

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

JANAÍNA FÜHR

**TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MACROECONÔMICA: O CASO DE
BRASIL E ALEMANHA**

**Maringá
2015**

JANAÍNA FÜHR

**TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MACROECONÔMICA: O CASO DE
BRASIL E ALEMANHA**

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de mestre em Economia do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá.

Orientadora:
Prof. Dra. Maria Helena Ambrosio Dias

**Maringá
2015**

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Führ, Janaína

Transmissão de política macroeconômica : o caso de
Brasil e Alemanha / Janaína Führ ; orientadora, Maria
Helena Ambrosio Dias - Maringá, PR, 2015.
124 p.

Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual de Maringá,
Centro de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-
Graduação em Ciências Econômicas.

Inclui referências

1. Economia. 2. Interdependência macroeconômica. 3.
Transmissão internacional de política. 4. Modelos SVARX.
I. Dias, Maria Helena Ambrosio. II. Universidade Estadual
de Maringá. Programa de Pós-Graduação em Ciências
Econômicas. III. Título.

FOLHA DE APROVAÇÃO

JANAÍNA FÜHR

**TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MACROECONÔMICA: O CASO DE BRASIL E
ALEMANHA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Estadual de Maringá, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

BANCA EXAMINADORA

Profa. Dra. Maria Helena Ambrósio Dias
PCE/Universidade Estadual de Maringá (Presidente)

Prof. Dr. Gilberto Joaquim Fraga
PCE/Universidade Estadual de Maringá

Prof. Dr. Fernando Motta Correia
Universidade Federal do Paraná - UFPR

Prof. Dr. Joílson Dias
PCE/Universidade Estadual de Maringá (Suplente)

Aprovada em: 20/03/2015

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho a minha família, em especial, aos meus pais Gisela Andrade Führ e Deoclécio Führ (*in memoriam*).

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a minha família, em especial, minha mãe Gisela Andrade Führ pelo apoio, incentivo e compreensão nesta jornada. Sendo que ela possibilitou a realização desta conquista.

Agradeço à equipe do Programa Pós-graduação em Economia (PCE) da Universidade Estadual de Maringá (UEM), professores e servidores, pelo conhecimento proporcionado e por toda assistência. Destaco ainda a parceria dos colegas da turma do mestrado, agradecendo também a Denise Piper, Èrica Gonzales e Tomas Torezani pelo apoio nos primeiros momentos em Maringá e a João Ricardo Tonin pelo auxílio econométrico.

Gostaria de agradecer ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo financiamento que tornou possível a realização deste trabalho. E gostaria de agradecer especialmente a minha orientadora, a professora Maria Helena Ambrósio Dias pela ajuda e pelo apoio ao longo destes dois anos. Também agradeço ao professor Joílson Dias pela compreensão e pela ajuda na parte econométrica.

Por fim, agradeço a Dona Cida e seu Severino pelo acolhimento neste período em Maringá. A todos que, de alguma forma, contribuíram para a concretização deste trabalho.

.

RESUMO

O presente trabalho estuda a transmissão macroeconômica de política fiscal entre Brasil e Alemanha no período compreendido entre o primeiro mês de 2001 até o décimo segundo mês de 2013. O objetivo é analisar os efeitos de longo prazo de transmissão da política fiscal da Alemanha sobre os agregados econômicos brasileiros: consumo, produto, saldos monetários reais, termos de troca e preço dos bens domésticos, verificando se este efeito é *beggar-thy-neighbor*, *beggar-thyself* ou *prosper-thy-neighbor*. Para tanto, realiza-se uma aplicação empírica do modelo teórico de interdependência macroeconômica proposto por Corsetti e Pesenti (2001), aplicando a metodologia de séries temporais dos modelos de Vetores Autorregressivos Estruturais com variável exógena – SVARX. Os resultados obtidos através do SVARX e da análise impulso-resposta indicam que a taxa de crescimento do consumo das famílias domésticas não é afetado pela política fiscal alemã. Já os resultados para a equação de longo prazo do produto doméstico, dos saldos monetários reais domésticos, dos termos de troca e dos preços dos bens domésticos indicam que a política fiscal alemã exerce efeito *beggar-thy-neighbor* como indicado no modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001).

Palavras-chave: Interdependência macroeconômica. Transmissão internacional de política. Modelos SVARX.

ABSTRACT

This research studies the macroeconomic transmission of fiscal policy between Brazil and Germany in the period from the first month of 2001 to the twelfth month of 2013. The objective is to analyze the effects of long run transmission of Germany's fiscal policy on economic aggregates Brazilian: consumption, output, real money holdings, the terms of trade and domestic price, verifying if this effect is beggar-thy-neighbor, beggar-thyself or prosper-thy-neighbor. For this, we make an empirical application of the theoretical model of macroeconomic interdependence proposed by Corsetti and Pesenti (2001) applying the methodology of time series models Autoregressive Structural Vectors with exogenous variable – SVARX. The results from the SVARX and impulse response analysis indicate that the growth rate of consumption of domestic households is not affected by the German fiscal policy. However, the results for the long-term equation of domestic product, domestic real money balances, terms of trade and prices of household goods indicate that the German fiscal policy has beggar-thy-neighbor effect as indicated in the theoretical model of Corsetti and Pesenti (2001).

Keywords: Macroeconomic Interdependence. International transmission of policy. SVARX models.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Agregados econômicos da Alemanha (2000-2013)	52
Tabela 2 – Intercâmbio comercial, em US\$ FOB, de 2001 a 2013	59
Tabela 3 – Exportações brasileiras para Alemanha em US\$ FOB, totais por fator agregado, de 2001 a 2013	60
Tabela 4 – Importações brasileiras da Alemanha em US\$ FOB, totais por fator agregado, de 2001 a 2013	62
Tabela 5 – Testes de raiz unitária das variáveis	76

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Teste de verificação de lags ótimos para a equação do consumo.....	77
Quadro 2 - Testes de confirmação do número de defasagens, ML e Wald para a equação do consumo.....	78
Quadro 3 - Condição de estabilidade <i>Eigenvalues</i> da equação do consumo.....	79
Quadro 4 - Teste de verificação de lags ótimos para a equação do produto	82
Quadro 5 - Testes de confirmação do número de defasagens, LM e Wald para a equação do produto.....	82
Quadro 6 - Condição de estabilidade <i>Eigenvalues</i> da equação do produto.....	84
Quadro 7 - Teste de verificação de lags ótimos para a equação dos saldos monetários reais ..	87
Quadro 8 - Testes de confirmação do número de defasagens, ML e Wald para a equação dos saldos monetários reais	87
Quadro 9 - Condição de estabilidade <i>Eigenvalues</i> da equação dos saldos monetários reais ...	89
Quadro 10 - Teste de verificação de lags ótimos para a equação dos termos de troca.....	91
Quadro 11 - Testes de confirmação do número de defasagens, ML e Wald para a equação dos termos de troca.....	92
Quadro 12 - Condição de estabilidade <i>Eigenvalor</i> da equação dos termos de troca.....	93
Quadro 13 - Teste de verificação de lags ótimos para a equação dos preços domésticos.....	96
Quadro 14 - Testes de confirmação do número de defasagens, LM e Wald para a equação dos preços domésticos.....	96
Quadro 15 - Condição de estabilidade <i>Eigenvalues</i> da equação dos preços domésticos	98

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Comportamento do PIB, do consumo real do governo, da taxa de câmbio efetiva, do consumo real das famílias, da moeda real e do IPCA do Brasil, de 2001 até 2013	66
Gráfico 2 - Comportamento do gasto real com consumo do Governo e do PIB Real da Alemanha de 2001 até 2013	69
Gráfico 3 - Distribuição e testes de estacionariedade dos resíduos da equação do consumo...	79
Gráfico 4 - Distribuição e testes de estacionariedade dos resíduos da equação do consumo...	83
Gráfico 5 - Impulso-Resposta: impulso ($\ln g_w$) resposta ($d\ln pib_{br}$).....	85
Gráfico 6 - Distribuição e testes de estacionariedade dos resíduos da equação dos saldos monetários reais	88
Gráfico 7 - Impulso-Resposta: Impulso ($\ln g_w$) Resposta ($d\ln m1$)	90
Gráfico 8 - Distribuição e testes de estacionariedade dos resíduos da equação dos termos de troca	93
Gráfico 9 - Impulso-Resposta: impulso ($\ln g_r$) resposta ($d\ln cambio$)	94
Gráfico 10 - Distribuição e testes de estacionariedade dos resíduos da equação dos preços domésticos	97
Gráfico 11 - Impulso-Resposta: impulso ($\ln g_w$) resposta ($\ln ipca$)	99

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	12
2. RELAÇÕES MACROECONÔMICAS INTERNACIONAIS: UMA BREVE REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA DA LITERATURA	14
2.1 Revisão teórica da literatura.....	14
2.2 Evidências empíricas sobre transmissão macroeconômica internacional.....	28
3. O MODELO DE TRANSMISSÃO MACROECONÔMICA INTERNACIONAL	32
3.1 O modelo de Corsetti e Pesenti (2001) de interdependência macroeconômica	32
3.2 Especificação do modelo de Corsetti e Pesenti (2001)	33
3.2.1 Índices de consumo e preferências	33
3.2.2 Tecnologia e produção	35
3.2.3 Restrição orçamentária e de recursos.....	36
3.2.4 Rigidezes nominais e restrições à participação	37
3.2.5 Equilíbrio	38
3.2.6 Solução do modelo.....	39
3.2.7 Críticas ao modelo de Corsetti e Pesenti (2001).....	39
3.3 Implicações do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) para política econômica.....	41
4. CARACTERIZAÇÃO DA ECONOMIA BRASILEIRA E ALEMÃ	44
4.1 Análise da política fiscal brasileira no período de 2001 a 2013	44
4.2 Análise da política fiscal alemã no período de 2001 a 2013	51
4.3 Relação comercial bilateral entre Brasil e Alemanha	56
5. APLICAÇÃO DE SÉRIES TEMPORAIS PARA EFEITOS TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MACROECONÔMICA PARA BRASIL E ALEMANHA	64
5.1 Especificação da pesquisa e dados.....	64
5.2 Análise dos dados	65
5.3 Especificação dos testes básicos utilizados na análise empírica	69
5.4 Especificação do Modelo SVAR	72
6 RESULTADOS	75
6.1 Impactos de uma política fiscal da Alemanha no consumo de longo prazo	77
6.2 Impactos de uma política fiscal da Alemanha no produto de longo prazo	81
6.3 Impactos de uma política fiscal da Alemanha nos saldos monetários reais de longo prazo.....	86
6.4 Impactos de uma política fiscal da Alemanha nos termos de troca de longo prazo	91
6.5 Impactos de uma política fiscal da Alemanha no preço dos bens domésticos de longo prazo.....	95
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	101

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	103
APÊNDICE	113
ANEXOS	114

1.INTRODUÇÃO

Ao longo do século XX e XXI houve elevação do comércio internacional e com este o cenário macroeconômico apresentou mudanças acerca do efeito das políticas de um país sobre os demais componentes da economia mundial. De maneira geral, os países mudaram o foco de suas políticas econômicas de políticas protecionistas para preservar a economia nacional na crise de 1929 até políticas neoliberais de Thatcher e Reagen nos anos 80 e 90. No contexto de elevação do comércio internacional, a interdependência entre os países apresentou papel de destaque na transmissão das políticas macroeconômicas de um país a outro. Sendo que diversos acordos foram realizados para garantir a estabilidade do sistema econômico, tais como: o Sistema de Bretton Woods, num sistema de taxas de câmbio fixas para evitar desvalorizações competitivas, e o Consenso de Washington, com a ideia de disciplina fiscal e câmbio flutuante.

Com a intensificação da globalização dos últimos 20 anos, o avanço das tecnologias de comunicação digital, a maior integração do mercado financeiro e o crescimento do comércio internacional, as políticas econômicas de um país afetam outros países de maneira direta e/ou indireta com maior impacto. Assim, conforme Cooper (1985) os países ampliaram a sua interdependência e o impacto de suas políticas macroeconômicas na economia dos demais países, além dessa interdependência ter reduzido o efeito das políticas macroeconômicas domésticas sobre a própria economia doméstica. Um exemplo desta interdependência é a magnitude da transmissão da crise econômica de 2007 que se originou nos EUA e os efeitos desta crise sobre os agregados econômicos dos países nos anos que seguiram o seu início.

Dentre a literatura, o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) analisa a transmissão de efeitos de política macroeconômica entre países parceiros comerciais, modelo este que serve como modelo estrutural a ser testado para a economia brasileira. A escolha da Alemanha para aplicação do modelo deve-se a sua importância no cenário econômico internacional, como integrante do G8 e como potência com forte influência na União Europeia. Conforme dados do relatório do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) (2013), o Brasil foi 22º importador e exportador mundial em 2012. Nesse mesmo ano, a Alemanha ocupava o 3º lugar em ambos os rankings, ficando atrás apenas de China e Estados Unidos. Ainda conforme este estudo, a Alemanha foi fornecedora de 6,3% das importações brasileiras em 2013, comparativamente a União Europeia representava 21,2% e a Ásia 30,6%

dos mercados fornecedores para o Brasil. Já no caso dos principais destinos das exportações brasileiras, a Alemanha está na 6ª posição do ranking do MDIC (2013a), com 2,7% das exportações brasileiras. Quando se observa o ranking por bloco de destino percebe-se que a Ásia representa 32,1% do destino das exportações, a América Latina e Caribe 22,2% e a União Europeia 19,7%. Estes dados sinalizam a importância da Alemanha no comércio mundial e como parceiro comercial do Brasil.

Considerando a relevância da interdependência econômica e da formação de blocos como no caso da União Europeia e do Mercosul, considerando o fato de haver poucos trabalhos na literatura sobre interdependência para o caso brasileiro e alemão, a presente pesquisa busca aplicar o modelo de transmissão de política macroeconômica de Corsetti e Pesenti (2001) para o caso do Brasil como país doméstico e da Alemanha como país estrangeiro. O objetivo geral deste trabalho é identificar se ocorre transmissão de efeitos de uma política macroeconômica entre Brasil, país doméstico, e Alemanha, país estrangeiro, no período de 2001 a 2013. Busca-se também examinar o efeito da transmissão de política fiscal entre Brasil e Alemanha, verificando se este efeito é *beggar-thy-neighbor*, *beggar-thyself* ou *prosper-thy-neighbor*, além de mensurar os efeitos de longo prazo de uma política fiscal alemã sobre os agregados econômicos brasileiros selecionados.

Este trabalho tem como hipótese que existe efeito *prosper-thy-neighbor* de transmissão de política macroeconômica entre Brasil e Alemanha. Considerando o trabalho de Dias, Dias e Punzo (2012) que tem como conclusão que uma política macroeconômica da Comunidade Europeia tem efeito *prosper-thy-neighbor* sobre a economia brasileira, o presente trabalho investiga para efeitos comparativos, o resultado da transmissão de política macroeconômica de um país específico da Comunidade Europeia sobre agregados econômicos brasileiros, ou seja, esta conclusão se mantém para uma das principais economias da Comunidade Europeia?

Além desta introdução, este trabalho apresenta mais 6 seções. A segunda seção contém a revisão de literatura e aplicações empíricas do modelo de Corsetti e Pesenti (2001), a terceira seção trata do referencial teórico, o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) e a quarta seção traz um panorama da economia brasileira e alemã no período analisado. A quinta seção contém a metodologia e a análise dos dados, a sexta seção contém os resultados da estimação das equações do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) e a última seção contém as considerações finais.

2. RELAÇÕES MACROECONÔMICAS INTERNACIONAIS: UMA BREVE REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA DA LITERATURA

O debate acerca da interdependência econômica, os seus efeitos sobre as políticas macroeconômicas e os possíveis ganhos decorrentes da coordenação internacional de políticas teve como pioneiro o trabalho de Cooper (1969). Posteriormente, destacam-se trabalhos que analisam o efeito da taxa de câmbio sobre o resultado da política adotada pelo país, os efeitos *spillover* da política macroeconômica e o papel da precificação a mercado. Dentre os trabalhos que buscam aprimorar o modelo de Mundell-Fleming na nova economia macroeconômica aberta o trabalho de Obstfeld e Rogoff (1995) é considerado um marco na avaliação dos impactos das políticas macroeconômicas sobre o bem-estar dos países. Nesta seção é realizada uma revisão de literatura sobre interdependência econômica, além de apresentar algumas aplicações empíricas do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) que é um aprimoramento de um dos casos do modelo de Obstfeld e Rogoff (1995).

2.1 Revisão teórica da literatura

No decorrer do século XX houve ampliação do comércio internacional, maior integração financeira e aprimoramento das tecnologias referentes à comunicação. Neste contexto houve expansão da interdependência macroeconômica entre os países. Cooper (1985) sugere utilizar o termo dependência mútua no caso de dois países dependentes um do outro, e utilizar o termo interdependência para se referir ao grau de influência bidirecional de uma economia sob a outra na margem.

Conforme Cooper (1985) a interdependência é composta por dois fenômenos, o primeiro é o custo de perda da transação, pelo menos até o período de ajustamento, e o segundo fenômeno é quanto de ajuste é necessário no caso de eventos estrangeiros no quesito frequência e custo, sob condições normais da economia. Como exemplo o autor cita que prejuízos maiores tendem a ser altamente correlacionados com os níveis de transações, caso estas transações não ocorram. Mas se um produto em particular é importado em pequenas quantidades e se este é crucial para um determinado processo produtivo, sem substitutos, sua perda impõem grandes perdas para a economia deste país, conforme Cooper (1985). Este

caracteriza essa situação como alta dependência de um país com outra parte do mundo, se esta dependência ocorrer de maneira recíproca ocorre alta interdependência ou ainda dependência mútua.

De acordo com Cooper (1985), há diversos tipos de interdependência, a estrutural, quando “whereby two or more economies are highly open (at the margin) with respect to one another, so that economic events in one strongly influence economic events in the other”¹ (COOPER, 1985, p.1199), e a de objetivos de política econômica, como no caso de mesmas metas. Outros tipos de interdependência são quando pode haver baixa ou alta interdependência entre os distúrbios exógenos para dois ou mais países e quando “may be a high degree of policy interdependence between countries, in the sense that the optimal course of action for one country depends decisively on the action taken by another country, and vice versa”² (COOPER, 1985, p. 1200). Este último tipo deriva da interdependência de estrutura ou de objetivos.

Alguns motivos apresentados por Cooper (1985) para a elevação da interdependência econômica derivam do progresso no transporte e na comunicação internacional, que difundem técnicas de produção e de gerência, reduzindo a dependência das exportações das adversidades localizacionais. Esse processo gerou redução na diferença de custos comparativos. Conforme Cooper (1985), outro fato que colaborou com a elevação da interdependência foi a redução das barreiras oficiais ao comércio, especialmente entre os países industrializados, mas estas geralmente permaneceram elevadas em países em desenvolvimento.

Se a “greater familiarity with foreign financial markets, the emergence of the euro-currency market, and the lowering of barriers to capital movements have all increased the interdependence among national financial markets”³ (COOPER, 1985, p. 1207), a adoção de taxas de câmbio flexíveis introduzem barreiras modestas de incerteza de curto prazo para comércio e transações financeiras internacionais que podem provavelmente reduzir a interdependência, de acordo com o autor.

¹ Duas ou mais economias são altamente abertas (na margem) uma em relação a outra, de modo que os eventos econômicos em uma influenciam fortemente acontecimentos econômicos na outra. (Tradução da autora)

² Pode haver um alto grau de interdependência política entre os países no sentido de que o curso ideal de ação para um país depende decisivamente da ação empreendida por um outro país, e vice-versa. (Tradução da autora)

³ Maior familiaridade com mercado financeiro estrangeiro, a emergência do euro-mercado, e a redução de barreiras ao movimento de capital elevaram a interdependência entre mercados financeiros nacionais. (Tradução da autora)

Ainda em Cooper (1972), possíveis respostas para o desafio de autonomia nacional na política econômica são, passiva, aceitar a perda de autonomia, exploradora, obter vantagem do crescimento da interdependência, defensiva, reduzir a interdependência econômica para manter alguma autonomia econômica, agressiva, ampliar o controle nacional sobre a mobilidade dos fatores, como exemplo, a lei antitruste do Estados Unidos, construtiva, os governos enquadram suas políticas em conjunto de modo à mobilidade deixar de oferecer fuga de jurisdição governamental entre os países cooperantes.

Um dos primeiros trabalhos a destacar a interdependência econômica, os seus efeitos sobre as políticas macroeconômicas e analisar os ganhos decorrentes da coordenação foi desenvolvido por Cooper (1969), utilizando um modelo de base keynesiana com taxas de câmbio fixas, mas em equilíbrio, mobilidade internacional de capital e economias com pesos relativamente próximos no mercado mundial. De acordo com Cooper (1969), o interesse deste pelos ganhos derivados da coordenação de políticas econômicas e como estes ganhos variam de acordo com o grau de interdependência econômica advêm do “great increase in international capital movements which took place after 1958, and the high sensitivity of some of these capital movements to interest rates”⁴ (COOPER, 1969, p. 1).

De acordo com Frankel (1988),

“Coordination refers to the agreement by two or more countries to a cooperative set of policy changes that neither would wish to undertake on its own but that each expects to leave it better off relative to the Nash noncooperative equilibrium in which each sets its policies taking the other's as given”⁵ (FRANKEL, 1988, p. 353-4).

Devereux e Wilson (1989) apresentam a evolução da interdependência entre as nações, implicações da coordenação de políticas nacionais e o papel exercido por instituições mundiais referentes a regimes de taxa de câmbio e fluxos comerciais. Conforme estes houve elevação da interdependência entre as economias de mercado industriais, sendo que o comércio mundial cresceu especialmente no início dos anos 70 e os mercados financeiros

⁴ Crescimento significativo do movimento internacional de capitais após 1958 e da alta sensibilidade de alguns destes movimentos de capital à taxa de juros. (Tradução da autora)

⁵ Coordenação refere-se ao acordo entre dois ou mais países de cooperação da política num conjunto de alterações que nenhum gostaria de realizar por conta própria, mas que cada um espera que vá deixá-lo em melhor situação, em relação ao equilíbrio não-cooperativo de Nash no qual cada país define suas políticas considerando a do outro como dado. (Tradução da autora)

apresentaram maior grau de integração. As repercussões internacionais da política interna são mais visíveis num contexto de interdependência econômica, os governos e bancos centrais tem escolhas de políticas econômicas nacionais limitadas por instituições de comércio e finanças internacionais.

Um argumento apresentado por Devereux e Wilson (1989) para coordenação de política macroeconômica é que no caso não cooperativo a política tem efeito *spillover* em outros países que pode resultar em um equilíbrio ineficiente. Mas estes ressaltam que os ganhos com a coordenação não necessariamente são significantes na prática. Outro argumento destes autores é que políticas monetárias e fiscais irregulares podem causar distorções na taxa de câmbio real e desequilíbrios comerciais, ameaçando o ambiente de negociação através do protecionismo na política.

De acordo com Cooper (1972, p. 1), “economic interdependence normally refers to the dollar value of economic transactions among regions or countries, either in absolute terms or relative to their total transactions”⁶. De maneira mais restrita, interdependência implica em *two-way* sensibilidade, quando ocorre apenas com um dos países é caracterizado como dependência. A mobilidade internacional de fundos e firmas reduz a capacidade do país de limitar práticas de negócios. O acordo de Bretton Woods de 1944 prevê que os países deveriam fixar a taxa de câmbio e financiar com reservas ou empréstimos do FMI os déficits no balanço de pagamentos. Sendo que este sistema “was designed specifically to avoid manipulation of Exchange rates in the pursuit of national macroeconomic objectives”⁷ (COOPER, 1985, p. 1218), tal como depreciação competitiva para estimular o emprego.

No cenário de coordenação das políticas do pós Segunda Guerra Mundial o acordo de Bretton Woods de 1944 tinha por objetivos evitar desvalorizações competitivas e criar um sistema estável de equilíbrio de balanço de pagamentos. Conforme Devereux e Wilson (1989), houve ainda uma taxa de câmbio fixa entre as moedas, além de o dólar ter uma paridade com o ouro, sendo que o FMI foi a instituição central do acordo com poder de realizar empréstimos de curto prazo para países com problemas de desequilíbrios do balanço de pagamentos. De acordo com Devereux e Wilson (1989), entre as falhas do sistema de Bretton Woods estavam o ajuste de políticas nacionais de acordo com a situação do balanço

⁶ Interdependência econômica normalmente refere-se ao valor em dólares das transações econômicas entre regiões ou países, em termos absolutos ou relativos em relação ao total de transações. (Tradução da autora)

⁷ Foi desenvolvido para evitar a manipulação de taxas de câmbio na perseguição de objetivos macroeconômicos nacionais. (Tradução da autora)

de pagamentos e o fato da falta de disciplina sobre as autoridades monetárias considerando o dólar como moeda de reserva. Sendo que o déficit no balanço de pagamentos dos EUA, durante a década de 1960, enfraqueceu a confiança no dólar e “the Bretton Woods system collapsed in 1971 due to the lack of US monetary discipline”⁸ (DEVEREUX; WILSON, 1989, p. S22).

A situação do déficit comercial e do déficit do orçamento Federal representam dois problemas sérios de longo prazo para os EUA, naquele período, como consequência da falta anterior de disciplina monetária. Conforme Cooper (1986), a dívida federal em 1986 era de US\$ 2 trilhões, o que representava aproximadamente metade do Produto Nacional Bruto, além de uma porcentagem significativa desta dívida estar em posse de estrangeiros como contrapartida do déficit comercial. Em dezembro de 1985, o Congresso aprova a lei que estabelece metas de declínio do déficit orçamentário. Nesse cenário, o componente da demanda que poderia, em parte, contrabalancear os efeitos da contração fiscal eram as exportações líquidas, que para adquirirem competitividade seria necessário que o dólar fosse desvalorizado em relação a moedas importantes como o iene e as moedas europeias, de acordo com Cooper (1985), para manter a atividade econômica dos EUA num nível satisfatório.

De acordo com Cooper (1986), a volatilidade do dólar nos anos anteriores fez surgir questionamentos acerca do sistema de taxas de câmbio flutuante, considerando a importância da taxa de câmbio para a economia do país. A pressão por proteção contra a concorrência estrangeira devido à movimentação da taxa de câmbio é acompanhada pela pressão para controle do fluxo de capitais e pela criação do Sistema Monetário Europeu (SME), que representa um movimento de afastamento das taxas de câmbio flexíveis.

Conforme Dibooglu (2000) com colapso do sistema de Bretton Woods houve incremento na volatilidade da taxa de câmbio nominal e real, aplicando um modelo VAR o autor compara na investigação empírica a incidência e transmissão de choques macroeconômicos durante o período de Bretton Woods e durante o período de câmbio flutuante moderno. O autor trabalha com choques de demanda e oferta agregada e choques de demanda e oferta de moeda. Os choques de oferta de moeda apresentam maior incidência sob o regime de Bretton Woods, sendo que durante este regime de câmbio os países se

⁸ O sistema de Bretton Woods entrou em colapso em 1971 devido à falta de disciplina monetária dos EUA. (Tradução da autora)

defrontavam com custos de ajustamento em decorrência dos limites para a flutuação da taxa de câmbio e da prática de política monetária discricionária.

Os modelos que tratam de potenciais benefícios de coordenação tem a premissa de que os governos são atores na economia internacional, afetando a demanda, taxa de juros e de câmbio mundiais. Sendo assim, as suas políticas tem “effects on the economic welfare of other countries”⁹ (DEVEREUX; WILSON, 1989, p. S24). Se os governos ignorarem as repercussões de suas ações, o equilíbrio global será ineficiente. Como exemplo disso, Devereux e Wilson (1989) analisam o caso em que

“a domestic expansion will also raise foreign income, but will improve the foreign current account, thus allowing more freedom for the foreign government to expand and raise employment. Because the domestic government ignores the consequences of its policy choice on the foreign economy, at the point where it chooses its optimal fiscal policy a marginal expansion would raise foreign welfare. The same holds true for the foreign economy. Then if both governments expanded simultaneously, both could have high employment without current account imbalances, making both better off. Acting individually, however, neither will take the initiative to expand as the cost in terms of the current account deficit is too great. The result is that both countries follow excessively contractionary policies, and income and employment in both countries are too low. Neither has an incentive to deviate from these contractionary policies. This situation is referred to as a 'non-co-operative equilibrium’”¹⁰ (DEVEREUX; WILSON, 1989, p. S24-5).

Porém, nem toda política realizada na ausência de coordenação resultará na contração excessiva, conforme Devereux e Wilson (1989), dependendo dos objetivos dos governos e da natureza dos mecanismos internacionais de transmissão de mercado serão definidas as características particulares da ineficiência dessa política. Além disso, assimetrias entre as nações tal como a estrutura salarial tem efeito nos resultados da política.

⁹ Efeitos sobre o bem-estar econômico de outros países. (Tradução da autora)

¹⁰ Uma expansão fiscal doméstica elevaria o nível de renda doméstico, mas iria piorar o saldo em conta corrente. A expansão doméstica também vai aumentar a renda externa, melhorando a conta corrente externa, concedendo assim maior liberdade ao governo estrangeiro para expandir e aumentar o emprego. Devido ao governo nacional ignorar as consequências da sua escolha política sobre a economia externa, no ponto em que ele escolhe sua política fiscal ótima uma expansão marginal iria aumentar o bem-estar exterior. O mesmo vale para a economia internacional. Então, se ambos os governos expandirem simultaneamente, ambos podem ter níveis elevados de emprego, sem desequilíbrios em conta corrente, gerando uma situação melhor. Atuando individualmente, no entanto, nenhum governante tomará a iniciativa de expandir como o custo em termos de déficit em conta corrente é demasiadamente elevado. O resultado é que ambos os países seguem as políticas excessivamente contracionistas, e a renda e o emprego em ambos os países são muito baixos. Nenhum tem incentivo para desviar-se dessas políticas contracionistas. Esta situação é referida como um "equilíbrio não cooperativo". (Tradução da autora)

Na evolução empírica dos benefícios da coordenação Devereux e Wilson (1989) destacam o trabalho de Oudiz e Sachs (1984) que aborda os possíveis benefícios sociais de uma coordenação internacional de políticas entre EUA, Japão e Alemanha. Dentre os modelos utilizados por estes, a coordenação de política monetária e fiscal teria benefício de no máximo metade de um por cento do PIB para os EUA, “the benefits to Germany would be about the same, and to Japan some what higher.”¹¹ (OUDIZ; SACHS, 1984, p. 5). Assim, apesar dos modelos teóricos demonstrarem possibilidade de ganhos com a coordenação, os resultados empíricos sugerem que os ganhos são pequenos e sob incerteza estes podem se reduzir, especialmente, considerando as assimetrias entre os países.

