os Gráficos 1 e 2 apresentam o comportamento da política fiscal colombiana e norte-americana, respectivamente, representada pela razão entre o PIB<sub>real</sub> e a diferença entre o PIB<sub>real</sub> e o Gasto do Governo<sub>real</sub>,  $(PF=Y_r/Y_r-G_r)$  para ambos os países, com o propósito de observar o comportamento da sua taxa de crescimento no tempo os valores foram log-linearizados, assim, a tendência no longo prazo da política fiscal doméstica e estrangeira foram gerada a partir do filtro HP- Hodrick e Prescott (1997).

---

<sup>1</sup> Contempla somente o governo federal porque cada unidade da federação possui regras próprias e mais rígidas (NUNES e NUNES, 2002).

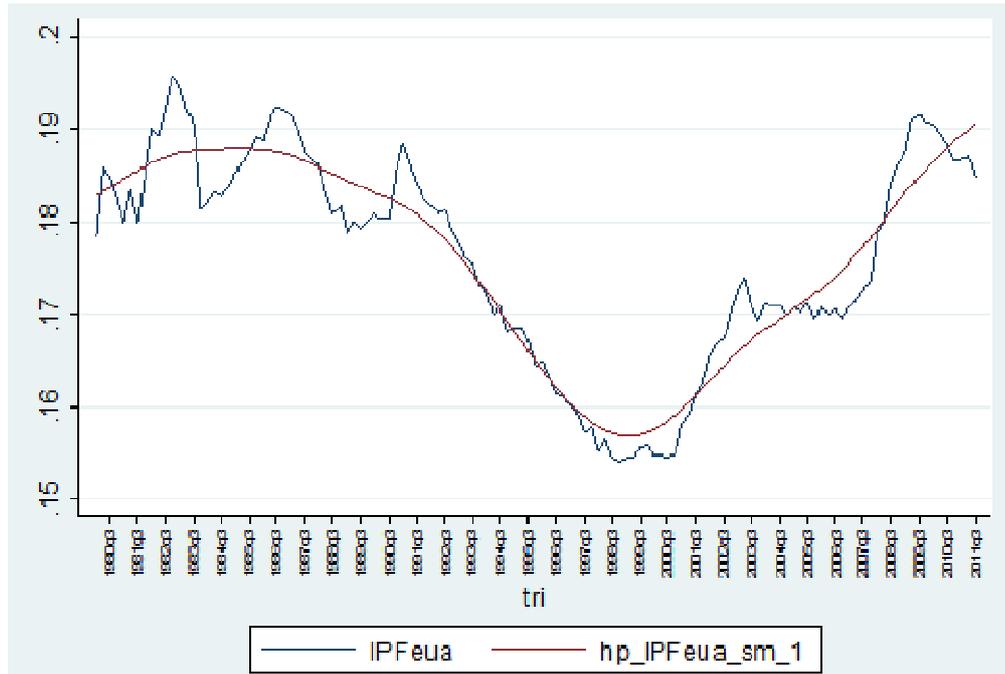
Considerando choques fiscais como mudanças inesperadas de longo prazo, a partir do Gráfico 1 se observa uma tendência crescente da taxa de crescimento das despesas públicas colombianas como proporção do PIB desde 1980 até 1998, por outro lado, desde 1998 até 2004 a taxa de crescimento foi decrescente, já desde 2004 até 2011 a mesma manteve-se constante.



**Gráfico 1 Comportamento da Taxa de Crescimento da Política Fiscal Colombiana e sua Tendência no Longo Prazo no Período 1980:Q1 – 2011:Q3**

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Stata.

No caso dos Estados Unidos, exibido no Gráfico 2 a taxa de crescimento do gasto público como proporção do PIB apresentou um comportamento cíclico; desde 1980 até 1990 teve um comportamento crescente, porém a partir de 1990 até 1999 teve uma queda acentuada, já para o período desde 1999 até 2011 a taxa de crescimento se eleva novamente.



**Gráfico 2 Comportamento da Taxa de Crescimento da Política Fiscal Norte-Americana e sua Tendência no Longo Prazo no Período 1980:Q1 – 2011:Q3**

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Stata.

Graficamente, é possível identificar uma tendência às avessas na taxa de crescimento das despesas públicas como proporção do PIB dos dois países. De maneira resumida, observa-se que em relação à década de 1980 realmente há uma queda na taxa de crescimento do gasto público dos EUA após 1990 quando é adotada a Lei de Responsabilidade Fiscal nesse país. No caso colombiano a redução da taxa de crescimento das despesas governamentais começa um pouco antes de iniciar a década de 2000 que seria o período esperado por ser quando o governo incorpora a Lei de Responsabilidade Fiscal, porém é importante lembrar que no final da década de 1990 foi quando as crises Asiática e Russa provocaram os maiores efeitos transbordamento para o resto de países, sendo a Colômbia grandemente impactada com essa recessão mundial.

Uma explicação mais aprofundada sobre os acontecimentos históricos econômicos que caracterizaram o período 1980:Q1-2011:Q3 é realizada no capítulo de procedimentos metodológicos, onde se avalia o desempenho das diferentes variáveis macroeconômicas que explicam tal evolução.

Com esses precedentes em matéria fiscal tanto dos EUA quanto da Colômbia, é fundamental conhecer a magnitude da relação comercial que liga as duas economias, e que

por sua vez favorece a transmissão, de um país para o outro, de mudanças na política econômica.

### **1.8 Relação comercial bilateral entre a Colômbia e os EUA**

Os fortes nexos entre os EUA e a Colômbia desde o ano 1999 se sustentam no acordo bilateral, *Plan Colombia*, com o propósito de revitalizar o ambiente social e econômico do país andino, assim como o combate contra o conflito armado e o narcotráfico. Desde o ponto de vista comercial, os acordos mais relevantes entre as duas economias são a *Andean Trade Promotion Act* (ATPA) promulgado em dezembro de 1991 pelo presidente dos EUA na época, George H. W. Bush, essa lei de preferências alfandegárias comerciais andinas excluía de impostos alguns produtos da Bolívia, Equador, Peru e a Colômbia, com o propósito de favorecer a indústria legal desses países como alternativa à produção e tráfico de drogas; posteriormente, o programa foi renovado em outubro de 2002, pelo governo de George W. Bush, com o nome de *Andean Trade Promotion and Drug Eradication Act* (ATPDEA) que após quatro renovações e com a exclusão da Bolívia em novembro de 2008 por falta de cooperação, finalizou em fevereiro de 2011; o programa aumentou 12,5% o número de produtos beneficiados e promoveu as exportações dos países andinos para os EUA mediante o estabelecimento de um mercado preferencial livre de barreiras alfandegárias buscando gerar fontes de emprego alternativas às relacionadas com a produção de matérias primas para o narcotráfico.

Em busca da promoção comercial e de continuar aproveitando as relações com a economia norte-americana aos 22 dias do mês de novembro de 2006 foi assinado o Tratado de Livre Comércio (TLC), acordo que foi aprovado pelo congresso americano somente em outubro de 2011, os temas negociados foram o acesso a mercados, industriais e agrícolas, propriedade intelectual, investimentos estrangeiros, compras governamentais, concorrência, comércio eletrônico, serviços, meio ambiente e mercado de trabalho.

Porém é importante salientar que as relações comerciais entre os EUA e a Colômbia são assimétricas e heterogêneas conforme o *Departamento Nacional de Planeación* -DNP- (2003) que destaca os EUA como o principal parceiro comercial da Colômbia, sendo o principal receptor das exportações colombianas e o maior provedor de importações, com uma representação média das exportações colombianas a esse país de 43,3% do total exportado, e com taxas de crescimento médio anual de 6,2% no período 1998-2002; enquanto que para os

EUA esse montante representava apenas 0,5% das importações totais norte-americanas. Além disso, salienta-se a concentração das exportações colombianas em determinados produtos, assim 80% das exportações corresponderam somente a onze produtos.

Concomitantemente, no início do ano 2012 o Ministério de comércio, indústria e turismo da Colômbia informa que os EUA e a Colômbia revelam-se nas posições 5<sup>a</sup> e 68<sup>a</sup> respectivamente, no índice Global de competitividade 2011-2012, dentre um total de 142 países. A publicação também mostra que as exportações em 2010 dos EUA corresponderam a um total de US\$ FOB 1.122.131 milhões, dentro das quais, apenas 1% foi com destino colombiano; por outro lado, as importações alcançaram um nível superior em termos gerais (US\$ CIF 1.954.299 milhões), porém inferiores em relação com a economia colombiana, com uma participação de 0,8%, isto quer dizer que embora em termos percentuais a relação comercial seja deficitária para a Colômbia, em termos absolutos não é.

O principal produto exportado da Colômbia para os EUA corresponde ao petróleo e seus derivados com uma participação de 58,2% e 6,7% respectivamente, enquanto as importações em maquinaria e equipamento representaram 37,5% do total em 2010, seguidas da indústria química básica com 23,2% do total. Vale salientar que as importações colombianas, de acordo com o principal destino econômico para o qual são utilizadas, em média entre 1980 e 2011 foram equivalentes a 45% em bens intermediários e matérias primas, 36% em bens de capital e 19% em bens de consumo, como exhibe a Tabela 1.

**Tabela 1 Importações colombianas médias segundo o uso 1980-2011**

<b>Destino Econômico</b>	<b>Média Total (Milhões de US\$ CIF)</b>	<b>Participação (%)</b>
Bens de Consumo	83.866,63	19
Bens intermediários e matérias primas	202.633,59	45
Bens de capital	162.349,33	36
Total	48.849,55	100

Fonte: Elaboração própria a partir do Banco da República de Colômbia.

Do lado das exportações colombianas para a economia norte-americana, o setor de bens primários destacou-se em 2010 com 76,2% do total, seguido do setor manufatureiro com 15,3%. A partir das séries históricas do *Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas* (DANE), a Tabela 2 mostra o comportamento da balança comercial da Colômbia em relação com os EUA entre 1995 e 2011, demonstrando a forte relação comercial entre os dois países, que embora flutuante, desde 1999 apresenta valores positivos para a economia nacional.

**Tabela 2 Relações de troca Colômbia- EUA 1995-2011**

<b>Ano</b>	<b>Exportações (Milhões US\$ FOB)</b>	<b>Importações (Milhões US\$ CIF)</b>	<b>Exportações líquidas</b>
1995	3.527	4.670	(1.143)
1996	4.141	4.824	(683)
1997	4.262	5.393	(1.131)
1998	4.049	4.682	(633)
1999	5.616	3.952	1.664
2000	6.524	3.878	2.646
2001	5.255	4.155	1.100
2002	5.164	4.000	1.164
2003	5.779	4.229	1.550
2004	6.611	5.085	1.526
2005	8.480	6.006	2.474
2006	9.650	6.920	2.730
2007	10.373	8.569	1.804
2008	14.053	11.437	2.616
2009	12.879	9.456	3.423
2010	16.764	10.477	6.287
2011	21.705	13.594	8.111

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do DANE.

Em relação aos fluxos de capitais, na primeira década de 2000, a participação dos fluxos dos EUA na Colômbia equivaleu a 28,9% dos investimentos estrangeiros totais, e 23,0% dos investimentos da economia doméstica foram feitos no país estrangeiro no mesmo período, em termos absolutos o valor dos investimentos colombianos nos EUA representou 49,25% (US\$ 4.773 milhões) do total que EUA investiram na Colômbia (US\$ 9.692 milhões).

Contudo, é fundamental compreender como expressado pelo DNP (2003) que a economia doméstica não produz muitos dos produtos beneficiados pelas preferências alfandegárias, ou não existem benefícios para os produtos exportados, dificultando o aproveitamento de tais preferências; além do mais, os custos de produção de alguns produtos são relativamente altos quando comparados com outros países, incluso com preferências, tornando-os pouco competitivos.

Adicionalmente, produtos nos que a Colômbia possui vantagem comparativa respeito dos EUA não estão beneficiados com algum tipo de preferências e/ou tem o país estrangeiro como principal importador, como é o caso da indústria têxtil; e muito pelo contrário, os produtos que tem preferências comerciais não são exportados significativamente devido à existência de barreiras não alfandegárias principalmente de tipo tecnológico tais como

requerimentos específicos na composição ou qualidade do produto; outro tipo de medidas se refere às cotas de importação, por serem produtos sensíveis dentro dos EUA ou por medidas fitossanitárias; e finalmente encontram-se as medidas compensatórias que buscam impor controles de preços para evitar a concorrência desleal.

Depois de abordar as relações entre o país doméstico e estrangeiro constata-se a existência de parceria comercial entre estes, assim como a grande importância dela especialmente para a economia local. Ressaltando-se a troca entre bens complementares, enquanto EUA exporta para Colômbia bens finais e intensivos em capital, a Colômbia exporta bens primários e com pouco valor agregado para os EUA. O que suporta a importância de pesquisar sobre relações de interdependência entre essas economias, e sugere a necessidade de que as duas desenvolvam políticas econômicas coordenadas, que lhe permitam maximizar os ganhos do comércio internacional ao menor custo possível.

## 2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Na primeira parte da seção dos procedimentos metodológicos se abrangem os itens relacionados com a origem, descrição e análise dos dados, explicando as transformações das séries de históricas para termos reais, assim como a evolução das séries utilizadas durante o período 1980:Q1-2011:Q3. Posteriormente se comenta a especificação do modelo econométrico usado e se define como que serão interpretados os resultados obtidos do mesmo.

A escolha dos dados satisfaz as definições requeridas para solucionar o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) que correspondem às equações (4), (5), (6), (10) e (11) do Apêndice I, que obedecem às análises de longo prazo para os agregados: consumo, produto, saldos monetários, termos de troca e preços dos bens domésticos colombianos, quando ocorridos aumentos nos gastos governamentais nos EUA.

Seguindo a Corsetti e Pesenti (2001) a variável gastos equivale à primeira diferença do logaritmo de  $g_w = g^\gamma (g^*)^{1-\gamma}$ , sendo  $g$  a razão entre o gasto da Colômbia atual e o gasto de longo prazo<sup>2</sup>;  $g^*$  é o análogo para o país estrangeiro; e  $\gamma$  e  $(1-\gamma)$  que correspondem aos pesos dos gastos governamentais de cada uma das economias dentro do gasto governamental do mundo, que nesse caso foi de 50% para cada país.

### 2.1 Fonte e Descrição de Dados

A Colômbia (COL) será considerada como o país doméstico e os Estados Unidos da América (EUA) como o país estrangeiro, portanto, a economia mundial equivale à soma das duas economias.

