UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – ÁREA: ECONOMIA APLICADA

GUILHERME HENRIQUE ALBERTIN DOS REIS

Identificação dos efeitos de longo prazo dos choques cambiais para os preços: uma abordagem a partir de modelos SVCE

ORIENTADOR: PROF. DR. SÉRGIO KANNEBLEY JÚNIOR

RIBEIRÃO PRETO
2014

Prof. Dr. Marco Antonio Zago
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Sigismundo Bialoskorski Neto
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior
Chefe do Departamento de Economia

Profª. Drª. Elaine Toldo Pazello
Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada

GUILHERME HENRIQUE ALBERTIN DOS REIS

Identificação dos efeitos de longo prazo dos choques cambiais para os preços: uma abordagem a partir de modelos SVCE

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível no Serviço de Pós-Graduação da FEA-RP/USP.

ORIENTADOR: PROF. DR. SÉRGIO KANNEBLEY JÚNIOR

Ribeirão Preto
2014

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Reis, Guilherme Henrique Albertin

Identificação dos efeitos de longo prazo dos choques cambiais para os preços: uma abordagem a partir de modelos SVCE. Ribeirão Preto, 2014.

67 p. : il. ; 30 cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/USP. Área de concentração: Economia Aplicada.

Orientador: Kannebley Júnior, Sérgio.

1. Repasse Cambial. 2. Modelos SVCE.

ERRATA

Os seguintes itens foram modificados com relação a versão original.

Erros gramaticais no geral.

Modificação da tradução do resumo.

Correção de erros na numeração progressiva das tabelas.

Reordenamento da apresentação dos resultados.

Tabela 12 foi modificada para inclusão de resultados com intervalos de confiança.

Conclusão modificada baseada na nova tabela.

Inclusão de referências faltantes.

Inclusão de apêndice.

Nome: Reis, Guilherme Henrique Albertin dos
Título: Identificação dos efeitos de longo prazo dos choques cambiais para os preços: uma abordagem a partir de modelos SVCE

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de mestre em ciências.

Aprovado em:_____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. _____ Instituição_____

Julgamento_____ Assinatura_____

Prof. Dr. _____ Instituição_____

Julgamento_____ Assinatura_____

Prof. Dr. _____ Instituição_____

Julgamento_____ Assinatura_____

Dedico esse trabalho à

Augusto Antônio dos Reis

e

Silvio Luís Garcia Lopes

AGRADECIMENTOS

Agradeço a iluminação divina que recebi para o término deste trabalho.

À minha mãe base do meu conhecimento e agência de fomento.

Ao meu orientador por ter confiado no meu trabalho.

A toda a minha família. E meus primos irmãos amo todos vocês.

À Priscila minha namorada incrível que me ajudou muito.

À todos os amigos dos vários anos do mestrado.

À irmandade da Fundação Rep Loks.

A todos os meus amigos de toda a vida.

À todos os amigos da FEA-RP.

RESUMO

Uma série de relações de simultaneidade definem a estrutura de determinação dos preços no agregado para uma economia aberta. Além destas inter-relações a natureza das variáveis, seguindo trajetória não estacionárias quando individualmente analisadas mas de equilíbrio no sentido de que se movimentam conjuntamente no longo prazo, faz com que a estrutura para a análise empírica da relação entre a taxa de câmbio e os preços consista em um sistema complexo sobre o qual tem relevância tanto a dinâmica de curto quanto a dinâmica de longo prazo entre das variáveis. O objetivo deste trabalho é manter-se coerente a este contexto para obter estimativas do repasse cambial de longo prazo para os preços da economia brasileira. Isto é possível utilizando o arcabouço metodológico dos modelos Vetores de Correção de Erros (VCE), sendo assim, a principal contribuição deste trabalho consiste na aplicação da metodologia dos modelos Estruturais de Vetores de Correção de Erros (SVCE), introduzidos em King et. al. (1991). Além disso o trabalho discute a identificação do repasse cambial a partir das funções de resposta ao impulso para variáveis não estacionárias, obtidas para os modelos VCE e SVCE, por meio das quais é possível identificar o longo prazo e contrastar os diferentes resultados para o repasse cambial obtidos de acordo com este arcabouço metodológico.

Palavras-chave: repasse cambial, Modelos SVCE.

ABSTRACT

There is a series of simultaneous relations that define the structure of pricing determination in aggregate for an open economy. Besides these interrelations, the nature of the variables, following non-stationary trajectory when analyzed individually but in equilibrium in the sense that, in the long run they move together, causes the structure to the empirical analysis of the relationship between the exchange rate and prices consists in a complex system over which has relevance both the short-run and long-term dynamics between the variables. The objective of this work is to remain consistent in this context to obtaining estimates of long-term exchange pass-through to the aggregate prices of Brazilian economy. This is possible using the methodological framework of the Vector Error Correction models (VEC), inside which, the main contribution of this work consists in applying the methodology of Structural Vector Error Correction models (SVEC), introduced in King et. al. (1991). Furthermore, the paper discusses the identification of exchange rate pass-through using the impulse response functions for non-stationary variables, obtained for the VEC and SVEC models, through which it is possible to identify the long-term exchange rate pass-through and compare the different results obtained according to this methodological framework.