No contexto internacional surge o debate acerca da liberalização ou redução dos controles sobre os fluxos de capitais. Conforme Garber (1998) a lógica da abertura da conta de capital deriva da suposição que a alocação de capital é mais eficiente sem a presença de controle de capitais e barreiras para a competição no mercado financeiro. Ainda conforme o autor, abertura da conta de capital deve ser realizada de maneira ordenada e contínua, minimizando os riscos desta liberalização, esta deve ser acompanhada pela redução gradual de controles. Mesmo que a transição suave geralmente não ocorra devido à falha na ponderação dos controles. A abertura da conta capital expõem perdas sistêmicas decorrentes da alocação ineficaz do capital presente no sistema, podendo gerar uma crise no período de transição. Segundo Garber (1998) a entrada de concorrentes estrangeiros favorece o equilíbrio de longo prazo, mas tem efeito indeterminado na transição.

Ao analisar o controle de capitais percebe-se que a implementação de controle de fluxos de capitais é a parte mais difícil. Conforme Dornbusch (1998) o Chile tem sido eficaz nesse aspecto, mas este acredita que países com má governança não consigam gerir essa situação. Conforme Massad (1998) a liberalização da conta capital que ocorreu no Chile foi realizada de maneira gradual e seletiva, com atenção aos fatores prudenciais, considerando o fato da economia do Chile ser pequena e que esta liberalização poderia causar sérios problemas, tais como: a desvalorização exagerada (*overshooting*) ou pressões inflacionárias.

Conforme Frenkel e Razin (1985) a maior integração que ocorreu na economia mundial gerou aumento da consciência de que as medidas políticas tomadas no resto do mundo tem efeito sobre o país doméstico, principalmente os gastos públicos e déficits orçamentários. Estes analisam a relação entre os gastos do governo e as taxas reais de juros,

¹¹ Os benefícios para a Alemanha seriam o mesmo, e para o Japão um pouco maior. (Tradução da autora)

bem como a transmissão internacional das políticas orçamentais, examinando “the dependence of the patterns of consumption in one country on the level of government spending in the rest of the world”¹² (FRENKEL; RAZIN, 1985, p. 633). Supondo padrões de gastos semelhantes entre os países, o aumento permanente dos gastos públicos tem efeito sob a taxa de juros que dependerá se o país é poupador ou tomador de empréstimo. Se este país é um tomador de empréstimo, ocorrerá redução do consumo interno e das taxas de juros, oposto do caso em que o país é poupador.

Frenkel e Razin (1985) destacam ainda a diferença entre políticas permanentes e transitórias, atuais e futuras previstas, com relação aos efeitos sobre consumo e taxa de juros. De acordo com estes, gasto fiscal transitório gera *crowding-out* no setor privado nacional e afeta o setor privado estrangeiro, ocorrendo transmissão negativa. Já no caso de um aumento transitório futuro dos gastos do governo ocorre transmissão positiva devido ao aumento imediato no consumo privado estrangeiro, além de reduzir a taxa de juros que liga o período atual com o período da política transitória. Além disso, Frenkel e Razin (1985) adotam a proposição Ricardiana de irrelevância do caminho dos déficits orçamentais devido a suposição de impostos não-distorcivos.

Dornbusch (1982) utilizando um modelo simples de demanda agregada e indexação salarial, analisou o efeito de um mecanismo de taxas de câmbio indexada sobre o nível de estabilidade de preços e de saída desse nível. Segundo o autor haveria um aumento da instabilidade de preços e potencialmente aumento da instabilidade da produção, no caso de uma política cambial orientada para a PPP. Isto ocorre devido ao lado da oferta via preços de bens intermediários importados que poderia ampliar o efeito dos distúrbios salariais sobre os preços.

Helpman (1976) incorpora a política fiscal e os ajustes das taxas de câmbio num modelo de comércio internacional, analisando a relação entre estrutura setorial da economia e a eficácia da política macroeconômica, em especial observando o setor de bens não transacionáveis. Entre as conclusões deste trabalho encontra-se que:

“(1) Changes in government spending on traded goods do not influence key variables in the economy, except for the balance of trade. Each dollar increase in these expenditures manifests itself as a dollar increase in the trade account deficit.

¹² A dependência dos padrões de consumo em um país sobre o nível de gastos do governo no resto do mundo. (Tradução da autora)

(2) Increased government spending on nontraded goods induces an expansion of production in the nontraded goods' industry, and a contraction of output in the industries producing traded commodities. (3) This change in output structure may generate a higher or lower level of employment. (4) However, this policy increases the deficit in the balance of trade, independently of whether employment increases or declines. (5) A devaluation increases employment, but may increase or reduce the deficit in the balance of trade. (6) Higher government expenditure on nontraded goods increases employment if the industry producing nontraded goods is labor-intensive relative to the industry with which it competes in the capital market, and it reduces employment if the opposite relative labor intensity holds. (7) A devaluation reduces the deficit in the balance of trade and increases the relative price of traded commodities if the industry producing nontraded goods is labor-intensive relative to the industry with which it competes in the capital market. Otherwise, a devaluation increases the deficit in the balance of trade and increases the relative price of nontraded commodities”¹³ (HELPMAN, 1976, p. 276).

De acordo com Frankel (1988) há obstáculos para a coordenação internacional de políticas macroeconômicas, sendo que a incerteza tem efeito “on the magnitude of prospective welfare gains from international macroeconomic policy coordination.”¹⁴ (FRANKEL, 1988, p. 353). Entre as fontes de incerteza utilizadas por este encontram-se o estado inicial da economia, os pesos de bem-estar atribuídos aos objetivos políticos e o impacto de mudanças políticas na economia, sendo que a troca de informações poderia reduzir esta incerteza. Esta incerteza sobre a mudança nas políticas e se estas são de interesse do país e o desacordo com relação ao modelo são maiores obstáculos à cooperação internacional, conforme Frankel (1988).

A incerteza em relação à posição inicial refere-se à incerteza do valor atual da variável alvo, de sua tendência e da localização do valor ótimo, sendo que cada uma dessas podem resultar em políticas coordenadas que moveriam a economia para uma direção equivocada. A questão dos pesos relativos do bem-estar é ainda mais subjetiva. A análise dos multiplicadores

¹³ (1) Variações nos gastos do governo em bens transacionáveis não influenciam variáveis chave da economia, exceto para o saldo da balança comercial. Cada aumento de dólar nestes gastos se manifesta como um aumento de dólar do déficit da balança comercial. (2) O aumento dos gastos do governo com bens não transacionáveis induz uma expansão da produção na indústria de bens não transacionáveis, e uma contração da produção nas indústrias que produzem bens transacionáveis. (3) Esta mudança na estrutura de produção pode gerar um nível maior ou menor de emprego. (4) No entanto, esta política aumenta o déficit na balança comercial, independentemente de aumentos ou quedas do emprego. (5) A desvalorização aumenta o emprego, mas pode aumentar ou reduzir o déficit na balança comercial. (6) Os gastos mais elevados do governo com bens não transacionáveis aumentam o emprego, se a indústria produzir bens não transacionáveis é trabalho intensivo em relação à indústria com que compete no mercado de capitais, e reduz o emprego se a intensidade de trabalho relativo é oposta. (7) A desvalorização reduz o déficit na balança comercial e aumenta o preço relativo dos bens transacionáveis se a indústria produzindo bens não transacionáveis é trabalho intensivo em relação à indústria com que compete no mercado de capitais. Caso contrário, uma desvalorização aumenta o déficit na balança comercial e aumenta o preço relativo dos bens não transacionáveis. (Tradução da autora)

¹⁴ Sobre a magnitude dos ganhos de bem-estar em perspectiva de coordenação internacional de políticas. (Tradução da autora)

da política apresenta na literatura duas questões muito difundidas, “the effect on the target variables of changes in the money supply and government expenditure”¹⁵ (FRANKEL, 1988, p. 362). Conforme Frankel (1988) a primeira questão é se o fluxo de capitais que é atraído pelas taxas de juros mais elevadas é suficiente para compensar o déficit comercial resultante do aumento de renda, apreciando a moeda. Ainda conforme este, a segunda questão refere-se ao fato de que se o efeito expansionista de uma desvalorização cambial sobre a balança comercial é suficiente para compensar os efeitos contracionistas que ocorrem via renda real, preços dos insumos importados ou riqueza real de modo a aumentar a renda.

A conclusão do modelo de Mundell-Fleming de que a expansão fiscal nacional “that a domestic fiscal expansion is transmitted positively to other countries via a shift in the trade balance”¹⁶ (FRANKEL, 1988, p. 364) pode ser revertida se ocorrer uma resposta negativa para qualquer uma das duas perguntas citadas acima. Por exemplo, no modelo de Corsetti e Pesenti (2001), o efeito positivo da política fiscal sobre a renda para o exterior não se verifica. Já no caso de uma expansão monetária, o modelo Mundell-Fleming indica que a redução da taxa de juros gera uma saída líquida de capitais que eleva o saldo em conta corrente devido à desvalorização, considerando câmbio flutuante, tendo efeito positivo. Porém conforme Frankel (1988), os resultados empíricos indicam que a expansão monetária dos EUA agrava a sua conta corrente, resultando que a política monetária é transmitida inversamente ao caso de Mundell-Fleming, resultados consistentes com o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) no qual uma política monetária expansionista é *beggar-thyself*¹⁷ no curto prazo e neutra no longo prazo.

A nova economia macroeconômica aberta (NOEM) refere-se à corrente de trabalhos que buscam aprimorar o modelo Mundell-Fleming de economia aberta, mais especificamente no aspecto de interdependência macroeconômica. Neste cenário, Obstfeld e Rogoff (1995) desenvolvem uma abordagem intertemporal de transmissão de política macroeconômica internacional, pressupondo rigidez nominal de preços no curto prazo e fundamentos microeconômicos explícitos para a oferta agregada. Na especificação do modelo a estrutura da economia apresenta preferências dos consumidores idênticas em ambos os países, o consumo

¹⁵ O efeito sobre as variáveis de interesse de mudanças na oferta monetária e do gasto do governo. (Tradução da autora)

¹⁶ É transmitida de forma positiva para outros países por meio de uma mudança na balança comercial. (Tradução da autora)

¹⁷ Uma política econômica *beggar-thyself* é aquela que quando realizada na economia do país doméstico empobrece a própria economia doméstica.

mundial é representado pela soma ponderada do consumo doméstico e estrangeiro, mesmo procedimento adotado para o gasto governamental mundial. Obstfeld e Rogoff (1995) aplicam a equivalência Ricardiana, sendo as despesas governamentais financiadas por taxas de impostos e senhoriagem.

Conforme Dias e Dias (2010) o modelo assume que na concorrência monopolística a demanda com a qual o produtor se depara depende de preços relativos, consumo privado mundial e gastos governamentais mundiais. Outros pressupostos adotados são a ausência de barreiras ou custos nas trocas entre os países e a existência de um mercado de capitais internacional integrado. As implicações das rigidezes nominais seguem a teoria de custo de *menu*, sendo os preços nominais dos produtores domésticos e estrangeiros predeterminados no curto prazo, além do preço das exportações ser fixo na moeda doméstica do produtor. Conforme Obstfeld e Rogoff (1995), a taxa de câmbio influencia os preços da produção na moeda estrangeira, mesmo estes sendo predeterminados na moeda corrente do produtor, o que torna atrativo ao monopolista atender a variações inesperadas da demanda.

Um choque permanente de oferta monetária doméstica induz um aumento no consumo relativo doméstico, com os preços fixos no curto prazo, a depreciação da taxa de câmbio aumenta a demanda estrangeira por produtos domésticos. Este processo amplia a renda doméstica, sendo que parte desse aumento melhora a conta corrente devido a poupança dos residentes domésticos. Por outro lado, se o choque for temporário, as variações na taxa de câmbio e na conta corrente serão menores que no caso do choque permanente. Além disso, o tamanho do efeito das surpresas de política monetária sob o resultado da conta corrente depende do tamanho da economia, quanto maior a economia menor o superávit em decorrência da anulação de parte dos ganhos advindos da depreciação pelo aumento do consumo relativo.

Ainda no caso de choques monetários na estrutura de preços predeterminados a volatilidade da taxa de câmbio é reduzida em comparação com o caso de preços flexíveis. De maneira geral, os choques monetários positivos beneficiam ganhos de bem-estar, mas se houver fricção advinda do mercado de trabalho a melhora do bem-estar não seria alcançada. Porém de acordo com Dias e Dias (2010), se a distorção advém de taxação há a possibilidade de elevação dos ganhos do aumento não antecipado na demanda agregada mundial para ambos os países, sendo que o país de moeda depreciada é beneficiado pela redistribuição dos benefícios induzida por mudanças na taxa de câmbio.

No caso de uma mudança não antecipada de gastos governamentais domésticos a carga tributária doméstica adicional resultante reduz o consumo relativo e o lazer, sendo positivo o efeito líquido sobre a demanda agregada do mundo. Se o aumento dos gastos governamentais domésticos for permanente, a redução do “consumo relativo doméstico implica na redução na demanda por moeda interna e então, depreciação cambial” (DIAS; DIAS, 2010, p. 10). Quando a mudança no gasto governamental é temporária, ocorre déficit na conta corrente deste país em consequência da redução do consumo doméstico ser menor que o aumento dos gastos governamentais domésticos. Isto conjuntamente com a depreciação cambial implica em aumento do produto doméstico relativo ao estrangeiro no curto prazo.

Betts e Devereux (2000) por sua vez, tratam da coordenação internacional de políticas monetárias num sistema de câmbio flutuante. Conforme os autores, Mundell (1968) argumenta que a política monetária é um instrumento *beggar-thy-neighbor*¹⁸ na presença da taxa de câmbio flexível. Ainda conforme os autores no cenário de preços rígidos na moeda do vendedor e estrutura de concorrência monopolística Obstfeld e Rogoff (1995) argumentam que uma política monetária expansionista gera efeitos *spillovers* positivos no bem-estar dos países que não indicam necessidade de coordenação internacional desta política, pois esta conduziria para um equilíbrio com taxa de inflação mais elevada.

Para Betts e Devereux (2000) esta conclusão depende da determinação de preços, se as firmas precificam ao mercado (PTM) na moeda corrente do comprador essa política tende a apresentar efeitos de *spillover* negativos no bem-estar, o que traz incentivo para a depreciação competitiva. No caso de intenso uso de PTM os *policymakers* têm incentivos para praticar depreciação competitiva, o que melhora os termos de troca, com a coordenação de política monetária esse incentivo seria eliminado. No caso de um equilíbrio não cooperativo pode “generating higher average inflation rates without any gain in average consumption, PTM reduces welfare”¹⁹ (BETTS; DEVEREUX, 2000, p. 740). De maneira geral os autores concluem que “the degree of pricing to market determines the gains/losses from policy coordination”²⁰ (BETTS; DEVEREUX, 2000, p. 740).

¹⁸ A política econômica é considerada *beggar-thy-neighbor* quando a implementação desta empobrece a economia do país parceiro comercial.

¹⁹ Gerar taxas médias de inflação altas sem qualquer ganho no consumo médio, PTM reduz bem-estar. (Tradução da autora)

²⁰ O grau de precificação a mercado determina os ganhos/perdas da coordenação de política. (Tradução da autora)

Tervala (2006) analisa a transmissão internacional de choques de política monetária entre Estados Unidos e Europa, mais especificamente a Zona do Euro, com o preço das exportações fixado em dólar-EUA, aplicando o modelo de Betts e Devereux (2000). Diferentemente de Betts e Devereux (200) o autor utiliza uma estrutura de fixação de preços escalonados, além disso, “consider the Dornbusch exercise of an unanticipated permanent rise in the relative U.S. money supply”²¹(TERVALA, 2006, p. 14).

De maneira geral Tervala (2006) conclui que uma expansão monetária dos EUA aumenta o consumo e o produto europeu e a expansão monetária europeia reduz o produto dos USA. A expansão monetária dos EUA aumenta o produto e o consumo dos EUA em maior proporção que uma expansão monetária europeia eleva o produto e o consumo europeu, este fato decorre do repasse assimétrico do câmbio. A depreciação da taxa de câmbio decorrente do choque monetário dos EUA não afeta o preço de suas importações elevando o consumo doméstico, além de elevar o consumo europeu de bens do EUA, porém a desvalorização do euro decorrente de um choque europeu por sua vez, eleva o preço das importações na Europa e não reduz o preço das importações do EUA.

Devereux e Engel (2003) tratam do grau de flexibilidade da taxa de câmbio como condição necessária para a política monetária independente, sendo que tradicionalmente para a política monetária ótima supõem-se ajustes instantâneos de preços relativos em relação à taxa de câmbio que afetam a demanda agregada. Nos trabalhos empíricos observou-se que esse ajuste não ocorre prontamente no curto prazo, utilizando um modelo ampliado de Obstfeld e Rogoff (1995) os autores acrescentam produtividade e velocidades de choques específicos para cada país, utilizando rigidez nominal de preços.

Dentre os tipos de fixação de preços disponíveis, Devereux e Engel (2003) utilizaram o preço na moeda do produtor (PCP), em que os preços são definidos na moeda do produtor, e o preço em moeda local (LCP), quando os preços são definidos na moeda do consumidor. Conforme Devereux e Engel (2003), quando a taxa de câmbio se deprecia sob PCP, os preços de exportações não se alteram e os preços das importações acompanham proporcionalmente a alteração da taxa de câmbio. Já no caso dos consumidores estrangeiros, o preço pago pelo bem doméstico varia de acordo com a taxa de câmbio. No caso da precificação LCP, as empresas escolhem dois preços, um para os consumidores domésticos e outra para cobrar dos consumidores estrangeiros em moeda estrangeira, ou ainda os produtores fixam o preço na

²¹ Considera o exercício de Dornbusch de um aumento inesperado permanente na relação oferta monetária dos EUA. (Tradução da autora)

sua moeda e os intermediários fixam na moeda do consumidor, sendo que a taxa de câmbio não afetaria o preço do bem importado, mas afeta os termos de troca.

Conforme Devereux e Engel (2003), sob a PCP a taxa de câmbio é afetada tanto pela oferta de moeda quanto pela velocidade do choque. Ainda conforme os autores, no caso da LCP a paridade poder de compra (PPP) não se manterá, o consumo doméstico difere do estrangeiro. Na LCP a oferta e a velocidade da moeda não afetam, mas os choques de produtividade que afetam o consumo doméstico. De maneira geral, Devereux e Engel (2003) destacam que no caso de PCP o ajuste da taxa de câmbio é uma parte central da política monetária ótima, razão para o uso de taxa de câmbio flexível. Já no caso de LCP, os preços não respondem a movimentos na taxa de câmbio e a política monetária ótima utilizaria taxa de câmbio fixa.

No caso de uma expansão monetária estrangeira sob o regime de preços PCP, conforme os autores Obstfeld e Rogoff (1995) demonstram que ocorre uma apreciação cambial no país estrangeiro, uma queda no nível de preços, expansão dos saldos reais e como consequência a elevação do consumo doméstico. “A home money expansion on the other hand will directly increase consumption, but part of that is dissipated by exchange-rated appreciation. Money demand shocks affect consumption in exactly the opposite way to money supply shocks.”²² (DEVEREUX; ENGEL, 2003, p. 774).

De acordo com Devereux e Engel (2000), o debate central acerca da taxa de câmbio parte de duas ideias tradicionais, a de que a taxa de câmbio flexível é desejável na presença de choques reais a fim de ajustar os preços relativos, e de que a taxa de câmbio fixa permite uma estabilidade decorrente da disciplina de política monetária.

Benigno e Benigno (2003) analisam as condições sob as quais a estabilidade de preços ocorre como resultado de equilíbrio em economias abertas com preços flexíveis. Em geral, a alocação de preços flexíveis não é eficiente pela presença no caso de discriminação de viés inflacionário ou deflacionário dependendo de características estruturais, as autoridades monetárias “teriam incentivos em desviar da busca de alocação correspondente a preços flexíveis, mesmo quando eles operarem sob metas compromissadas” (DIAS; DIAS, 2010, p. 14). Isso decorre da suposição de que a elasticidade substituição intertemporal entre bens

²²Uma expansão monetária doméstica, por outro lado vai aumentar diretamente o consumo, mas parte será dissipada pela apreciação cambial. Choques de demanda de moeda afetam o consumo de maneira exatamente oposta a choques de oferta de moeda. (Tradução da autora)

domésticos e estrangeiros não necessariamente se igualar a uma unidade. Sendo que se os graus de distorções monopolísticas fossem equalizados entre os países haveria possibilidade de estabilidade de preços. Conforme Benigno e Benigno (2003, p. 756), “gains from international cooperation may be possible, even if markets are complete and producer currency pricing holds”²³.

Corsetti e Dedola (2002) empregam com um modelo de dois países com transmissão real e monetária na presença de discriminação internacional de preços ótima pelas firmas. Utilizando modelagem vertical das relações entre firmas localizadas em diferentes mercados, com a possibilidade das firmas diferenciarem preços entre os mercados, resulta que as depreciações nominais e reais da moeda corrente geralmente pioram os termos de troca, as firmas otimizam ajustes do *markup* em função de flutuações da demanda e grandes movimentos na taxa de câmbio nominal e real traduzem-se em pequenas mudanças no consumo, no emprego e no nível de preços.

Dentre a literatura de transmissão internacional de política macroeconômica o presente trabalho utiliza o modelo de interdependência macroeconômica desenvolvido por Corsetti e Pesenti (2001), como a fundamentação teórica, sendo este desenvolvido na seção 3. A escolha desse modelo foi realizada para conseguir um aprofundamento do resultado obtido por Dias, Dias e Punzo (2012) para assim verificar o efeito obtido se mantém para um país específico do bloco econômico analisado pelos autores. Na seção a seguir são apresentados alguns trabalhos recentes dentre essa análise.

2.2 Evidências empíricas sobre transmissão macroeconômica internacional

Nesta seção são apresentados alguns trabalhos recentes sobre interdependência macroeconômica que desenvolvem principalmente aplicações do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) e outras aplicações relacionadas aos efeitos transmissão de políticas macroeconômicas.

O trabalho de Branson (1982) relaciona movimentos na taxa de câmbio de cada país com movimentos no estoque de moeda, na conta corrente, nos preços relativos, nas reservas e na taxa de juros. O autor analisa a política cambial de quatro países, EUA, Reino Unido,

²³ Ganhos da cooperação internacional podem ser possíveis, mesmo se os mercados são completos e se a precificação ao mercado ocorre. (Tradução da autora)

Alemanha e Japão, aplicando um modelo VAR para cada país na análise do período do quarto trimestre de 1973 ao quarto trimestre de 1980. De maneira geral, a política dos EUA e em menor extensão do Japão determina a taxa de câmbio do país, enquanto que a Alemanha e o Reino Unido reagem a movimentos na taxa de câmbio movendo a taxa de juros e com intervenções de esterilização. Assim “a orientação da política doméstica nos EUA e no Japão é transmitida no Reino Unido e na Alemanha, sendo consistente com os resultados do VAR” (Branson, 1982, p. 35).

Dentro da literatura de transmissão macroeconômica Dias, Lima e Dias (2007) aplicaram o modelo de correção de erros (VEC) para o caso de Brasil como país doméstico e Argentina como país estrangeiro no período do primeiro trimestre de 1981 até o quarto trimestre de 2001. Estes indicam que uma política fiscal expansionista permanente na Argentina aumentaria o preço do bem estrangeiro, como este é componente do índice de preços do país doméstico, aumentaria a inflação doméstica e reduziria os saldos monetários reais do Brasil no longo prazo. Ao reduzir o poder de compra da moeda brasileira a política fiscal argentina apresenta efeito *beggar-thy-neighbor*, conforme esperado no modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001).

O caso de Brasil e Argentina foi examinado também por Dias e Dias (2010), porém estes aplicam o modelo SVAR para Brasil e Argentina como país doméstico e Estados Unidos como país estrangeiro utilizando o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) para o período do primeiro trimestre de 1980 até o segundo trimestre de 2009. A análise empírica utiliza o desvio em relação à tendência de longo prazo das séries, aplicando o filtro Hodrick Prescott (HP). Uma alteração da política de gastos americana que supere os gastos relativos do Brasil em proporção dos respectivos PIB altera os termos de troca, depreciando os termos de troca domésticos, o que melhora o balanço de pagamentos. Porém, no longo prazo a diminuição dos encaixes reais domésticos reduz o poder de compra das famílias reduzindo a taxa de crescimento do PIB e do consumo, confirmando o efeito *beggar-thy-neighbor*.

Já no caso da Argentina, uma política fiscal dos Estados Unidos tem efeito *beggar-thy-neighbor* sobre o consumo, produto e os encaixes reais de longo prazo. Conforme Dias e Dias (2010), a taxa de crescimento do consumo permaneceria abaixo da tendência de longo prazo em até 15%, a taxa de crescimento do produto permaneceria abaixo da tendência de longo prazo em até 14% e, no caso dos encaixes reais, seria em torno de 13% a queda relativa à média de longo prazo.

Outra análise utilizando Estados Unidos como país estrangeiro foi desenvolvida por Herrera e Dias (2012), porém considerando Colômbia como país doméstico. Estes analisaram a interdependência da política fiscal de Colômbia e Estados Unidos no período do primeiro trimestre de 1980 até o terceiro trimestre de 2011, aplicando a metodologia de vetores autorregressivos estruturais com variáveis exógenas (SVARX), considerando o desvio em relação à tendência de longo prazo. Segundo estes os resultados confirmaram os termos de troca como o canal de transmissão da política fiscal dos Estados Unidos para a Colômbia. Além disso, 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 cumulativas, em até 1% maior que o aumento dos gastos da Colômbia” (HERRERA; DIAS, 2012, p. 73), no longo prazo o efeito será *beggar-thy-neighbor* devido à valorização dos termos de troca que reduz o consumo do país doméstico.

Uma aplicação do modelo SVAR no modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001) para interdependência macroeconômica da política fiscal entre Brasil e México no período de 1995 a 2011 foi desenvolvida por Oikawa e Dias (2012). Conforme estes autores, em termos de desvio em relação à tendência de longo prazo, a política fiscal mexicana no geral é *beggar-thy-neighbor*, principalmente na competitividade do setor exportador manufatureiro do Brasil via apreciação dos termos de troca.

Ainda considerando Brasil e Argentina como país doméstico Dias, Dias e Punzo (2012) estimam o modelo SVAR para Europa como país estrangeiro, verificando o impacto da política fiscal da comunidade europeia sobre o consumo e o produto brasileiro considerando mudanças de longo prazo nos gastos governamentais da Comunidade Europeia utilizando dados do primeiro trimestre de 1980 até o segundo trimestre de 2009. De maneira geral, considerando o desvio em relação à tendência de longo prazo, uma política fiscal expansionista europeia, seja permanente ou transitória, causa perda de bem-estar na Argentina no curto e no longo prazo. Já no caso do Brasil ocorrem ganhos de bem-estar no curto e no longo prazo através de incrementos no consumo e no produto se a política for permanente, mas não afeta os preços domésticos, assim a política fiscal da Europa é *prosper-thy-neighbor*²⁴. Se a política fiscal europeia for temporária esta causa um movimento cíclico no consumo e produto do Brasil, mas não altera bem-estar.

²⁴ A política econômica é considerada *prosper-thy-neighbor* quando a sua implementação causa melhora nos agregados econômicos do país parceiro comercial.

Amari e Dias (2013), por sua vez aplicaram o modelo de vetores autorregressivos (VAR) para o caso de Brasil como país doméstico e Alemanha como país estrangeiro considerando o período do primeiro trimestre de 2000 até o quarto trimestre de 2012. Conforme os autores, um choque na base monetária mundial apresenta efeito *beggar-thyself*, através da redução do poder de compra da moeda doméstica. Os choques dos preços domésticos destacam o componente inercial da taxa de inflação, além disso, os gastos mundiais aceleram a taxa de inflação doméstica apresentando a política fiscal efeito *beggar-thy-neighbor*.

Considerando a escassez de aplicações do modelo de transmissão e interdependência de política de Corsetti e Pesenti (2001) para o caso do Brasil e da Alemanha e destacando o caso de efeito *prosper-thy-neighbor* entre Brasil e Europa citado aqui, este trabalho analisa o caso de Brasil e Alemanha para verificar se este efeito se aplica apenas para a Europa como um todo ou se aplica também para um país em particular da Europa. A hipótese deste trabalho é que o efeito seja *prosper-thy-neighbor* devido à influência econômica e política que a Alemanha exerce na Comunidade Europeia.

3. O MODELO TEÓRICO DE TRANSMISSÃO MACROECONÔMICA INTERNACIONAL

O trabalho de Obstfeld e Rogoff (1995) é destacado na literatura acerca da transmissão de política macroeconômica internacional, sendo que o modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001) consiste num aprimoramento de um dos casos deste modelo, discutindo os efeitos de políticas domésticas sobre os agregados econômicos dos parceiros comerciais. Nesta seção será apresentado o modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001), a sua especificação, as implicações do modelo para a política econômica e algumas críticas ao modelo.

3.1 O modelo de Corsetti e Pesenti (2001) de interdependência macroeconômica

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

Corsetti e Pesenti (2001) apresentam um modelo de equilíbrio geral de dois países com rigidezes nominais, em que as firmas agem competitivamente, mas o mercado de trabalho e de bens não são perfeitamente competitivos. O modelo introduz rigidez nominal no curto prazo, salários nominais são predeterminados com a antecipação de um período, sendo que na ausência de choques estes se ajustam ao seu nível de equilíbrio de estado estável. A rigidez de preços advém de fricções reais no mercado de trabalho, seja em decorrência da presença de sindicatos ou de qualificação específica. No entanto, o grau de competição monopolística é determinado pela tecnologia (Dias e Dias, 2010, p. 15).

A estrutura do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) inclui duas economias, doméstica e estrangeira, a função utilidade especificada para cada agente j que no agregado formará um *continuum* de agentes econômicos.