Seguindo Dias e Dias (2010), Blanchard e Perotti (1999), Hernandez (2009) e Tiscordio e Bucacos (2008) o modelo VAR base estimado inclui dados trimestrais para a economia doméstica do Gasto público, o PIB, o Consumo Familiar, os Termos de troca, e os de Preços, todos em termos reais, usando como deflator o Índice de preços a consumidor

---

<sup>2</sup>As variáveis de longo prazo correspondem à tendência da série no transcorrer do tempo que é calculada a partir do filtro Hodrick-Prescott (1997).

(IPC) com ano base 2005 (2005=100). Todas as variáveis foram estacionariamente ajustadas e log-linearizadas.

- Para calcular os valores reais das séries foi utilizada a fórmula:

$$V_{REAL} = \left( \frac{V_{NOMINAL}}{IPC_{2005=100}} \right) * 100$$

- Para obter os valores da economia colombiana em dólares americanos foi empregada a taxa de câmbio nominal.

A série temporal analisada corresponde a 127 trimestres, que compreendem o período 1980:Q1 até 2011:Q3. A preferência pelas observações trimestrais se deve a que as autoridades fiscais não tardam longos períodos em reagir diante mudanças em uma das variáveis, igualmente considerar cifras semestrais ou anuais implica supor que os efeitos de um choque estrutural sobre as outras variáveis se manifesta com uma defasagem de pelo menos seis meses ou um ano respectivamente, o que é pouco realista.

Os dados da economia colombiana de 1980:Q1 até 1993:Q4 foram coletados das séries históricas do *Departamento Nacional de Planeación* (DNP), e para o período 1994:Q1–2011:Q3 foram pegos do banco de dados das *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI), com exceção da série do Gasto público da Colômbia que foi coletada do balanço fiscal trimestral do *Ministerio de Hacienda y Crédito Público de la República de Colombia*. Todos os dados referentes à economia norte-americana foram pegos do banco de dados dos IFS do FMI.

Visto que a partir de 1994 a Colômbia mudou o sistema de contas Nacionais, adotando o SCN de 1993 das Nações Unidas, com o propósito de empregar a mesma metodologia do Fundo Monetário Internacional, então como os dados anteriores a 1994 não estão nas estatísticas históricas do FMI, foi inserida no modelo uma variável *Dummy* para compatibilizar as duas séries e levar em consideração tal mudança.

## 2.2 Variáveis Explicativas

Lembre-se que uma das limitações do modelo teórico exige mudanças nas despesas internas em relação à demanda, isso requer que os gastos públicos nacionais de cada um dos países sejam exclusivamente em bens domésticos. Razão pela que os gastos públicos totais

obedecem apenas a os gastos em consumo dos governos de cada uma das economias. Desse modo, as variáveis macroeconômicas que compõem a série temporal correspondem a:

- Geua: Consumo real governamental dos EUA utilizada como *proxy* dos gastos governamentais totais.
- EUARGDP: Produto interno bruto real dos EUA.
- COLREER: Índice de Taxa real de câmbio efetiva da Colômbia com ano base 2005=100.
- COLNER: Taxa de câmbio nominal colombiana, uma unidade de moeda local equivalente em Dólar americano no fim do período.
- GC: Consumo governamental real da Colômbia em dólares americanos, utilizada como *proxy* dos gastos governamentais totais.
- COLRFAMCOND: Consumo familiar real da Colômbia em dólares americanos.
- COLRGDPD: Produto interno bruto real colombiano em dólares americanos.
- COLCPI: Índice de preços ao consumidor da Colômbia com ano base 2005=100.
- COLWSPRI: Índice de preços ao atacado da Colômbia com ano base 2005=100.
- M1D: Quantidade de moeda em circulação na Colômbia em dólares americanos.
- M1/P: Encaixes reais que correspondem à razão entre quantidade de moeda em circulação (M1) e o IPC.
- *Dummy*: Variável binária equivalente à zero no período 1980: Q1 a 1993: Q4 e a um no período 1994: Q1 a 2011: Q3, representando a mudança na metodologia para calcular as contas nacionais da Colômbia a partir de 1994.

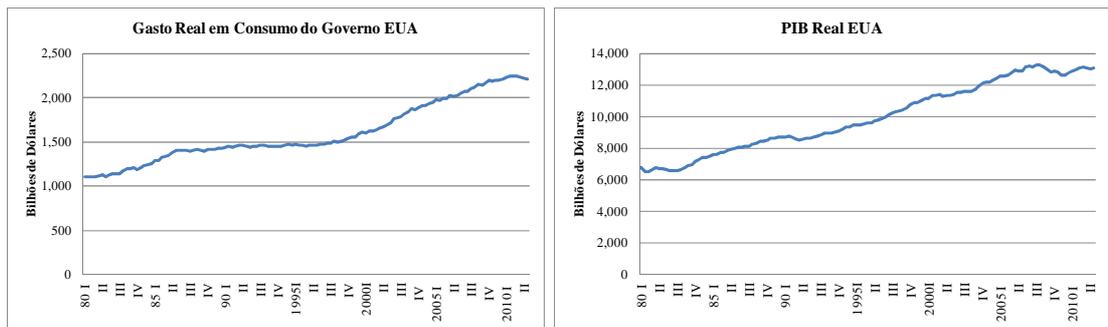
### 2.3 Análise dos Dados

Os Gráficos 3 e 4 correspondem respectivamente ao comportamento das variáveis, norte-americanas e colombianas, nas três décadas de estudo, a partir das quais foram definidas, segundo o modelo teórico, as variáveis finais utilizadas para a estimação do modelo econométrico.

O lado esquerdo do Gráfico 3 mostra o comportamento a cada cinco anos dos Gastos do governo norte-americano desde 1980 até 2011. Em 1981 foi eleito como presidente dos EUA Ronald Reagan com uma campanha anti-inflacionária baseada na diminuição dos impostos e na busca do equilíbrio das finanças públicas, o primeiro dos objetivos foi

rapidamente alcançado, enquanto o segundo se tornou impossível pelo aumento do gasto público em defesa, porém os gastos do governo em consumo cresceram em menor proporção, desde a metade da década de 1985 até final da década de 1990 o consumo do governo teve patamar de estabilidade perto dos 1.500 bilhões de dólares, porém desde os primeiros anos da década de 2000 a tendência é crescente, explicada na maior prevenção e investimento em segurança do governo depois dos fatos de setembro de 2001.

Já o lado direito do Gráfico 3 reflete o comportamento do PIB real norte-americano entre 1980-2011, esse teve um comportamento ascendente, porém com taxas de crescimento negativas nos anos 1980 depois do segundo choque do petróleo, em 1982 com a crise financeira, entre o último trimestre de 1990 até segundo trimestre de 1991 como resultado da guerra do golfo Pérsico, os acontecimentos terroristas de 2001 e crise financeira e imobiliária de 2008.



**Gráfico 3 Comportamento do Consumo Real do Governo e do PIB Real dos EUA desde 1980 até 2011**

Fonte: Elaboração própria a partir dos IFS do FMI.

A dinâmica da economia colombiana é apresentada no Gráfico 4, no que se mostra o comportamento desde 1980:Q1 até 2011:Q3 das variáveis colombianas utilizadas para a estimação do modelo econométrico. A primeira variável apresentada corresponde ao índice da taxa de câmbio real efetiva no qual podem se destacar três subperíodos de apreciação real, o primeiro de 1983-1985, seguido pelo de 1991-1997 e o de 2003-2005; e dois subperíodos de depreciação real: de 1983-1991 e de 1997-2003. A apreciação real nos primeiros anos de 1980 esteve determinada pela bonança cafeeira, o aumento da dívida externa e a expansão fiscal. A expansão dos gastos públicos, a depreciação da taxa de câmbio dos EUA, o descobrimento de grandes reservas de petróleo, e a queda da taxa de juros internacionais elevaram os influxos de capitais e são razões que explicam o segundo período da apreciação real. Enquanto o

último subperíodo de apreciação se alude à depreciação do tipo de câmbio real americano frente às demais moedas internacionais.

Ambos os períodos de depreciação real podem-se relacionar com a perda de competitividade dos bens domésticos transáveis no mercado mundial, o comportamento dos ativos externos líquidos e do gasto público no PIB e a depreciação da taxa de câmbio nominal, embora a teoria diga que no longo prazo as variáveis nominais não afetam as reais no caso colombiano tem-se achado evidência empírica da significativa relação entre as taxas de câmbio nominal e real (ECHAVARRÍA, VÁSQUEZ e VILLAMIZAR, 2005).

Segundo Diaz e Montealegre (2005) o tipo de câmbio da economia colombiana desde 1980 tem experimentado grandes mudanças dependendo do regime utilizado pelo Banco da República para aplicar sua política monetária, assim até 1993 o tipo de câmbio colombiano correspondeu ao *Crawling-Peg* que buscava devolver a competitividade à economia colombiana, porém fatores como a significativa queda das exportações do café, os choques advindos do processo de abertura e as diferentes tendências do sistema financeiro internacional favoreceram a adoção de taxas de câmbio mais flexíveis para controlar a grande entrada e saída de capitais que provocaram a maior volatilidade do câmbio.

Então, desde 1994 e até 1999 se adota o sistema de bandas cambiais que permite a flexibilidade do câmbio justaposto ao maior controle do Banco da Republica sobre os agregados monetários e de credito, entre 1993 e 1996 a apreciação desproporcionada do peso afetou negativamente as exportações dos setores industrial e agropecuário, especialmente de café, portanto o déficit da conta corrente se incrementou, embora tenha havido crescimento das reservas internacionais e os influxos de capitais resultantes da onda de privatizações; conseqüentemente a dívida externa privada também de elevou. O déficit fiscal continuou crescendo e como consequência da recessão mundial de 1998 houve fuga de capitais que levou ao Banco Central a vender reservas e aumentar os juros, porém a situação foi insustentável e no terceiro trimestre de 1999 se adota o tipo de câmbio flexível que é o conservado até a atualidade, embora o Banco Central possa intervir no mercado quando considere necessário (DIAZ e MONTEALEGRE, 2005).

Seguidamente, as séries do consumo familiar e público mostram uma tendência crescente durante as ultimas três décadas. Durante os primeiros anos de 1990 o consumo final (soma do familiar e público) aumentou como consequência das menores restrições de liquidez advindas do maior influxo de capitais e a liberalização financeira, gerando um efeito positivo

de riqueza que favoreceu o consumo final, adicionalmente as reformas laborais da década propiciaram um aumento da renda das pessoas. Até 2003 os gastos do Estado foram relativamente expansivos. Assim, a participação do consumo final no PIB doméstico na segunda metade dos anos 90 aumentou aproximadamente seis pontos percentuais, principalmente por causa do consumo do governo, até 1998 quando o deterioro do entorno internacional, crise Asiática e Russa, queda dos termos de troca e forte contração de disponibilidade de recursos financeiros externos, afetaram gravemente a economia nacional (MELO, ZÁRATE e TÉLLEZ, 2006).

Conforme Melo, Zárate e Téllez (2006), embora depois de 1999 o consumo do governo tenha dado uma reduzida, sua participação dentro do PIB aumentou 3% na década de 1994 a 2004, enquanto a participação do consumo familiar teve uma queda aproximada de 2% no mesmo período. O consumo do governo em 2004 teve uma leve queda, porém desde 2005 começa crescer novamente até finais de 2007, já em 2008 o entorno internacional impacta novamente a conjuntura nacional e o governo é obrigado reduzir seus gastos levemente, porém dessa vez a economia colombiana consegue se recuperar mais fácil do que na de finais da década de 90, e consegue retornar seu consumo público em 2009 para patamares próximos aos de 2007, com tendência crescente até 2011. Enquanto, o comportamento do consumo familiar acompanha o ciclo do produto colombiano.

Posteriormente, apresenta-se o comportamento do PIB real. A queda do produto entre 1981-1982 foi resultado do aumento excessivo da dívida externa como consequência da elevação das taxas de juros, acompanhado do esgotamento da bonança cafeeira (pela abrupta queda nos preços internacionais do café) que tinha beneficiado a conta corrente e as finanças públicas do país, desde meados da década de 1970, para fins de 1985, devido à forte aceleração da desvalorização do câmbio, o país retomou o rumo de crescimento econômico impulsionado novamente pelas exportações de café junto com uma taxa de câmbio competitiva, assim como pelo crescimento das exportações de setor mineiro (GUINGUE, 2008).

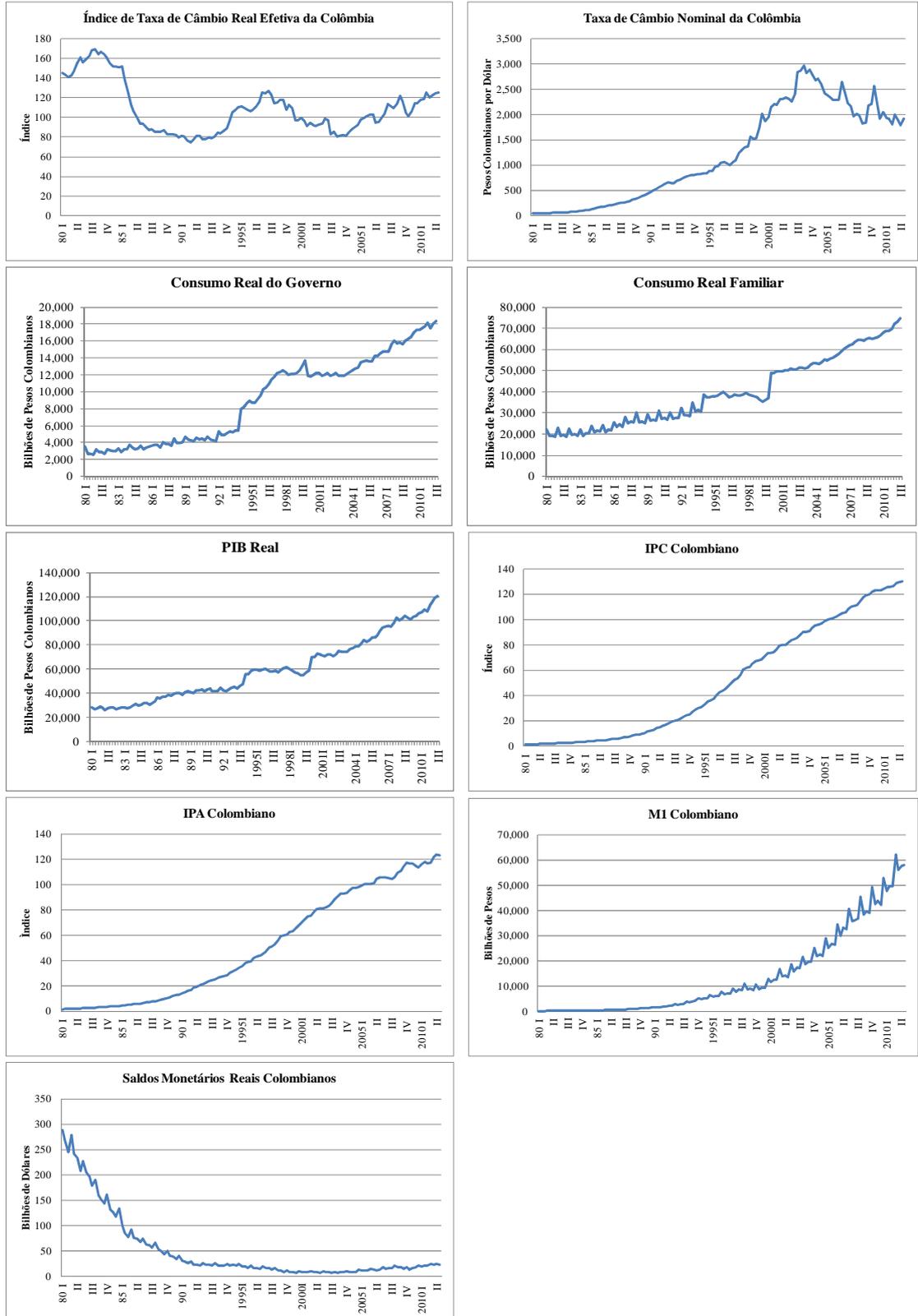
De acordo com Kalmanovitz (2004), a demanda interna começou desacelerar e a inflação crescia, visto esse cenário em 1990, a Colômbia sente a necessidade de liberalizar seu comércio ao mercado mundial utilizando como estratégia taxas de câmbio competitivas, porém a rápida desvalorização da taxa de câmbio provocou maiores aumentos da inflação, conseqüentemente, aumentaram as restrições ao crédito, a valorização da moeda doméstica, a

redução do gasto público e a aceleração do processo de abertura comercial, provocando uma nova recessão para a economia em 1991. As autoridades monetárias conseguem controlar a inflação, é expedida a nova constituição política de 1991, e com a persistente apreciação do peso até 1994 a economia alcança níveis de crescimento positivos até 1998 quando as crises internacionais afetaram grandemente o crescimento econômico do país, que se encontrava com finanças públicas vulneráveis e o setor privado endividado interna e externamente, pelo que a suspensão do financiamento externo provocou a contração do PIB até 1999.

Desde o final dos anos 1990 e até o início de 2003, o crescimento econômico era negativo ou muito modesto, já para final de 2002 os dois rubros mais importantes da conta corrente do país (petróleo e remessas internacionais) melhoraram significativamente, contribuindo para um crescimento econômico progressivo até 2008 (RODRÍGUEZ e DE SOUZA, 2007).

Durante a década de 1980 a taxa de inflação média foi de 23%, as principais causas do alto índice de preço, foi o aumento crescente dos influxos de capitais estrangeiros e conseqüentemente, o aumento das reservas internacionais devido à colocação massiva de títulos valores e à restrição do crédito interno que incidiram para o alça das taxas de juros internas, junto com expectativa de valorização do câmbio e as baixas taxas de juros externos. Entre 1986-1990 o país apresentou um processo inflacionário intenso e contínuo, passando de uma inflação de 20% a taxas de 32% no fim desse período, a principal causa desse aumento tem-se ligado à política fiscal expansionista, que originou expansão monetária e aumento da demanda por bens e serviços.

O panorama mudou no início dos anos 1990 quando foram efetuadas severas reformas políticas e econômicas no país, como a aceleração do programa de abertura comercial que reduziu o preço de bens intensivos em capital, a modernização do parque industrial do país, e políticas monetárias e de crédito, que conseguiram diminuir a inflação para taxas de um dígito. Até 1999 os preços na Colômbia aumentavam de acordo com a inflação do ano imediatamente anterior, porém, como a recessão econômica do fim do século XX, que aumentou as taxas de desemprego e reduziu o consumo, houve uma queda na tendência do crescimento dos preços dos bens e serviços. Desde 1999, os fatores que mais incidiram no aumento dos preços ao consumidor foram: o incremento dos preços internacionais dos combustíveis, a redução dos subsídios dos serviços públicos e a depreciação do câmbio (BANCO DE LA REPÚBLICA DE COLÔMBIA, 2000).



**Gráfico 4 Comportamento das variáveis colombianas: Índice de Taxa de Câmbio Real Efetiva e Nominal, Consumo Real Familiar e Governamental, PIB Real, IPC e IPA, M1 e Saldos Monetários desde 1980:Q1 até 2011:Q3**

Fonte: Elaboração própria a partir das IFS do FMI.

## 2.4 O Modelo Econométrico

No marco da Nova Macroeconomia de Economia Aberta uma das questões mais importantes é a hipótese de interdependência e coordenação internacional de política fiscal, abordada através da análise de séries temporais multivariáveis no longo prazo, que pode ser estudada por diferentes métodos econométricos dentre os quais sobressaem o modelo de Vetor Autorregressivo (VAR), o de Estado- Espaço (*State-space*), o de Vetor de Correção de Erros (VEC) e o de Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR). O modelo econométrico pelo que se optou para estimar o impacto da política fiscal norte-americana sobre a economia colombiana foi o SVAR com uma variável exógena ou SVARX, por suas siglas em inglês, devido a que esse permite estimar os efeitos de curto e longo prazo, além de considerar a existência de choques estruturais nas variáveis da série temporal estudada.

O Modelo VAR estrutural foi desenvolvido inicialmente para a política fiscal por Blanchard e Perotti (1999), essa metodologia tem sido utilizada para a análise da política fiscal, entre outros, por: Restrepo e Rincón (2006), Tiscordio e Bucacos (2008), Dias e Dias (2010), Dias, Dias e Punzo (2011), e Hernandez (2009) que a diferença dos anteriores utiliza um SVAR com variáveis exógenas.

Tiscordio e Bucacos (2008) salientam que a identificação da abordagem SVAR se centra nos erros do sistema, os quais são interpretados como combinações lineares dos choques exógenos, além disso, esse enfoque se baseia em impor um mínimo de restrições teóricas econômicas e no comportamento dos fazedores de política. Os autores também ressaltam como principal debilidade a predição dos choques estimados, pois embora as decisões defasadas do governo ajudem a identificar os choques, essa defasagem na implantação pode causar, por sua vez, que os choques sejam antecipados pelo setor privado, provocando viés nas funções de impulso resposta. Além disso, a identificação dos choques se realiza sob a suposição que os gastos do governo não respondem a outros choques macroeconômicos no mesmo período, devido à demora de implantação de uma política fiscal diante um choque, tratando-se de restrições de curto prazo; logo para que isso tenha sentido a frequência da análise deve ser trimestral.

A especificação do modelo aqui apresentada segue a formulação do modelo proposto por Hernandez (2009) para a economia espanhola. O modelo VARX (vetores autorregressivos com variáveis exógenas) estabelecido como especificação empírica básica equivale à forma

reduzida de um modelo estrutural macroeconômico padrão. Considerando um processo VAR (1) de primeira ordem para a distribuição das variáveis exógenas,

$$x_t^* = e_0 + E_1 x_{t-1}^* + v_t \quad [1]$$

A solução do modelo VAR (1) pode ser representada como:

$$x_t = \alpha_0 + A_1 x_{t-1} + B_0 x_t^* + B_1 x_{t-1}^* + e_t \quad [2]$$

Com um número de defasagens maior, tanto das variáveis endógenas  $x_t$  quanto das exógenas  $x_t^*$ , a solução condicionada do modelo VAR de curto prazo tomaria a forma genérica:

$$x_t = \alpha_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + B_0^* x_t^* + B_1^* x_{t-1}^* + B_2^* x_{t-2}^* + \dots + B_q^* x_{t-q}^* + e_t \quad [3]$$

Em termos mais gerais, a expressão formal para um SVARX com um vetor randômico  $x_t$  de  $m_x \times 1$  variáveis endógenas; um vetor  $x_t^*$  de  $m_x^* \times 1$  variáveis debilmente exógenas e um vetor  $x_t^{**}$  de outras  $m_x^{**} \times 1$  variáveis estritamente exógenas, e  $e_t$  representa um vetor de erros canônicos independentes  $m_x \times 1$ , não correlacionados no tempo, com média zero e matriz de covariâncias constante e definida positiva.

Essa expressão representa a forma geral do modelo SVARX que se estimará na parte empírica, e deve se complementar com a expressão:

$$Ae_t = Bu_t \quad [4]$$

Que relaciona o vetor de erros canônico,  $e_t$ , com o  $m_x \times 1$  vetor de erros estruturais,  $u_t$ ; a identificação desses últimos se faz através da imposição de uma decomposição recursiva tipo Choleski da matriz de covariâncias dos choques canônicos. Conforme Gottschalk (2001), o SVAR assume que as inovações estruturais são ortogonais, isto é, que as covariâncias das mudanças nas variáveis sejam restringidas a zero, o que requer que a matriz de variâncias e covariâncias tenha a forma como  $B$ . Simultaneamente, a condição de normalização do modelo SVAR, define as variâncias das variáveis a um, porque choques no desvio padrão, com essa normalização, correspondem a inovações unitárias nas variáveis, disso segue que a matriz de variâncias e covariâncias das mudanças estruturais tenha a forma como  $A$ . Ou seja, a equação [4] supõe:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ C_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 \\ 0 & C_{22} \end{bmatrix} \quad [5]$$

O que implica as seguintes condições sobre as respostas no curto prazo entre os distintos choques: 1. As inovações de política fiscal se vêm afetadas contemporaneamente pelos choques de oferta e de demanda, mas no mesmo trimestre não existe relação no sentido contrário. 2. O indicador de política fiscal pode afetar contemporaneamente os agregados macroeconômicos, mas não existe resposta fiscal imediata diante uma mudança na política monetária. 3. Os choques de demanda não afetam no mesmo trimestre os agregados macroeconômicos, embora os choques de oferta sim possam ter um efeito imediato sobre os preços.

Como em Dias e Dias (2010) para o longo prazo o esquema de identificação requer que o sistema da equação [4] seja estável, assumindo que o VARX é estável ( $x_t$  flutua em torno da sua média) e que  $A$  e  $B$  são não singulares, a matriz  $A$  pode ser invertida ( $A^{-1}$ ), substituindo essa na equação [4] obtemos a matriz de coeficientes de longo prazo ( $lr$ ), com uma especificação tipo  $e_t = lru_t$  onde  $lr = (A^{-1}B)$  representa a matriz de impacto contemporânea, sobre a que é preciso impor novamente restrições para conseguir a identificação das inovações estruturais  $u_t$  a partir das estimações da forma reduzida dos erros  $e_t$  do modelo VARX. Nesse caso, o vetor  $u_t$  está constituído por choques estruturais no consumo, o produto, os termos de troca, saldos monetários reais e os preços dos bens domésticos diante de um aumento dos gastos do governo norte-americano.

As restrições estão dadas pela hipótese de efeitos no longo prazo nulos para choques no resto dos agregados macroeconômico, assim, choques fiscais têm efeitos em apenas um agregado no mesmo trimestre. Essas restrições são de duas ordens: 1. Ordem das equações; e 2. A exogeneidade contemporânea das variáveis. Em termos formais, essas restrições zero *a priori* sobre os efeitos no longo prazo sinalados, implicam [6] como a estrutura para a matriz de respostas de choques de longo prazo desejada, essa equação implica que  $S = BB'$  é a matriz de variâncias e covariâncias de  $v_t$ .

$$lr = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix} \quad [6]$$

Sumariamente é possível identificar como diferença primordial entre o VARX tradicional e o VARX estrutural que nesse ultimo tanto à análise de impulso-resposta quanto à decomposição da variância se lhes pode dar uma interpretação de caráter econômico visto que o modelo SVARX permite transformar a forma reduzida do modelo VARX em um sistema de

equações estruturais, de forma que os parâmetros são estimados impondo restrições estruturais contemporâneas.

Adotando o modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001) na ótica da política fiscal, os agregados macroeconômicos aqui considerados, consumo, produto, termos de troca, os saldos monetários reais e preços dos domésticos de longo prazo dependem da estrutura dos gastos governamentais do mundo [ $g_w = g'(g^*)^{1-\gamma}$ ] e da variável exógena *Dummy*. As razões das séries utilizadas correspondem à diferença entre os valores atuais e de longo prazo da respectiva variável. Assim, o modelo SVARX permite constatar a relações de causalidade dos choques fiscais, únicos e acumulativos, sobre o consumo, o produto, os termos de troca, os saldos monetários reais e os preços domésticos de longo prazo. Logo o sistema possui a seguinte especificação em SVARX.

$$x_t = \begin{bmatrix} \Delta \ln \left[ \frac{\left( \frac{G^*}{\bar{G}^*} \right) \left( \frac{G}{\bar{G}} \right)}{\left[ \frac{AM}{\bar{AM}} \right]} \right] \\ \Delta \ln \left[ \frac{AM}{\bar{AM}} \right] \end{bmatrix} \quad lr = \begin{bmatrix} C_{11} & \cdot \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix} \quad u_t = \begin{bmatrix} P_t \\ t_t \end{bmatrix} \quad [7]$$

Em que:

- $G^*$  e  $\bar{G}^*$  correspondem às razões dos gastos atuais e de longo prazo, respectivamente, do país estrangeiro.
- $G$  e  $\bar{G}$  são as razões entre gasto atuais e de longo prazo, respectivamente, do país doméstico.
- $AM$  e  $\bar{AM}$  identificam o agregado macroeconômico atual e de longo prazo, respectivamente, alvo de estudo.

A partir de Dias, Dias e Punzo (2012) a matriz  $lr$  pode ser interpretada como a seguir:

- $C(11)$  determina a proporção à que a política fiscal do país estrangeiro está influenciada só por se mesma.
- $C(12) = 0$  significa que mudanças no agregado macroeconômico estudado não afetam a política fiscal norte-americana.