“Suas decisões dependem do comportamento a respeito de um índice de consumo para uma quantidade desejada de bens domésticos e estrangeiros; uma quantidade desejada de saldos monetários reais; da utilidade dos bens públicos G ; e a quantidade de trabalho (l) ofertada pelo agente j . A função utilidade do agente j

conta com uma taxa de desconto no tempo β , igual a $[1/(1+\delta)]$. Enquanto, $1/\rho$ é a elasticidade-substituição intertemporal entre consumo e lazer” (DIAS; DIAS, 2010, p. 15).

As preferências para bens de consumo são simétricas tanto dentro quanto entre as nações, sendo assim os índices de preços são idênticos em ambos os países. A função de produção de cada economia é descrita por uma relação CES entre tecnologia e um *continuum* de serviços de trabalho diferenciados utilizados na produção de Y . Destaque que os termos de troca são sensíveis a um impulso de choques de política na economia mundial.

Na restrição orçamentária individual em ambos os países os agentes mantêm dois tipos de ativos, moeda nacional e título internacional B , sendo que em nível de mercado mundial o título B tem posição de equilíbrio no curto e no longo prazo devido à oferta líquida igual a zero desse título. Isso tem como implicação o fato que “in equilibrium, the ratio of Home to Foreign consumption is Constant at $\gamma/1-\gamma$: the mechanism of adjustment to shocks in the world economy hinges exclusively upon variations of the terms of trade, without changes in national net-asset positions”²⁵ (CORSETTI; PESENTI, 2001, p. 432). A seguir segue a especificação do modelo.

3.2 Especificação do modelo de Corsetti e Pesenti (2001)

Nesta seção é desenvolvido o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) empregando nas subseções 3.2.1 até 3.2.6 a formalização da dedução teórica do modelo realizada por Lima e Dias (2005).

3.2.1 Índices de consumo e preferências

Conforme citado na seção anterior, o modelo inclui dois países, doméstico e estrangeiro, cada um especializado na produção de um bem comercializável. A função utilidade é apresentada para o agente j , que no agregado forma um *continuum* de agentes

²⁵ Em equilíbrio, a razão de consumo doméstico para estrangeiro é constante em $\gamma / 1-\gamma$: o mecanismo de ajustamento a choques na economia mundial depende exclusivamente sobre variações dos termos de troca, sem mudanças nas posições líquidas de ativos nacionais. (Tradução da autora)

econômicos, com o tamanho da população normalizada em 1. Assim a utilidade do agente doméstico $j, j \in [0,1]$ é dada por:

$$U_t(j) = E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} \left[\frac{C_{\tau}(j)^{1-\rho}}{1-\rho} + \chi \ln \frac{M_{\tau}(j)}{P_{\tau}} + V(G_{\tau}) - \frac{\kappa}{2} l_{\tau}(j)^2 \right] \quad \beta, \rho, \chi, \kappa > 0 \quad (1)$$

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

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

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

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

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

Assim, Corsetti e Pesenti (2001) destacam duas diferenças entre os dois países. A primeira diferença é que o peso do bem doméstico nas preferências pode ser diferente do peso do bem estrangeiro ($\gamma \neq 1/2$). A segunda diferença reside no fato que os agentes domésticos e estrangeiros são dissimilares com relação às preferências de liquidez, lazer e bens públicos, dado que os parâmetros domésticos χ e κ não necessitam ser iguais aos seus correspondentes estrangeiros, e V pode ser diferente de V^* . Os índices de preço baseado no consumo correspondente às preferências apresentadas acima, são:

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

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

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

3.2.2 Tecnologia e produção

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

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

em que Y denota o produto. Dentre os pressupostos do modelo destaca-se que cada agente detém o monopólio da oferta de um insumo específico e que a elasticidade de substituição de insumo ϕ é um índice (decrecente) de competição imperfeita, ou seja, quanto menor o grau de substituição entre os insumos, maior é o poder de mercado dos agentes. Nesse caso, Corsetti e Pesenti (2001) não restringem que o grau de competição monopolística varie de acordo com a elasticidade de substituição entre bens domésticos e estrangeiros, dado que esta é constante e igual a 1. Além disso, as firmas agem competitivamente. A partir do problema de maximização do lucro das firmas domésticas, deriva-se a demanda por trabalho para cada tipo de trabalho:

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

em que $W(j)$ é a taxa de salário nominal. A mesma relação vale para o país estrangeiro, mas a elasticidade ϕ^* pode ser diferente de ϕ . Em decorrência de o modelo assumir que as firmas domésticas e estrangeiras são tomadoras de preço, a lei do preço único é válida, ou seja, os preços dos bens na mesma moeda são iguais entre os países. Denotando por E a taxa de câmbio nominal (moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira), temos:

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

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

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

3.2.3 Restrição orçamentária e de recursos

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

(10)

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

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

(11)

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

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

Corsetti e Pesenti (2001) assumem que os gastos governamentais são direcionados exclusivamente para bens produzidos domesticamente. Em qualquer ponto no tempo o

governo doméstico determina o gasto público G_t , o imposto líquido individual $T_t(j)$, e o estoque de moeda M_t tal que:

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

dado,

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

A economia estrangeira é caracterizada por restrições similares. Em nível mundial, a oferta líquida de títulos internacionais é igual a zero, ou seja:

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

Assim, a restrição de recursos mundial para os dois bens é:

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

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

3.2.4 Rigidezes nominais e restrições à participação

Segundo o modelo, ambos os países apresentam rigidezes nominais, introduzidas na forma de contratos de salários nominais de um período. De acordo com Corsetti e Pesenti (2001), na determinação do salário $W(j)$, cada agente doméstico considera a demanda da firma (6) em seu problema de maximização da utilidade, agindo assim como um ofertante monopolístico de seu insumo produtivo. Partindo da condição de primeira ordem, o salário pré definido então satisfaz,

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

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

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

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

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

3.2.5 Equilíbrio do modelo de Corsetti e Pesenti (2001)

Segundo Corsetti e Pesenti (2001), para dada alocação inicial de B_{t_0} , $B^*_{t_0}$, M_{t_0-1} , e $M^*_{t_0-1}$, e os processos de G_t , G^*_t , M_t , M^*_t , $T_t(j)$ e $T^*_t(j^*)$, para todo $t \geq t_0$, um equilíbrio é um conjunto de processos para $CH_t(j)$, $C_{F,t}(j)$, $B_{t+1}(j)$, $M_t(j)$, $l_t(j)$, $C^*_{H,t}(j^*)$, $C^*_{F,t}(j^*)$, $B^*_{t+1}(j^*)$, $M^*_t(j^*)$, $l^*_t(j^*)$, Y_t , Y^*_t , $W_t(j)$, $W^*_t(j^*)$, $P_{H,t}$, $P_{F,t}$, $P^*_{H,t}$, $P^*_{F,t}$, E_t , e i_{t+1} , tal que, para todo $t \geq t_0$, (i) a restrição orçamentária do governo (10) e seu análogo estrangeiro são satisfeitas; (ii) dados os preços $P_{H,t}$, $P_{F,t}$, E_t e i_{t+1} , os agentes domésticos maximizam (1) sujeito a (2), (4), (8) e a restrição jogo de não-Ponzi, e determinam os salários $W(j)$ de acordo com (15); (iii) dados os preços $P^*_{H,t}$, $P^*_{F,t}$, E_t e i_{t+1} , analogamente, os agentes estrangeiros solucionam o mesmo problema de maximização; (iv) as firmas escolhem $l_t(j)$ e $l^*_t(j^*)$ de acordo com (6) e seu análogo estrangeiro; e os níveis de produção Y_t e Y^*_t são determinados de acordo com (5) e seu análogo estrangeiro; (v) os mercados de bens domésticos e estrangeiro, as moedas doméstica e estrangeira e a compensação do título internacional, ou seja, as condições (7), (11) e as análogas estrangeiras, e (12), (13), (14) são válidas. Além disso, pode-se notar que,

de acordo com (5), num equilíbrio onde $l_t(j) = l_t$ e $l_t^*(j^*) = l_t^*$, o produto é uma função linear do trabalho, isto é, $Y_t = l_t$ e $Y_t^* = l_t^*$. Assim, a condição (6) implica que os preços do produto são sempre iguais aos salários nominais ($P_{H,t} = W_t$, $P_{F,t}^* = W_t^*$).

3.2.6 Solução do modelo

As soluções do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) apresentadas no quadro 16, que se encontra no Apêndice geram dois conjuntos de equações. O primeiro conjunto é a representação do curto prazo onde ressalta se os efeitos da política monetária sobre os agregados econômicos: produto (Y), consumo (C), taxa de juros (R), termos de troca (TT) e taxa de câmbio nominal (E). O segundo conjunto refere-se à representação do longo prazo no qual apenas a política fiscal interfere no resultado das variáveis agregadas: o produto de longo prazo (\bar{Y}), o consumo de longo prazo (\bar{C}), os encaixes reais (\bar{m}), os termos de troca (\bar{TT}) e os preços domésticos (P_h).

Conforme Dias, e Dias (2010, p. 16 e 17) a oferta de moeda mundial é dada pela fórmula $[M_W = M^\gamma (M^*)^{1-\gamma}]$ em que M é a oferta de moeda doméstica e M^* é a oferta de moeda estrangeira; a oferta relativa de moeda do mundo é ($M_R = M/M^*$) e a posição fiscal do mundo $[g_w = g^\gamma (g^*)^{1-\gamma}]$, ou gasto governamental do mundo, em que g representa a razão entre produto e produto líquido de gastos governamentais domésticos $[g = Y/(Y-G)]$, e g^* o gasto do governo estrangeiro, calculado de maneira análoga.

3.2.7 Críticas ao modelo de Corsetti e Pesenti (2001)

De acordo com Ghironi (2000), no modelo de Obstfeld e Rogoff (1995) a posição da economia doméstica e estrangeira é considerado como sendo o estado estacionário, “in the absence of shocks is a point to which the economies never return following a disturbance. The consumption differential between countries follows a random walk” (GHIRONI, 2000, p. 3).²⁶ Assim, qualquer nível de participação de ativos externos líquidos concretizada após o choque torna-se a posição da conta corrente de longo prazo até um novo choque. Conforme

²⁶ Na ausência de choques é um ponto em que as economias nunca retornaram após uma perturbação. O diferencial de consumo entre os países segue um passeio aleatório. (Tradução da autora)

Ghironi (2000) esta suposição apresenta uma falha, pois a taxa média de crescimento de consumo das economias no modelo não depende das propriedades médias dos ativos externos líquidos. “Hence, setting consumption to be constant is not sufficient to pin down a steady-state distribution of asset holdings. This makes the choice of the economy's initial position for the purpose of analyzing the consequences of a shock arbitrary”²⁷ (GHIRONI, 2000, p. 3).

Para tentar solucionar esta falha Corsetti e Pesenti (1998) utilizam um modelo em que a importância da conta corrente é desenfaturada (GHIRONI, 2000), sendo que

“they achieve this by assuming unitary intratemporal elasticity of substitution between domestic and foreign goods in consumption. Under this assumption, the current account does not react to shocks, and thus plays no role in their transmission. The justification Corsetti and Pesenti offer for claiming that this is not a bad approximation of reality when the purpose is providing normative conclusions is that, even when the current account does move, the difference its movements make for a country's welfare is only second order”²⁸ (GHIRONI, 2000, p. 3).

Conforme Ghironi (2003), considerando o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) com elasticidade de substituição intratemporal entre bens de consumo nacionais e estrangeiros igual a um, este modelo remove a reação da conta corrente a choques se a posição inicial líquida de ativos externos é igual à zero. Assim, a dinâmica dos termos de troca torna-se a peça central de ajuste internacional no modelo (GHIRONI, 2003). Porém, de acordo com Ghironi (2000), qualquer posição inicial de ativos diferente do equilíbrio zero retorna o problema da estacionariedade do modelo.

²⁷ Por isso, a criação de consumo ser constante, não é suficiente para definir uma distribuição em estado de equilíbrio da participação de ativos. Isso faz com que a escolha da posição inicial da economia com o objetivo de analisar as consequências de um choque arbitrária. (Tradução da autora)

²⁸ Eles conseguem isso assumindo elasticidade intratemporal unitária de substituição entre produtos nacionais e estrangeiros no consumo. Partindo deste pressuposto, a conta corrente não reage a choques e, portanto, não desempenha nenhum papel na sua transmissão. A justificativa Corsetti e Pesenti oferecem para afirmar que esta não é uma má aproximação da realidade quando o propósito é fornecer conclusões normativas é que, mesmo quando a conta corrente se move a diferença que seus movimentos fazem para o bem-estar de um país é apenas a segunda ordem. (Tradução da autora)

3.3 Implicações do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) para política econômica

O modelo de Corsetti e Pesenti (2001) destaca que os efeitos de choques de política econômica sobre o produto do país estão sujeitos ao grau de abertura do país e de seu tamanho frente ao mercado mundial. No caso de uma economia fechada uma pequena expansão monetária permanente não antecipada eleva o bem-estar se o maior nível de consumo doméstico for superior a “desutilidade” do trabalho. Conforme Corsetti e Pesenti (2001) se o choque monetário for grande o benefício marginal de uma expansão monetária é positivo para todos os choques desde que o salário real não seja inferior aquele relacionado à taxa de substituição intertemporal entre consumo e lazer.

Já no caso de uma economia pequena e aberta uma política monetária expansionista elevaria a oferta mundial de moeda, reduzindo a taxa real de juros, resultando em fuga de capitais da economia do país que implementou a expansão monetária, depreciando a taxa de câmbio. Assim ocorreria a elevação da demanda agregada e a redução do poder de compra da moeda doméstica, sendo que as externalidades negativas da redução do poder de compra podem ser superiores as externalidades positivas da demanda. De acordo com Dias e Dias (2010), no longo prazo a política monetária seria neutra em decorrência dos preços acompanharem o movimento da oferta monetária, gerando o retorno ao patamar inicial do produto, do consumo, da taxa de câmbio e dos saldos monetários reais.

Considerando uma economia grande e aberta os efeitos da política monetária expansionista seriam acentuados em comparação a economia pequena, sendo que ambos os casos essa política pode ser *beggar-thyself*. Corsetti e Pesenti (2001) destacam que a expansão monetária implementada conjuntamente poderia retirar o efeito da taxa de câmbio, beneficiando os países em direção ao seu produto potencial.

Uma política fiscal expansionista por sua vez pode apresentar efeito *beggar-thy-neighbor*, sendo os choques fiscais descritos como mudanças inesperadas no longo prazo (acima de um período) na razão entre produto e produto líquido dos gastos governamentais, pressupondo que os gastos governamentais incidem apenas sobre os produtos domésticos. Além disso, os choques fiscais permanentes no modelo têm como consequência que o nível de gastos de curto prazo seja igual ao nível de longo prazo.

Segundo o modelo, uma política fiscal não antecipada no curto prazo não impacta na demanda doméstica e no emprego, para um dado patamar dos termos de troca. Isso ocorre devido ao fato que a mudança nos gastos do governo não afeta diretamente a utilidade marginal do consumo privado, além do fato de que a taxa de câmbio de equilíbrio depende apenas da oferta relativa de moeda (M_R). Porém se é incluída a hipótese de que demanda por moeda é em função tanto do consumo privado como do consumo público no modelo de Corsetti e Pesenti (2001) a política fiscal será neutra se acompanhada por uma política monetária contracionista mantendo a taxa de câmbio inalterada.

Portanto a política fiscal temporária é neutra, não afetaria a economia por mais de um período, mas um choque permanente dos gastos do governo não é neutro. Os efeitos da política fiscal permanente dependem do parâmetro ρ do modelo, que representa o inverso da elasticidade-substituição intertemporal ($1/\rho$). De acordo com Corsetti e Pesenti (2001), no caso de choques fiscais permanentes e que resultem em aumento da demanda por bens domésticos um ajustamento para cima dos salários domésticos de longo prazo será requerida, resultando em elevação dos preços relativos domésticos e apreciação da moeda em termos reais. Em decorrência do ajustamento dos salários reais o crescimento do produto seria em menor proporção que o crescimento dos gastos governamentais, o consumo mundial reduziria e os preços elevariam em ambos os países. Além disso, a economia deslocaria-se para um novo equilíbrio com um nível mais elevado do produto e com consumo reduzido em relação ao estado inicial.

No caso uma política fiscal expansionista no país estrangeiro, o gasto governamental mundial (g_w) aumentaria, impactando na economia doméstica no longo prazo. Inicialmente essa expansão fiscal aumentaria a demanda por bens estrangeiros, a qual poderia ser atendida se o salário real do país estrangeiro aumentar. Consequentemente elevaria o preço do produto estrangeiro, deteriorando os termos de troca domésticos e reduziria o salário real doméstico. Assim, o consumo privado estrangeiro se reduz devido ao crescimento do produto estrangeiro ocorrer em menor proporção que a elevação dos gastos governamentais estrangeiros. O consumo privado doméstico por sua vez reduziria em decorrência da deterioração dos termos de troca nacionais, essa redução pode ser ampliada se a inflação doméstica elevaria o que reduz os saldos monetários reais.

O efeito de uma expansão fiscal no país estrangeiro sobre o produto doméstico depende de ρ . “Since the Foreign fiscal shock reduces the availability of Foreign goods to world consumers ($Y^* - G^*$ falls), world demand for Home goods increases if the two national

goods are substitutes ($p > 1$), and falls otherwise”²⁹ (CORSETTI; PESENTI, 2001, p. 440). Na transmissão intertemporal de políticas econômicas o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) indica que os efeitos *spillovers* de uma expansão fiscal permanente podem ser *beggar-thy-neighbor*.

Assim, neste trabalho são testadas as equações de longo prazo do modelo de Corsetti e Pesenti (2001), para Brasil como economia doméstica e Alemanha para economia estrangeira. A seguir segue uma caracterização das economias brasileiras e alemãs para o período de análise.

²⁹ Como o choque fiscal estrangeiro reduz a disponibilidade de bens estrangeiros (Y^*-G^* cai), a demanda mundial por bens domésticos aumenta se os bens doméstico e estrangeiro forem substitutos, ($\rho > 1$), e reduz caso contrário. (Tradução da autora)

4. CARACTERIZAÇÃO DA ECONOMIA BRASILEIRA E ALEMÃ

Nesta seção são analisadas a economia brasileira e alemã no período de 2001 a 2013 e sua relação comercial com a finalidade de situar a análise e destacar modificações no período que possam vir a ser incluídas na análise empírica.

4.1 Análise da política fiscal brasileira no período de 2001 a 2013

Uma breve análise da economia brasileira no período de 2001 a 2013 é apresentada nessa seção com objetivo de contextualizar o objeto de estudo. Em função de orientação política e econômica a análise é separada em cinco períodos, o primeiro mandato de Fernando Henrique Cardoso (FHC) como Presidente da República Federal do Brasil (1995-1998), o segundo mandato de FHC (1999-2002), o primeiro mandato de Luís Inácio Lula da Silva (2003-2006), o segundo mandato de Lula (2007-2010) e o mandato de Dilma Rousseff (2011-2013).

Conforme Oliveira e Turolla (2003), de maneira geral o período de 1995 a 1998 é caracterizado pela busca da consolidação da estabilização, valorização cambial e desequilíbrio externo, já o período de 1999 a 2002 é caracterizado pelo tripé câmbio flutuante, metas de inflação e superávit primário. Em 2002 a economia brasileira apresenta um cenário de instabilidade econômica com a elevação da dívida interna e externa, “baixíssimo crescimento do PIB; elevação do desemprego (cresceu de 4,8% em 1994 para 8,3% em 2002) e redução do poder de compra do salário mínimo (caiu de US\$ 110 em 1995 para US\$ 80 em 2002)” (MATTEI; MAGALHÃES, 2011, p. 138).

O cenário de instabilidade da economia brasileira descrito acima decorre da crise da Argentina, do ataque ao World Trade Center e da crise brasileira de oferta de energia elétrica (“apagão”) em 2001. Aliado a esses eventos acontece a eleição em 2002 de Luís Inácio Lula da Silva um representante de um partido que tradicionalmente defendia a redução do superávit primário, redução das despesas com juros, entre outras medidas, geraram incerteza acerca do futuro da economia, o que ficou conhecido como crise eleitoral. Na crise eleitoral, o risco-país se eleva chegando a aproximadamente 2500 pontos gerando fuga de capitais, o que altera o

perfil da dívida pública que passa a operar com prazos menores, “maior vinculação à taxa de câmbio e à taxa over” (GREMAUND et al., 2010, p. 487).

O aumento da meta de superávit primário de 3,75% para 4,25% do PIB combinado com a manutenção da tendência de elevação da taxa de juros ajudou a reafirmar a preocupação do governo com o ajuste fiscal e a estabilidade. Além disso, o governo sinalizou a manutenção dos compromissos com o FMI, mas a redução da instabilidade já ocorreu antes com a indicação da manutenção da política econômica adotada desde 1999.

Conforme Ferrari Filho e Corazza (2003), a política fiscal e monetária praticada no início de 2003 teve caráter restritivo. Sendo que a valorização cambial, a elevação da taxa básica de juros, “tanto para conter a alta de preços como para garantir o afluxo de capitais externos no país” (MARQUES; NAKATANI, 2006, p. 3), e a elevação do superávit primário, resultam em redução expressiva da demanda interna. Além disso, esses fatores explicam a reversão da tendência de aceleração inflacionária de 2002 já nos primeiros meses de 2003. Conforme Gremaund et al. (2009), o desempenho favorável das exportações decorre da forte elevação do preço das *commodities*, do crescimento econômico mundial e do impacto favorável da desvalorização de 2002, colaborando para reduzir o impacto recessivo das políticas adotadas e obter o primeiro saldo anual positivo nas Transações Correntes da Balança de Pagamentos do Brasil após 1992.

No período de 1995 a 2010, “o principal aspecto da condução da política fiscal está no pagamento dos juros. Isso parece evidente, dado que as taxas de juros brasileiras são muito elevadas e que o serviço da dívida tem um grande peso no orçamento brasileiro” (GRAZZIOTIN; HERLLEIN, 2013, p. 135). A política macroeconômica de manter elevadas taxas de juros e atingir um elevado superávit primário para atrair a entrada de capital internacional, elevou o custo da dívida. A mudança no perfil da dívida, com redução dos títulos atrelados ao dólar e/ou Selic, e elevação dos títulos indexados pelos índices de preços, além da valorização cambial ajudou na estabilização. Esta estabilização possibilitou a redução gradual da taxa Selic a partir de junho após esta ter atingido o patamar de 26,50% em fevereiro de 2003. Em 2005 o Governo brasileiro saldou sua dívida com o FMI, sendo que em 2006 a dívida pública externa foi de 9,6% do PIB em contraste com 22% em 2000, indicando uma alteração do perfil da dívida pública.

O câmbio flutuante exerceu um impacto positivo na “conquista de taxa de juros reais substantivamente menores no Brasil nos últimos anos decorre preponderantemente da menor

ansiedade cambial que o novo regime favoreceu, ainda que não a tenha determinado” (BARROS; GIAMBIAGI, 2008, p. 245). A partir do momento em que o regime de câmbio flutuante passou a exercer a função de absorver choques externos, eleva a previsibilidade dos agentes, reduzindo a volatilidade da atividade econômica. Os expressivos saldos da balança comercial acumulados entre 2003 e 2007 e os investimentos diretos brutos são explicados pelo cenário internacional favorável com demanda internacional e liquidez, sendo que no processo ocorreu uma relevante acumulação de reservas cambiais.

A política de aumentos do salário mínimo nacional foi implementada gradualmente, ressaltando que especificamente no setor industrial depois de um histórico de queda dos salários, conforme Baer (2009), no período de 2003 a 2009 não ocorreu um aumento sustentado devido à situação do desemprego, que chegou a 13% em agosto de 2003. O salário mínimo real nacional, deflacionado pelo INPC, apresentava o valor de R\$378,80 em janeiro de 2003, este passa a ser R\$ 704,59 em dezembro de 2013, sendo que os aumentos nominais se encontram distribuídos anualmente de maneira regular. Essa política de aumento do salário mínimo por sua vez esbarra no controle do crescimento do déficit da Previdência, já que os benefícios previdenciários são atrelados a este.

O crescimento dos salários e a expansão do consumo das famílias decorrente das transferências via programas de assistência e da expansão do crédito para a pessoa física, incluindo parcelas da população de menor renda, sustentou o regime de crescimento de 2004 a 2011. Especialmente no período de 2007 a 2010, o desenvolvimento social obteve destaque no crescimento econômico, com medidas que visam atuar nos problemas da pobreza e desigualdade social, como o programa Fome Zero e a garantia de renda mínima. A reforma na Lei de Falências por sua vez ampliou o direito dos credores com finalidade de ampliar os investimentos e reduzir o risco dos empréstimos, visando expansão do crédito para aceleração do crescimento, conforme Baer (2009).

De acordo com Gremaund et al. (2010, p. 486), a taxa de crescimento econômico de 1,3% a.a. apresentada em 2001 recebeu impacto de dois fatores principais, o choque cambial das “profundas pressões cambiais em função da crise Argentina e do ataque ao World Trade Center no segundo semestre”. A crise Argentina é destacada pela saída de capitais e desvalorização cambial, elevando a taxa de juros e impactando nas expectativas dos investidores, e, além disso, a crise energética retraiu o consumo e o investimento. “Em 2001, esse desequilíbrio entre o fluxo de investimentos diretos e o déficit em transações correntes

agravou o clima de instabilidade econômica existente à época e ajudou a empurrar a economia para uma grave crise cambial” (BELLO, 2010, p. 22).

Em 2002, a taxa de crescimento do PIB foi de 2,75%, já em 2003 foi de 1,2%, destacando o impacto da queda do desempenho do setor industrial de 2,1% para 1,3% respectivamente. Em 2004 esse resultado foi de 5,2%, destacando a expansão industrial de 6,2%, com utilização da capacidade industrial que até 2004 era relativamente baixa e taxa de crescimento da formação de capital positiva neste ano. As rígidas políticas fiscais e monetárias praticadas desde 1999 resultaram num sólido desempenho do balanço de pagamentos, com destaque ao crescente resultado positivo da balança comercial desde 2001, com crescimento contínuo das exportações e uma demanda doméstica fraca que reduziu as importações em 2002-3.

“No período de 2004-08, a média anual de crescimento da taxa do PIB foi de 4,71%” (BAER, 2009, p. 510), destacando o papel do aumento do poder de compra dos grupos de baixa renda, o crescimento acentuado das exportações, o influxo de IED e o investimento em infraestrutura presente no Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), introduzido em 2007. Conforme o autor, o acúmulo de reservas cambiais estrangeiras estava em um patamar superior a US\$ 200 bilhões em 2008 devido ao crescente superávit comercial e ao influxo de capital, num cenário em que o Real estava valorizado.

O impacto da crise financeira internacional iniciada em 2007 manifestou-se no Brasil no segundo semestre de 2008, “o superávit comercial encolheu, a bolsa de valores declinou (no final de 2008, a queda tinha sido de 42%) e começou a desvalorização do real (no final desse mesmo ano o dólar teve uma valorização de 32%)” (BAER, 2009, p. 510). A desaceleração do crescimento da China reduziu o preço das *commodities* o que aliado ao cenário de recessão no mundo explicam a redução do superávit. A desvalorização cambial dificultou o controle da inflação e ao mesmo tempo ajuda na competitividade das exportações que “pode ser anulado pela queda da demanda induzida pela recessão em diversos lugares do mundo” (BAER, 2009, p. 511). Neste aspecto, Kooi (2010) destaca que o Banco Central do Brasil elevou a taxa de juros nos meses que antecederam a crise e manteve elevada nos meses seguintes com a finalidade de conter a inflação que se encontrava acima da meta.

No último trimestre de 2008 houve no Brasil declínio da produção industrial, férias coletivas para os funcionários e cortes em projetos de investimentos. Ressalte que em 2009, “o mundo sofria com intensidade os impactos da crise mundial, mas as exportações para a

China se mantiveram ascendentes, ao passo que as importações caíram. Isso sinaliza que, mesmo em um ambiente de crise, os asiáticos persistem adquirindo produtos brasileiros” (AVILA, 2012, p. 85). Em 2009 o PIB apresentou decréscimo de 0,33% sendo que Kooi (2010) evidencia algumas medidas adotadas pelo Governo em face à crise, tais como: a redução das reservas mínimas bancárias, a redução dos impostos sobre empresas, investimentos em infraestrutura e no setor imobiliária/construção civil.

“A rápida e significativa recuperação econômica da economia brasileira em 2009-10 tem sido resultado tanto de um elemento de caráter conjuntural, a política econômica adotada ao longo da crise, como de outro, de natureza estrutural, a estabilidade macroeconômica alcançada desde 2004 e a melhor inserção brasileira no cenário internacional. Assim, o Governo adotou mudanças substanciais tanto na política monetária quanto na fiscal, as quais serviram de estímulo ao consumo e, por conseguinte, à produção e ao emprego. Tais medidas, no entanto, inseriram-se num cenário onde o consumo interno estava sendo estimulado há mais de cinco anos, através das políticas de distribuição de renda, de crescimento do poder aquisitivo do salário mínimo e da expansão do crédito” (CONTRI, 2010, p. 25).

O crédito para pessoas físicas em proporção do PIB cresceu de 5,6% em 2004 para 14,9% em 2009, esse aumento foi resultante da “expansão do crédito consignado, dirigido basicamente para funcionários públicos e beneficiários da Previdência Social, e o aumento dos prazos dos empréstimos, como por exemplo, para automóveis, e dos incentivos para compra de eletrodomésticos” (GALEANO; FEIJÓ, 2010, p. 9). A duplicação da proporção do crédito nacional no PIB, entre 2004 e 2011 pode ser visualizada pelo fato que a “relação entre o crédito e o PIB passou de 25% em 2004 para, aproximadamente, 46% em 2011, considerando - se a média dos respectivos anos” (PAIM, 2013, p. 35).

“Dentre as alterações que iniciaram esse processo de crescimento, Araújo (2012) ressalta três: (a) a criação do crédito consignado em folha de pagamento, em 2004; (b) a redução da taxa básica de juros (de 16,5% em janeiro de 2004 para 7,5% em agosto de 2012, mesmo que, durante esse período, decisões do Comitê de Política Monetária (Copom) a tenham elevado a quase 20%.); (c) o ambiente macroeconômico favorável propiciado, em um primeiro momento, pelo cenário externo e, depois, pela melhoria de renda dos segmentos mais pobres da população brasileira” (PAIM, 2013, p. 35).