- $C(21)$  é o coeficiente de transmissão das mudanças na política fiscal estrangeira, ou seja, equivale ao impacto porcentual que tem uma mudança na política fiscal norte-americana sobre o agregado macroeconômico doméstico a longo prazo.
- $C(22)$  representa o mecanismo de autotransmissão do agregado, isto é, o impacto sobre o agregado doméstico futuro como consequência do desvio no agregado atual e sua respectiva tendência advindos de mudanças na política fiscal dos EUA.

Enquanto no vetor de erros  $u_t$ , o cofator  $P_t$  representa choques permanentes ou acumulativos, e o cofator  $t_t$  representa mudanças únicas ou transitórias.

Para examinar o impacto de longo prazo da política fiscal norte-americana sobre os agregados macroeconômicos colombianos, consumo, produto, termos de troca, nível de preços e saldos monetários reais, considerando mudanças na média móvel do gasto governamental americano, e para avaliar a existência de interdependência da política fiscal colombiana com a norte-americana foram calculadas as soluções do modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001) através de um modelo SVARX, identificando as matrizes de restrição dos coeficientes das variáveis. O software estatístico utilizado foi Stata versão 11.1 SE.

### 3 EFEITOS SPILLOVERS DA POLÍTICA FISCAL DOS EUA PARA A COLÔMBIA

As variáveis geradas para desenvolver o SVARX foram:

- 1-Razão do gasto: dGasto
- 2-Razão do consumo: dConsumo
- 3-Razão do produto: dproduto
- 4-Razão dos termos de troca: dTroca
- 5-Razão dos encaixes bancários: dEncaixes
- 6-Razão dos preços domésticos: dPrecos
- 7-Razão da moeda nominal: dMoeda

Conforme a metodologia desenvolvida por Dias e Dias (2010), foram desenvolvidos modelos bivariados para determinar os impactos da transmissão de uma política fiscal expansionista nos EUA sobre cada um dos agregados macroeconômicos alvo de estudo. Porém antes de estimar os diferentes modelos, foi necessário constatar o comportamento estacionário das séries das variáveis, para isso foram feitos os testes de raiz unitária Dickey-Fuller- na versão ampliada (ADF), Phillips-Perron -(PP) e Andrews e Zivot- (AZ).

Em cada um dos testes as hipóteses constatadas foram:

$H_0$ : A variável tem raiz unitária ( $\delta=0$ ) ou a série não é estacionária.

$H_a$ : A variável não tem raiz unitária ( $\delta<0$ ) ou a série é estacionária.

A decisão de rejeitar ou não  $H_0$  dependerá do valor do estatístico  $t$ , assim se o  $t$  calculado for menor que o  $t$  crítico da tabela de Mackinnon,  $H_0$  poderá ser rejeitada e pode-se concluir que a série é estacionária e conseqüentemente não tem raiz unitária. O contrário sucede no caso que o  $t$  calculado for maior que o  $t$  crítico da tabela de Mackinnon.

Visto que, as variáveis em níveis apresentaram resultados de não estacionariedade e por tanto presença de raiz unitária ( $\delta=0$ ), foi necessário transformar as variáveis em suas primeiras diferenças. Os resultados dos testes de estacionariedade com as primeiras diferenças das variáveis são mostrados no Quadro 1, esses permite rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, isto é, as primeiras diferenças das variáveis contempladas são estacionárias, ou seja, que suas médias, variâncias e covariâncias permanecem independentemente do componente temporal em que foram medidas.

Quadro 1 Teste de Raiz Unitária das Variáveis

VARIÁVEL	Andrews e Zivot- (AZ)		Dickey-Fuller- (ADF)		Phillips-Perron - (PP)	
	t <sub>calculado</sub>	t <sub>crítico</sub>	t <sub>calculado</sub>	t <sub>crítico</sub>	t <sub>calculado</sub>	t <sub>crítico</sub>
dGasto	-5,794*	-5,43	-14,606*	-3,502	-15,288*	-3,502
dConsumo	-5,671*	-5,43	-16,689*	-3,502	-18,222*	-3,502
dProduto	-11,711*	-5,43	-11,633*	-3,502	-11,783*	-3,502
dTroca	-8,833*	-5,43	-9,955*	-3,502	-9,889*	-3,502
dPrecos	-5,642*	-5,43	-9,510*	-3,502	-9,384*	-3,502
dEncaixes	-4,686 <sup>^</sup>	-4,80	-21,186*	-3,502	-26,496*	-3,502
dMoeda	-4,812**	-4,80	-23,061*	-3,502	-28,186*	-3,502

\* Significantes a 1%.

\*\*Significante a 5%.

<sup>^</sup> Não significantes a 1 e 5%.

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados do Stata.

### 3.1 Impactos da Política Fiscal dos EUA no Consumo de Longo Prazo

O primeiro modelo bivariado corresponde ao do gasto frente à razão do consumo; como mencionado anteriormente, a razão gastos (dGasto) obedece à primeira diferença do logaritmo da razão entre o gasto doméstico e o estrangeiro cada um com um peso igual a 50% no gasto mundial, a razão de gastos de cada um dos países equivalem à fração entre o gasto governamental atual e o de longo prazo. Os gastos de longo prazo são obtidos com o uso do filtro HP. A razão consumo (dConsumo) corresponde à primeira diferença da fração log-linearizada do consumo atual doméstico e o consumo de longo prazo, onde o consumo de longo prazo é a tendência da série de consumo calculada a partir do filtro HP.

Antes de estimar o modelo SVARX entre dGasto e dConsumo com a variável exógena *Dummy*, testou-se o número de defasagens ótimas que incidem sobre os valores atuais, nesse caso o resultado parcial segundo os critérios de *Likelihood –Ratio (LR)*, *Final Prediction Error (FPE)*, *Akaike Information Criterion (AIC)*, e *Hannan –Quinn information criterion (HQIC)* indicaram como número de defasagens ótimas quatro defasagens, porém o critério de Schwarz (SBIC) definiu como ótimas apenas uma defasagem como apresentado no Quadro 2.

Posteriormente, foi regredido o modelo VARX base com quatro defasagens, os resultados mostraram como significativos o coeficiente da variável dConsumo na equação dGasto a um nível de significância de 1% enquanto a variável *Dummy* mostrou-se não significativa. Para confirmar esse diagnóstico após a regressão foi realizado o teste de Multiplicador de *Lagrange (ML)* e Teste de Wald de Exclusão de Defasagens, a partir do

primeiro não se pode rejeita  $H_0$ : não autocorrelação a um nível de significância de 1%, confirmando quatro defasagens como número ótimo, esses resultados são apresentados no Quadro 3.

**Quadro 2 Teste de verificação de lags ótimos para a Equação do Consumo**

Selection-order criteria (lutstats)								
Sample: 1981q2 - 2011q3			Number of obs = 122					
Lag	LL	LR	DF	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	389,92				6,10e-06	-12,0679	-12,0679	-12,0679
1	402,203	24,567	4	0,000	5,40e-06	-12,2037	-12,1663	-12,1117*
2	403,346	2,285	4	0,683	5,60e-06	-12,1568	-12,0822	-11,973
3	418,026	29,359	4	0,000	4,70e-06	-12,3319	-12,2199	-12,0561
4	427,974	19.897*	4	0,001	4,3e-06*	-12,4294*	-12,2801*	-12,0617
Endogenous: dGasto dConsumo								
Exogenous: <i>Dummy</i> _cons								

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

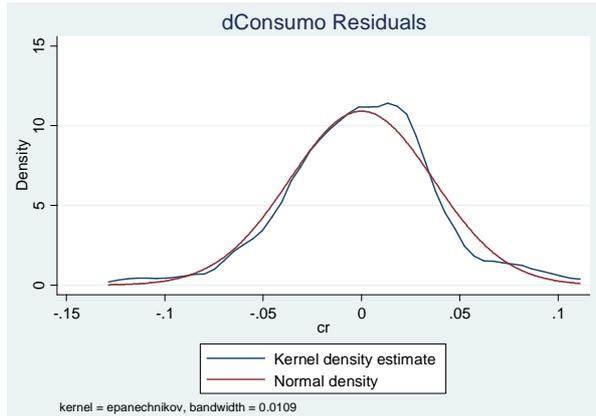
**Quadro 3 Testes de Confirmação do número de defasagens, Wald e ML para a equação do Consumo.**

Teste de Exclusão de Defasagens de Wald				Teste - ML para Defasagens			
Lag	chi2	DF	Prob > chi2	lag	chi2	df	Prob > chi2
1	14,96321	4	0,005	1	6,8406	4	0,14455
2	5,417396	4	0,247	2	1,6837	4	0,79368
3	16,28538	4	0,003	3	2,8760	4	0,57878
4	20,85274	4	0,000	4	17,1454	4	0,00181

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Stata.

Logo foi feito o teste de causalidade de Granger com a hipótese nula que dConsumo não causa no sentido de Granger dGasto, o resultado indica com um  $\chi^2=3,9956$  e um  $p\text{-value}=0,407$  que a  $H_0$  não pode ser rejeitada a qualquer nível de significância, e portanto a probabilidade de dGasto causar dConsumo é próxima a zero no curto prazo, uma vez condicionada a um número de quatro lags.

O teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera forneceu um  $\chi^2=2677,189$  e um  $p\text{-value}=0,000$  que permitem rejeitar a hipótese nula que os resíduos seguem uma distribuição normal como o confirma o Gráfico 5, porém o mais importante é que a variância e covariância dos mesmos sejam estacionárias, desse modo foram-lhes feitos os testes de estacionariedade, os resultados são exibidos no Gráfico 5 e confirmam que embora os resíduos não estejam normalmente distribuídos são estacionários.



Teste	t <sub>calculado</sub>	t <sub>crítico 1%</sub>
AZ	-6,511	-5,43
DFA	-10,491	-3,503
PP	-10,479	-3,503

**Gráfico 5 Distribuição e Testes de Estacionariedade dos Resíduos da Equação do Consumo**

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa no Stata.

O teste de estabilidade do SVARX confirmou sua estabilidade, todos os *Eigenvalues* da matriz de coeficientes foram menores que um, como apresentado no Quadro 4.

**Quadro 4 Condição de estabilidade *Eigenvalue* da Equação do Consumo**

Eigenvalue	Modulus
-0,9054938	0,905494
0,0486971+ 0,8117867i	0,813246
0,0486971 - 0,8117867i	0,813246
-0,4794606 + 0,5052236i	0,696515
-0,4794606 - 0,5052236i	0,696515
0,4045792 + 0,5146932i	0,65467
0,4045792 - 0,5146932i	0,65467
0,5443768	0,544377
All the eigenvalues lie inside the unit circle.	
VAR satisfies stability condition	

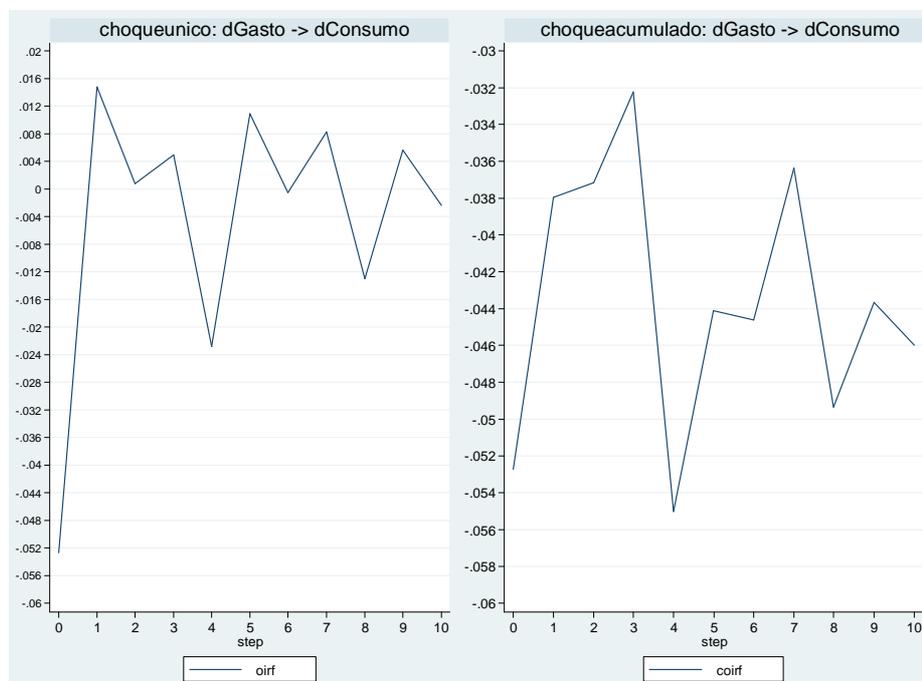
Fonte: Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Os resultados do modelo de longo prazo estimado SVARX com quatro *lags* como indicado pelos testes e a matriz de coeficientes estimados, todos significantes a um nível de 1%, são os apresentados a seguir:

$$x_{t(dConsumo)} = \begin{bmatrix} dGasto \\ dConsumo \end{bmatrix} l_{r(dConsumo)} = \begin{bmatrix} 0,0291 & 0 \\ (0,0018)^* & \\ -0,0445 & 0,0293 \\ (0,0038)^* & (0,0018)^* \end{bmatrix} u_{t(dConsumo)} = \begin{bmatrix} P_t \\ t_t \end{bmatrix} \quad [8]$$

Seguidamente, foi estimado o modelo da equação [4] para estimar dois tipos de choques, um único e um acumulado em um período de 10 trimestres. O choque único

representa um choque de política fiscal em que os gastos governamentais dos EUA são incrementados em maior proporção que os da Colômbia uma única vez, ou seja, o impulso é único e, portanto, temporário sobre a variável dGasto, a resposta na variável dConsumo é como apresentada na parte esquerda do Gráfico 6. Isto é, uma política fiscal expansionista norte-americana afeta, negativamente, a taxa de crescimento do consumo no curto prazo, reduzindo-a imediatamente em relação ao longo prazo em até 0,053%, no transcorrer dos 10 trimestres essa queda é reduzida a níveis mais próximos dos iniciais, porém com comportamento volátil. Sumariamente, uma política fiscal expansionista aumenta a variância do consumo inicial e permanentemente.



**Gráfico 6 Impulso-Resposta: Impulso (dGasto) Resposta (dConsumo)**

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Se a expansão da política fiscal norte-americana for acumulativa em até 1%, a redução da taxa de crescimento do consumo futuro quando comparados com os de longo prazo verificados, podendo levar a taxa de crescimento do consumo para abaixo em até 0,055% e consequentemente provocaria mudanças permanentes na taxa de crescimento do consumo das famílias colombianas. Mesmo que a queda da taxa de crescimento do consumo reduza-se no tempo, chegando a ser de 0,0445% no fim dos 10 trimestres, a política fiscal internacional tem um efeito *Beggan-thy-neighbor* sobre a Colômbia, então é confirmada a interdependência macroeconômica da economia colombiana em relação à dos EUA, dado que alterações de

política fiscal do mundo, ocasionadas no país estrangeiro, impactam negativamente a taxa de crescimento de longo prazo do consumo doméstico.

Os resultados empíricos confirmam os resultados do modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001). Visto que a demanda mundial corresponde à soma da demanda doméstica e a estrangeira, um aumento dos gastos dos EUA faz aumentar a demanda mundial, com isso se produz um aumento dos preços e salários americanos, assim o preço dos bens importados pela Colômbia são maiores e, portanto os preços internos também se elevam isso faz com que os termos de troca domésticos se depreciem e paralelamente reduza o poder de compra dos agentes colombianos; com o aumento dos preços relativos os consumidores domésticos decidem suavizar seu consumo e estimular as exportações, porém como a participação do consumo familiar no PIB colombiano é maior que a das exportações, então o impacto negativo da depreciação dos termos de troca é maior que o aumento das demanda como consequência do choque externo; ocasionando que o impulso acumulado do gasto americano reduza a taxa de crescimento do consumo atual em relação à de longo prazo.

### **3.2 Impactos de uma Política Fiscal dos EUA no Produto de Longo Prazo**

A continuação analisa-se o impacto de uma expansão da política fiscal internacional, sobre o produto colombiano de longo prazo, que depende dos gastos do governo doméstico e do mundo (dGasto). Visto que a razão dGasto a empregar é a mesma que no caso do consumo, a etapa seguinte consistiu em calcular a razão do produto (dProduto), a qual corresponde à primeira diferença da taxa de crescimento do PIB real colombiano atual em relação a sua tendência de longo prazo. O produto de longo prazo é obtido usando o filtro HP.

Posteriormente, procedeu-se confirmar a estacionaridade da nova série dProduto, os resultados são os apresentados no Quadro 1, e permitem concluir que a nova série, ao igual que a série dGasto, é estacionária. Seguidamente, realizou-se o teste de *lags* para o modelo bivariado de dGasto e dProduto considerando a variável exógena *Dummy*, os resultados são os exibidos pelo Quadro 5. O resultado preliminar segundo os critérios de *Likelihood –Ratio* (LR), *Final Prediction Erro* (FPE), *Akaike Information Criterion* (AIC), e Hannan –Quinn information criterion (HQIC) indicaram como número de defasagens ótimas três *lags*, porém o critério de Schwarz (SBIC) mostrou como ótima zero defasagem.

**Quadro 5 Teste de verificação de lags ótimos para a Equação do Produto**

Selection-order criteria (lutstats)								
Sample: 1981q2 - 2011q3				Number of obs = 122				
Lag	LL	LR	DF	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	413,014				4,2e-06	-12,4465	-12,4465	-12,4465*
1	421,479	16,931	4	0,002	3,9e-06	-12,5197	-12,4823	-12,4277
2	427,339	11,72	4	0,020	3,8e-06	-12,5502	-12,4755	-12,3663
3	435,656	16,634*	4	0,002	3,5e-06*	-12,6209*	-12,5089*	-12,3451
4	437,023	2,7346	4	0,603	3,7e-06	-12,5778	-12,4284	-12,21
Endogenous: dGasto dProduto								
Exogenous: <i>Dummy</i> _cons								

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Com o propósito de confirmar três lags como o número de defasagens ótimas aplicaram-se o testes de Exclusão de defasagens de Wald e o teste de defasagens LM, os resultados são exibidos pelo Quadro 6, e confirmaram três como o número de defasagens ótimas.

**Quadro 6 Testes de Confirmação do número de defasagens, Wald e ML para a equação do Produto**

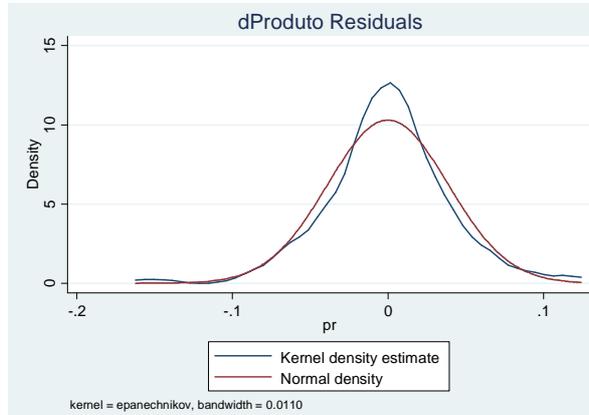
Teste de Exclusão de Defasagens de Wald				Teste - ML para Defasagens			
Lag	chi2	DF	Prob > chi2	lag	chi2	df	Prob > chi2
1	31,65402	4	0,000	1	4,5868	4	0,33238
2	22,97651	4	0,000	2	1,4125	4	0,84202
3	25,22827	4	0,000	3	7,8145	4	0,09861
				4	2,0945	4	0,71838

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa no Stata.

O teste de causalidade de Granger, com a hipótese nula que dProduto não causa no sentido de Granger dGasto, indica com um  $\chi^2 = 9,3359$  e um  $p\text{-value} = 0,025$  que a  $H_0$  não pode ser rejeitada a qualquer nível de significância, e portanto, a probabilidade de dGasto não Granger causar dProduto é de 2,5% no curto prazo, uma vez condicionado o modelo a de três defasagens.

As provas de normalidade dos erros mostraram uma estatística Jarque-Bera de  $\chi^2 = 236,159$ , que implica em uma distribuição não normal para os resíduos do modelo, graficamente isso se pode observar no Gráfico 7, porém os testes de estacionariedade da variância e covariância dos erros resultaram todos significantes a 1% e com P-valor MacKinnon = 0,0000, isso significa que embora os resíduos não tenham distribuição normal, suas variâncias e covariâncias são estacionárias. O teste de estabilidade do SVARX

diagnosticou sua estabilidade, dado que todos os *Eigenvalues* da matriz de coeficientes foram menores que um, como apresentado no Quadro 7.



Teste	t <sub>calculado</sub>	t <sub>crítico</sub> 1%
AZ	-10,691	-5,43
DFA	-10,569	-3,503
PP	-10,564	-3,503

**Gráfico 7 Distribuição e Testes de Estacionariedade dos Resíduos da Equação do Produto**

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa no Stata.

**Quadro 7 Condição de estabilidade Eigenvalue da Equação do Produto**

Eigenvalue	Modulus
0,05085977 + 0,7369662i	0,738719
0,05085977 - 0,7369662i	0,738719
-0,6757582	0,675758
0,264156 + 0,4686129i	0,537937
0,264156 - 0,4686129i	0,537937
-0,4500413	0,450041
All the eigenvalues lie inside the unit circle. VAR satisfies stability condition	

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

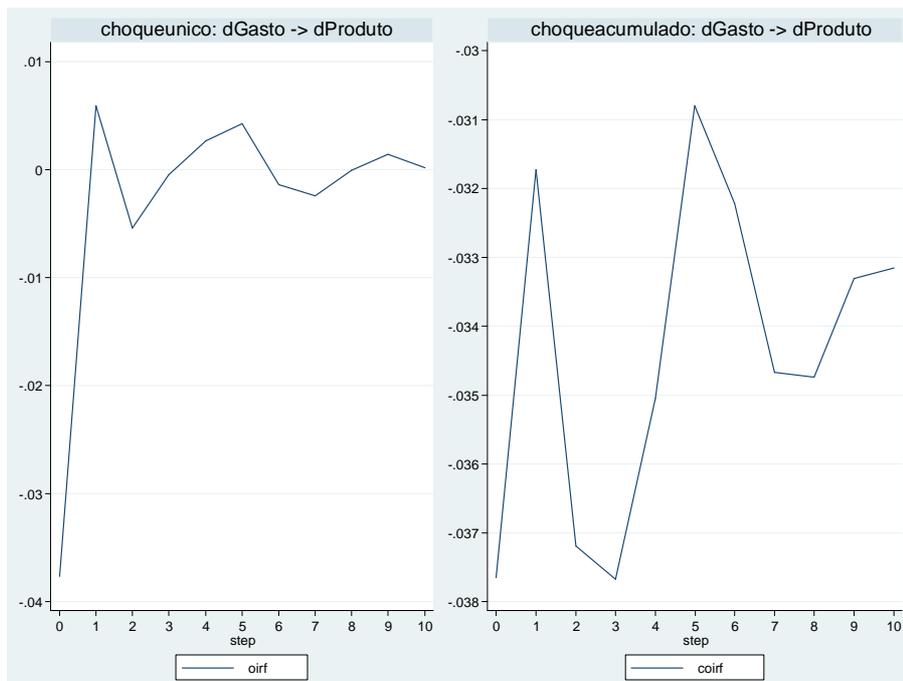
O procedimento para estimar o modelo bivariado com a variável exógena *Dummy* é igual ao caso do consumo, e as estimativas são:

$$x_{t(dproduto)} = \begin{bmatrix} dGasto \\ dproduto \end{bmatrix} lr_{(dproduto)} = \begin{bmatrix} 0,0259 & 0 \\ (0,0016)^* & \\ -0,0390 & 0,0239 \\ (0,0032)^* & (0,0015)^* \end{bmatrix} u_{t(dproduto)} = \begin{bmatrix} P_t \\ t_t \end{bmatrix} \quad [9]$$

Todos os coeficientes são significativos a um nível de 1%. Os resultados do modelo SVARX para a taxa de crescimento do produto colombiano indicam uma relação similar à do

consumo, já que também se evidencia uma relação de longo prazo negativa entre a política fiscal internacional e as mudanças no produto doméstico como visualizado em [9].

Graficamente e simulando duas classes de choque, temporário e acumulado, em um período de 10 trimestres, observa-se a mudança na taxa de crescimento do produto colombiano diante um aumento único dos gastos do governo americano mais do que proporcionais em relação com os gastos colombianos, o efeito inicial é instantâneo e negativo, fazendo cair a taxa do crescimento do produto 0,037% e tendo efeitos repercussão até o fim do décimo trimestre embora depois do primeiro trimestre, o impacto negativo seja menor e com níveis mais próximos dos valores iniciais, ressalta-se também, um comportamento cíclico na dinâmica da taxa de crescimento do produto. Esses resultados são exibidos do lado esquerdo no Gráfico 8.



**Gráfico 8 Impulso-Resposta: Impulso (dGasto) Resposta (dProduto)**

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Quando aumentos proporcionalmente maiores dos gastos do governo americano que os do colombiano são acumulativos em até 1%, a taxa de crescimento da economia colombiana diminui de forma permanente em relação à sua taxa de longo prazo em até 0,037%, como mostrado ao lado direito do Gráfico 8, logo a política fiscal do país estrangeiro, EUA, é tipo *Beggar-thy-neighbor* sobre a taxa de crescimento do produto do país doméstico, Colômbia.

No caso do produto, os resultados do modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001) são novamente confirmados, uma possível explicação para as externalidades negativas do aumento dos gastos americanos sobre a economia colombiana, se relaciona com a degradação dos termos de troca, visto que as exportações colombianas são especializadas em produtos de baixo valor adicionado e, portanto conseguem captar menos renda no mercado, e que as importações que faz dos EUA são majoritariamente em bens industrializados, manufaturados e/ou beneficiados pela economia norte-americana, o aumento da demanda mundial advinda da elevação dos gastos do governo dos EUA que produz um aumento dos preços relativos dos bens comercializáveis internacionais, provoca uma queda no valor internacional atribuído aos bens domésticos muito abaixo em relação aos do período anterior, como o valor das exportações é menor que o do valor das importações e com a volatilidade dos preços domésticos, o consumo local das famílias cai, e dada sua participação no PIB colombiano, o produto de longo prazo diminui em relação a sua tendência.

### **3.3 Impactos de uma Política Fiscal dos EUA nos Termos de Troca de Longo Prazo**

Seguindo a definição teórica do modelo de Corsetti e Pesenti (2001), os termos de troca obedecem à taxa de câmbio real efetiva do peso colombiano em relação aos dezoito países membros do FMI<sup>3</sup> com que a Colômbia tem fortes relações comerciais.

Assim, a razão dos termos de troca corresponde à primeira diferença da taxa de crescimento dos termos de troca atual e a sua tendência de longo prazo, que representa uma apreciação ou depreciação dessa variável no tempo. Os valores de longo prazo, ao igual que nos casos do consumo e o produto, foram obtidos pelo filtro HP.

A continuação analisa-se o impacto de uma expansão da política fiscal internacional, sobre os termos de intercâmbio colombiano, de longo prazo, que depende dos gastos do governo doméstico e do mundo (dGasto), e se é possível confirmar os termos de troca como o canal de transmissão como define nosso modelo teórico base. A razão dGasto a empregar é a mesma que no caso do consumo e o produto.

Posteriormente, procedeu-se a confirmar a estacionaridade da série dTroca, os resultados estão no Quadro 1, e permitem concluir que a nova série, ao igual que a série dGasto, é estacionária. Seguidamente, realizou-se o teste de *lags* para o modelo bivariado de

---

<sup>3</sup> *International Financial Statistics*- FMI.

dGasto e dTroca considerando a variável exógena *Dummy*, os resultados são os exibidos pelo Quadro 8. O resultado preliminar segundo os critérios de *Likelihood –Ratio* (LR), *Final Prediction Erro* (FPE), *Akaike Information Criterion* (AIC), e Hannan –Quinn information criterion (HQIC) indicaram como número de defasagens ótimas duas *lags*, porém o critério de Schwarz (SBIC) mostrou como ótima apenas uma defasagem.

**Quadro 8 Teste de verificação de *lags* ótimos para a Equação dos Termos de Troca**

Selection-order criteria (lutstats)								
Sample: 1981q2 - 2011q3					Number of obs = 122			
lag	LL	LR	DF	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	439,539				2,7e-06	-12,8813	-12,8813	-12,8813
1	456,786	34,494	4	0,000	2,2e-06	-13,0985	-13,0611	-13,0065*
2	463,482	13,39*	4	0,010	2,1e-06*	-13,1427*	-13,068*	-12,9588
3	465,958	4,9521	4	0,292	2,1e-06	-13,1177	-13,0057	-12,8419
4	469,233	6,5509	4	0,162	2,2e-06	-13,1058	-12,9564	-12,7381
Endogenous: dGasto dTroca								
Exogenous: <i>Dummy</i> _cons								

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Para admitir duas *lags* como o número de defasagens ótimas utilizou-se o teste de Exclusão de defasagens de Wald e o teste de defasagens LM, os resultados são exibidos pelo Quadro 9 e confirmaram dois como o número de defasagens ótimas.