Nesse contexto, as políticas de expansão do crédito habitacional tem destaque na “atividade econômica no período pós-crise. Podemos, realmente, caracterizá-las como políticas anticíclicas, pois se movimentaram em direção contrária à tendência exposta pelo

total das atividades, além de possuírem instituições públicas como principais condutoras” (PAIM, 2013, p. 42). Alguns fatores que ajudaram a reduzir o risco-país e elevaram a atratividade da economia doméstica, destacados por Barros e Giambiagi (2008) são a redução da inflação e o cumprimento da sua meta, com o Banco Central atuando com efetiva autonomia, redução das taxas de juros, superávits na conta corrente decorrentes dos saldos comerciais, acumulação de reservas cambiais, eliminação da dívida externa líquida. Formalização considerável do mercado de trabalho, elevação da produtividade, elevação do crédito bancário em relação ao PIB, manutenção do superávit primário, melhora progressiva dos indicadores de distribuição de renda, entre outros, também apresentaram impacto.

Em 2010, o PIB apresentou crescimento de 7,5%, em 2011 de 2,7% e em 2012 de 0,9%, conforme Cagnin et al. (2013), este resultado da atividade econômica decorre do baixo desempenho da indústria no aspecto da oferta e dos investimentos, em especial o infraestrutural, no lado da demanda. Destaque a política fiscal e monetária no primeiro semestre de 2011 que apresentou caráter restritivo com objetivo de conter a aceleração da inflação. Os aspectos positivos de 2011-12 concentram-se na “redução do diferencial entre as taxas de juros doméstica e internacional, a diminuição da dívida líquida do setor público, a obtenção de uma taxa de câmbio mais competitiva e a queda da taxa de desemprego” (CAGNIN et al., 2013, p. 16), sendo que a taxa Selic permaneceu no patamar de 7,25% a.a. até final de março de 2013 e que a partir de então ocorrem elevações graduais desta.

A partir de 2011, o governo federal utilizou os bancos públicos com carteira comercial para reduzir a taxa de juros praticada pelos bancos privados, além de incentivar “os bancos públicos a atuar de forma anticíclica, neutralizando a desaceleração da contratação de crédito pelos bancos privados” (CAGNIN et al., 2013, p. 7). A política fiscal também assumiu caráter anticíclico entre o segundo semestre de 2011 e o primeiro semestre de 2012 em decorrência do aprofundamento da crise na área do Euro, sendo que:

“a desoneração tributária de diversos setores foi o principal instrumento utilizado nesse período, aliando os objetivos de reaquecimento econômico ao aumento da competitividade da indústria nacional, prejudicada, então, pela apreciação cambial e pelo acirramento da concorrência nos mercados externo e doméstico após a crise financeira global de 2008-2009. [...] A maior parte das medidas de desoneração fiscal integrou o Plano Brasil Maior, lançado em agosto de 2011. Dentre elas podem ser citadas: redução do IPI sobre bens de investimento; instituição do Reintegra (Regime Especial de Reintegração de Valores Tributários para as Empresas Exportadoras), que permite a devolução às empresas de até 3% das receitas de exportação; redução gradual do prazo de devolução de créditos referentes ao Pis-Pasep/Cofins sobre bens de capital; ampliação do Simples Nacional;

desoneração da folha de pagamento de setores intensivos em mão de obra (confeções, móveis, calçados, softwares); e estabelecimento de um novo regime tributário para o setor automotivo” (CAGNIN et al., 2013, p. 13-14).

Em 2013 a taxa de crescimento do PIB foi de 2,3%, sendo que a política monetária apresentou caráter mais restritivo em decorrência do afastamento da inflação do centro de sua meta, ressaltando ainda que “tanto os termos de troca quanto a demanda mundial declinaram devido à desaceleração econômica mundial: os principais parceiros comerciais do Brasil (Europa, China e Argentina) tiveram um crescimento declinante entre 2011 e 2013” (FERRARI FILHO; PAULA, 2014, p. 15).

Em relação ao destino das exportações, a distribuição geográfica das exportações brasileiras em 1998 estava basicamente concentrada com EUA como principal parceiro comercial com 19,3%. Esse cenário se altera, sendo que na “participação dos principais parceiros comerciais brasileiros, se verifica que a representatividade chinesa é ascendente. O referido movimento fez com que a China se tornasse, em 2009, o país que mais importa produtos brasileiros” (AVILA, 2012, p. 85). Conforme dados do MDIC (2013a), em 2013 a China era destino de 19% do total das exportações brasileiras, os EUA representavam 10,3%, a Argentina representava 8,1%, os Países Baixos representavam 7,2% e o Japão representava 3,3% das exportações. Já o destino das exportações brasileiras por bloco econômico encontrava-se distribuído em 2013, conforme dados de MDIC (2013b), Ásia (exclusive Oriente Médio) representava 32,07%, ALADI representava 20,81% e União Europeia representava 19,72% do total das exportações brasileiras.

As perdas de participação das exportações nos “mercados mais tradicionais tiveram como contrapartida um aumento expressivo da participação dos mercados não tradicionais” (RIBEIRO; MARKWALD, 2008, p. 373), tais como China, países da África, Oriente Médio, Europa Oriental, América Central e Caribe. Dois fatores têm destaque na expansão das vendas para esses países, “um aumento dos mercados não tradicionais nas importações mundiais, que o Brasil acompanhou, e uma concentração relativamente maior da demanda de importação desses países em *commodities* agrícolas e minerais produzidos pelo país” (RIBEIRO; MARKWALD, 2008, p. 373). Apenas para África, América Central e Caribe as exportações brasileiras têm participação mais elevada de bens manufaturados. “This trade diversification helped Brazil weather the effects of the crisis, particularly given that China and other EMEs

resisted the crisis better and began to recover ahead of the US economy ”³⁰ (KOOI, 2010, p. 4).

4.2 Análise da política fiscal alemã no período de 2001 a 2013

Antes de analisar a política fiscal da Alemanha cabe destacar o panorama geral da economia alemã nesse período. Nos anos 90, a Alemanha passou pelo processo de reunificação do país, sendo que em 1999 a taxa de desemprego na Alemanha Oriental estava em torno de 20%. Porém, conforme Eppendofer e Stierle (2008), desde 2005 houve melhora significativa do mercado de trabalho com criação de mais de um milhão de novos postos de trabalho formais.

Com a criação da Zona do Euro em 1998, a Alemanha obteve benefícios com ampliação das vendas intrabloco, ampliando as exportações e o saldo em transações correntes, conforme destacado por BEM (2013). A partir da tabela 1 observa-se que a taxa média de crescimento do PIB foi 7,3% de 2000 a 2004, com a crise financeira desencadeada em 2007 houve redução deste crescimento.

A Alemanha “apresentou relativo fortalecimento econômico após 2009, diminuindo seu desemprego e elevando suas taxas de crescimento do PIB com relação ao início da década” (BEM, 2013, p. 96). “Em 2011, novamente os mercados ficaram apreensivos com o descontrole no endividamento público apresentados por Grécia, Portugal, Irlanda e Itália, bem como pelo risco de contágio do setor bancário europeu, por estar exposto a tais ativos, principalmente na Espanha” (BEM, 2013, p. 101), reduzindo o crescimento causando do PIB alemão nos anos posteriores.

³⁰ Essa diversificação do comércio ajudou o Brasil a enfrentar os efeitos da crise, sobretudo tendo em conta que a China e outras economias emergentes resistiram melhor à crise e começaram a se recuperar antes da economia dos EUA. (Tradução da autora)

Tabela 1- Agregados econômicos da Alemanha (2000-2013)

Variável/período	2000-04	2005-09	2010	2011	2012	2013
PIB ¹	7,3	1,2	2,6	9,6	0,7	0,4
Demanda doméstica ¹	0,1	0,6	-2,4	2,8	-0,3	0,5
Despesa de consumo privado ¹	0,7	0,5	1	2,3	0,8	0,9
Despesa de consumo do governo ¹	0,6	1,8	1,3	1	1	0,9
Investimento total ¹	-1,7	0,4	5,7	6,9	-2,1	-0,7
Taxa de desemprego ²	9	9,1	7,1	5,9	5,5	5,3

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Comissão Europeia, 2014b.

Notas: Nos anos de 2000-04 e 2005-09 o valor é a média dos 5 anos.

¹Valores em volume (% da variação em relação ao ano anterior);

² N° de desempregados como percentual do total da força de trabalho.

Conforme dados do Ministério Federal da Economia e Energia (2014), o consumo privado alemão apresentou aumento médio inferior aos países da área do euro, quase estagnou por uma década, entre as causas está a evolução moderada dos salários desde 2000, a elevada taxa de desemprego e a mudança demográfica. A mudança demográfica que ocorre com o envelhecimento progressivo da população alemã afeta o consumo privado devido ao aumento da poupança privada com fins de aposentadoria. O crescimento dos salários reais declinou após 2002 em função da contenção salarial posterior ao *boom* na reunificação, de acordo com Eppendofer e Stierle (2008), em 2007 a aceleração da inflação anulou o efeito do aumento do salário nominal reduzindo o salário real. Essa contenção salarial

“pode ser atribuído à política governamental de reforma do mercado de trabalho e do *welfare state*, implementada pelo governo de coalizão dos sociais-democratas e dos verdes entre 2003 e 2005, com o intuito de estimular a economia e reduzir o déficit fiscal. Sob a liderança do primeiro-ministro Gerhard Schroder, o governo alemão flexibilizou a legislação trabalhista e promoveu a redução da proteção social concedida aos desempregados e suas famílias. Ao permitir a contratação a tempo parcial e ao reduzir o auxílio-desemprego de longa duração e alocações familiares, as reformas propostas por Schroder asseguraram a evolução dos salários abaixo da produtividade e a redução do custo unitário do trabalho na Alemanha” (FREITAS, 2011, p. 25).

De acordo com Kuhnert (2005), o consumo privado e a formação de capital apresentam taxas de crescimento relativamente fracas ou até decréscimo, sendo que estes contribuem para o baixo crescimento econômico. Para este autor, o déficit em investimento ocorre especialmente em máquinas e equipamentos. Ainda em relação ao investimento, o fluxo maciço de capitais para fora da Alemanha “den der Euro mit sich brachte, ist eine wesentliche Ursache dafür, dass Deutschland lange Zeit die niedrigste Nettoinvestitionsquote

aller OECD-Länder hatte, beim Wachstum die rote Laterne trug und eine Massenarbeitslosigkeit”³¹ (Instituto IFO, 2011, p. 3).

De acordo com o Ministério Federal da Economia e Energia (2014), o impacto da contenção salarial nos anos 2000 melhorou o superávit em conta corrente. O superávit em conta corrente alemão no período de 1995-2013 é impulsionado por “positive shocks to the German saving rate and to ROW demand for German exports, as well as German labour market reforms”³² (KOLLMANN et al., 2014, p. 1). Essa demanda advém do alargamento do mercado interno da União Europeia e da expansão do comércio mundial. Conforme Rehn (2013), o aprofundamento da integração europeia contribuiu para o fortalecimento da competitividade da indústria alemã de diversas maneiras, a criação da zona do euro impediu a apreciação da taxa de câmbio alemã no caso de superávit em conta corrente, através da adoção do euro como moeda única, e a integração das cadeias produtivas por sua vez permitiu o acesso à mão de obra qualificada e mais barata na Europa Central e Oriental. Este último fator ocorre através da mobilidade da mão de obra dentro da EU.

No relatório da Comissão Europeia (2014d) são ressaltados os desequilíbrios da economia alemã, dentre eles destacam-se os persistentes superávits comerciais que refletem a fraca demanda interna. A demanda interna alemã foi afetada por fatores como o aumento da poupança das famílias, o baixo nível de investimento e o crescimento lento da renda disponível que resultou em crescimento baixo do consumo privado. Algumas recomendações do relatório para reverter esses desequilíbrios são redução da carga tributária sobre o trabalho para elevar a oferta de trabalho e aumentar a renda dos trabalhadores, especialmente os com salários mais baixos, e fortalecer investimento privado e público, em infraestrutura no caso do público. Em relação ao nível do investimento este relatório destaca que

“Low trend growth in Germany, relatively restrictive bank lending conditions in the beginning of the 2000s and pressure on companies to improve their balance sheet and to earn a higher return on their investments all reduced the incentive for domestic investment. Nevertheless, the continued weakness of business investment in recent years is at odds with highly supportive conditions for capital formation, such as healthy corporate balance sheets, very low interest rates and a stronger cyclical position. While uncertainty as a consequence of the crisis is one reason why companies hold back on investment, there is a tangible risk that persistently low

³¹ Inaugurado pela introdução do euro é uma das principais razões por que a Alemanha teve a menor taxa de investimento líquido de todos os países da OCDE por um longo tempo, ficou para trás em termos de crescimento e foi atingido pelo desemprego em massa. (Tradução da autora)

³² Choques positivos na taxa de poupança alemã e demanda do resto do mundo por exportações alemãs, bem como as reformas do mercado de trabalho alemão. (Tradução da autora)

investment by companies could hamper Germany's economic growth in the longer run”³³ (COMISSÃO EUROPEIA, 2014d, p. 12).

O Instituto IFO (2011), por sua vez, se posicionou contra estes aumentos salariais alegando que estes reduziriam a competitividade da indústria alemã, esta política iria reduzir as exportações alemãs podendo enfraquecer a economia e reduzir as importações. Assim, a queda da demanda alemã poderia anular o ganho de competitividade dos outros países.

A Alemanha integra a Comissão Europeia de Carvão e Aço (CECA) de 1951, a Comissão Europeia de Defesa (CED) de 1952, é um dos membros fundadores da Comunidade Econômica Europeia (CEE) em 1957, fazendo parte da União Econômica e Monetária (UEM) que representa uma estreita coordenação das políticas econômicas e fiscais, conforme a Comissão Europeia (2014c). Para os países que cumpram os critérios do Tratado de Maastricht de 1992 há opção de adotar o euro, tendo a Alemanha adotado este como moeda em 1999. Os critérios de Maastricht incluem inflação baixa e estável, estabilidade da taxa de câmbio e finanças públicas sólidas. Conforme o Ministério Federal das Finanças da Alemanha (2014b), o Pacto Europeu de Estabilidade e Crescimento fornece orientação para o cumprimento dos limites de Maastricht, o déficit das administrações públicas de um Estado-Membro não pode ultrapassar 3 por cento do PIB (déficit nominal) e a dívida de um Estado-Membro não pode ultrapassar 60 por cento do PIB, sendo que estes limites influenciam nas decisões macroeconômicas dos países aderiram a este Tratado.

Em 2011, o Pacto de Estabilidade e Crescimento inclui a razão da dívida após a crise econômica e financeira, o excesso em relação ao valor de referência serve como guia para redução em média de um vigésimo a cada ano (1/20 Regel). O Tratado sobre Estabilidade, Coordenação e Governança na UEM de 2012 estabelece o objetivo orçamental de médio prazo como sendo o limite máximo do déficit estrutural (refere-se a governo federal, estadual, administração local e fundo de seguridade social) de 0,5% do PIB e 1% para os países cuja relação dívida está significativamente abaixo de 60% e apresentam risco baixo para sustentabilidade das finanças públicas. Além disso, a Alemanha apresenta a regra fiscal de

³³ O baixo crescimento tendencial na Alemanha, as condições de empréstimos bancários relativamente restritivas no início da década de 2000 e pressão sobre as empresas para melhorar seu balanço e de ganhar um maior retorno sobre seus investimentos reduziram o incentivo para o investimento doméstico. No entanto, a fraqueza continuada do investimento empresarial nos últimos anos está em desacordo com condições altamente favoráveis à formação de capital, tais como balanços corporativos saudáveis, as taxas de juros muito baixas e uma posição cíclica mais forte. Enquanto a incerteza como uma consequência da crise é uma das razões para as empresas reterem o investimento, há um risco tangível de que persistentemente baixo investimento das empresas pode prejudicar o crescimento econômico da Alemanha a longo prazo. (Tradução da autora)

nível nacional do freio da dívida na Constituição, segundo esta regra o limite do déficit estrutural (endividamento estrutural) para o Governo Federal é de 0,35% do PIB. Conforme o Ministério Federal das Finanças da Alemanha (2014b), este limite não se aplica até 2016 em decorrência dos elevados encargos da crise econômica e financeira nas finanças públicas no início da regra em 2011.

O endividamento estrutural do governo federal da Alemanha desde 2001 teve valor máximo em 2004, representando 1,98% do PIB, atribuído ao declínio do PIB nesse ano, após anos de declínio gradual em 2009 o déficit atingiu o valor de 0,51% do PIB. Conforme o Ministério Federal das Finanças da Alemanha (2014a), em 2010 o endividamento atingiu 1,89% do PIB em decorrência dos programas econômicos para a crise financeira e econômica. Desde então o endividamento estrutural reduziu-se gradualmente atingindo 0,23% do PIB em 2013.

Durante a primeira metade da década de 90 a Alemanha apresentou déficits das administrações públicas em aproximadamente 3% do PIB, sendo que os déficits estruturais eram mais elevados que os nominais em consequência da reunificação alemã. Somente na segunda metade da década de 90 que ambos os déficits reduziram, mas voltaram a elevar no início dos anos 2000. Nos anos de 2001 a 2005 o déficit nominal foi superior a 3% do PIB, em parte devido ao tamanho do crescimento econômico. Em 2006, o déficit de Maastricht esteve abaixo de 2% do PIB, em 2007-08 o orçamento esteve praticamente equilibrado, mas com a crise econômica o déficit nominal em 2009 e 2010 ultrapassou o valor de 3% do PIB. Apoiado pela recuperação econômica o déficit nominal em 2011 esteve abaixo de 1% do PIB e em 2012-13 o governo alemão obteve excedente nominal.

Já o déficit estrutural foi reduzido lentamente desde 2001 quando estava aproximadamente em 4% do PIB sendo que em 2009 este se aproxima pela primeira vez do objetivo orçamental de 0,5%. Em 2010, o déficit estrutural ultrapassou 2% do PIB, no ano anterior este permaneceu inalterado devido à presença de estabilizadores automáticos. De acordo com o Ministério Federal das Finanças da Alemanha (2014a), os programas econômicos a cerca do déficit estrutural elaborados em 2010 e a recuperação econômica de 2011 impactaram na redução deste déficit, sendo que a partir de 2012 houve excedente estrutural.

A dívida de Maastricht desde a reunificação apresenta elevação moderada, mas ainda estava em torno de 40% do PIB, em 1997 esta atingiu 60% do PIB, sendo que esta elevação

continuou até 2005, onde atingiu 68,4% do PIB. O declínio a partir de 2005 terminou com a crise financeira, sendo que as medidas de estabilização a partir de 2008 elevaram a dívida. O aumento das responsabilidades do governo ocorreu em função de

“ die Maßnahmen des Finanzmarktstabilisierungsfonds, aber auch die Errichtung der Abwicklungsanstalten, die statistisch einen Transfer von Verbindlichkeiten des Bankensektors in den Staatssektor darstellen. Seit dem Jahr 2010 kamen Schuldenstand erhöhend die Stützungsmaßnahmen im Zusammenhang mit der europäischen Staatsschuldenkrise hinzu. Dazu zählen die bilateralen Kredite an Griechenland sowie die Kredite der Europäischen Finanzstabilisierungsfazilität (EFSF) an Griechenland, Irland und Portugal. Letztere werden anteilig den Mitgliedstaaten zugerechnet, welche die EFSF mit Garantien absichern. Im Jahr 2010 erreichte die Schuldenstandsquote daher mit 80,3 Prozent ihren Höchststand, nahm im Jahr 2011 dann ab, bevor sie im Jahr 2012 nochmals etwas anstieg. Ab diesem Jahr ist mit einem sukzessiven Rückgang zu rechnen, der sich zum einen aus der Haushaltskonsolidierung, zum anderen aus dem Abschmelzen des im Rahmen der Finanzmarktkrise übernommenen Schuldenbergs zusammensetzt”³⁴ (MINISTÉRIO FEDERAL DAS FINANÇAS DA ALEMANHA, 2014a).

A coordenação das políticas fiscais por meio de limites para a dívida pública e o déficit exerce impacto sobre as políticas econômicas da Alemanha e consequentemente sobre os agregados econômicos do país. Segue uma análise da relação comercial bilateral entre Brasil e Alemanha.

4.3 Relação comercial bilateral entre Brasil e Alemanha

Com o objetivo de situar a relação comercial entre Brasil e União Europeia (UE) e, em especial Alemanha, apresenta-se dados sobre suas transações econômicas. O Brasil é a maior economia da “Latin America and its trade with the EU accounts for 34,4% of the EU's total trade with the Latin American region (2013). As regards investments, Brazil holds 53% of the

³⁴ Medidas do fundo de estabilização do mercado financeiro, mas também o estabelecimento das instituições de liquidação que representam estatisticamente uma transferência de responsabilidades do setor bancário para o setor estatal. Desde 2010, as medidas de apoio no contexto da crise da dívida soberana europeia foram aumentando. Estes incluem empréstimos bilaterais à Grécia, bem como os empréstimos do Fundo Europeu de Estabilidade Financeira (FEEF) para a Grécia, a Irlanda e Portugal. Estes últimos são proporcionalmente alocados aos Estados-Membros, para cobrir as garantias do FEEF. Em 2010, o rácio da dívida atingiu seu pico, 82,5%, teve queda em 2011 e aumentou ligeiramente em 2012. A partir deste ano espera-se declínio consecutivo, composto por um lado, a consolidação fiscal, por outro lado, a partir da fusão dos compromissos adotados na montanha da dívida crise do mercado financeiro. (Tradução da autora)

entire EU Investment stocks in Latin America (2012)”³⁵ (COMISSÃO EUROPEIA, 2014a). O Brasil é o nono parceiro comercial da EU em termos de comércio total, conforme dados de 2013 da Comissão Europeia (2014a) e a União Europeia é o principal parceiro comercial do Brasil, representando 21,4% do seu comércio total.

Conforme dados da Comissão Europeia (2014e), o Brasil ocupa a décima posição de parceiro comercial em termos de origem das importações da União Europeia (desconsiderando o comércio entre países da União Europeia) com 33.015,00 milhões de euros, o que corresponde a 2% do total das importações. Sendo os principais parceiros China, Rússia e EUA com respectivamente 16,6%, 12,3% e 11,6%. O México é o próximo país da América Latina que aparece na lista na 21ª posição com 1%, já o seguinte é o Chile na 37ª posição com 0,5% do total das importações. No ranking do principal destino das exportações da EU-28, o Brasil ocupa a 9ª posição com 40.097 milhões de euros, 2,3% do total das exportações. Os principais parceiros são EUA, Suíça e China com respectivamente 16,6%, 9,8% e 8,5%. O México é o próximo país da América Latina que aparece na lista na 17ª posição com 1,6%, em seguida aparece a Argentina na 31ª posição com 0,6%.

A Alemanha por sua vez é uma das principais economias e força política da União Europeia. De acordo com dados do Eurostat (2013), ela detém mais de 20% do total do PIB da EU, seguida pela França e pelo Reino Unido, com aproximadamente 15% cada. A Alemanha é um parceiro estratégico para o Brasil, um exemplo da atuação desses países é a adoção em 2013 pela ONU da resolução Brasil-Alemanha sobre a proteção da privacidade na internet. Ressalte ainda que “in Lateinamerika ist Brasilien Deutschlands wichtigster Handelspartner und das einzige Land mit dem Deutschland seit 2008 eine „strategische Partnerschaft“ pflegt”³⁶ (EMBAIXADA DA ALEMANHA NO BRASIL, 2014).

Nas relações comerciais e políticas entre Alemanha e Brasil há diversos acordos em variados temas que foram firmados desde 1926, sendo que muitos destes ainda estão vigorando. O acordo de 1926 trata de extradição e assistência jurídica em matéria penal, os acordos entre 1950 e 1955 são relacionados ao comércio, enquanto que o primeiro acordo de 1957 é a cerca de vistos em passaportes e o segundo acordo é relacionado a transportes aéreos

³⁵ América Latina e seu comércio com a UE responde por 34,4% do comércio total da UE com a América Latina (2013). Quanto aos investimentos, o Brasil detém 53% da totalidade de investimento da EU na América Latina (2012) (Tradução da autora)

³⁶ Na América Latina, o Brasil é o parceiro comercial mais importante da Alemanha e o único país com o qual a Alemanha apresenta parceria estratégica desde 2008. (Tradução da autora)

regulares. O acordo de 1963 refere-se à cooperação técnica entre os dois países, o acordo cultural de 1967 trata de intercâmbio educacional, cultural e científico e em 1972 foi assinado o convênio acerca da entrada de navios nucleares em águas brasileiras e sua permanência em portos brasileiros.

Os diversos acordos firmados em 1975 tratam de cooperação no setor agrícola, cooperação no setor agrícola da soja, cooperação no campo de uso pacífico de energia nuclear e acordo para evitar a dupla tributação em matéria de impostos sobre o rendimento e o capital, este último acordo foi cancelado pela Alemanha em 2006. Em 1979 foi firmado o acordo sobre transporte marítimo, o acordo de 1987 refere-se ao procedimento para certificação de produtos aeronáuticos e o de 1996 trata da cooperação em pesquisa científica e desenvolvimento tecnológico. Outro acordo de 1996 firma cooperação técnica entre os países para promover desenvolvimento econômico e social de seus respectivos povos.

O acordo mais recente é o plano de ação da parceria estratégica Brasil-Alemanha firmado em 2008 com objetivo de aprofundar o diálogo político em temas como política de segurança, desarmamento e não proliferação, relações comerciais multilaterais, sistema financeiro internacional estável, cooperação energética entre os dois países, mudança climática, relações econômicas bilaterais, entre outros assuntos. Após esse breve histórico dos acordos entre os países será realizada uma análise das relações comerciais no período de 2001 a 2013.

Conforme dados da tabela 2 abaixo, desde 2001 a balança comercial brasileira apresenta superávit, porém este apresentou redução de aproximadamente 60% em 2008 comparado ao ano anterior em decorrência dos efeitos da crise econômica internacional iniciada em 2007. Nos anos subsequentes, a exceção de 2011, houve redução gradativa do superávit comercial, sendo que em 2013 este valor era semelhante ao de 2001. O melhor desempenho da balança comercial ocorreu em 2006 com um saldo de aproximadamente 46 bilhões de dólares, porém a partir desse ano a variação importações foi superior à variação das exportações, a exceção de 2011.

No caso do intercâmbio comercial com a Alemanha a balança comercial brasileira é deficitária em todo o período analisado, sendo que o menor déficit ocorreu em 2006 no valor de aproximadamente 812 milhões de dólares. O déficit da balança comercial de 2001 a 2006 apresentou redução gradual, a exceção de 2005, e a partir de 2006 este apresentou aumento ininterrupto. As exportações brasileiras com destino à Alemanha apresentam elevação no

período com destaque para o ano de 2011 em que estas ultrapassaram 9 bilhões de dólares, a oscilação mais significativa no período foi a redução das exportações em 30,23% em 2009 no contexto de crise que atingiu de maneira mais intensa os PIGS (Portugal, Itália, Irlanda, Grécia e Espanha) que solicitaram apoio da União Europeia. Já as importações brasileiras oriundas da Alemanha apresentam redução significativa no valor absoluto apenas em 2009, de 12 para 9,86 bilhões de dólares.

Tabela 2- Intercâmbio comercial, em milhões US\$ FOB, de 2001 a 2013

Ano	Intercâmbio comercial brasileiro			Intercâmbio comercial entre Brasil e Alemanha				
	Exportação	Importação	Resultado	Exportação		Importação		Resultado
	(A)*	(B)*	Saldo (A-B)*	(A)*	Part. %	(B)*	Part. %	Saldo (A-B)*
2001	58.287	55.602	2.685	2.504	4,30	4.825	8,68	-2.321
2002	60.439	47.243	13.196	2.540	4,20	4.419	9,35	-1.879
2003	73.203	48.326	24.878	3.140	4,29	4.204	8,70	-1.064
2004	96.677	62.836	33.842	4.047	4,19	5.072	8,07	-1.025
2005	118.529	73.600	44.929	5.032	4,25	6.144	8,35	-1.112
2006	137.807	91.351	46.457	5.691	4,13	6.503	7,12	-812
2007	160.649	120.617	40.032	7.211	4,49	8.669	7,19	-1.458
2008	197.942	172.985	24.958	8.851	4,47	12.027	6,95	-3.176
2009	152.995	127.722	25.272	6.175	4,04	9.869	7,73	-3.694
2010	201.915	181.768	20.147	8.138	4,03	12.554	6,91	-4.415
2011	256.040	226.247	29.793	9.039	3,53	15.214	6,72	-6.175
2012	242.578	223.183	19.395	7.277	3,00	14.212	6,37	-6.935
2013	242.034	239.630	2.403	6.552	2,71	15.182	6,34	-8.631

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC (2014a).

Notas: * em milhões US\$ FOB;

Conforme dados de MDIC (2014), a participação das exportações para a Alemanha no total das exportações brasileiras apresentou decréscimo no período analisado, em 2001 a participação foi de 4,30% e em 2013 de 2,71%. Essa redução condiz com a política adotada no período pelo Brasil de diversificação do destino das exportações. Cabe ressaltar que apenas a partir de 2011 que esta participação foi inferior a 4%. A participação das importações de produtos oriundos da Alemanha no total de importações do Brasil também apresenta redução no período, de 8,68% em 2001 para 6,34% em 2013. Porém a diferença entre o comportamento da participação das exportações e o comportamento das importações é que esta última apresenta oscilações de maior magnitude em todo período.

Conforme dados do relatório do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) (2013), a Alemanha foi fornecedora de 6,3% das importações brasileiras em 2013, para questão de comparativo a União Europeia representava 21,2% e a Ásia 30,6% dos mercados fornecedores para o Brasil. Já no caso dos principais destinos das exportações brasileiras a Alemanha está na 6ª posição do ranking do MDIC (2013a), com 2,7% das exportações brasileiras, quando se observa o ranking por bloco de destino percebe-se que a Ásia representa 32,1% do destino das exportações, a América Latina e Caribe 22,2% e a União Europeia 19,7%.