Seguidamente, foram efetuados os testes de causalidade e normalidade, enquanto o primeiro com um  $\chi^2=18,014$  e um p-value= 0.000 a hipótese nula que dTroca não causa no sentido de Granger dGasto não pode ser rejeitada a um nível de significância de 1%.

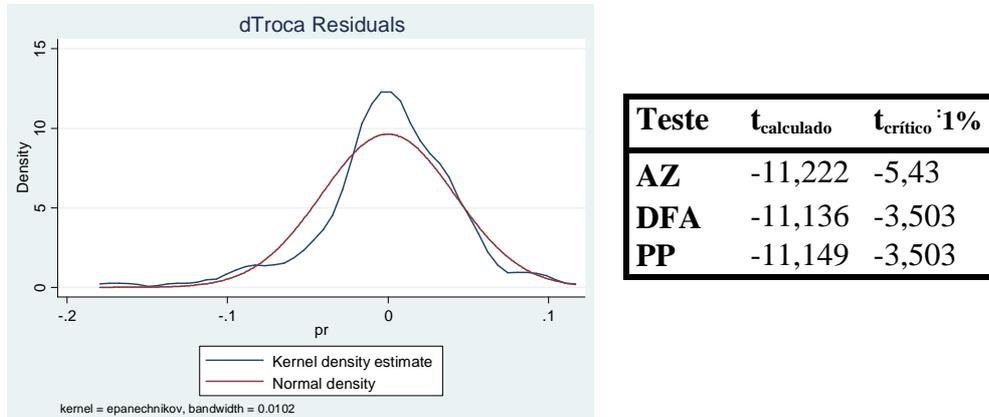
**Quadro 9 Testes de Confirmação do número de defasagens, Wald e ML para a equação dos Termos de Troca**

Teste de Exclusão de Defasagens de Wald				Teste - ML para Defasagens			
lag	chi2	DF	Prob > chi2	lag	chi2	df	Prob > chi2
1	46,82427	4	0,000	1	8,1507	4	0,08621
2	11,69848	4	0,020	2	5,9347	4	0,20408
				3	3,2769	4	0,51260
				4	4,2442	4	0,37396

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa no Stata.

As provas de normalidade dos erros mostraram uma estatística Jarque-Bera de  $\chi^2=48,310$ , o que significa que os resíduos do modelo não possuem uma distribuição normal, o Gráfico 9 expõe esse resultado, porém os testes de estacionariedade da variância e

covariância dos erros resultaram todos significantes a 1% e com P-valor MacKinnon= 0,0000, isso significa que embora os resíduos não tenham distribuição normal, suas variâncias e covariâncias são estacionárias.



**Gráfico 9 Distribuição e Testes de Estacionariedade dos Resíduos da Equação dos Termos de Troca**

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa no Stata.

**Quadro 10 Condição de estabilidade *Eigenvalue* da Equação dos Termos de Troca**

Eigenvalue	Modulus
-0,01566753 +0,4467108i	0,446985
-0,01566753 - 0,4467108i	0,446985
-0,1407954 + 0,1403876i	0,198827
-0,1407954 - 0,1403876i	0,198827
All the eigenvalues lie inside the unit circle. VAR satisfies stability condition	

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

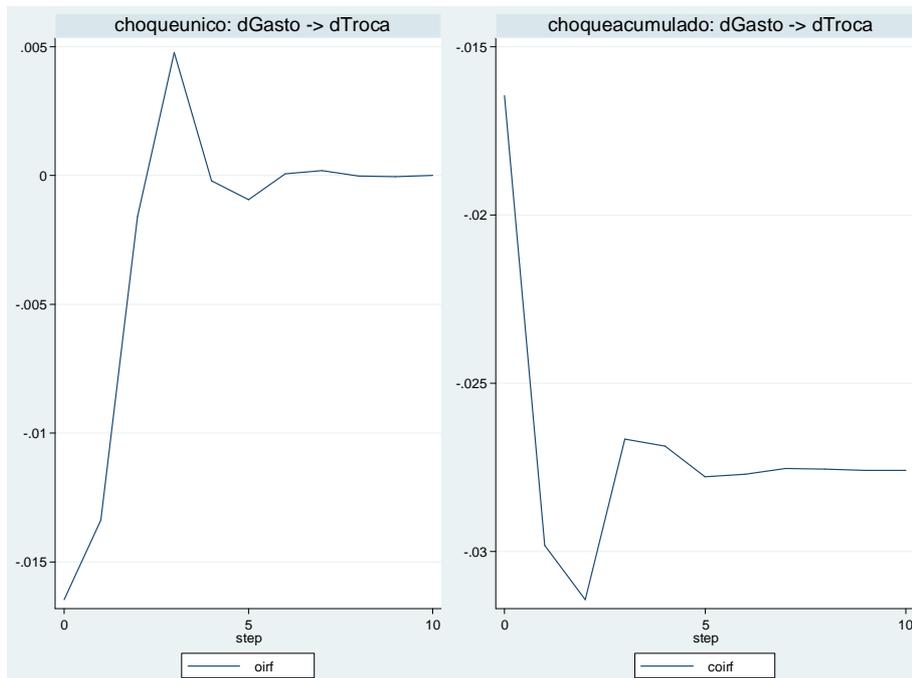
O teste de estabilidade do SVARX diagnosticou sua estabilidade, dado que todos os *Eigenvalues* da matriz de coeficientes foram menores que um, como apresentado no Quadro 10.

O procedimento para estimar o modelo bivariado com a variável exógena *Dummy* é igual ao caso dos agregados analisados anteriormente, e as estimativas são:

$$x_{t(dTroca)} = \begin{bmatrix} dGasto \\ dTroca \end{bmatrix} l r_{(dTroca)} = \begin{bmatrix} 0,0305 & 0 \\ (0,0019)^* & \\ -0,0262 & 0,0269 \\ (0,0029)^* & (0,0017)^* \end{bmatrix} u_{t(dTroca)} = \begin{bmatrix} P_t \\ t_t \end{bmatrix} \quad [10]$$

Todos os coeficientes são significativos a um nível de 1%. Os resultados do modelo SVARX para a taxa de crescimento dos termos de troca colombianos indicam uma relação similar à do consumo e o produto, pois a relação de longo prazo desses com a política fiscal internacional é igualmente negativa, isso significa que diante uma expansão da política fiscal norte-americana a taxa de câmbio real efetiva se aprecia no longo prazo, para visualizar tais resultados observe-se [10].

Graficamente, e simulando um choque temporário e um acumulado, em um período de 10 trimestres, observa-se a mudança na taxa de crescimento dos termos de troca colombiano diante um aumento único dos gastos do governo americano mais do que proporcionais em relação com os gastos colombianos, o efeito inicial é instantâneo e negativo, fazendo cair a taxa do crescimento dos termos de troca 0,005% e tendo efeitos repercussão até o fim do sexto trimestre embora depois do quarto trimestre, o impacto negativo seja menor e voltando para os níveis iniciais depois do sexto trimestre. Esses resultados são exibidos do lado esquerdo no Gráfico 10.



**Gráfico 10 - Impulso-Resposta: Impulso (dGasto) Resposta (dTroca)**

Fonte: Resultados do Stata.

Se aumentos no gasto público americano, proporcionalmente maiores que os do colombiano, e acumulativos em até 1%, a queda na taxa de crescimento dos termos de troca colombianos oscila entre 0,031 e 0,016, isso é exibido no lado direito do Gráfico 10, portanto

a política fiscal do país estrangeiro, EUA, pode resultar sendo tipo *Beggar-thy-neighbor* sobre a taxa de crescimento dos termos de troca do país doméstico, se o aumento dos preços domésticos for maior que o aumento dos bens estrangeiros, mais para frente poder-se-á rejeitar ou não essa hipótese quando calculada a equação dos preços domésticos.

Os efeitos negativos sobre a taxa de crescimento dos termos de troca no longo prazo podem ser explicados a razão de uma apreciação da taxa de câmbio, assim, diante de uma apreciação do peso colombiano os produtos colombianos comercializados no exterior são relativamente mais caros e, portanto menos competitivos no mercado mundial, assim o poder do mercado doméstico perde peso dentro do mercado mundial, a diminuição das exportações e o aumento das importações é instantânea, e, portanto a balança comercial doméstica piora, afetando negativamente a economia local.

### **3.4 Impactos de uma Política Fiscal dos EUA nos Saldos Monetários Reais de Longo Prazo**

Agora, são analisados, os efeitos de uma política fiscal internacional expansionista sobre os encaixes reais colombianos de longo prazo, que depende dos gastos do governo doméstico e do mundo (dGasto). A razão dGasto é a mesma utilizada no caso dos agregados anteriores, a etapa posterior consistiu em calcular a razão dos encaixes reais (dEncaixes), os encaixes reais correspondem ao agregado M1 deflacionado pelo índice de preços ao consumidor, e a razão dEncaixes obedece à primeira diferença da taxa de crescimento dos encaixes reais da Colômbia atual em relação a sua tendência de longo prazo. A razão dos encaixes reais de longo prazo foi obtida por meio do filtro HP.

Posteriormente, diagnosticou-se a estacionaridade da série dEncaixes, os resultados são os apresentados no Quadro 1, e permitem concluir que a nova série, ao igual que a série dGasto, é estacionária. Seguidamente, realizou-se o teste de *lags* para o modelo bivariado de dGasto e dEncaixes considerando a variável exógena *Dummy*, os resultados são os exibidos pelo Quadro 11. O resultado preliminar segundo os critérios de *Likelihood-Ratio* (LR), *Final Prediction Error* (FPE), *Akaike Information Criterion* (AIC), *Hannan-Quinn information criterion* (HQIC) e o critério de Schwarz (SBIC) indicaram como número de defasagens ótimas quatro.

**Quadro 11 Teste de Verificação de *Lags* Ótimos para a Equação dos Saldos Monetários Reais**

Selection-order criteria (lutstats)								
Sample: 1981q2 - 2011q3					Number of obs = 122			
Lag	LL	LR	DF	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	271,387		4		0,000043	-10,1247	-10,1247	-10,1247
1	310,99	79,206	4	0,000	0,000024	-10,7084	-10,671	-10,6164
2	315,805	9,6303	4	0,047	0,000024	-10,7217	-10,6471	-10,5379
3	386,255	140,9	4	0,000	7,9e-06	-11,8111	-11,6991	-11,5353
4	420,557	68,603*	4	0,000	4,8e-06*	-12,3078*	-12,1585*	-11,9401*
Endogenous: dGasto dEncaixes								
Exogenous: <i>Dummy</i> _cons								

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Porém para admitir quatro *lags* como o número de defasagens ótimas aplicaram-se o testes de Exclusão de defasagens de Wald e o teste de defasagens LM, os resultados são exibidos pelo Quadro 12 e confirmaram quatro como o número de defasagens ótimas.

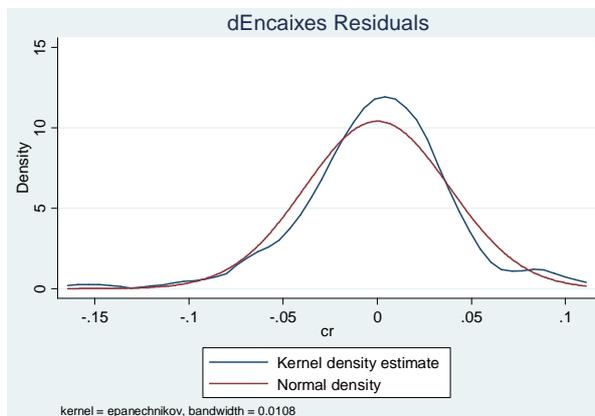
**Quadro 12 Testes de Confirmação do Número de Defasagens, Wald e ML para a Equação dos Saldos Monetários Reais**

Teste de Exclusão de Defasagens de Wald				Teste - ML para Defasagens			
Lag	chi2	DF	Prob > chi2	Lag	chi2	DF	Prob > chi2
1	23,91949	4	0,000	1	7,5535	4	0,10937
2	15,17966	4	0,004	2	1,8474	4	0,76380
3	21,80474	4	0,000	3	3,7250	4	0,44450
4	91,47074	4	0,000	4	28,9964	4	0,00001

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa no Stata.

O teste de causalidade de Granger, com a hipótese nula que dEncaixes não causa no sentido de Granger dGasto, indica com um  $x^2 = 24,388$  que a  $H_0$  não pode ser rejeitada a qualquer nível de significância, e portanto a probabilidade de dGasto não Granger causa dEncaixes é de 90% no curto prazo, uma vez condicionado o modelo a de quatro defasagens.

As provas de normalidade dos erros mostraram uma estatística Jarque-Bera de  $x^2 = 26,776$ , o que significa que os resíduos do modelo para os encaixes reais não tem distribuição normal, o Gráfico 11 confirma graficamente esse resultado. Os testes de estacionariedade da variância e covariância dos erros resultaram todos significantes a 1% e com P-valor MacKinnon = 0,0000, isso significa que embora os resíduos não tenham distribuição normal, suas variâncias e covariâncias são estacionárias.



Teste	$t_{\text{calculado}}$	$t_{\text{crítico}} 1\%$
<b>AZ</b>	-10,780	-5,43
<b>DFA</b>	-10,631	-3,503
<b>PP</b>	-10,625	-3,503

**Gráfico 11 Distribuição e Testes de Estacionariedade dos Resíduos da Equação dos Saldos Monetários Reais**

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa no Stata.

O teste de estabilidade do SVARX diagnosticou sua estabilidade, dado que todos os *Eigenvalues* da matriz de coeficientes estiveram dentro do círculo unitário, como apresentado no Quadro 13.