A tabela 3 especifica as exportações brasileiras com destino para a Alemanha por fator agregado, sendo que em geral o predomínio é de produtos classificados como básicos. A exportação de produtos básicos representava aproximadamente 1,4 bilhões de dólares em 2001, o que corresponde a 57,7% das exportações totais desse ano. Após um período de queda da participação nas exportações que atingiu o menor valor em 2007 com 44,31%, este volta a apresentar elevação contínua sendo que em 2013 a exportação do fator agregado básico tem um valor aproximado de 4 bilhões de dólares, o que representa 61,95% das exportações desse ano.

Tabela 3- Exportações brasileiras para Alemanha em milhões US\$ FOB, totais por fator agregado, de 2001 a 2013

Ano	Básicos	Semimanufaturados	Manufaturados	Industrializados	Operações Especiais
		(A)	(B)	(A) + (B)	
2001	1.440	166	889	1.055	10
2002	1.403	158	973	1.131	6
2003	1.790	138	1.206	1.344	6
2004	2.238	145	1.655	1.799	9
2005	2.270	220	2.530	2.750	12
2006	2.538	348	2.790	3.138	15
2007	3.196	498	3.501	4.000	16
2008	4.291	548	3.988	4.537	23
2009	2.942	229	2.966	3.195	39
2010	4.688	314	3.076	3.390	61
2011	4.951	965	3.092	4.057	31
2012	3.972	637	2.639	3.276	29
2013	4.059	282	2.185	2.467	26

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC (2014a).

A exportação de produtos classificados como semimanufaturados passa de aproximadamente 166 milhões de dólares para 282 milhões de dólares, porém o que se destaca são as variações ano a ano. Em 2006 o valor das exportações apresentou variação de 57,85% comparado ao ano anterior, em 2009 variação de -58,31% e em 2011 variação de 207,46%. A participação das exportações de produtos semimanufaturados em relação ao total de exportações do ano declinou no período, de 6,61% em 2001 para 4,30% em 2013, ressaltando as variações no período, em 2004 a participação foi de 3,57%, em 2006 foi de 6,11%, em 2009 foi de 3,70% e em 2013 foi de 10,67%. Os produtos classificados como manufaturados são em geral o segundo grupo em valor de exportações, as exportações apresentam crescimento até 2008, sendo que desse ano em diante apresentam baixa variação positiva em relação ao ano anterior como ocorre em 2010 e 2011 ou apresentam variação negativa como nos anos de 2009, 2012 e 2013, porém essa variação foi menor do que ocorreu no caso dos produtos semimanufaturados. A participação da exportação dos produtos manufaturados no total da exportação do ano passou de 35,5% em 2001 para 33,35% em 2013, destacando que nos anos de 2005 (50,27%), 2006 (49,02%) e 2007 (48,55%) este apresentava participação superior aos produtos básicos no total exportado. Se considerar os produtos classificados como industrializados além dos anos de 2005, 2006 e 2007 a participação foi superior aos produtos básicos também nos anos de 2008 e 2009.

As importações brasileiras advindas da Alemanha por sua vez estão concentradas nos produtos classificados como manufaturados, conforme dados da tabela 4, sendo que a participação da importação destes produtos no total das importações brasileiras no mesmo ano é superior a 93% em todo o período analisado e a participação dos produtos industrializados é superior a 99%. Conforme Rehn (2013), a competitividade industrial da Alemanha é em preço e qualidade e ao país é especializado em produtos demandados pelo resto do mundo. A importação de produtos básicos quase duplicou no período, passando valores em torno de 38 milhões de dólares em 2001 para 63 milhões de dólares, porém a participação destas no total de importações no ano em todo período foi inferior a 1%, os valores variam de 0,42% em 2013 a 0,95% em 2007.

A importação de produtos semimanufaturados tem ampla variação ano a ano, o valor das importações mais que triplicou no período, de aproximadamente 199 milhões de dólares para aproximadamente 684 milhões de dólares, e a participação das importações de semimanufaturados no total das importações do ano varia de 4% a 6%. A importação de produtos manufaturados advindos da Alemanha apresenta uma variação ano a ano menor que

a exportação destes produtos, fenômeno semelhante que ocorre com os produtos semimanufaturados e fenômeno contrário do que ocorre com os produtos básicos. No caso dos produtos manufaturados a importação apresenta redução nos anos de 2002, 2003, 2009 e 2012, sendo interessante destacar que até 2008 havia em geral incremento crescente nas importações e que a partir de 2009 esse incremento passou a ser em porcentagens menores. O fator operações apresentou valor nulo nas importações brasileiras da Alemanha para o período de 2001 a 2013, por este motivo não consta na tabela abaixo.

Tabela 4- Importações brasileiras da Alemanha em milhões US\$ FOB, totais por fator agregado, de 2001 a 2013

Ano	TOTAL	Básicos	Semimanufaturados (A)	Manufaturados (B)	Industrializados (A) + (B)
2001	4.825	38	199	4.588	4.787
2002	4.419	41	184	4.194	4.378
2003	4.204	20	179	4.004	4.183
2004	5.072	19	221	4.832	5.053
2005	6.144	18	252	5.875	6.127
2006	6.503	32	278	6.193	6.471
2007	8.669	82	399	8.188	8.587
2008	12.027	99	697	11.231	11.928
2009	9.868	81	595	9.193	9.788
2010	12.554	93	585	11.876	12.461
2011	15.214	108	587	14.519	15.106
2012	14.212	85	909	13.217	14.126
2013	15.182	63	684	14.435	15.119

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC (2014a).

Conforme dados do Ministério do Desenvolvimento (2014b), utilizando a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) com 8 dígitos os principais produtos brasileiros exportados para a Alemanha de janeiro a maio de 2014 são café não torrado, não descafeinado, em grão (18,87% do total das exportações), bagaços e outros resíduos sólidos, da extração do óleo de soja (10,20%), minérios de ferro não aglomerados e seus concentrados (9,77%), outros mineiros de cobre e seus concentrados (6,28%) e minérios de ferro aglomerados e seus concentrados (2,35%). Os principais produtos importados da Alemanha pelo Brasil, para o período de janeiro a maio de 2014 são automóveis com motor explosão

(5,59%), anticorpo humano com afinidade específica antígeno transmembranal (2,41%), outros cloretos de potássio (2%). Com base nesses dados gerais percebe-se que as exportações estão mais concentradas em torno de alguns produtos do que as importações.

5. APLICAÇÃO DE SÉRIES TEMPORAIS PARA EFEITOS TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MACROECONÔMICA PARA BRASIL E ALEMANHA

5.1 Especificação da pesquisa e dados

O presente trabalho consiste na aplicação do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) desenvolvida utilizando Brasil como país doméstico e Alemanha como país estrangeiro. O período de análise é de 2001 a 2013, período de relativa estabilidade econômica, reduzindo viés do efeito das políticas macroeconômicas, e devido à disponibilidade de dados. Cabe ressaltar que no ano de 1999 foi adotado no Brasil o regime de câmbio flutuante e nesse mesmo ano a Alemanha adotou o euro como moeda, sendo que o ano de 2001 foi adotado como início da série para evitar que essas alterações impactem no resultado do modelo.

Os dados referentes à economia brasileira e alemã são coletados no banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Statistische Bundesamt (DESTATIS) e do Serviço de Estatística das Comunidades Europeias (EUROSTAT). As equações do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) que serão analisadas são as (4), (5), (6), (10), e (11) do Quadro 16 do Apêndice, que representam as relações dos agregados econômicos selecionados com a variável gasto do mundo no longo prazo, respectivamente o consumo, o produto, os saldos monetários reais, os termos de troca e os preços dos bens domésticos. As principais variáveis macroeconômicas utilizadas são o Produto Interno Bruto (PIB) (Y), consumo das famílias (C), encaixes reais (M/P), taxa de câmbio efetiva real ($e = E.P_F^*/P_H$), preços (P_h), moeda nominal (M), gastos domésticos como relação do PIB (g) e posição dos gastos governamentais do mundo (BR e GER). A análise empírica utiliza o Stata 13 e o Eviews para a aplicação econométrica das relações estruturais do modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001).

As séries M1 fim do período, utilizada como *proxy* para a moeda nominal, consumo final das famílias, PIB do Brasil, IPCA com suavização, taxa de câmbio efetiva real com média 2005 = 100, índice de preços ao consumidor (IPC) (média 2005 = 100) para Brasil e para Estados Unidos, taxa de câmbio nominal média compra R\$-US\$ e taxa de câmbio nominal média compra Euro-US\$ foram obtidas junto ao site do IPEADATA. A série despesa de consumo da administração pública brasileira obtida junto ao site do IBGE foi utilizada

como *proxy* dos gastos governamentais brasileiros. Já a série do PIB da Alemanha foi obtida junto ao site do DESTASTIS e a série do gasto da administração pública alemã utilizada como *proxy* do gasto governamental alemão foi obtida junto ao site do EUROSTAT.

Os dados referentes à moeda, consumo das famílias, PIB da GER, gastos governamentais do BR e da GER se encontram disponíveis em formato trimestral. Por meio do método de interpolação geométrica estes dados foram convertidos em dados mensais. Após este procedimento os dados referentes à economia brasileira foram deflacionados pelo Índice de preços ao consumidor (IPC), exceto os dados da variável moeda que devido a especificação de uma equação do modelo serão utilizados tanto deflacionado (denominados como m_1) quanto em valor nominal (denominado como M). Os dados referentes à economia brasileira foram convertidos em dólar através da taxa de câmbio nominal média compra R\$-US\$, e deflacionados pelo IPC dos Estados Unidos para retirar a inflação do dólar da série. Os dados referentes à economia alemã já se apresentavam ajustados, sendo que estes foram convertidos em dólar através da taxa de câmbio nominal média compra euro-US\$ e deflacionados pelo IPC EUA.

Após esses procedimentos foram construídas a partir da especificação do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) as variáveis: gasto em função do PIB para Brasil [$g_{br} = \text{PIB}_{br}/(\text{PIB}_{br} - G_{br})$] e para Alemanha [$g_{al} = \text{PIB}_{al}/(\text{PIB}_{al} - G_{al})$]. Além disso, foram construídas as variáveis gasto governamental do mundo, que é o gasto combinado do país doméstico e do país estrangeiro [$g_w = g_{br}^{0.5}(g_{al})^{0.5}$], e o gasto relativo ou posição fiscal relativa [$g_r = g_{br}/g_{al}$].³⁷

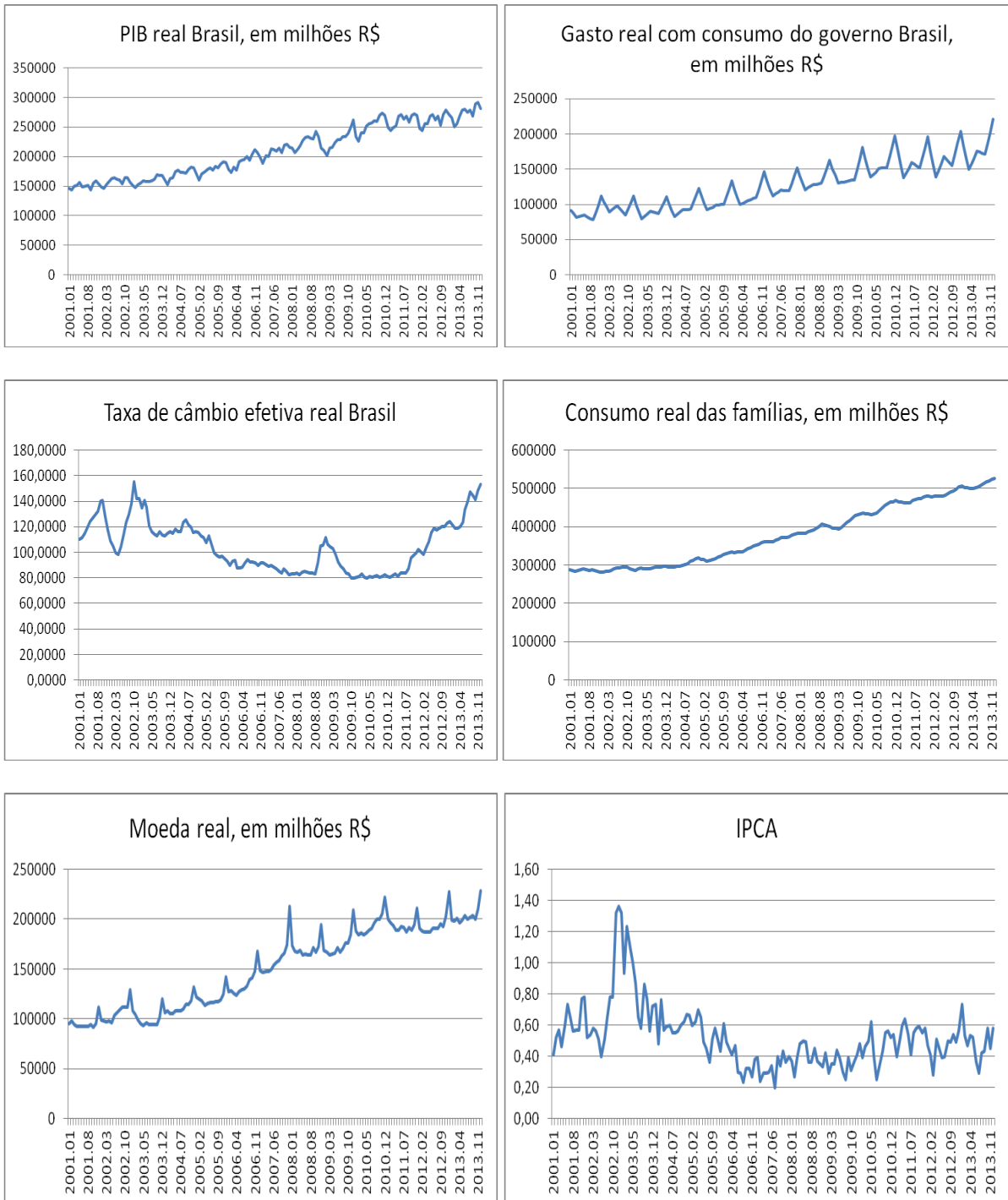
5.2 Análise dos dados

Para uma melhor compreensão dos resultados optou-se por realizar uma breve análise dos dados antes de realizar os testes econométricos. Os dados analisados apresentam periodicidade mensal, sendo que os dados referentes ao Brasil foram deflacionados pelo IPC, os dados referentes à economia alemã já se encontravam ajustados. Destaca-se que os dados a seguir analisados da economia brasileira e alemã estão, respectivamente, em milhões de R\$ e em milhões de euros. Optou-se por manter os dados em sua moeda original para evitar que as flutuações da taxa de câmbio do dólar interfiram nesta análise. Sendo que os gráficos 1 e 2

³⁷ A escolha do peso do gasto de cada país segue a metodologia aplicada por Dias, Dias e Punzo (2012).

correspondem respectivamente ao comportamento das variáveis, brasileiras e alemãs, para o período de 2001 a 2013.

Gráfico 1 - Comportamento do PIB, do consumo real do governo, da taxa de câmbio efetiva, do consumo real das famílias, da moeda real e do IPCA do Brasil, de 2001 até 2013



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e do IPEADATA.

Ao realizar a análise do período destaca-se que em 2001 ocorreu a crise da Argentina e o ataque ao World Trade Center, que resultam em pressões cambiais para a economia brasileira, conforme destacado por Gremaund et al. (2010). Esse choque pode ser observado na desvalorização da taxa de câmbio efetiva real, em 2001 também ocorreu a crise de oferta de energia elétrica brasileira (“apagão”), impactando no PIB e na taxa de inflação. Conforme Ferrari Filho e Corazza (2003), a política fiscal e monetária praticada no início de 2003 teve caráter restritivo revertendo a tendência de aceleração inflacionária de 2002. Destaca-se ainda que em 2002 com a eleição de Luís Inácio Lula da Silva ocorreu a chamada crise eleitoral, com elevação do risco-país.

A partir de 2004 o cenário internacional foi favorável com demanda internacional e liquidez, sendo que no processo ocorreu uma relevante acumulação de reservas cambiais, o PIB brasileiro, por sua vez, apresentou tendência de crescimento. Esse crescimento do PIB tem como componentes de destaque o crescimento das exportações e aumento do poder de compra dos grupos de baixa renda, conforme destacado por Baer (2009).

No cenário internacional em 2007 a falência do banco Lehman Brothers demonstrou a dimensão da crise imobiliária que estava ocorrendo nos EUA. Esta falência gerou instabilidade nas bolsas de valores ao redor do mundo, sendo que esta antecipou colapsos em outros países que se encontram em situação semelhante como foi o caso da Islândia. Esta instabilidade também atingiu com maior impacto os países como Portugal, Irlanda, Itália Grécia e Espanha (PIGS) que apresentavam problemas com os agregados econômicos, como a dimensão da dívida pública. A crise de 2007 atingiu os países através da instabilidade da bolsa de valores, da volatilidade dos investidores e da redução do comércio e do crescimento do PIB.

Conforme Baer (2009), o impacto da crise financeira mundial desencadeada em 2007 manifestou-se no Brasil no segundo semestre de 2008, como pode ser observado no gráfico 1 na série da taxa de câmbio e do PIB. Para capturar tal efeito foi criada uma *dummy* intitulada crise que será empregada na análise econométrica. Ainda no segundo semestre de 2008 a moeda real apresentou uma elevação significativa, esta pode ser explicada pelas medidas anticíclicas de expansão do crédito para estímulo ao consumo adotadas pelo governo para reduzir o impacto da crise, conforme ressaltado por Contri (2010) e Paim (2013).

O comportamento do consumo real das famílias não apresentou alteração significativa na crise em decorrência das medidas de expansão do crédito, como a redução de reservas

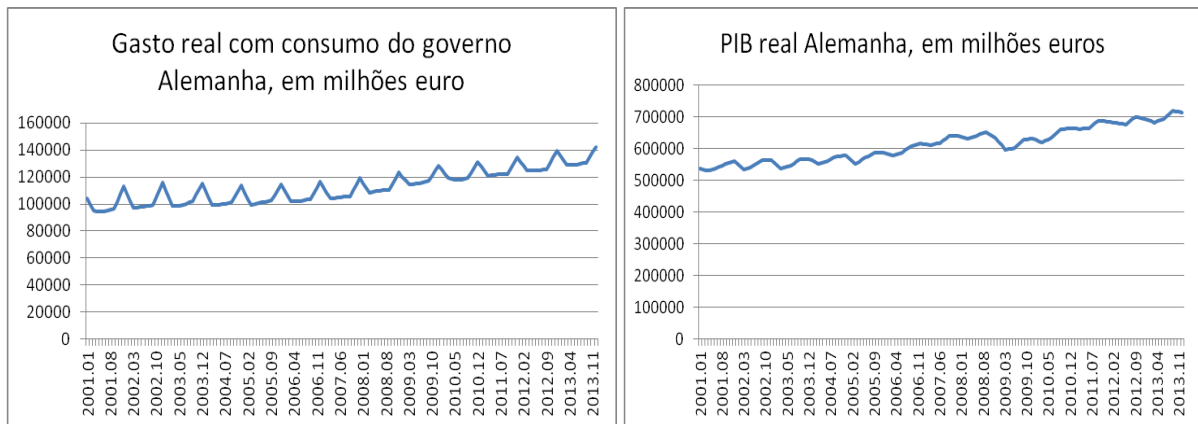
bancárias mínimas, e da redução de impostos sobre empresas, entre eles o IPI, conforme destacado por Kooi (2010), Contri (2010) e Paim (2013). Estas medidas visavam estimular o consumo das famílias, que conforme Contri (2010), que já se estava sendo “estimulado há mais de cinco anos, através das políticas de distribuição de renda, de crescimento do poder aquisitivo do salário mínimo e da expansão do crédito” (CONTRI, 2010, p. 25).

Quando analisada a série do gasto com consumo do governo observa-se que esta série apresenta repiques, estes em geral ocorrem nos últimos meses de cada ano. Este comportamento pode ser explicado em parte pelo fato de que a despesa de consumo do governo tem como um dos componentes os serviços não-mercantis produzidos pelo próprio governo, isto é, serviços coletivos da administração, serviços de Previdência e Assistência, saúde e educação pública. A partir de 2011, os gastos governamentais apresentaram ampliação de sua amplitude, conforme observado no gráfico 1, para tentar capturar uma alteração na condução do governo no tratamento das contas públicas foi gerada uma dummy denominada dilma.

O comportamento do PIB da Alemanha observado no gráfico 2 demonstra o crescimento deste até 2008-2009. Conforme BEM (2013), esse crescimento advém da ampliação das exportação alemãs no intrabloco da Zona do Euro, tanto pela retenção de salários quanto pela estabilidade cambial da moeda única. No segundo semestre de 2008, os efeitos da crise financeira mundial geram redução do PIB, após isto o PIB volta a apresentar crescimento. Em 2011 “o fraco desempenho econômico da maioria dos países do Bloco, combinado com o descontrole do endividamento público” BEM (2013, p. 96) desencadeou o fenômeno conhecido como crise da dívida na Zona do Euro.

Cabe ressaltar que a Alemanha adotou uma retenção de salários, o que combinado com a estabilidade cambial da moeda única e com a política fiscal austera, “fez com que o país germânico obtivesse uma inflação persistentemente menor que a média da Zona do Euro” (BEM, 2013, p. 103). O gasto real em consumo do governo alemão apresenta repiques em geral nos últimos meses de ano, como no caso do gasto real em consumo do governo brasileiro.

Gráfico 2 - Comportamento do gasto real com consumo do Governo e do PIB Real da Alemanha de 2001 até 2013



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do DESTASTIS e do EUROSTAT.

5.3 Especificação dos testes básicos utilizados na análise empírica

Na análise das séries temporais pressupõe-se que as séries sejam estacionárias, ou seja, as suas médias, variâncias e covariâncias são constantes ao longo do tempo. Porém se as variáveis não apresentarem um comportamento estacionário (de equilíbrio) de longo prazo, ou seja, as variáveis em nível são não estacionárias, equivale a dizer que elas possuem tendência temporal estocástica. Nesse caso, é frequente a presença de autocorrelação residual, a qual provoca um viés para baixo no desvio-padrão dos parâmetros estimados na regressão, pressionando para cima as estatísticas R^2 , F e t , o que invalida as inferências estatísticas tradicionais. Na situação de séries não estacionárias os procedimentos de estimação tradicionais podem resultar em “regressão espúria”.

Assim sendo o primeiro passo da análise de séries temporais é verificar a estacionaridade da série. Se esta for não estacionária implica que o processo auto regressivo gerador da variável apresenta raiz unitária. O teste mais comum para identificar raiz unitária é o teste de Dickey-Fuller, este pode ser apresentado como:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (19)$$

em que $\beta_1 + \beta_2 t$ é uma tendência determinística, explicada como função linear do tempo, sendo β_1 uma constante e t o tempo. O u_t é um termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas de média zero, variância σ^2 constante e é não autocorrelacionado. Subtraindo-se Y_{t-1} de ambos os lados da equação (19), podemos reescrevê-la como:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (20)$$

em que $\delta = \rho - 1$. A hipótese nula a ser testada é a de que $\delta = 0$, ou seja, há raiz unitária. Se a hipótese nula for aceita, a série é não estacionária. Ao contrário, se for rejeitada, a série é estacionária. A distribuição t utilizada para verificar este teste não segue uma distribuição t padrão, mas sim uma distribuição assintótica calculada por Mackinnon (1991). Existe a hipótese dos erros serem autocorrelacionados. Neste caso, a solução é o uso do teste de Dickey-Fuller Aumentado, ADF, que segue o modelo:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} \varepsilon_t \quad (21)$$

em que m representa o número de defasagens introduzidas no modelo, suficientes para tornar o termo erro em (20) serialmente independente. Neste caso, a hipótese nula e os valores de referência para o teste estatístico continuam os mesmos.

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

O teste de raiz unitária também apresenta a possibilidade identificarmos a ordem de integração das séries, na medida em que a hipótese de raiz unitária é aceita, isto é, as séries sejam não estacionárias, diferenciamos as séries uma ou mais vezes e aplicamos o teste. Por exemplo, se as séries forem não estacionárias no nível e estacionárias nas suas primeiras

diferenças, podemos afirmar que as séries possuem ordem de integração 1, isto é, $I(1)$. De forma análoga, se as séries forem não estacionárias no nível e estacionárias nas suas d diferenças, dizemos que as séries possuem ordem de integração $I(d)$.

Ao verificarmos que as séries X e Y são não estacionárias e que possuem a mesma ordem de integração podemos realizar o teste de cointegração. Ou seja, podemos verificar se a combinação linear dessas duas variáveis pode ser estacionária. Proposto por Granger (1969), o teste de causalidade de Granger será realizado para detectar estatisticamente a direção de causalidade (a existência de precedência nas equações defasadas das duas séries) quando houver temporalmente uma relação linear entre duas variáveis, pois apesar da análise da regressão lidar com dependência não implica necessariamente causalidade. Supondo as variáveis Y e X_1 , o teste de Granger envolve a estimativa das seguintes regressões:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha X_{1,t-i} + \sum_{i=1}^m \beta Y_{t-i} + u_1 \quad (22)$$

$$X_{1,t} = \sum_{i=1}^m \lambda X_{1,t-i} + \sum_{i=1}^m \delta Y_{t-i} + u_2 \quad (23)$$

Em que se supõe que as perturbações u_1 e u_2 não são correlacionadas. A equação (22) postula que o valor corrente de Y se relaciona com seu valor passado e o valor passado de X_1 . Assim, a equação (23) também postula um mesmo comportamento para o valor corrente de X_1 . Neste contexto, a hipótese nula do teste de Granger é que termos defasados de X_1 não causam Y , no sentido de Granger. Analisando o teste F , se o valor do F calculado exceder o nível crítico em nível de significância escolhido, rejeitamos a hipótese nula, caso em que os termos defasados de X_1 não pertencem à regressão de Y . Conforme Granger (1969), esta é a forma de dizer que X_1 causa Y .

Se verificado através do teste de raiz unitária, que as séries são não estacionárias e que possuem uma relação de causalidade através do teste de Granger, é possível realizar o teste de cointegração, de modo a verificar se a combinação linear dessas duas variáveis pode ser estacionária. Utilizando na análise o conceito de cointegração, formalmente introduzido por Engle e Granger (1987), referente à existência de uma relação de interdependência e de equilíbrio (no longo prazo) entre duas ou mais variáveis econômicas. O teste de co-integração

adotado é o procedimento de Johansen, sendo que este teste nos permite, inicialmente, verificar o número de vetores de cointegração compartilhado pelas variáveis selecionadas.

Após a primeira estimativa do modelo VAR serão realizados dois testes de especificação das defasagens, o teste do Multiplicador de Lagrange para defasagens (ML) e o teste de Wald de Exclusão de defasagens. O teste LM conta com a hipótese nula de que os resíduos não correlacionados, sendo que ambos os testes seguem distribuição χ^2 . Será realizado ainda o teste de estabilidade dos resíduos do VAR com a hipótese nula de que nenhuma raiz se encontre fora do círculo unitário, todos os valores característicos (*eigenvalues*) da matriz de coeficientes são menor que um. Outro teste de normalidade dos resíduos que será aplicado é o teste Jarque-Bera (JB), sendo baseado nas diferenças entre os coeficientes de assimetria e curtose da distribuição observada da série e da distribuição normal teórica. Este teste apresenta a hipótese nula de que os resíduos seguem uma distribuição normal, seguindo distribuição χ^2 .

5.4 Especificação do Modelo SVAR

O método empírico empregado para desenvolver a análise é o modelo SVAR (Structural Vector Autoregressive) com uma variável exógena ou SVARX, pois permite avaliar os choques temporários ou de curto prazo e estimar os efeitos de longo prazo ou choques permanentes de políticas econômicas de um país sobre a economia do outro país, além de considerar a existência de choques estruturais. Conforme ressaltado por Dias e Dias (2010), os modelos SVAR permitem avaliar a interação entre política fiscal e monetária, na relação entre encaixes reais e política fiscal, de modo a interferir na eficiência da política monetária em afetar moeda real.

A especificação do modelo SVAR segue a apresentação formal de Dias e Dias (2010) sobre os modelos SVAR. Conforme estes, a base destes modelos é a relação entre previsões de erros e inovações estruturais. Os autores seguem a apresentação proposta por Hamilton (1994). Considere o modelo VAR de curto prazo representado em sua forma genérica:

$$Y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (24)$$

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

$$A(I_k - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p)y_t = A\varepsilon_t = \beta e_t \quad (25)$$

Sendo L o operador de defasagens; ε_t o vetor de inovações com $\varepsilon_t \sim (0, S)$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0$ para todo $t \neq s$; $u_t = Be_t$ o vetor ortogonalizado, possuindo et as seguintes características, $e_t \sim N(0, I_k)$ e $E(e_t e_s') = 0$ para $t \neq s$. Esta transformação é obtida através de restrições nos parâmetros das matrizes A e B que representam o estado do sistema no curto prazo. As restrições seguem diretamente do modelo teórico. Assim, a equação (25) permite analisar a dinâmica do sistema de curto prazo através de choques em e_t . A transformação para o longo prazo requer que o sistema da equação (25) seja estável. Assuma que o VAR seja estável, y_t flutua em torno de sua média, e que as matrizes A e B são não singulares. Então, a matriz $\bar{A} = (I_k - A_1L - A_2L^2 - A_pL^p)$ pode ser invertida e obtemos \bar{A}^{-1} , o que nos fornece a matriz de coeficientes de longo prazo quando esta é pré-multiplicada na equação (25), conforme segue.

$$y_t = \bar{A}^{-1} Be_t = Ce_t \quad (26)$$

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

No modelo bivariado de Corsetti e Pesenti (2001) o tratamento das séries considera as variações em torno de suas respectivas médias de longo prazo, sendo os impactos de ordem

estrutural de longo prazo, ou seja, alterações nas médias móveis das variáveis. O modelo SVAR permite testar a relação de causalidade dos choques fiscais sobre os agregados macroeconômicos e avaliar os efeitos de um único choque, equivalente a alterações de curto prazo dos gastos fiscais, e os efeitos de choques cumulativos, equivalentes a choques de longo prazo de alteração da estrutura dos gastos fiscais. Assim o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) para os saldos monetários reais, por exemplo, apresenta a seguinte especificação SVAR:

$$\mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} \ln g_w \\ d \ln M/P \end{bmatrix} \quad \mathbf{C} = \begin{bmatrix} \mathbf{C(11)} & \cdot \\ \mathbf{C(21)} & \mathbf{C(22)} \end{bmatrix} \quad \mathbf{e}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{p}_t \\ \mathbf{t}_t \end{bmatrix} \quad (27)$$

em que p_t representa o choque permanente em que os gastos do governo estrangeiro crescem mais que os gastos do governo doméstico e t_t representa o choque transitório. A partir de Herrera e Dias (2012) a matriz C pode ser interpretada como:

- $C(11)$: proporção à que a política fiscal do país estrangeiro está influenciada por si mesma;
- $C(12)=0$: a política fiscal do país estrangeiro não é influenciada por mudanças no saldo monetário real do país doméstico;
- $C(21)$: coeficiente de transmissão das mudanças na política fiscal do país estrangeiro, ou seja, o impacto percentual que uma mudança na política fiscal alemã tem sobre o saldo monetário real doméstico de longo prazo;
- $C(22)$: representa o mecanismo de autotransmissão do agregado, o impacto sobre o saldo monetário real advindo de mudanças no saldo monetário doméstico;

Sendo que a seguir será estimado conforme o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) o impacto de longo prazo da política fiscal alemã sobre os agregados macroeconômicos brasileiros, consumo, produto, saldos monetários reais, termos de troca e nível de preços. A hipótese deste trabalho é de que este efeito seja *prosper-thy-neighbor*.

6 RESULTADOS

As equações do modelo de Corsetti e Pesenti (2001) utilizadas neste trabalho referem-se às equações de longo prazo, estas equações seguem abaixo. Elas são respectivamente as equações do consumo de longo prazo, do produto de longo prazo, dos saldos monetários reais no longo prazo, dos termos de troca de longo prazo e do preço dos bens domésticos no longo prazo.

$$\bar{C} = a_4 (\bar{g}_W)^{-1/(1+\rho)} \quad (28)$$

$$\bar{Y} = a_5 (\bar{g})^{1/2} (\bar{g}_W)^{-(1-\rho)/[2(1+\rho)]} \quad (29)$$

$$\bar{M}/\bar{P} = a_6 (\bar{g}_W)^{-\rho/(1+\rho)} \quad (30)$$

$$\bar{E} \bar{P}_F^* / \bar{P}_H = a_{10} (\bar{g}_R)^{-1/2} \quad (31)$$

$$\bar{P}_H = a_{11} \bar{M} (\bar{g}_W)^{-(1-\rho)/[2(1+\rho)]} (\bar{g})^{1/2} \quad (32)$$

Para a aplicação do SVAR com variável exógena (SVARX) ao modelo de Corsetti e Pesenti (2001) as variáveis foram log-linearizadas, sendo que segue abaixo a listagem das variáveis empregadas no modelo, sendo que esta nomenclatura será utilizada nos testes:

- dummy_crise: dummy referente a crise internacional de 2008 (m8 2008 - m11 2009);
- dummy_dilma: dummy referente ao mandato da presidente Dilma Rousseff (m1 2011- m12 2013);
- Incambio: log da taxa de câmbio real efetiva;
- Incons_fam: log do consumo das famílias;
- lng_al: log do gasto governamental estrangeiro;
- lng_br: log do gasto governamental doméstico;

- $\ln g_r$: log do gasto relativo;
- $\ln g_w$: log do gasto governamental mundial, que é composto pelo $\ln g_{br}$ e pelo $\ln g_{al}$;
- $\ln ipca$: log dos preços;
- $\ln M$: log da moeda nominal;
- $\ln m1$: log dos encaixes monetários reais;
- $\ln pib_{br}$: log do PIB doméstico;
- $\ln pib_{ale}$: log do PIB estrangeiro.

Antes da estimação das equações foi verificado o comportamento estacionário das séries, sendo realizados os testes de raiz unitária Dickey Fuller (DF), Phillips-Perron (PP), KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin) e Dickey Fuller Ampliado (DF-GLS). O resultado dos testes encontra-se na tabela 5, ressaltando que os testes DF, PP e DF-GLS apresentam H_0 : há raiz unitária, série não estacionária; enquanto que teste KPSS apresenta H_0 : série é estacionária. Quando a variável em nível apresentou resultados de não estacionariedade, esta variável foi transformada em primeira diferença (d).

Tabela 5 - Testes de raiz unitária das variáveis

VARIÁVEL	DF		PP		KPSS		DF-GLS	
	t calculado	t crítico	t calculado	t crítico	t calculado	t crítico	t calculado	t crítico
$\ln ipca$	-4.330*	-3.492	-4.042*	-3.492	1.41	0.216	-3.125**	-2.966
$\ln g_{br}$	-4.040*	-3.492	-4.311*	-3.492	0.0853*	0.216	-5.599*	-3.513
$\ln g_{al}$	-3.126**	-2.886	-3.833*	-3.492	0.333	0.216	-6.146*	-3.513
$\ln g_w$	-3.935*	-3.492	-4.307*	-3.492	0.0905*	0.216	-5.906*	-3.513
$\ln g_r$	-4.112*	-3.492	-4.339*	-3.492	0.0902*	0.216	-5.505*	-3.513
$d \ln m1$	-12.447*	-3.492	-12.459*	-3.492	0.127*	0.217	-8.757*	-3.514
$d \ln M$	-9.829*	-3.492	-9.792*	-3.492	0.202*	0.218	-7.196*	-3.514
$d \ln cons_{fam}$	-8.070*	-3.492	-8.089*	-3.492	0.313*	0.219	-5.631*	-3.514
$d \ln cons_{BR_{gov}}$	-7.890*	-3.492	-7.327*	-3.492	0.082*	0.220	-7.420*	-3.514
$d \ln pib_{br}$	-9.418*	-3.492	-9.330*	-3.492	0.175*	0.221	-6.210*	-3.514
$d \ln pib_{ale}$	-8.795*	-3.492	-8.632*	-3.492	0.0545*	0.222	-6.553*	-3.514
$d \ln cons_{gov_{ale}}$	-7.985*	-3.492	-7.619*	-3.492	0.038*	0.223	-5.841*	-3.514
$d \ln cambio$	-8.180*	-3.492	-8.215*	-3.492	0.16*	0.224	-6.587*	-3.514

*Significante a 1%.

** Significante a 5%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Stata.

No caso das variáveis \ln_{ipca} e \ln_{gal} , optou por incluí-las em nível na equação, já a variável \ln_{cons_fam} foi incluída em primeira diferença na equação. A seguir foram realizados os testes que antecedem o SVARX e o próprio SVARX para cada uma das equações separadamente.

6.1 Impactos de uma política fiscal da Alemanha no consumo de longo prazo

O primeiro modelo corresponde à equação do consumo de longo prazo conforme a equação (28) desta seção. Antes de estimar o modelo SVARX entre \ln_{gw} e \ln_{cons_fam} com a variável exógena dummy_dilma , testou-se o número de defasagens ótimas, nesse caso o resultado é apresentado no quadro 1. Segundo os critérios de *Likelihood –Ratio* (LR), *Final Prediction Erro* (FPE), *Akaike Information Criterion* (AIC), *Hannan–Quinn information criterion* (HQIC) e critério de Schwarz (SBIC) indicaram como número de defasagens ótimas duas defasagens.

Selection-order criteria									
Sample: 2001m6 - 2013m12						Number of obs		=	151
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC	
0	-12.2561				.004252	.215313	.247784	.295241	
1	51.05	126.61	4	0.000	.001938	-.570199	-.505257	-.410343	
2	68.0581	34.016*	4	0.000	.001632*	-.742491*	-.645078*	-.502707*	
3	71.7298	7.3435	4	0.119	.001639	-.738143	-.608259	-.418431	
4	75.7038	7.9479	4	0.094	.00164	-.737798	-.575444	-.338158	

Endogenous: $\ln_{cons_fam_sa}$ \ln_{gw}
 Exogenous: dilma $_cons$

Quadro 1 - Teste de verificação de lags ótimos para a equação do consumo

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Posteriormente, foi regredido o modelo VAR base com variável exógena (VARX) com duas defasagens, os lags utilizados foram 1 e 7, os resultados mostram como significativo o coeficiente da variável \ln_{cons_fam} na equação do consumo a um nível de significância de 1% enquanto que as variáveis \ln_{gw} e a dummy_dilma mostraram-se não

significativas.³⁸ Para confirmar esse diagnóstico após a regressão foi realizado o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) e o teste de Wald de exclusão de defasagens, resultados apresentados no Quadro 2. A partir do primeiro teste não se pode rejeitar H_0 : não autocorrelação a um nível de significância de 1%, a partir do segundo teste os resultados sugerem que as defasagens 1 e 7 não devem ser excluídas do modelo, confirmando assim duas defasagens como o número ótimo.

Teste LM de defasagens				Teste Wald de exclusão de defasagens			
lag	chi2	df	Prob > chi2	lag	chi2	df	Prob > chi2
1	35.6247	4	0.00000	1	20.42376	2	0.000
2	1.4162	4	0.84137	7	5.939604	2	0.051
3	25.6149	4	0.00004				
4	10.3727	4	0.03460				
5	3.5947	4	0.46363				
6	1.3198	4	0.85801				
7	2.4736	4	0.64937				

Quadro 2 - Testes de confirmação do número de defasagens, ML e Wald para a equação do consumo.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Stata.

Logo, foi realizado o teste de causalidade de Granger com a hipótese nula que $\ln g_w$ não causa no sentido de Granger $\ln \text{con}_s_{\text{fam}}$, o resultado indica com um $\chi^2 = 0,06115$ e um $p\text{-value} = 0,970$ que H_0 não pode ser rejeitado a qualquer nível de significância e, portanto a probabilidade de $\ln g_w$ causar $\ln \text{con}_s_{\text{fam}}$ é próxima à zero no curto prazo, uma vez condicionada a um número de dois lags.³⁹ O resultado indica que não há relação de curto prazo entre o consumo doméstico e o gasto mundial. Este resultado pode estar relacionado com o fato de que o consumo depende de diversas variáveis que não constam no modelo e com fato de que o padrão de consumo não se altera de um mês para outro, apresenta uma defasagem temporal para este ser alterado.

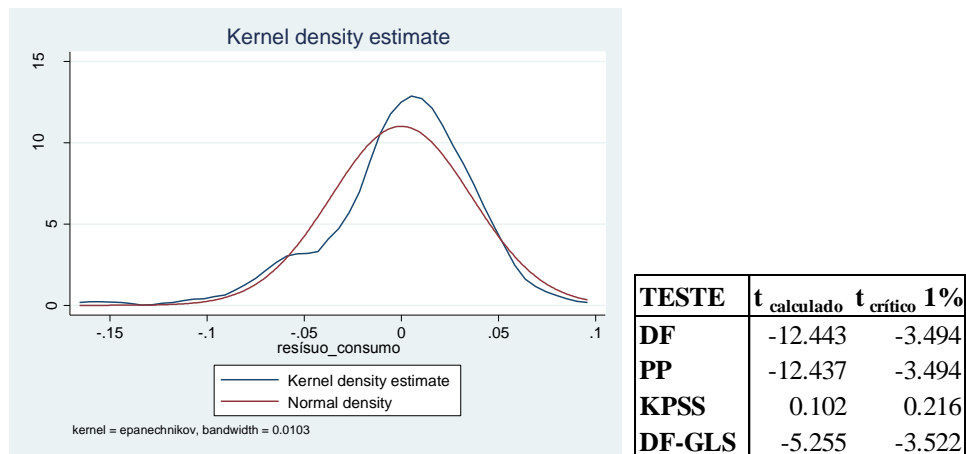
O teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera forneceu um $\chi^2 = 114,217$ e um $p\text{-value} = 0,000$ que permitem rejeitar a hipótese nula que os resíduos seguem uma distribuição

³⁸ O resultado do teste VARX é apresentado na tabela 6 dos Anexos.

³⁹ O resultado do teste de causalidade de Granger é apresentado no quadro 17 dos Anexos.

normal como o confirma o Gráfico 3 ⁴⁰. Porém, o mais importante é que a variância e a covariância dos mesmos sejam estacionárias, desse modo foram realizados os testes de estacionariedade, os resultados são exibidos no Gráfico 3 e confirmam que embora os resíduos não estejam normalmente distribuídos são estacionários.

Gráfico 3 - 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 VARX confirmou sua estabilidade, todos os *Eigenvalues* da matriz de coeficientes foram menores que um, como apresentado no Quadro 3.

Eigenvalue	Modulus
.8014044 + .2620078i	.843147
.8014044 - .2620078i	.843147
.764766 + .3345403i	.834736
.764766 - .3345403i	.834736
.2233172 + .7555655i	.787877
.2233172 - .7555655i	.787877
-.4462952 + .6079203i	.754153
-.4462952 - .6079203i	.754153
-.7433906	.743391
.2509709 + .6593948i	.705541
.2509709 - .6593948i	.705541
-.3725423 + .5434352i	.65887
-.3725423 - .5434352i	.65887
-.6465494	.646549

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Quadro 3 - Condição de estabilidade *Eigenvalue* da equação do consumo

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

⁴⁰ O resultado dos testes de normalidade dos resíduos é apresentado no quadro 18 dos Anexos.

Após a realização destes testes foi estimado o modelo de longo prazo através do SVARX, seguindo a especificação teórica da equação (26) e o número de defasagens recomendado pelos testes. A matriz de coeficientes estimados, os quais representam o modelo de longo prazo está na equação (33).

$$y_t(\text{dlncons_fam}) = \begin{bmatrix} \ln g_w \\ d \ln \text{cons_fam} \end{bmatrix} C(\text{dlncons_fam}) = \begin{bmatrix} 2,9523 & 0 \\ (0,1716)^* & 0,0428 \\ 0,0024 & (0,0025)^* \\ (0,0035) & \end{bmatrix}$$

$$e_t(\text{dlncons_fam}) = \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \end{bmatrix} \quad (33)$$

O valor abaixo dos coeficientes são os desvios-padrão do longo prazo, enquanto que a estrela indica o grau de significância, neste caso 1%. Dado que o coeficiente C (21) não apresentou significância o resultado indica que não há relação de longo prazo entre a taxa de crescimento do consumo de longo prazo das famílias domésticas ⁴¹ e o logaritmo da posição fiscal do mundo. Portanto não foi realizada a análise impulso resposta desta equação.

De acordo com a aplicação empírica do modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001), a interdependência macroeconômica da economia brasileira em relação à economia alemã não atinge o consumo das famílias domésticas no longo prazo, pois o coeficiente C(21) não foi significativo, alterações da posição fiscal do mundo advindas da política de gastos alemã não causam alteração no consumo doméstico. De acordo com o modelo teórico uma política fiscal expansionista alemã aumentaria o gasto mundial, a demanda agregada alemã, e como esta é um componente da demanda agregada mundial esta última elevaria também. Considerando que o gasto governamental estrangeiro ocorre unicamente em bens estrangeiros, uma elevação deste elevaria os salários e os preços estrangeiros.

Dessa maneira, na economia brasileira, os preços dos bens importados se elevariam, aumentando o nível de preços internos, depreciando os termos de troca para o Brasil e paralelamente reduzindo o poder de compra doméstico. Com o aumento dos preços relativos domésticos os consumidores domésticos suavizariam seu consumo e elevariam as

⁴¹ dln corresponde a aproximação da taxa de crescimento, sendo que de agora em diante será empregado o termo taxa de crescimento.

exportações, devido à realocação do consumo das famílias domésticas para consumo das famílias estrangeiras. Considerando que a participação do consumo familiar no PIB brasileiro é superior à participação das exportações, o impacto negativo da depreciação dos termos de troca é maior que o aumento da demanda advindo do choque externo. Assim, teoricamente o consumo das famílias brasileiras seria reduzido, resultando em um efeito *beggar-thy-neighbor*. Esse efeito via termos de troca dependeria se a precificação é PCP, PTM ou LCP, alterando o repasse.

Porém, o resultado empírico indica que a taxa de crescimento do consumo agregado das famílias brasileiras não é influenciada por um choque de política fiscal do mundo. De acordo com Dias, Dias e Punzo (2012), a política fiscal do mundo quando considera Brasil e União Europeia é *prosper-thy-neighbor*. Esse resultado pode ser devido ao fato de não ocorrer alteração dos preços relativos. Isso poderia ocorrer devido ao fato de a Alemanha manter uma política de contenção salarial, conforme destacado por Freitas (2011), que permitiria a elevação da oferta agregada alemã sem elevação dos salários da Alemanha. Porém, a elevação da taxa de crescimento do consumo brasileiro pode receber influência de outras variáveis no longo prazo, como estímulos das políticas de distribuição de renda e de expansão do crédito destacadas por Contri (2010).

6.2 Impactos de uma política fiscal da Alemanha no produto de longo prazo

Na continuação analisa-se o impacto de uma expansão da política fiscal internacional, sobre o produto brasileiro de longo prazo, o modelo corresponde à equação (29) desta seção. Antes de estimar o modelo SVARX entre $\ln g_w$ e $\ln g_{br}$ e $\ln pib_{br}$ com a variável exógena *dummy_crise*, testou-se o número de defasagens ótimas, nesse caso o resultado é apresentado no quadro 4. 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. O critério de Schwarz (SBIC) por sua vez indica 3 como o número de defasagens ótimas.

Selection-order criteria									
Sample: 2001m6 - 2013m12						Number of obs		=	151
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC	
0	-183.754				.002478	2.51329	2.562	2.63318	
1	-66.6212	234.26	9	0.000	.000592	1.08108	1.20284	1.3808	
2	-28.2568	76.729	9	0.000	.000401	.692143	.886969	1.17171	
3	-1.77369	52.966	9	0.000	.000318	.460579	.728463	1.11998*	
4	16.7647	37.077*	9	0.000	.000281*	.334243*	.675187*	1.17349	
Endogenous: dlnpib_br lngbr lngw									
Exogenous: dummy_crise _cons									

Quadro 4 - Teste de verificação de lags ótimos para a equação do produto

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Posteriormente, foi regredido o modelo VARX base com quatro defasagens, os lags utilizados foram 1, 2, 4 e 5, os resultados mostram como significativo o coeficiente da variável $dlnpib_{br}$ para o lag 1 e o coeficiente das variáveis lng_{br} e lng_w para os lags 2, 4 e 5 na equação do produto a um nível de significância de 1% enquanto que a $dummy_crise$ mostrou-se não significativa.⁴² Para confirmar esse diagnóstico após a regressão foi realizado o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) e o teste de Wald de exclusão de defasagens, resultados apresentados no Quadro 5. A partir do primeiro teste pode se rejeitar H_0 : não autocorrelação a um nível de significância de 1%, a partir do segundo teste os resultados sugerem que as defasagens 2, 4 e 5 não devem ser excluídas do modelo, assim optamos por manter quatro como o número de lags.

Teste LM de defasagens				Teste Wald de exclusão de defasagens			
lag	chi2	df	Prob > chi2	lag	chi2	df	Prob > chi2
1	43.7321	9	0.00000	1	5.902021	3	0.116
2	53.0080	9	0.00000	2	12.22956	3	0.007
3	39.3720	9	0.00001	4	26.73432	3	0.000
4	24.4927	9	0.00359	5	18.33985	3	0.000
5	17.8032	9	0.03753				

Quadro 5 - Testes de confirmação do número de defasagens, LM e Wald para a equação do produto

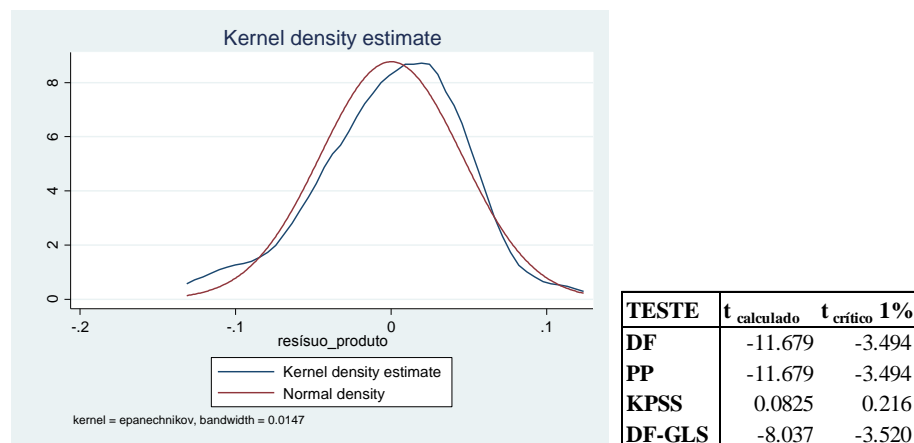
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa no Stata.

⁴² O resultado do teste VARX é apresentado na tabela 7 dos Anexos.

Logo, foi realizado o teste de causalidade de Granger com a hipótese nula que $\ln g_w$ não causa no sentido de Granger $\ln \text{pib}_{br}$, o resultado indica com um $\chi^2 = 18,543$ e um $p\text{-value} = 0,001$ que H_0 pode ser rejeitado a qualquer nível de significância, e, portanto a probabilidade de $\ln g_w$ causar $\ln \text{pib}_{br}$ é significativa no curto prazo, uma vez condicionada a um número de quatro lags.⁴³

O teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera forneceu um $\chi^2 = 318,347$ 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 4⁴⁴. Porém, para determinar se a variância e a covariância dos mesmos são estacionárias, foram realizados os testes de estacionariedade, cujos resultados são exibidos no Gráfico 4 e confirmam que embora os resíduos não estejam normalmente distribuídos são estacionários.

Gráfico 4 - 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 VARX confirmou sua estabilidade, todos os *Eigenvalues* da matriz de coeficientes foram menores que um, como apresentado no Quadro 6.

⁴³ O resultado do teste de causalidade de Granger é apresentado no quadro 19 dos Anexos.

⁴⁴ O resultado dos testes de normalidade dos resíduos é apresentado no quadro 20 dos Anexos.

Eigenvalue	Modulus
.7693915 + .3402305i	.841261
.7693915 - .3402305i	.841261
.3928819 + .705015i	.807095
.3928819 - .705015i	.807095
-.7972585	.797258
.7720528	.772053
.1060391 + .7114688i	.719328
.1060391 - .7114688i	.719328
.6312118 + .2953947i	.696912
.6312118 - .2953947i	.696912
-.5698874 + .3440421i	.665685
-.5698874 - .3440421i	.665685
-.1641093 + .5270378i	.551997
-.1641093 - .5270378i	.551997
-.07644063	.076441

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Quadro 6 - Condição de estabilidade *Eigenvalue* da equação do produto

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Assim, foi estimado o modelo SVARX de longo prazo equivalente à equação (26) com o número de defasagens recomendado pelos testes acima. Os resultados desta equação estão a seguir.

$$y_t(\ln g_{br}, \text{dlnpib}_{br}) = \begin{bmatrix} \ln g_w \\ \ln g_{br} \\ \text{dln pib}_{br} \end{bmatrix} C(\ln g_{br}, \text{dlnpib}_{br}) =$$

$$\begin{bmatrix} 2,3116 & 0 & 0 \\ (0,1335)^* & & \\ 7,2027 & 1,3907 & 0 \\ (0,4311)^* & (0,0803)^* & \\ -0,0156 & -0,0083 & 0,0571 \\ (0,0048)^* & (0,0047)^* & (0,0033)^* \end{bmatrix} e_t(\ln g_{br}, \text{dlnpib}_{br}) = \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \\ \chi_t \end{bmatrix} \quad (34)$$

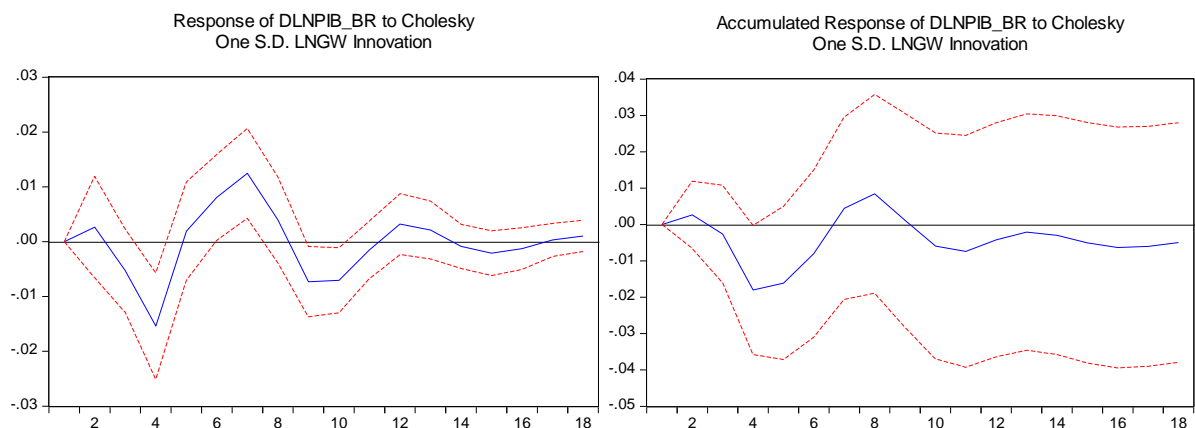
O resultado do modelo SVARX indica que a relação de longo prazo entre a política fiscal internacional e a taxa de crescimento do produto doméstico proposta pela teoria se confirma, dado que todos os coeficientes são significativos a 1%. Dessa forma o modelo estimado da equação (26) foi utilizado para realizar dois choques, observados dentro do período de 18 meses. O primeiro choque representa um impulso único na variável $\ln g_w$ sobre a variável dlnpib_{br} , que corresponde ao lado esquerdo do gráfico 5. O segundo apresenta um

impulso acumulado na variável $\ln g_w$ e a resposta da variável $\ln pib_{br}$, este é apresentado no lado direito do gráfico 5.

Um impulso único, que representa um choque de política fiscal em que os gastos do governo da Alemanha superem proporcionalmente os do Brasil apenas uma vez, portanto temporário, faz com que a taxa de crescimento do produto brasileiro seja reduzida em até 0,016% por um curto período de tempo. Mas a tendência da taxa de crescimento do produto doméstico é retornar à estabilidade, ou seja, oscilar em torno da taxa de crescimento de longo prazo. De maneira geral, choques fiscais positivos aumentam a variância do produto inicialmente, mas não afeta o produto de maneira permanente.

Se a expansão da política fiscal alemã for acumulativa em 1 desvio-padrão da variável $\ln g_w$, ou seja, uma política permanente de aumento dos gastos na Alemanha proporcionalmente maiores que os do Brasil levariam a uma redução permanente na taxa de crescimento do consumo no longo prazo. Esta redução pode chegar a 0,016%, mas a queda na taxa de crescimento do produto reduz-se ao longo do tempo. Assim, a política fiscal alemã apresenta efeito *beggar-thy-neighbor*, conforme resultado do modelo teórico do modelo de Corsetti e Pesenti (2001).

Gráfico 5 - Impulso-Resposta: impulso ($\ln g_w$) resposta ($\ln pib_{br}$)



Fonte: Resultados da pesquisa no Eviews.

Conforme o modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001) a transmissão da política fiscal do país estrangeiro ocorreria de maneira negativa, causando um efeito *beggar-thy-neighbor*. Esta transmissão está associada ao impacto da depreciação dos termos de troca

brasileiros, via elevação dos preços domésticos devido à elevação do preço dos bens transacionáveis. Uma explicação para as externalidades negativas do aumento dos gastos da Alemanha sobre a economia brasileira pode estar relacionada à depreciação dos termos de troca. Considerando que as exportações brasileiras para a Alemanha são concentradas em produtos de fator agregado básico e as importações brasileiras advindas da Alemanha são concentradas em produtos manufaturados, conforme dados do MDIC (2014a), o aumento da demanda mundial advinda da política fiscal expansionista da Alemanha causa um aumento dos preços relativos dos bens transacionáveis e causa uma queda no valor internacional atribuído aos bens brasileiros, afetando em última instância o produto interno.

Considerando que o valor das exportações brasileiras para a Alemanha é inferior ao valor das importações, conforme destacado na tabela 2, a balança comercial Brasil-Alemanha é deficitária em todo o período de análise e considerando que teoricamente o consumo das famílias brasileiras iria ser reduzido, a taxa de crescimento do produto de longo prazo da economia brasileira seria reduzida. Assim, a elevação dos gastos governamentais alemães teria um efeito *beggar-thy-neighbor* sobre a taxa de crescimento do produto brasileiro de longo prazo confirmado pelo modelo empírico.

6.3 Impactos de uma política fiscal da Alemanha nos saldos monetários reais de longo prazo

A análise do impacto da política fiscal alemã nos saldos monetários reais corresponde à equação (30) desta seção. Antes de estimar o modelo SVARX entre $\ln g_w$ e $\ln m_1$ com a variável exógena *dummy_crise*, testou-se o número de defasagens ótimas, nesse caso o resultado é apresentado no quadro 7. Segundo os critérios de *Likelihood-Ratio* (LR), *Hannan-Quinn information criterion* (HQIC) e critério de Schwarz (SBIC) indicaram como número de defasagens ótimas três defasagens. De acordo com os critérios *Final Prediction Erro* (FPE) e *Akaike Information Criterion* (AIC), o número de defasagens ótimas é quatro, sendo este último adotado na análise.

Selection-order criteria									
Sample: 2001m6 - 2013m12						Number of obs		=	151
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC	
0	-93.2318				.012427	1.28784	1.32031	1.36777	
1	-2.64617	181.17	4	0.000	.003947	.141009	.205951	.300865	
2	19.9657	45.224	4	0.000	.003085	-.105506	-.008093	.134278	
3	31.0383	22.145*	4	0.000	.00281	-.199183	-.0693*	.120529*	
4	35.5896	9.1025	4	0.059	.00279*	-.206485*	-.04413	.193155	
Endogenous: dlnm1 lngw									
Exogenous: dummy_crise _cons									

Quadro 7 - Teste de verificação de lags ótimos para a equação dos saldos monetários reais

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Posteriormente, foi regredido o modelo VARX base com quatro defasagens, os lags utilizados foram 1, 2, 3 e 5, os resultados mostram como significativo o coeficiente da variável $dlnm1$ para o lag 2 e o coeficiente da variável lng_w para os lags 1, 2 e 5 na equação dos saldos monetários a um nível de significância de 1% enquanto que a $dummy_crise$ mostrou-se não significativa.⁴⁵ Para confirmar esse diagnóstico após a regressão foi realizado o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) e o teste de Wald de exclusão de defasagens, resultados apresentados no Quadro 8. A partir do primeiro teste não se pode rejeitar H_0 : não autocorrelação a um nível de significância de 1%, a partir do segundo teste os resultados sugerem que as defasagens 1, 2 e 5 não devem ser excluídas do modelo, assim optamos por manter quatro como o número de lags.