**Quadro 13 Condição de estabilidade *Eigenvalue* da Equação dos Saldos Monetários Reais**

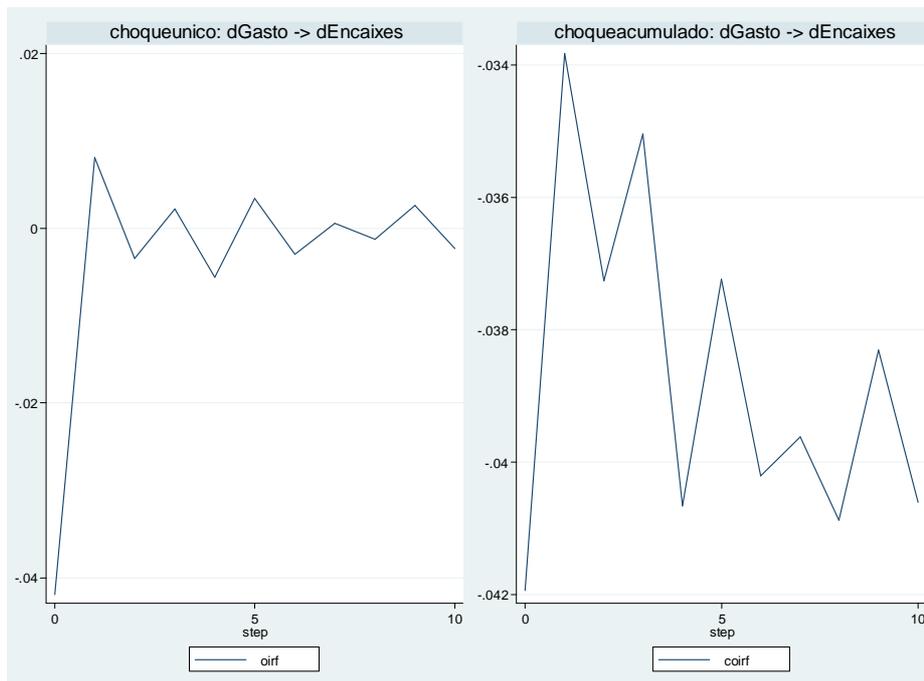
Eigenvalue	Modulus
-0,9894327	0,989433
0,01083011+ 0,9719727i	0,972033
0,01083011 – 0,9719727i	0,972033
0,6853075	0,685308
-0,6432681	0,643268
0,0175547 + 0,5613752i	0,56165
0,0175547 + 0,5613752i	0,56165
0,3900357	0,390036
All the eigenvalues lie inside the unit circle. VAR satisfies stability condition.	

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

O procedimento para estimar o modelo bivariado com a variável exógena *Dummy* é igual ao caso dos agregados anteriores, e as estimativas são:

$$x_{t(dMoeda)} = \begin{bmatrix} dGasto \\ dEncaixes \end{bmatrix} lr_{(dEncaixes)} = \begin{bmatrix} 0,0287 & 0 \\ (0,0018)^* & \\ -0,0402 & 0,0419 \\ (0,0046)^* & (0,0027)^* \end{bmatrix} u_{t(Encaixes)} = \begin{bmatrix} P_t \\ t_t \end{bmatrix} \quad [11]$$

Todos os cofatores são significativos a um nível de 1%. Os resultados do modelo SVARX para a taxa de crescimento dos encaixes reais da Colômbia indicam uma relação de longo prazo negativa entre a política fiscal internacional e as mudanças nos encaixes reais domésticos, além disso, os cofatores  $C_{11}$  e  $C_{21}$  evidenciam que o impacto de longo prazo da política fiscal internacional é maior para a economia doméstica, que para a estrangeira diante de um aumento dos gastos governamentais dos EUA como mostra a equação [11].



**Gráfico 12 Impulso-Resposta: Impulso (dGasto) Resposta (dEncaixes)**

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Graficamente, e simulando o choque de um aumento único nos gastos americanos e um choque de aumentos acumulativos em até 1% mais do que proporcionais aos colombianos em um período de 10 trimestres, observa-se que uma mudança temporária na taxa de crescimento dos gastos mundiais produz uma alteração instantânea na taxa de crescimento dos encaixes reais colombianos de até -0,04%, porém depois do segundo trimestre volta para patamares próximos dos iniciais, ou seja, que uma mudança única no gasto público internacional tem um impacto mínimo sobre os saldos monetários reais colombianos no longo prazo. Esses resultados são exibidos do lado esquerdo do Gráfico 12.

Se aumentos acumulativos em até 1% no gasto do governo americano em relação aos da Colômbia a taxa de crescimento dos encaixes reais colombianos diminui de forma permanente respeito da sua tendência de longo prazo em até 0,042%, durante os 10 trimestres analisados, como mostrado do lado direito do Gráfico 12, portanto a política fiscal do país estrangeiro, EUA, é tipo *Beggar-thy-neighbor* sobre a taxa de crescimento dos saldos monetários reais da economia doméstica.

Os resultados teóricos do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) são confirmados, ao demonstrar que o poder de compra do peso colombiano diminui diante de uma política fiscal expansionista norte-americana utilizando como mecanismo de transmissão os termos de troca. A razão pela que alterações na política fiscal norte-americana afetam a os encaixes reais colombianos via termos de troca é porque o aumento dos gastos mundiais provoca um incremento da demanda agregada mundial e, concomitantemente, aumenta o índice geral de preços domésticos, como consequência do aumento do preço dos bens comercializáveis, portanto os colombianos precisaram maior quantidade de pesos colombianos para manter seu mesmo nível de consumo, ou seja, o poder de compra da moeda doméstica se reduz; paralelamente a renda real e a demanda interna caem.

### **3.5 Impactos de uma Política Fiscal dos EUA no Preço dos Bens Domésticos de Longo Prazo**

Finalmente e para rejeitar ou não o efeito negativo da política internacional expansionista via termos de troca, sobre a economia doméstica, consideram-se os efeitos de um aumento dos gastos governamentais americanos sobre o índice de preços colombianos de longo prazo que depende da posição fiscal do mundo ( $dGasto$ ), o nível de preços domésticos ( $dPrecos$ ) e a moeda nominal ( $dMoeda$ ) como uma *proxy* da posição da política monetária interna. A razão  $dGasto$  é a utilizada no caso dos agregados anteriores; a variável  $dPrecos$  corresponde à primeira diferença do logaritmo da razão entre o índice de preços ao atacado colombiano atual e sua tendência de longo prazo calculada a partir do filtro HP;  $dMoeda$  corresponde à primeira diferença do logaritmo entre a moeda nominal atual e a moeda nominal de longo prazo que foi calculado por meio do filtro HP. Lembre-se que aqui também é considerada a variável exógena *Dummy*.

Os testes de raiz unitária determinaram a estacionariedade da série dPrecos e dMoeda, os resultados são os apresentados no Quadro 1, assim como a estacionariedade da variável dGasto que foi definida com antecedência. Posteriormente obtiveram-se quatro como o número de defasagens ótimas para o modelo trivariado de dGasto, dPrecos e dMoeda considerando a variável exógena *Dummy*, os resultados são os exibidos pelo Quadro 14.

**Quadro 14 Teste de Verificação de Lags Ótimos para a Equação dos Preços Domésticos**

Selection-order criteria (lutstats)								
Sample: 1981q2 - 2011q3				Number of obs = 122				
Lag	LL	LR	DF	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	625,312		9		7,8e-09	-10,1527	-10,0966	-10,0148
1	690,613	130,6	9	0,000	3,1e-09	-11,0756	-10,9356	-10,7309
2	719,438	57,649	9	0,000	2,2e-09	-11,4006	-11,1766	-10,849
3	777,829	116,78	9	0,000	1,0e-09	-12,2103	-12,9022	-11,4518
4	808,098	60,537*	9	0,000	7,1e-10*	-12,559*	-12,1669*	-11,5937*
Endogenous: dGasto dPrecos dMoeda								
Exogenous: <i>Dummy</i> _cons								

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Para confirmar quatro *lags* como o número de defasagens ótimas aplicaram-se o teste de Exclusão de defasagens de Wald e o teste de defasagens LM, os resultados são exibidos pelo Quadro 15 e confirmaram quatro como o número de defasagens ótimas.

**Quadro 15 Testes de Confirmação do número de defasagens, Wald e ML para a Equação dos Preços Domésticos**

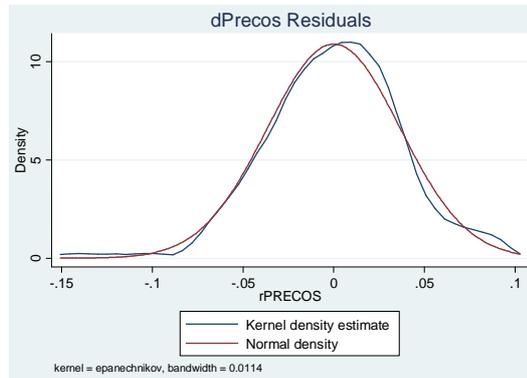
Teste de Exclusão de Defasagens de Wald				Teste - ML para Defasagens			
lag	chi2	DF	Prob > chi2	lag	chi2	DF	Prob > chi2
1	50,79636	9	0,000	1	23,1118	9	0,00595
2	39,34603	9	0,000	2	16,5354	9	0,05651
3	23,21995	9	0,006	3	12,9622	9	0,16432
4	76,57952	9	0,000	4	26,0024	9	0,00204

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Stata.

O teste de causalidade de Granger, com a hipótese nula que dMoeda e dPrecos não causam no sentido de Granger dGasto, indica com um  $x^2 = 40,284$  que a  $H_0$  não pode ser rejeitada a qualquer nível de significância, uma vez condicionado o modelo a de quatro defasagens.

As provas de normalidade dos erros mostraram uma estatística Jarque-Bera de  $x^2 = 29,461$  que significa que os resíduos do modelo para os preços domésticos não tem

distribuição normal, o Gráfico 13 ilustra esse resultado. Os testes de estacionariedade da variância e covariância dos erros resultaram todos significantes a 1% e com P-valor MacKinnon= 0,0000, isso significa que embora os resíduos não tenham distribuição normal, suas variâncias e covariâncias são estacionárias.



Teste	$t_{\text{calculado}}$	$t_{\text{crítico}} \text{ 1\%}$
<b>AZ</b>	-10,753	-5,43
<b>DFA</b>	-10,523	-3,503
<b>PP</b>	-10,514	-3,503

**Gráfico 13 Distribuição e Testes de Estacionariedade dos Resíduos da Equação dos Preços Domésticos**

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa no Stata.

O teste de estabilidade do SVARX diagnosticou sua estabilidade, dado que todos os *Eigenvalues* da matriz de coeficientes estão dentro do círculo unitário, como apresentado no Quadro 16.

**Quadro 16 Condição de estabilidade *Eigenvalue* da Equação dos Preços Domésticos**

Eigenvalue	Modulus
-0,9899239	0,989924
0,01221803+ 0,9682876i	0,968365
0,01221803 - 0,9682876i	0,968365
0,6773509	0,677351
-0,02714742 + 0,6640797i	0,664634
-0,02714742 + 0,6640797i	0,664634
0,6347502	0,63475
0,3410656 + 0,3985835i	0,52459
0,3410656 + 0,3985835i	0,52459
0,4412209	0,441221
-0,2563503 + 0,3531744i	0,436403
-0,2563503 + 0,3531744i	0,436403
All the eigenvalues lie inside the unit circle.	
VAR satisfies stability condition.	

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

As estimativas do modelo trivariado junto com a variável exógena *Dummy* são:

$$X_{t(dPrecos, dMoeda)} = \begin{bmatrix} dGasto \\ dPrecos \\ dMoeda \end{bmatrix} lr_{(dpreco, dMoeda)} = \begin{bmatrix} 0,0281 & 0 & 0 \\ 0,0053 & 0,0103 & 0 \\ -0,0392 & -0,0068 & 0,0330 \end{bmatrix} u_{t(dPrecos)} = \begin{bmatrix} P_t \\ dPrecos_t \\ dMoeda_t \end{bmatrix} \quad [12]$$

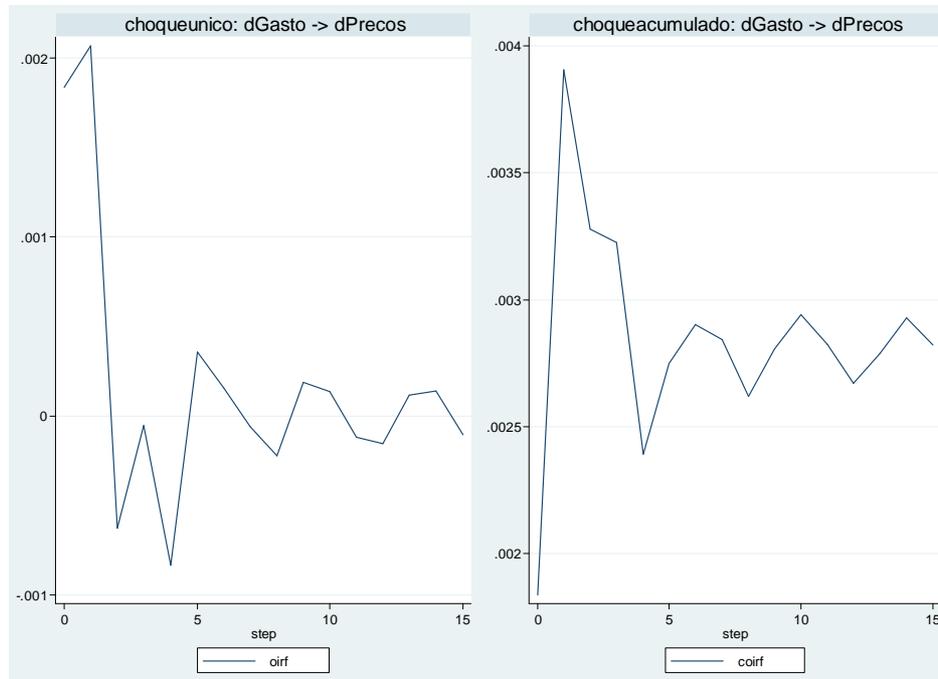
Todos os cofatores são significativos a um nível de 1% com exceção do cofator  $C_{32}$  que é significativo só a 10%. Os resultados do modelo SVARX, para a taxa de crescimento do índice de preços dos bens domésticos, indicam que a política fiscal internacional tem efeito significativo sobre a moeda nominal colombiana, como mostra o cofator  $C_{31}$ , ou seja, que a política fiscal norte-americana afeta a política monetária de longo prazo da Colômbia, uma possível explicação se deve ao aumento da demanda dos EUA por bens importados provoca uma apreciação dos termos de troca, conseqüentemente as reservas domésticas colombianas aumentam, portanto aumentos permanentes nos gastos governamentais mundiais diminuem os encaixes reais domésticos, implicando que a taxa de crescimento futura da moeda seja superior a sua tendência de longo prazo como mostrado na equação [12].

Nesse caso, para simular a função impulso-resposta o período analisado foi de 15 trimestres, devido a que no prazo de 10 trimestres, como nos casos anteriores não era possível concluir qual a tendência no curto prazo dos preços domésticos diante um gasto governamental mundial expansivo.