Teste LM de defasagens				Teste Wald de exclusão de defasagens			
lag	chi2	df	Prob > chi2	lag	chi2	df	Prob > chi2
1	9.0215	4	0.06056	1	8.824823	2	0.012
2	6.9660	4	0.13770	2	5.201289	2	0.074
3	12.4748	4	0.01415	3	6.847989	2	0.033
4	5.6440	4	0.22736	5	2.747159	2	0.253
5	5.1274	4	0.27448				

Quadro 8 - Testes de confirmação do número de defasagens, ML e Wald para a equação dos saldos monetários reais

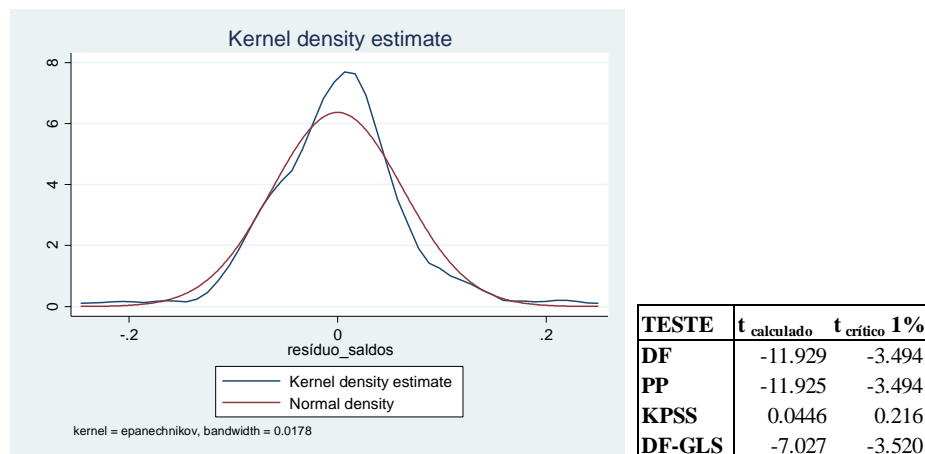
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa no Stata.

⁴⁵ O resultado do teste VARX é apresentado na tabela 8 dos Anexos.

O teste de causalidade de Granger com a hipótese nula que $\ln g_w$ não causa no sentido de Granger $\ln m_1$ indica um $\chi^2 = 16,836$ e um $p\text{-value} = 0,002$, em que H_0 pode ser rejeitado a qualquer nível de significância e, portanto a probabilidade de $\ln g_w$ causar $\ln m_1$ é significativa no curto prazo, uma vez condicionada a um número de quatro lags.⁴⁶ Este resultado pode estar relacionado com o fato de que a moeda encontra-se no regime de programação monetária com metas de inflação.

O teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera forneceu um $\chi^2 = 79,572$ 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 6⁴⁷. Porém, o mais importante é que a variância e a covariância dos mesmos sejam estacionárias, desse modo os testes de estacionariedade são exibidos no Gráfico 6 e confirmam que embora os resíduos não estejam normalmente distribuídos são estacionários.

Gráfico 6 - 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 VARX confirmou sua estabilidade, todos os *Eigenvalues* da matriz de coeficientes foram menores que um, como apresentado no Quadro 9.

⁴⁶ O resultado do teste de causalidade de Granger é apresentado no quadro 21 dos Anexos.

⁴⁷ O resultado dos testes de normalidade dos resíduos é apresentado no quadro 22 dos Anexos.

Eigenvalue	Modulus
.5485478 + .4962694i	.739722
.5485478 - .4962694i	.739722
.7179493	.717949
-.5083172 + .364411i	.625445
-.5083172 - .364411i	.625445
.03626719 + .5392801i	.540498
.03626719 - .5392801i	.540498
.4946932	.494693
-.1014998 + .2363253i	.2572
-.1014998 - .2363253i	.2572

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Quadro 9 - Condição de estabilidade *Eigenvalue* da equação dos saldos monetários reais

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Posteriormente foi estimado o modelo de longo prazo SVARX com a variável dependente sendo a taxa de crescimento dos saldos monetários reais e com a variável independente sendo a posição fiscal do mundo. Os resultados foram:

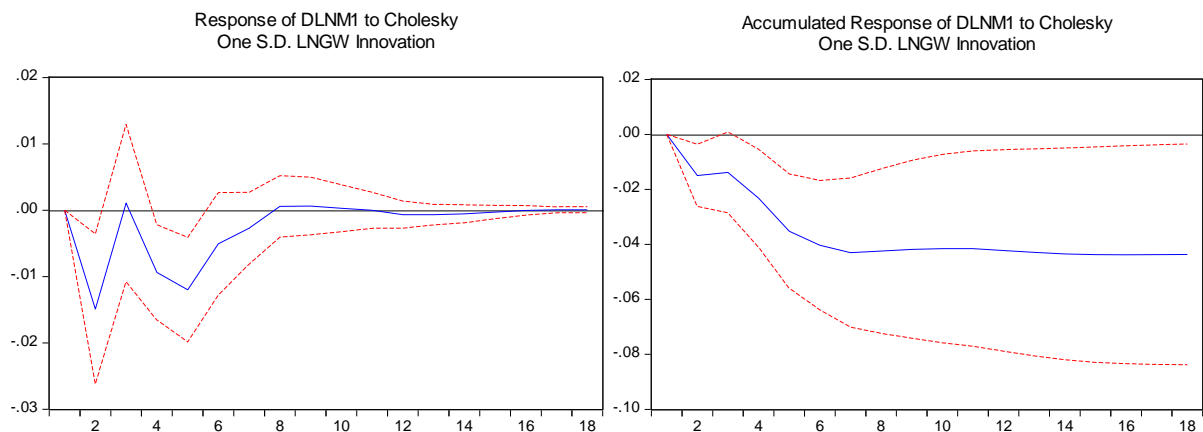
$$y_t(d\ln m1) = \begin{bmatrix} \ln g_w \\ d \ln m1 \end{bmatrix} C(d\ln m1) = \begin{bmatrix} 2,9809 & 0 \\ (0,1721)^* & 0,0665 \\ -0,0229 & (0,0038)^* \\ (0,0056)^* & \end{bmatrix} e_t(d\ln m1) = \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \end{bmatrix} \quad (35)$$

Todos os coeficientes foram significativos a 1 %, indicando que ocorre a relação proposta pela teoria de que existe uma relação de longo prazo entre a política fiscal internacional e as variações dos saldos monetários reais. Os resultados do modelo SVARX para a taxa de crescimento dos saldos monetários reais indicam uma relação similar à do produto, já que também se evidencia uma relação de longo prazo negativa entre a política fiscal internacional e as mudanças nos saldos monetários reais como visualizado em (35).

Dessa forma o modelo estimado da equação (26) foi utilizado para realizar os choques temporários e permanentes, observados dentro do período de 18 meses. O impulso devido a um choque único na posição fiscal do mundo, temporário, reduz a taxa de crescimento de longo prazo dos saldos monetários reais brasileiros em até 0,023% no curto prazo. No entanto, no longo prazo o efeito na taxa de crescimento dos saldos monetários reais é dissipado, sendo que a partir do 7º mês esta já se aproxima ao patamar de antes do choque.

Quando aumentos proporcionalmente maiores dos gastos do governo alemão que os do brasileiro são acumulativos na magnitude de 1 desvio-padrão da variável $\ln g_w$, a taxa de crescimento dos saldos monetários reais brasileiros diminui de forma permanente em até 0,04%. Portanto, a política fiscal apresenta efeito *beggar-thy-neighbor*.

Gráfico 7 - Impulso-Resposta: Impulso ($\ln g_w$) Resposta (dlnm1)



Fonte: Resultados da pesquisa no Eviews.

Conforme Corsetti e Pesenti (2001), o aumento dos gastos governamentais alemães aumenta a demanda agregada externa, elevando a demanda por bens domésticos de exportação. Nesse processo ocorre elevação do preço dos bens comercializáveis, afetando o índice geral de preços domésticos, reduzindo assim o poder de compra da moeda brasileira.

Conforme destacado por Herrera e Dias (2012), com a depreciação dos termos de troca maior quantidade de reais seria necessária para manter o mesmo nível de consumo brasileiro, ou seja, o poder de compra da moeda doméstica se reduz. O efeito empírico da elevação do gasto governamental alemão sobre a taxa de crescimento dos saldos monetários reais brasileiros de longo prazo é negativo, *beggar-thy-neighbor*, coadunando com o efeito teórico do modelo de Corsetti e Pesenti (2001).

6.4 Impactos de uma política fiscal da Alemanha nos termos de troca de longo prazo

A seguir analisa-se o impacto de uma expansão da política fiscal internacional, sobre os termos de troca de longo prazo, onde os termos de troca referem-se à taxa de câmbio efetiva real brasileira em relação aos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil, entre os quais se encontra a Alemanha. O modelo corresponde à equação (31) desta seção. Antes de estimar o modelo SVARX entre $\ln g_r$ e $\ln \text{cambio}$ com a variável exógena dummy_crise , testou-se o número de defasagens ótimas, nesse caso o resultado é apresentado no quadro 10. Segundo os critérios de *Likelihood -Ratio* (LR), *Final Prediction Error* (FPE), *Akaike Information Criterion* (AIC), *Hannan-Quinn information criterion* (HQIC) e Schwarz (SBIC) indicaram como número de defasagens ótimas duas defasagens.

Selection-order criteria										
Sample: 2001m6 - 2013m12										
								Number of obs	=	151
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC		
0	138.06				.000581	-1.77563	-1.74315	-1.6957		
1	199.202	122.28	4	0.000	.000272	-2.53247	-2.46753	-2.37262		
2	210.462	22.52*	4	0.000	.000247*	-2.62863*	-2.53122*	-2.38885*		
3	212.747	4.5701	4	0.334	.000253	-2.60592	-2.47603	-2.2862		
4	215.859	6.2245	4	0.183	.000256	-2.59416	-2.4318	-2.19452		

Endogenous: $\ln \text{cambio}$ $\ln g_r$
 Exogenous: dummy_crise $_cons$

Quadro 10 - Teste de verificação de lags ótimos para a equação dos termos de troca

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Posteriormente, foi regredido o modelo VARX base com duas defasagens, os lags utilizados foram 1 e 8, os resultados mostram como significativo o coeficiente da variável $\ln \text{cambio}$ para o lag 1 e o coeficiente da variável $\ln g_r$ para o lags 8 na equação dos termos de troca a um nível de significância de 1% enquanto que a dummy_crise mostrou-se não significativa.⁴⁸ Para confirmar esse diagnóstico após a regressão foi realizado o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) e o teste de Wald de exclusão de defasagens, resultados apresentados no Quadro 11. A partir do primeiro teste não se pode rejeitar H_0 : não

⁴⁸ O resultado do teste VARX é apresentado na tabela 9 dos Anexos.

autocorrelação a um nível de significância de 1%, a partir do segundo teste os resultados sugerem que as defasagens 1 e 8 não devem ser excluídas do modelo.

Teste LM de defasagens				Teste Wald de exclusão de defasagens			
lag	chi2	df	Prob > chi2	lag	chi2	df	Prob > chi2
1	21.3498	4	0.00027	1	16.24953	2	0.000
2	1.5264	4	0.82196	8	6.199912	2	0.045
3	12.8490	4	0.01204				
4	2.9776	4	0.56158				
5	3.6628	4	0.45357				
6	7.0470	4	0.13343				
7	5.5239	4	0.23763				
8	3.8129	4	0.43191				

Quadro 11 - Testes de confirmação do número de defasagens, ML e Wald para a equação dos termos de troca

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

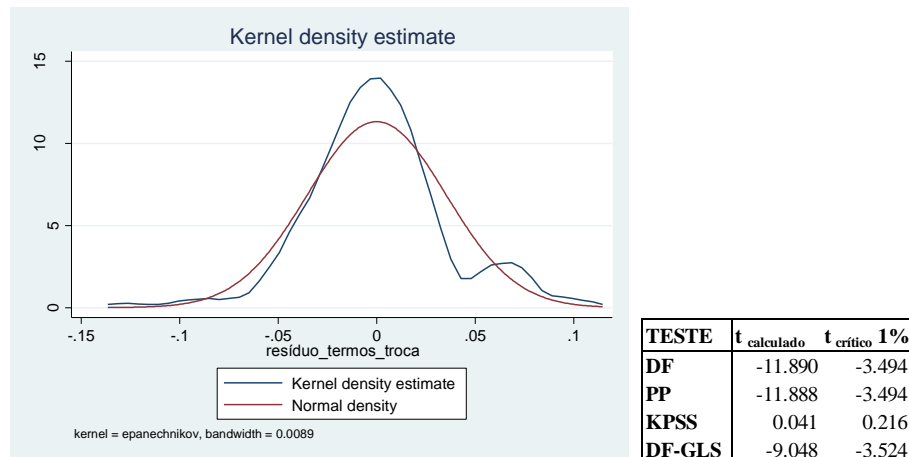
Novamente, o teste de causalidade de Granger com a hipótese nula que $\ln g_r$ não causa no sentido de Granger $\ln \text{ncambio}$, o resultado indica com um $\chi^2 = 4,6811$ e um $p\text{-value} = 0,0096$ que H_0 pode ser rejeitado a qualquer nível de significância, e, portanto a probabilidade de $\ln g_r$ causar $\ln \text{ncambio}$ é significativa no curto prazo, uma vez condicionada a um número de dois lags.⁴⁹

O teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera forneceu um $\chi^2 = 176,920$ 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 8⁵⁰. Porém, a variância e a covariância podem ser estacionárias. Para confirmar isso foram feitos os testes de estacionariedade, os resultados são exibidos no Gráfico 8 e confirmam que embora os resíduos não estejam normalmente distribuídos são estacionários.

⁴⁹ O resultado do teste de causalidade de Granger é apresentado no quadro 23 dos Anexos.

⁵⁰ O resultado dos testes de normalidade dos resíduos é apresentado no quadro 24 dos Anexos.

Gráfico 8 - Distribuição e testes de estacionariedade dos resíduos da equação dos termos de troca



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

O teste de estabilidade do VARX confirmou sua estabilidade, todos os *Eigenvalues* da matriz de coeficientes foram menores que um, como apresentado no Quadro 12.

Eigenvalue	Modulus
.8171035 + .1990083i	.840989
.8171035 - .1990083i	.840989
.7641964 + .3276279i	.831466
.7641964 - .3276279i	.831466
.3124127 + .7138077i	.779181
.3124127 - .7138077i	.779181
.3895551 + .6299285i	.74065
.3895551 - .6299285i	.74065
-.2749354 + .687261i	.740214
-.2749354 - .687261i	.740214
-.6640154 + .2649734i	.714932
-.6640154 - .2649734i	.714932
-.1968488 + .6774949i	.705513
-.1968488 - .6774949i	.705513
-.6302176 + .302876i	.69922
-.6302176 - .302876i	.69922

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Quadro 12 - Condição de estabilidade *Eigenvalue* da equação dos termos de troca

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Com base no número de defasagens recomendados pelos testes, foi estimado o modelo empírico equivalente à equação de longo prazo dos termos de troca. Os resultados são apresentados na equação (36), sendo que todos os coeficientes são significativos a 1%, indicando que os termos de troca são influenciados diretamente pela política fiscal da

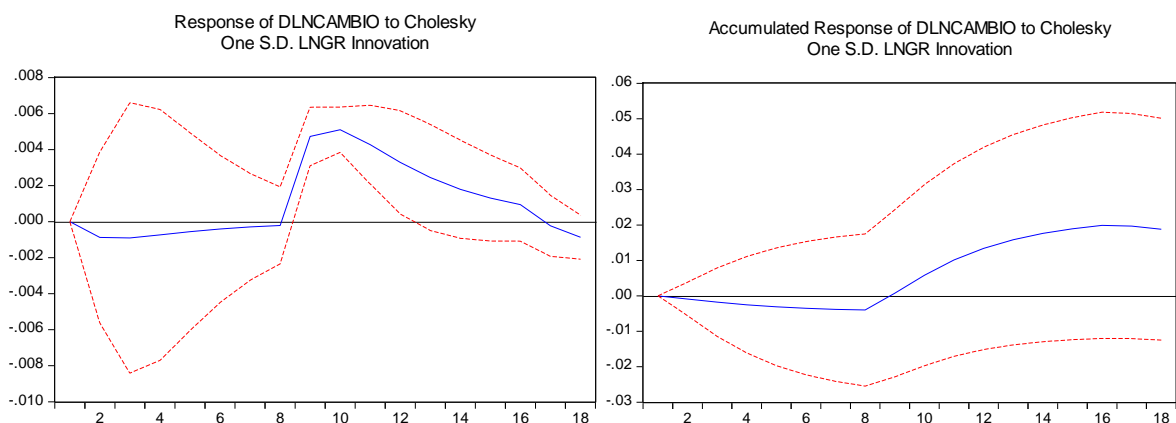
Alemanha relativa a política fiscal do Brasil e que estes são o canal de transmissão da política fiscal alemã para os agregados econômicos brasileiros.

$$y_t(\text{dlncambio}) = \begin{bmatrix} \ln g_r \\ d \ln \text{cambio} \end{bmatrix} C(\text{dlncambio}) = \begin{bmatrix} 1.2647 & 0 \\ (0,0738)^* & \\ 0,0206 & 0,0439 \\ (0,0038)^* & (0,0026)^* \end{bmatrix} e_t(\text{dlncambio})$$

$$= \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \end{bmatrix} \quad (36)$$

No gráfico 9 são apresentados o impulso-resposta único e acumulado para um período de 18 meses. Os resultados mostram que os impactos de um choque único primeiramente são negativos, após o 8º mês estes se tornam positivos, criando um ciclo. Enquanto que os choques acumulados no tamanho de 1 desvio-padrão da variável $\ln g_r$ iniciam um processo de depreciação dos termos de troca brasileiros no longo prazo. Quando ocorre uma variação permanente na política fiscal alemã relativa esta afeta a variação dos termos de troca em até 0,021% no longo prazo, sendo que primeiramente o efeito é negativo e após o 8º mês é positivo. Assim, o efeito é *beggar-thy-neighbor* como ocorre no caso do produto e no caso dos saldos monetários reais.

Gráfico 9 - Impulso-Resposta: impulso ($\ln g_r$) resposta (dlncambio)



Fonte: Resultados da pesquisa no Eviews.

No modelo teórico, a depreciação dos termos de troca brasileiros frente a um aumento do gasto governamental da Alemanha resultaria em uma maior competitividade inicial dos produtos domésticos transacionados com a Alemanha. Esta poderia melhorar o resultado da balança comercial brasileira afetando positivamente a economia brasileira. Porém, os efeitos cumulativos indicam que, inicialmente, poderia haver efeitos negativos no longo prazo devido à elevação dos preços domésticos e causar perda de poder de compra da moeda doméstica num primeiro momento. No entanto, estes efeitos podem estar sendo contrabalanceados pelas políticas de estímulo ao consumo brasileiro no curto prazo, destacados por Contri (2010), efeitos esses que não permanecem no longo prazo. Assim, os resultados do modelo empírico estão de acordo com os esperados teoricamente, efeito *beggar-thy-neighbor* da política fiscal alemã sobre os termos de troca brasileiros.

6.5 Impactos de uma política fiscal da Alemanha no preço dos bens domésticos de longo prazo

A análise do impacto de uma expansão da política fiscal internacional (posição fiscal do mundo), sobre o preço dos bens domésticos de longo prazo corresponde à equação (32) desta seção. Antes de estimar o modelo SVARX entre $\ln ipca$, $\ln M$, $\ln g_w$ e $\ln g_{br}$ com a variável exógena *dummy_crise*, testou-se o número de defasagens ótimas, nesse caso o resultado é apresentado no quadro 13. Segundo os critérios de *Likelihood–Ratio* (LR), *Final Prediction Erro* (FPE) e *Akaike Information Criterion* (AIC) indicaram como número de defasagens ótimas quatro defasagens. Os *Hannan–Quinn information criterion* (HQIC) e critério de Schwarz (SBIC) por sua vez indicam 2 como o número de defasagens ótimas.

Posteriormente, foi regredido o modelo VARX base com três defasagens, os lags utilizados foram 1, 2 e 4, os resultados mostram como significativo o coeficiente da variável $\ln ipca$ para os lags 1 e 4, o coeficiente da variável $\ln M$ para o lag 2, o coeficiente da variável $\ln g_{br}$ para os lags 2 e 4 e o coeficiente da variável $\ln g_w$ para o lag 4 na equação dos termos de troca a um nível de significância de 1%. A *dummy_crise* mostrou-se significativa.⁵¹

⁵¹ O resultado do teste VARX é apresentado na tabela 10 dos Anexos.

Selection-order criteria									
Sample: 2001m6 - 2013m12						Number of obs		=	151
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC	
0	-321.816				.000927	4.36842	4.43336	4.52828	
1	-131.009	381.61	16	0.000	.000092	2.0531	2.24793	2.53267	
2	-61.5897	138.84	16	0.000	.000045	1.34556	1.67027*	2.14484*	
3	-45.1558	32.868	16	0.008	.000045	1.33981	1.7944	2.4588	
4	-28.3749	33.562*	16	0.006	.000045*	1.32947*	1.91395	2.76817	

Endogenous: lnipca dlnM lngbr lngw
Exogenous: dummy_crise _cons

Quadro 13 - Teste de verificação de lags ótimos para a equação dos preços domésticos

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Para confirmar esse diagnóstico após a regressão foi realizado o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) e o teste de Wald de exclusão de defasagens, resultados apresentados no Quadro 14. A partir do primeiro teste não se pode rejeitar H_0 : não autocorrelação a um nível de significância de 1%, a partir do segundo teste os resultados sugerem que as defasagens 1, 2 e 4 não devem ser excluídas do modelo.

Teste LM de defasagens				Teste Wald de exclusão de defasagens			
lag	chi2	df	Prob > chi2	lag	chi2	df	Prob > chi2
1	38.2454	16	0.00140	1	52.35538	4	0.000
2	31.4242	16	0.01187	2	22.79193	4	0.000
3	21.3438	16	0.16567	4	14.93113	4	0.005
4	20.8412	16	0.18470				

Quadro 14 - Testes de confirmação do número de defasagens, LM e Wald para a equação dos preços domésticos

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

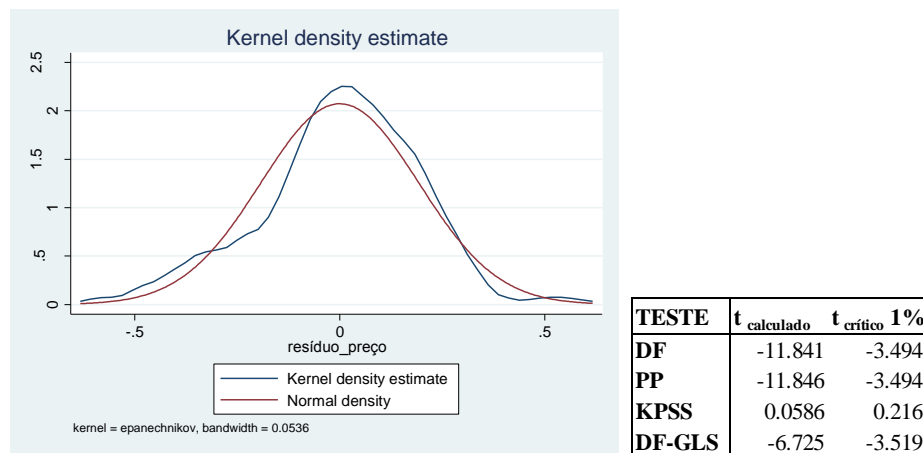
O teste de causalidade de Granger com a hipótese nula que $\ln g_w$ não causa no sentido de Granger $\ln ipca$ indica um $\chi^2 = 7,9303$ e um $p\text{-value} = 0,047$ que H_0 pode ser rejeitado a qualquer nível de significância, e, portanto, a probabilidade de $\ln g_w$ causar $\ln ipca$ é significativa no curto prazo, uma vez condicionada a um número de três lags.⁵² Destaca-se

⁵² O resultado do teste de causalidade de Granger é apresentado no quadro 25 dos Anexos.

ainda que $\ln M$ causa $\ln p$ no sentido de Granger e $\ln p$ não causa $\ln M$ no sentido de Granger, sendo a variável mais exógena do modelo estimado.

O teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera forneceu um $\chi^2 = 377,784$ 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 10⁵³. Porém a variância e a covariância devem ser estacionárias, desse modo foram feitos os testes de estacionariedade, os resultados são exibidos no Gráfico 10 e confirmam que embora os resíduos não estejam normalmente distribuídos são estacionários.

Gráfico 10 - 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 VARX confirmou sua estabilidade, todos os *Eigenvalues* da matriz de coeficientes foram menores que um, como apresentado no Quadro 15.

⁵³ O resultado dos testes de normalidade dos resíduos é apresentado no quadro 26 dos Anexos.

Eigenvalue	Modulus
.9106989	.910699
.5418249 + .5937919i	.803843
.5418249 - .5937919i	.803843
.7251108 + .1443926i	.739348
.7251108 - .1443926i	.739348
.6693881	.669388
-.07560768 + .6185688i	.623172
-.07560768 - .6185688i	.623172
-.6196671	.619667
.1080052 + .565301i	.575526
.1080052 - .565301i	.575526
.1845459 + .5278349i	.559166
.1845459 - .5278349i	.559166
-.399137 + .1892138i	.441715
-.399137 - .1892138i	.441715
-.3759248	.375925

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Quadro 15 - Condição de estabilidade *Eigenvalue* da equação dos preços domésticos

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Então foi estimado o SVARX de longo prazo para a equação dos preços domésticos de longo prazo, considerando o número de defasagens dos testes acima. O resultado é apresentado na equação 37, sendo que todos os coeficientes são significativos a 1%.

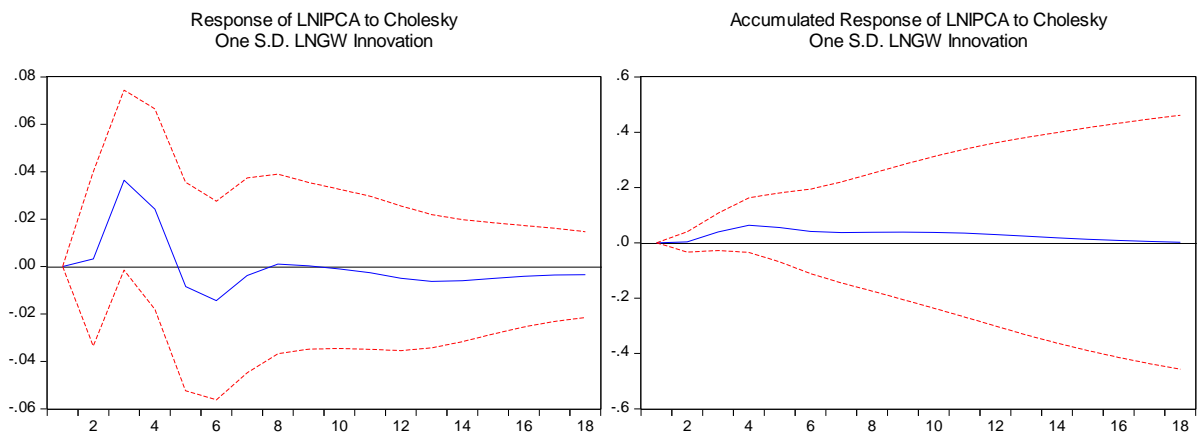
$$\begin{aligned}
 y_t (\ln g_w, \ln g_{br}, \ln ipca) &= \begin{bmatrix} d \ln M \\ \ln g_w \\ \ln g_{br} \\ \ln ipca \end{bmatrix} C(\ln g_w, \ln g_{br}, \ln ipca) = \\
 \begin{bmatrix} 0,1263 & 0 & 0 & 0 \\ (0,0073)* & & & \\ 0,76398 & 2,8005 & 0 & 0 \\ (0,2321)* & (0,1611)* & & \\ 1,9897 & 9,2362 & 1,1931 & 0 \\ (0,7665)* & (0,5403)* & (0,0686)* & \\ -0,4894 & -0,5957 & -0,5080 & 0,9462 \\ (0,1038)* & (0,0939)* & (0,0824)* & (0,0544)* \end{bmatrix} e_t (\ln g_w, \ln g_{br}, \ln ipca) = \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \\ \chi_t \\ \delta_t \end{bmatrix} \quad (37)
 \end{aligned}$$

Na investigação dos efeitos da posição fiscal do mundo sobre os preços domésticos foram gerados os impulso-resposta tanto para um choque temporário quanto para um choque permanente, observados dentro de um período de 18 meses. Um choque temporário causa nos primeiros 5 meses uma elevação nos preços domésticos, após este período resulta em uma

queda abaixo do nível de preços anterior ao choque, se aproximando ao longo do tempo do nível de preços pré-choque.

Quando ocorrem aumentos proporcionalmente maiores dos gastos do governo alemão, que os do brasileiro, e acumulativos na magnitude de 1 desvio-padrão da variável $\ln g_w$, a taxa de crescimento dos preços domésticos brasileiros aumenta até o 4º mês. Após este período a taxa de crescimento dos preços domésticos tende a retornar suavemente ao nível anterior ao choque. Assim, ocorre um efeito *beggar-thy-neighbor* como no caso das equações do modelo analisadas anteriormente.

Gráfico 11 - Impulso-Resposta: impulso ($\ln g_w$) resposta (lnipca)



Fonte: Resultados da pesquisa no Eviews.

Com base no modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001), uma política fiscal expansionista alemã geraria elevação dos preços domésticos, em decorrência da elevação do preço do bem estrangeiro que depreciaria os termos de troca, e em decorrência da elevação do preço do produto doméstico transacionável devido ao aumento da demanda estrangeira por estes produtos. Assim essa política teria efeito *beggar-thy-neighbor*. Sendo que os resultados empíricos corroboram com a com o resultado do modelo teórico, e indicam que nas relações de troca entre a economia brasileira e a economia alemã são predominantemente de bens complementares quando considerado o longo prazo. No caso do impacto negativo da alteração da moeda sobre os preços domésticos este pode representar um diferencial de juros, um regime de metas de inflação que torna a moeda uma variável política endógena e não mais

exógena como pressuposto no modelo, expectativas, entre outros fatores que não estão diretamente explicitados no modelo teórico.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com a intensificação da globalização dos últimos 20 anos, o avanço das tecnologias de comunicação digital, a maior integração do mercado financeiro e o crescimento do comércio internacional, as políticas econômicas de um país afetam outros países de maneira direta e/ou indireta com maior impacto. Assim, adquiriram destaque às questões referentes à ampliação da interdependência entre os países, ao impacto das políticas macroeconômicas domésticas na economia dos demais países parceiros comerciais e aos canais de transmissão internacional da política macroeconômica.