Logo, simulando o choque de um aumento único nos gastos americanos e para conhecer o efeito desse em 15 trimestres, observa-se que uma mudança temporária na taxa de crescimento dos gastos mundiais, produz um aumento instantâneo nos preços de até 0,002%, porém após o quinto trimestre o comportamento da taxa de crescimento dos preços domésticos retorna para sendas próximas dos valores iniciais. Esses resultados são mostrados do lado esquerdo do Gráfico 14.

Quando aumentos proporcionalmente maiores dos gastos do governo americano, que os do colombiano, e acumulativos em até 1%, a taxa de crescimento dos preços domésticos colombianos aumentam permanentemente durante os 15 trimestres em relação à sua taxa de longo prazo em até 0,004%, o maior impacto se observa nos primeiros dois trimestres, porém depois do quinto trimestre o aumento nos preços oscila entre patamares de 0,0026% e 0,0028% como exibido do lado direito do Gráfico 14, portanto a política fiscal do país estrangeiro, EUA, é tipo *Beggar-thy-neighbor* sobre a taxa de crescimento dos preços do país

doméstico, Colômbia, pois um aumento dos gastos americanos provoca um aumento dos preços internos e, portanto os agentes tendem suavizar seu consumo no curto e no longo prazo.



**Gráfico 14 Impulso-Resposta: Impulso (dGasto) Resposta (dPrecos)**

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Embora a dinâmica dos preços não seja a esperada, de acordo com os resultados teóricos do modelo de Corsetti e Pesenti (2001), visto que a apreciação dos termos de troca provocados pela política fiscal mundial expansionista deveria provocar uma queda nos preços, o caso da economia colombiana permite concluir que a razão pela qual a apreciação dos termos de troca (os bens nacionais mais caros em relação aos estrangeiros) provoca um aumento dos preços domésticos é porque as relações de troca entre os dois países são predominantemente em bens complementares considerando o longo prazo. Desse modo, os resultados para o caso dos preços domésticos confirmam os termos de troca como mecanismo de transmissão da política fiscal internacional, pois choques nos gastos governamentais mundiais, e na moeda real colombiana, tendem a produzir aumentos na inflação acima do seu índice de longo prazo.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Embora estudos pioneiros de macroeconomia em economia aberta relacionados com a transmissão e coordenação internacional de política econômica, se remontem à década de 1960, com o modelo Mundell-Fleming, as evidências empíricas tornaram-se assunto de preocupação mundial apenas a partir dos anos 1970, ganhando cada vez maior relevância teórica, recentemente refletida na consolidação da literatura da Nova Macroeconomia de Economia Aberta - NOEM. Os últimos avanços nessa área vêm abordando a problemática utilizando a metodologia de vetores autorregressivos estruturais (SVAR). Esse método permite mensurar os impactos de choques internacionais de política econômica sejam eles temporários e/ou permanentes sobre os agregados macroeconômicos de uma nação vizinha que adquirem maior importância quando os países estudados possuem grandes e fortes relações comerciais.

O objetivo desse trabalho foi testar a hipótese da existência de efeitos *Spillovers* da política fiscal norte-americana sobre o consumo, o produto, os termos de troca, os encaixes reais e os preços internos da economia colombiana desde o primeiro trimestre de 1980 até o terceiro trimestre do ano 2011, aplicando o modelo de equilíbrio de interdependência macroeconômica proposto por Corsetti e Pesenti (2001) utilizando um modelo de vetores autorregressivos estruturais com variáveis exógenas.

Os resultados obtidos confirmam os termos de troca como canal de transmissão da política fiscal dos EUA para a Colômbia, e permitem constatar que uma expansão fiscal norte-americana temporária, não antecipada, tem efeito mínimo ou nenhum sobre os agregados domésticos de longo prazo, porém se as expansões fiscais forem acumulativas, em até 1% maior que o aumento dos gastos da Colômbia, a longo prazo tende a prejudicar o país doméstico, com efeitos *Spillovers* do tipo *Beggart-hy-neighbor*, quando analisados os resultados a partir dos termos de troca como canal de transmissão como previstos pelo modelo teórico, a explicação deve-se a que aumentos nos gastos governamentais mundiais, aumentam a demanda agregada mundial, que ocasiona um aumento dos preços relativos, induz os colombianos a consumir menos dada a valorização dos termos de troca, porém o aumento das exportações implica uma diminuição do consumo e, portanto a demanda agregada do país doméstico se reduz, porque a proporção adicional das exportações é significativamente menor

que a redução do consumo, já que esse último no período estudado representou entre 75% e 80% do PIB colombiano. Concomitantemente, as funções impulso-resposta considerando dois choques estruturais em um período de dez trimestres, confirmaram a transmissão direta e inversa de choques na política fiscal dos EUA, para todos os agregados da Colômbia, estudados quando utilizados os termos de troca como canal de transmissão.

Assim, a análise do comportamento da economia é de vital importância dado que na medida em que se conheça melhor sua dinâmica é mais fácil para as autoridades tomar de decisões de política econômica corretas; além disso, estudar e interpretar, mais detalhadamente, as flutuações dos agregados macroeconômicos, resultante de choques externos permanentes (ou de longo prazo) e temporários (ou de curto prazo) é possível examinar os efeitos dinâmicos da estabilidade macroeconômica no cenário de internacionalização, que aumenta as externalidades das decisões nacionais de política macroeconômica e a interdependência entre as economias resultadas do maior comércio inter-regional.

Contudo, ressalta-se que esse estudo é um primeiro avanço de uma pesquisa mais aprofundada sobre a análise de interdependência e coordenação da política econômica da Colômbia com seus parceiros comerciais.

## REFERÊNCIAS

BANCO DE LA REPÚBLICA DE COLOMBIA. **Presentación, Resumen y Conclusiones. 2000.** Disponible em: <<<http://www.banrep.gov.co/documentos/junta-directiva/pdf/resumendiciembre2000.pdf>>>.

BETTS, C.; DEVEREUX, M. Exchange rate dynamics in a model of pricing to market. **Journal of International Economics**, n.50, p.215–44, 2000.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **The National Bureau of Economic Research**, Working Paper, n.7269, 1999.

BUCACOS E.; TISCORDIO I. Efectos de política fiscal en Uruguay: una aproximación a través de shocks fiscales. **Documentos de Trabajo**, Banco Central de Uruguay, n.2, 2008.

CARDENAS S. M.; ORTEGA J.R. Un modelo sobre la coordinación de políticas macroeconómicas entre socios comerciales. **Ensayos Sobre Política Económica**, n.22, Art.05, p.131-150, 1992.

COOPER, R.N. Economic interdependence and coordination of economic policies. Jones, R.W., Kenen, P. (Eds.), **Handbook of International Economics**, v.2, Amsterdam, North-Holland, p.1195-1234, 1985.

CORSETTI G. New open economy macroeconomics. **Centre for Economic Policy Research**, University of Rome III, European University Institute.2007.

CORSETTI, G.; PESENTI, P. Welfare and macroeconomic interdependence. **The Quarterly Journal of Economics**, v.116, n.2, p.421-445. 2001.

COUTINHO L. Fiscal policy in the new open economy macroeconomics and prospects for fiscal policy coordination. **European Network of Economic Policy Research Institutes**. Working Paper, n.21, 2003.

DEPARTAMENTO ADMINISTRATIVO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS- DANE- Disponible em: <http://www.dane.gov.co>.

DEPARTAMENTO NACIONAL DE PLANEACIÓN. Efectos de un acuerdo bilateral de libre comercio con estados unidos. **Archivos de Economía**, n.229, Jul. 2003.

DEVEREUX, M.; WILSON, T. A. International co-ordination of macroeconomic policies: a review. **Canadian Public Policy/Analyse de Politiques**, v.15, p. S20-S34, fev. 1989.

DEVEREUX, M.; ENGEL, C. Monetary policy in open economy revisited: price setting and exchange rate flexibility. **Review of Economic Studies**, n.70, p.765–83. 2003.

DIAS H. O.; MONTEALEGRE A. M. M. El comportamiento de la inflación en Colombia durante el período 1955-2004. **Estudios Gerenciales**. Universidad ICESI, n.95, Abr-Jun.2005.

DIAS, M.H.A.; MCDERMOTT, J. H. Policy relations in opened economies. **Anais do VII Encontro de Economia da Região Sul**, p.491-516, 2004.

DIAS, M. H. A.; DIAS, J. Interdependência e transmissão de política macroeconômica: uma análise empírica para a economia brasileira. **Anais do XXXVIII Encontro Nacional da ANPEC**, Salvador, v.1. p.1-20, 2010.

DIAS, M. H. A.; DIAS, J.; PUNZO, L. F. International interdependence and macroeconomic transmission: Europe and Latin America. In: Lionello F. Punzo; Carmem Aparecida Feijo; Martin Puchet Anyul. (Org.). **Beyond the Global Crisis: Structural Adjustments and Regional Integration in Europe and Latin America**, Londres, p.79-90. 2012.

DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. **The Journal of Political Economy**, v.84, n.6, p.1161-1176, 1976.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 930 p. Cap.13, 1991.

ECHAVARRÍA J.J.; VÁSQUEZ D.; VILLAMIZAR M. La tasa de cambio real en Colombia. ¿Muy lejos del equilibrio?. **Borradores de Economía**, Banco de la República de Colombia, n.337, 2005.

FRENKEL, J. A.; RAZIN, A. Government spending, debt, and international economic interdependence. **The Economic Journal**, v. 95, n.379, p.619-636, set. 1985.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **International Financial Statistics (IFS)**. Disponível em: <http://elibrary-data.imf.org>. Acesso em: 15/12/2011.

GOTTSCHALK J. An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR models, **Kieler Arbeitspapiere**, n.1072, Jan. 2001.

GUINGUE L. L. **Economía colombiana y política económica**. Guía didáctica y módulo. Fundación Universitaria Luis Amigó. Medellín, CO: 2008.

HADDAD E.A.; PEROBELLI F.S.; BONET J.; HEWINGS G.J.D. Structural Interdependence among Colombian Departments. **Borradores de Economía**, Banco de la República de Colombia, n.517, 2008.

HERNANDEZ R.J. Un análisis SVAR de la efectividad de la política fiscal en España. **Anais de Economía Aplicada**, ASEPELT e DELTA PUBLICACIONES, n.XXIII, p.1133-1151, 2009.

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.

IREGUI A. M.; RAMOS J.; SAAVEDRA L.A. Análisis de la Descentralización Fiscal en Colombia. **Borradores de Economía**, Banco de la República, n.175, Versión Preliminar, 2001.

KALMANOVITZ S. Recesión y recuperación de la economía colombiana. **Nueva Sociedad**, n.192, p.98-116, jul.-ago.2004.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **Economía Internacional: Teoría y Política**. Mc Graw Hill, 7. ed. Cap.19, 2006.

LOZANO I.; RINCÓN H.; SARMIENTO M.; RAMOS J. Regla Fiscal Cuantitativa para Consolidar y Blindar las Finanzas Públicas de Colombia. **Borradores de Economía**, Banco de la República de Colombia, n.505, 2008.

LOZANO I.; RODRIGUEZ K. Assessing the Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Colombia. **Borradores de Economía**, Banco de la República, n.552, 2009.

LOZANO I. Caracterización de la Política Fiscal en Colombia y Análisis de su Postura Frente a la Crisis Internacional. **Borradores de Economía**, Banco de la República, n.566, 2009.

MELO B. L.; ZÁRATE S. H.; TÉLLEZ C.J. El ahorro de los hogares en Colombia. **Ensayos Sobre Política Económica**. Banco de la República, n.52, p. 110-161, dez.2006.

MINISTERIO DE COMÉRCIO, INDÚSTRIA Y TURISMO DE COLOMBIA. Perfiles económicos y comerciales por países. 2012. Disponible em: <https://www.mincomercio.gov.co/descargar.php?id=62451>. Acceso: 15/02/2012.

MINISTERIO DE HACIENDA Y CRÉDITO PÚBLICO. REPÚBLICA DE COLOMBIA. Datos Históricos- GNC\_Balance\_Fiscal\_Trimestral- (OEC)-1998-2010. Disponible em: <http://www.minhacienda.gov.co/MinHacienda/haciendapublica/politicafiscal/informacionfiscal/datoshistoricos>. Acceso em: 03/02/2012.

NUNES, S. P. P.; NUNES, R. da C. O processo orçamentário na Lei de Responsabilidade Fiscal: instrumento de planejamento. In: FIGUEIREDO, C. M.; NÓBREGA, M., eds. **Administração pública, direito administrativo, financeiro e gestão pública: práticas, inovações e polêmicas**. Recife: Editora Revista dos Tribunais, 2002. Disponible em: [http://www.uberaba.mg.gov.br/portal/acervo/orcamento/boletins/O\\_Processo\\_orcamentario\\_na\\_LRF\\_instrumento\\_de\\_planejamento.pdf](http://www.uberaba.mg.gov.br/portal/acervo/orcamento/boletins/O_Processo_orcamentario_na_LRF_instrumento_de_planejamento.pdf). Acceso em: 15/08/2012.

OBSTFELD M.; ROGOFF K.S. Exchange rate dynamics redux. **Journal of Political Economy**, v.103, n.3, p. 624-660, 1995.

RAMOS F. J.; RINCÓN C. H. El Balance Fiscal Y El Balance En La Cuenta Corriente En Colombia: Canales De Transmisión Y Causalidad. **Borradores de Economía**, Banco de la República de Colombia, n.166, 2000.

RESTREPO J. E.; RINCÓN H. Identifying Fiscal Policy Shocks In Chile And Colombia. **Borradores de Economía**, Banco de la República de Colombia, n.397, 2006.

RODRÍGUEZ V. R. DE SOUZA S. P. Colômbia – uma nova realidade. **Revista Interdisciplinar de estudos Ibéricos e Ibero-americanos**. Juiz de Fora, n.5, set.-nov. 2007.

ROMERO P. J. Transmisión Regional de la Política Monetaria en Colombia. **Documentos de Trabajo sobre Economía Regional**, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER)-Cartagena. CO.: n.107, out. 2008.

## APÊNDICE

### Apêndice I Soluções do Modelo de Corsetti e Pesenti (2001)

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

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  $\gamma$  e  $\gamma-1$ . As constantes são definidas como em Corsetti e Pesenti (2001), onde o subscrito 0 indica nível pré-choque.

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

Fonte: Corsetti e Pesenti (2001).