Neste trabalho foi empregado o modelo de Corsetti e Pesenti (2001) de transmissão de política macroeconômica para o caso de Brasil como economia doméstica e Alemanha como economia estrangeira. O objetivo geral deste trabalho é identificar se ocorre transmissão de efeitos de uma política macroeconômica entre estes países e verificar qual é este efeito, apresentando como hipótese que o efeito é *prosper-thy-neighbor* em decorrência do resultado encontrado por Dias, Dias e Punzo (2012) para o caso de Brasil como economia doméstica e Comunidade Europeia como economia estrangeira.

Os resultados obtidos através do SVARX e da análise impulso-resposta indicam que a taxa de crescimento do consumo das famílias domésticas não é afetado pela política fiscal alemã. Já os resultados para a equação de longo prazo do produto doméstico, dos saldos monetários reais domésticos, dos termos de troca e dos preços dos bens domésticos indicam que a política fiscal alemã exerce efeito *beggar-thy-neighbor* como indicado no modelo teórico de Corsetti e Pesenti (2001). Assim uma política fiscal expansionista da Alemanha elevaria a demanda e a oferta alemã e os preços dos produtos alemães, o que implica em depreciação da taxa de câmbio real efetiva brasileira tornando o bem estrangeiro mais caro. Com isso o poder de compra doméstico (W/P) é reduzido impactando negativamente no produto e no consumo brasileiro. Nesse processo ocorre expansão das exportações brasileiras que a priori apresentam menor participação no produto do que o consumo, resultando em efeito geral negativo. Considerando que no caso brasileiro os preços dos produtos estrangeiros tem participação no nível de preços doméstico, sendo uma das âncoras no combate o inflação, o nível de preços elevaria e reduziria os saldos monetários reais.

Estes resultados não corroboram com a hipótese deste trabalho, indicando que o efeito encontrado por Dias, Dias e Punzo (2012) não é específico para a Alemanha, podendo estar

sendo influenciado pela heterogeneidade dos países da Comunidade europeia. Esse resultado também pode ser influenciado pelo fato de que a análise de Dias, Dias e Punzo (2012) emprega na análise econométrica as séries com base nos desvios em relação às respectivas tendências de longo prazo das séries, inclusive das variáveis fiscais.

Para trabalhos futuros sugere-se incorporar variáveis para as economias emergentes como, por exemplo, o caso da ausência da regra de Taylor e do fato dos títulos apresentarem substituição imperfeita levando em consideração os distintos riscos dos títulos/ativos das economias.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMARI, M. E. P. T.; DIAS, M. H. A. Transmissão de política monetária entre Brasil e Alemanha: uma análise empírica de 2000 a 2012. 2013. 74 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2013.

AVILA, R. I. “Efeito-China” no comércio externo brasileiro e gaúcho pós 2000. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 39, no. 4, p. 83-92, 2012.

BAER W. **A economia brasileira**. 3ª ed. São Paulo: Nobel, 2009.

BARROS O.; GIAMBIAGI F. Inserção internacional e amadurecimento macroeconômico: o desafio de transformar a bonança externa em investimento para o futuro. In:_____. (Org). **Brasil globalizado: o Brasil em um mundo surpreendente**. 3ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2008, p. 227-267.

BELLO, T. S. A volta do déficit em transações correntes: algumas considerações. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 38, no. 1, p. 21-26, 2010.

BEM, A. P. As dificuldades de recuperação da Zona do Euro frente às amarras institucionais e a estratégia Alemã. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 40, no. 2, p. 95-108, 2013.

BENIGNO, G.; BENIGNO, P. Price Stability in Open Economies. **The Review of Economic Studies**, v. 70, no. 4, p. 743-764, 2003.

BETTS, C.; DEVEREUX, M. B. International Monetary Policy Coordination and Competitive Depreciation: A Reevaluation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 32, no. 4, p. 722-745, 2000.

BRANSON, W. H. Exchange-rate Policy after a Decade of “Floating”. **NBER Working Paper**, Cambridge, no. 909, jun. 1982.

CAGNIN, R. F. et al. A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012). **Novos Estudos CEBRAP**, São Paulo, no. 97, ISSN 0101-3300, nov. 2013.

COMISSÃO EUROPEIA. **Countries and regions**. 2014a. Disponível em: <<http://ec.europa.eu/trade/policy/countries-and-regions/countries/brazil/>> Acesso em: jun. 2014.

COMISSÃO EUROPEIA. **European Economic Forecast, Spring 2014**. 2014b. Bruxelas. Disponível em: < http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/european_economy/2014/pdf/ee3_en.pdf > Acesso em: jun. 2014.

COMISSÃO EUROPEIA. **Germany and the euro**. 2014c. Disponível em: <http://ec.europa.eu/economy_finance/euro/countries/germany_en.htm> Acesso em: jun. 2014.

COMISSÃO EUROPEIA. **Macroeconomic Imbalances Germany 2014**. 2014d. Documentos de Economia Europeia, no. 174, 92p., mar 2014, Bruxelas. Disponível em: < http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/occasional_paper/2014/pdf/ocp174_en.pdf > Acesso em: jun. 2014.

COMISSÃO EUROPEIA. **Statistic**. 2014e. Disponível em: <http://trade.ec.europa.eu/doclib/docs/2006/september/tradoc_122530.pdf> Acesso em: jun. 2014.

CONTRI, A. L. A retomada do crescimento brasileiro em 2010 e a política econômica. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 38, no. 2, p. 17-26, 2010.

COOPER, R. N. Dealing with the Trade Déficit in a Floating Rate System. **Brookings Papers on Economic Activity**, no. 01(1986), p. 195-207, 1986.

COOPER, R. N. Economic Interdependence and Coordination of Economic Policies. **Handbook of Internacional Economics**, 1985, v. 2, p. 1195-1234.

COOPER, R. N. Economic Interdependence and Foreign Policy in the Seventies. **World Politics**, v. 24, no. 2, p. 1-22, 1972.

COOPER, R. N. Macroeconomic Policy Adjustment in Interdependence Economies. **The Quarterly Journal of economics**, v. 83, no. 1, p. 1-24, 1969.

CORSETTI, G.; DEDOLA, L. **Macroeconomics of International price Discrimination**. Texto para discussão da Banca D'Italia, no. 461, dez. 2002.

CORSETTI, G; PESENTI, P. Welfare and Macroeconomic Interdependence. **The quarterly Journal of Economics**, v. 116, no. 2, p. 421-445, 2001.

DESTATIS. **Lange Reihen ab 1970**. Disponível em: < <https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesamtwirtschaftUmwelt/VGR/VolkswirtschaftlicheGesamtrechnungen.html#Tabelle> n> Acesso em: jul. 2014.

DEVEREUX, M.; ENGEL, C. **Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange Rate Flexibility**. Cambridge: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH, 2000. (Texto para discussão n. 7665)

DEVEREUX, M.; ENGEL, C. Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange-Rate Flexibility. **The Review of Economics Studies**, v. 70, no. 4, p. 765-783, 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, 1989.

DIAS, M. H. A.; DIAS, J. Choques de políticas econômicas e efeitos repercussão entre economias da América Latina e EUA. **Series Working Paper BNDES/ANPEC**, no. 12, p.1-43, 2010.

DIAS, M. H. A.; DIAS, J.; PUNZO, L. International Interdependence and Macroeconomic Transmission: Europe and Latin America. In: Punzo, L.; Feijo, C. A.; Anyul, M. P. **Beyond the Global Crisis: Structural Adjustments and Regional Integration in Europe and Latin America**, London, 2012, p.79-90.

DIAS, M. H. A.; LIMA, A. A.; DIAS, J. A interdependência macroeconômica entre Brasil e Argentina: a política fiscal “beggar-thy-neighbor”. **Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia**, ANPEC, 2007. Disponível em:< www.anpec.org.br> Acesso em: fev., 2014.

DIBOOĞLU, S. International Monetary Regimes and Incidence and Transmission of Macroeconomic Shocks: Evidence from the Bretton Woods and Modern Floating Periods. **Southern Economic Journal**, v. 66, no. 3, p. 590-608, 2000.

DORNBUSCH, R. Capital Controls: an Idea Whose Time is Past. In: **Essays in International Finances**, New Jersey, no. 207, p. 20-27, 1998.

DORNBUSCH, R. PPP Exchange-Rate Rules and Macroeconomic Stability. **The Journal of Political Economy**, v. 90, no. 1, p. 158-165, 1982.

EMBAIXADA DA ALEMANHA NO BRASIL. **Deutsch-brasilianische Beziehungen: Ein Interview mit Botschafter Wilfried Grolig**. 2014. Disponível em:< http://www.brasil.diplo.de/Vertretung/brasilien/de/__pr/Pressemitteilungen__Botschaft/12.06.14_20Interview_20Grolig.html> Acesso em: jun. 2014.

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

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.

EPPENDORFER, C.; STIERLE, M. H. German consumption: is there hope for a revival? **País Focus**, Bruxelas, no. 6, 6p., jun. 2008. Disponível em: <http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication_summary12668_en.htm> Acesso em: jun. 2014.

EUROSTAT. **Mapa da zona do euro. 2014**. Doi 10.2765/59385. Disponível em:<http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/general/pdf/euro_area_map_pt.pdf> Acesso em: jun. 2014.

EUROSTAT. **Statistics**. Disponível em: < http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/national_accounts/data/database> Acesso em: ago. 2014.

FERRARI FILHO, F.; CORAZZA, G. A política econômica do Governo Lula: questionando a continuidade e a mudança. **Análise Econômica**. Porto Alegre, no. 40, ISSN 0102-9924, p. 283-289, set., 2003.

FERRARI FILHO, F.; PAULA, L. F. de. **Padrões de crescimento e desenvolvimento: uma perspectiva keynesiana-institucionalista**.2014. Disponível em: < <http://www.luizfernando depaula.com.br/artigos-em-elaboracao>> Acesso em: jul. 2014.

FRANKEL, J. A. Obstacles to International Macroeconomic Policy Coordination. **Journal of Public Policy**, v.8, no. 3/4, p. 353-374, 1988.

FREITAS, M. C. P. de. Crise na área do Euro. **Boletim de Economia**, São Paulo, no. 10, p.21-37, dez. 2011.

FRENKEL, J. A.; RAZIN, A. Government Spending, Debt, and International Economic Interdependence. **The Economic Journal**, v. 95, no. 379, p. 619-636, 1985.

GALEANO, E. V.; FEIJÓ C. Crédito e Crescimento Econômico: uma exploração regional para a economia brasileira nos anos 2000. **Textos para Discussão**, Universidade Federal Fluminense, Niterói, TD268, 2010. Disponível em: <http://www.uff.br/econ/download/tds/UFF_TD268.pdf> Acesso em: 29 out. 2013.

GARBER, P. Buttressing Capital-Account Liberalization with Prudential Regulation and Foreign Entry. In: **Essays in International Finances**, New Jersey, 1998, no. 207, p. 28-33.

GHIRONI, F. Towards New Open Economy Macroeconometrics. **Staff Reports**, Federal Reserve Bank of New York, no. 100, p. 1-32, 2000.

GHIRONI, F. Understanding Macroeconomic Interdependence: Do We Really Need to Shut Off the Current Account? **Boston College Working Papers in Economics**, no 465, p. 1-46, 2003.

GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, v. 37, p. 424-438, 1969.

GRAZZIOTIN, H. A.; HERRLEIN, R. Jr. Para entender a questão fiscal brasileira: uma abordagem não ortodoxa da política fiscal pós-Plano Real. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 40, no. 2, p. 123-138, 2013.

GREMAUND, A. P. et al. **Economia brasileira contemporânea**. 7ª ed. São Paulo: Atlas, 2010.

HELPMAN, E. Macroeconomic Policy in a Model of International Trade with a Wage Restriction. **International Economic Review**, v.17, no. 2, p. 262-277, 1976.

HERRERA, D. Y. M.; DIAS, J. **Interdependência da política fiscal colombiana com a norte-americana**. 2012. 79 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas)- Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2012.

IBGE. **Contas nacionais trimestrais**. Disponível em: < http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/pib-vol-val_201401_8.shtm> Acesso em: jun. 2014.

INSTITUTO IFO. Bogenberger Erklärung: Sechzehn Thesen zur Situation der Europäischen Währungsunion, declaração Bogenberg dos amigos do Instituto Ifo e da Diretoria Executiva Ifo. **Press Releases**, dez. 2011. Disponível em: <http://www.cesifogroup.de/ifoHome/presse/Pressemitteilungen/PressemitteilungenArchiv/2011/Q4/press_17195620.html&usg=ALkJrhhrNOOCiBScD20VpciBq6xSto2Ogg> Acesso em: jun. 2014.

IPEADATA. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em: jun. 2014.

KOLLMANN, R.; et al. What drives the German current account? And how does it affect other EU member states? **Economic Papers**, Bruxelas, no. 516, p. 1-96, ISBN: 978-92-79-35165-5, abr. 2014. Disponível em: <http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_paper/2014/pdf/ecp516_en.pdf> Acesso em: jun. 2014.

KOOI, W. J. Distance says it all? What the global crisis tells us about the resilience of Mexico and Brazil. ECFIN **Economic Briefs**, Bruxelas, no. 8, 8p., ISSN 1831-4473, mar. 2010. Disponível em:< http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_briefs/2010/eb8_en.htm > Acesso em: jun. 2014.

KUHNERT, S. Germany's investment gloom: light at the end of the tunnel? **País Focus**, Bruxelas, no. 17, 6p., ISSN 1725-8375, out. 2005. Disponível em: <http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication_summary11319_en.htm> Acesso em: jun. 2014.

LIMA, A. A.; DIAS, M. H. A. D. **Efeitos de política fiscal, as inter-relações macroeconômicas entre Brasil e Argentina**. 2005. 125 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas)- Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2005.

MASSAD, C. The Liberalization of the Capital-Account: Chile in the 1990s. In: **Essays in International Finance**, New Jersey, 1998, no. 207, p.34-46.

MARQUES, R. M.; NAKATANI, P. **A política econômica do Governo Lula: como mudar para ficar no mesmo**. 2006. Disponível em: < http://www.forumdesalternatives.org/docs/politica_economica_do_governo_lula.pdf > Acesso em: jun. 2013.

MATTEI, L.; MAGALHÃES, L. F. **A política econômica durante o Governo Lula (2003-2010): cenários, resultados e perspectivas**. 2011. Disponível em: < http://www.boell-latinoamerica.org/downloads/Livro_Lula_Internet_9.pdf> Acesso em: jun. 2014

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). **Balança comercial brasileira: dados consolidados**. 2013a. Disponível em: < http://www.mdic.gov.br/arquivos/dwnl_1394635352.pdf> Acesso em: mar 2014.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). **Balança comercial brasileira: dados mensais, dezembro 2013**. 2013b. Disponível em: < <http://www.mdic.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=4383&refr=1161> > Acesso em: 5 set 2014.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). **Intercâmbio comercial brasileiro: países e blocos econômicos**. 2014a. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=576>> Acesso em: jun. 2014.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). **Outras estatísticas de comércio exterior**. 2014b. Disponível em:< <http://www.desenvolvimento.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=608>> Acesso em: mai 2014.

MINISTÉRIO FEDERAL DAS FINANÇAS DA ALEMANHA. **Entwicklung der öffentlichen Finanzen**. 2014a. Disponível em: < <http://www.bundesfinanzministerium.de/>

Web/DE/Themen/Oeffentliche_Finzen/Entwicklung_Oeffentliche_Finzen/entwicklung_o
effentliche_finzen.html > Acesso em: jun. 2014.

MINISTÉRIO FEDERAL DAS FINANÇAS DA ALEMANHA. **Nationale und europäische Fiskalregeln**. 2014b. Disponível em: < http://www.bundesfinanzministerium.de/Web/DE/Themen/Oeffentliche_Finzen/Fiskalregeln/nationale_europaeische_fiskalregeln.html> Acesso em: jun. 2014.

MINISTÉRIO FEDERAL DA ECONOMIA E ENERGIA DA ALEMANHA. **Nationales Reformprogramm 2014**. Berlim, 72p., Abr. 2014. Disponível em:< http://ec.europa.eu/europe2020/pdf/csr2014/nrp2014_germany_de.pdf> Acesso em: jun. 2014.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange Rate Dynamics Redux. **The Journal of Political Economy**, v. 103, no. 3, p. 624-660, 1995.

OIKAWA, I.; DIAS, M. H. A. **Transmissão internacional de efeitos de política fiscal: o caso Brasil e México**. 2012. 84 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2012.

OLIVEIRA, G.; TUROLLA, F. Política econômica do segundo governo FHC: mudanças em condições adversas. **Tempo Social** – USP. São Paulo, v.15, no. 2., p. 195-216, Nov., 2003.

LOUDIZ, G.; SACHS, J. Macroeconomic Policy Coordination among the Industrial Economies. **Brooking Papers on Economic Activity**, no. 1, 1984.

PAIM, B. O comportamento dos créditos público e privado no Brasil, de 2004 a 2011. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 40, no. 2, p. 33-44, 2013.

REHN, O. **Turning Germany's surplus into a win-win for the eurozone**. 2013. Disponível em: <<http://blogs.ec.europa.eu/rehn/turning-germanys-surplus-into-a-win-win-for-the-eurozone/>> Acesso em: jun. 2014.

RIBEIRO, F. J.; MARKWALD R. A balança comercial sob o regime de câmbio flutuante. In:

BARROS O.; GIAMBIAGI F. (Org). **Brasil globalizado: o Brasil em um mundo surpreendente.** 3^a ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2008, p. 353-388.

TERVALA, J. **Dollar Pricing, the Euro and Monetary Policy Transmission.** Helsinki, 2006. (Texto para Discussão n. 624), ISSN 1459-3696. Disponível em: < <https://helda.helsinki.fi/bitstream/handle/10138/16826/dollarpr.pdf?sequence=1> > Acesso em: jun. 2014.

APÊNDICE

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) $\bar{E} \bar{P}_F^*/\bar{P}_H = a_{10} (\bar{g}_R)^{-1/2}$	Termos de troca de longo prazo
(11) $\bar{P}_H = a_{11} \bar{M} (\bar{g}_W)^{-(1-\rho)/[2(1+\rho)]} (\bar{g})^{1/2}$	Preço dos bens domésticos no longo prazo

QUADRO 16 – Soluções do modelo de Corsetti e Pesenti (2001)

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

$$\alpha_1 = \gamma (\gamma_w)^{1-\rho/(1+\rho)} (\mathbf{g}_{w0})^{-1/(1+\rho)} (\mathbf{M}_{w0})^{1/(1+\rho)};$$

$$\alpha_2 = \gamma^{(1-\rho)/2} (\gamma_w)^{(1-\rho)^2/[2(1+\rho)]} (\mathbf{g}_{w0})^{-(1-\rho)/[2(1+\rho)]} (\mathbf{g}_0)^{-1/2} (\mathbf{M}_{R0})^{-(1-\gamma)} (\mathbf{M}_{w0})^{-1/\rho\Phi^{1/2}} (\Phi_w)^{(1-\rho)/[2(1+\rho)]};$$

$$\alpha_3 = \chi [(1+\rho)/\rho] \gamma^\rho (\gamma_w)^{\rho(1-\rho)/(1+\rho)} (\mathbf{g}_{w0})^{-\rho(1+\rho)} \mathbf{M}^{-1} (\Phi_w)^{\rho/(1+\rho)};$$

$$\alpha_4 = \gamma (\gamma_w)^{(1-\rho)/(1+\rho)} (\Phi_w)^{1/(1+\rho)};$$

$$\alpha_5 = \gamma^{(1-\rho)/2} (\gamma_w)^{(1-\rho)^2/[2(1+\rho)]} \Phi^{1/2} (\Phi_w)^{(1-\rho)/2[(1+\rho)]};$$

$$\alpha_6 = \chi [(1+\delta)/\delta] \gamma^\rho (\gamma_w)^{[\rho(1-\rho)/(1+\rho)]} (\Phi_w)^{\rho/(1+\rho)};$$

$$\alpha_7 = \beta^{-1} (\mathbf{g}_{w0})^{\rho/(1+\rho)} \mathbf{M}_{w0};$$

$$\alpha_8 = [\gamma/(1-\gamma)]^{(1+\rho)/2} (\mathbf{g}_{R0})^{-1/2} (\mathbf{M}_{R0})^{-1} \Phi_R^{1/2};$$

$$\alpha_9 = \chi^* \chi^{-1} [\gamma/(1-\gamma)]^{-\rho};$$

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

$$\alpha_{11} = (\alpha_4)^\rho \alpha_5 (\alpha_6)^{-1} \Phi^{-1}.$$

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

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
dlncons_fam_sa	43.023	2	0.00000
lngw	71.194	2	0.00000
ALL	114.217	4	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
dlncons_fam_sa	-.91112	20.477	1	0.00001
lngw	1.1525	32.762	1	0.00000
ALL		53.239	2	0.00000

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
dlncons_fam_sa	4.9121	22.546	1	0.00000
lngw	5.4964	38.431	1	0.00000
ALL		60.978	2	0.00000

Quadro 18 – Estimação dos testes de normalidade dos resíduos para a equação do consumo

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Tabela 7 - Estimação do VARX para a equação do produto

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
dlnpib_br	lngbr	15.212	4	0.004
dlnpib_br	lngw	18.543	4	0.001
dlnpib_br	ALL	35.54	8	0.000
lngbr	dlnpib_br	4.6939	4	0.320
lngbr	lngw	39.934	4	0.000
lngbr	ALL	59.499	8	0.000
lngw	dlnpib_br	5.5912	4	0.232
lngw	lngbr	39.519	4	0.000
lngw	ALL	62.482	8	0.000

Quadro 19 - Estimação do teste de causalidade Vargranger para a equação do produto

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
dlnpib_br	4.198	2	0.12258
lngbr	216.210	2	0.00000
lngw	97.939	2	0.00000
ALL	318.347	6	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
dlnpib_br	-.40553	4.111	1	0.04259
lngbr	1.2024	36.143	1	0.00000
lngw	-.88903	19.759	1	0.00001
ALL		60.014	3	0.00000

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
dlnpib_br	3.1177	0.087	1	0.76857
lngbr	8.3676	180.066	1	0.00000
lngw	6.5368	78.180	1	0.00000
ALL		258.333	3	0.00000

Quadro 20 - Estimação dos testes de normalidade dos resíduos para a equação do produto

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Tabela 8 - Estimação do VARX para a equação dos saldos monetários

Vector autoregression

Sample: 2001m7 - 2013m12 No. of obs = 150
 Log likelihood = 31.72067 AIC = -1.1562755
 FPE = .0029333 HQIC = .0068078
 Det (Sigma_ml) = .0022458 SBIC = .2451425

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
dlnm1	10	.064639	0.1130	19.10286	0.0243
lngw	10	1.02863	0.6523	281.3516	0.0000

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
dlnm1						
	dlnm1					
	L1.	.0974883	.1047618	0.93	0.352	-.1078411 .3028176
	L2.	-.218757	.1073807	-2.04	0.042	-.4292192 -.0082948
	L3.	.1108636	.0827963	1.34	0.181	-.0514142 .2731413
	L5.	.1172287	.0857071	1.37	0.171	-.0507542 .2852115
	lngw					
	L1.	-.0189809	.0068752	-2.76	0.006	-.0324561 -.0055057
	L2.	.0234377	.0117018	2.00	0.045	.0005026 .0463728
	L3.	-.022084	.0089631	-2.46	0.014	-.0396514 -.0045167
	L5.	.0043006	.0040904	1.05	0.293	-.0037164 .0123176
	dummy_crise	.0069801	.016719	0.42	0.676	-.0257886 .0397488
	_cons	.1856184	.0685607	2.71	0.007	.051242 .3199949
lngw						
	dlnm1					
	L1.	-1.934164	1.667119	-1.16	0.246	-5.201656 1.333329
	L2.	-2.341724	1.708794	-1.37	0.171	-5.690899 1.00745
	L3.	-2.833058	1.317572	-2.15	0.032	-5.415452 -.2506635
	L5.	1.45805	1.363893	1.07	0.285	-1.215132 4.131232
	lngw					
	L1.	1.06515	.1094084	9.74	0.000	.8507136 1.279587
	L2.	-.1647362	.1862153	-0.88	0.376	-.5297115 .2002392
	L3.	-.318422	.1426338	-2.23	0.026	-.5979791 -.038865
	L5.	.0660221	.0650921	1.01	0.310	-.061556 .1936002
	dummy_crise	.2454902	.2660567	0.92	0.356	-.2759713 .7669516
	_cons	4.845504	1.091035	4.44	0.000	2.707116 6.983893

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
dlnm1	lngw	16.836	4	0.002
dlnm1	ALL	16.836	4	0.002
lngw	dlnm1	9.0807	4	0.059
lngw	ALL	9.0807	4	0.059

Quadro 21 - Estimação do teste de causalidade Vargranger para a equação dos saldos monetários

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
dln cambio	lngr	4.6811	2	0.096
dln cambio	ALL	4.6811	2	0.096
lngr	dln cambio	1.6678	2	0.434
lngr	ALL	1.6678	2	0.434

Quadro 23 - Estimação do teste de causalidade Vargranger para a equação dos termos de troca

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
dln cambio	13.754	2	0.00103
lngr	163.167	2	0.00000
ALL	176.920	4	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
dln cambio	.07999	0.157	1	0.69217
lngr	1.5379	57.944	1	0.00000
ALL		58.101	2	0.00000

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
dln cambio	4.4899	13.597	1	0.00023
lngr	7.1448	105.222	1	0.00000
ALL		118.819	2	0.00000

Quadro 24 - Estimação dos testes de normalidade dos resíduos para a equação dos termos de troca

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Tabela 10 - Estimação do VARX para a equação dos preços domésticos (continuação)

lngbr							
lnipca							
L1.	2.092147	1.210181	1.73	0.084	-.2797637	4.464058	
L2.	-1.729406	1.282847	-1.35	0.178	-4.243741	.7849284	
L4.	-2.268805	1.082725	-2.10	0.036	-4.390907	-.1467021	
dlnM							
L1.	-7.893152	3.150994	-2.50	0.012	-14.06899	-1.717317	
L2.	-1.540147	2.898508	-0.53	0.595	-7.221118	4.140824	
L4.	3.404085	3.044513	1.12	0.264	-2.56305	9.37122	
lngbr							
L1.	-3.773265	.7154912	-5.27	0.000	-5.175602	-2.370928	
L2.	2.706432	.8744759	3.09	0.002	.9924904	4.420373	
L4.	.4604259	.5729638	0.80	0.422	-.6625626	1.583414	
lngw							
L1.	16.46715	2.485705	6.62	0.000	11.59526	21.33904	
L2.	-11.07925	3.056934	-3.62	0.000	-17.07073	-5.087774	
L4.	-1.294213	1.908982	-0.68	0.498	-5.035749	2.447324	
dummy_crise	-.3773838	.8739032	-0.43	0.666	-2.090203	1.335435	
_cons	-19.40755	12.75744	-1.52	0.128	-44.41167	5.596574	
lngw							
lnipca							
L1.	.7556589	.3388316	2.23	0.026	.0915613	1.419757	
L2.	-.6062306	.359177	-1.69	0.091	-1.310205	.0977435	
L4.	-.6829966	.303146	-2.25	0.024	-1.277152	-.0888413	
dlnM							
L1.	-2.370134	.8822288	-2.69	0.007	-4.099271	-.6409976	
L2.	-.2620925	.8115366	-0.32	0.747	-1.852675	1.32849	
L4.	1.125993	.8524155	1.32	0.187	-.5447113	2.796696	
lngbr							
L1.	-1.35856	.2003263	-6.78	0.000	-1.751192	-.9659277	
L2.	.8701868	.2448395	3.55	0.000	.3903102	1.350063	
L4.	.1213448	.1604208	0.76	0.449	-.1930743	.4357638	
lngw							
L1.	5.720162	.6959582	8.22	0.000	4.356109	7.084215	
L2.	-3.53651	.8558933	-4.13	0.000	-5.21403	-1.85899	
L4.	-.3224357	.534485	-0.60	0.546	-1.370007	.7251356	
dummy_crise	-.0344863	.2446791	-0.14	0.888	-.5140486	.445076	
_cons	-3.490113	3.571882	-0.98	0.329	-10.49087	3.510647	

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
lnipca	dlnM	12.494	3	0.006
lnipca	lngbr	8.6271	3	0.035
lnipca	lngw	7.9303	3	0.047
lnipca	ALL	26.559	9	0.002
dlnM	lnipca	1.3153	3	0.725
dlnM	lngbr	16.627	3	0.001
dlnM	lngw	13.612	3	0.003
dlnM	ALL	28.258	9	0.001
lngbr	lnipca	10.646	3	0.014
lngbr	dlnM	8.4329	3	0.038
lngbr	lngw	46.192	3	0.000
lngbr	ALL	71.864	9	0.000
lngw	lnipca	13.301	3	0.004
lngw	dlnM	9.3583	3	0.025
lngw	lngbr	47.343	3	0.000
lngw	ALL	76.436	9	0.000

Quadro 25 - Estimação do teste de causalidade Vargranger para a equação dos preços domésticos

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
lnipca	4.805	2	0.09049
dlnM	27.622	2	0.00000
lngbr	278.560	2	0.00000
lngw	66.796	2	0.00000
ALL	377.784	8	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
lnipca	-.37257	3.493	1	0.06162
dlnM	-.59199	8.820	1	0.00298
lngbr	1.5087	57.283	1	0.00000
lngw	-.60885	9.329	1	0.00226
ALL		78.926	4	0.00000

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
lnipca	3.4566	1.312	1	0.25210
dlnM	4.7287	18.803	1	0.00001
lngbr	8.9304	221.277	1	0.00000
lngw	6.0222	57.467	1	0.00000
ALL		298.858	4	0.00000

Quadro 26 - Estimação dos testes de normalidade dos resíduos para a equação dos preços domésticos

Fonte: Resultados da pesquisa no Stata.