Keywords: exchange rate pass-through, SVEC models.

SUMÁRIO

1 Introdução 10
2 Revisão da Literatura 14
2.1 Teoria 14
2.2 Literatura empírica 17
2.2.1 Modelagem uniequacional 17
2.2.2 Sistemas de equações - modelos VAR / VCE 21
2.2.3 Evidências para a economia brasileira 28
3 Metodologia 30
3.1 Modelos VAR 30
3.1.1 Modelos com variáveis I(0) 30
3.1.2 Modelos VAR com variáveis I(1) 36
3.2 Modelos VCE 37
3.2.1 Cointegração 37
3.2.2 Modelo VCE 39
3.2.3 Impulso resposta nos modelos VCE 40
3.2.4 Interpretação dos coeficientes dos parâmetros da dinâmica de longo prazo 42
3.3 Modelos VCE Estrutural 44
3.4 Identificação dos resultados de repasse cambial 47
4 Dados 50
5 Definição das especificações 51
5.1 Especificação 1 51
5.2 Especificação 2 51
5.3 Especificação 3 52
6 Resultados 53
6.1 Especificação 1 53
6.2 Especificação 2 57
6.3 Especificação 3 63
7 Conclusões 67
Referências 70
Apêndice 74

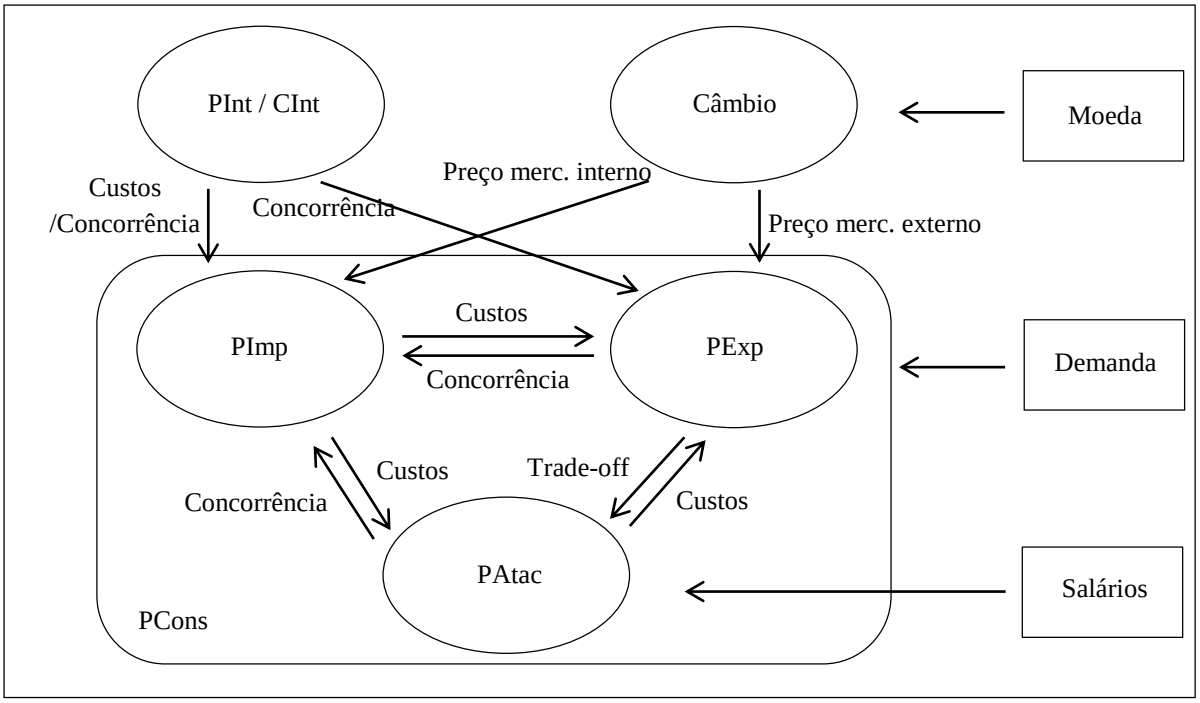
1 Introdução

A compreensão e mensuração da relação entre as variações na taxa de câmbio e os preços é o objetivo da literatura de repasse cambial ou "*exchange rate pass-through*" dentro da qual a análise se estende aos diferentes níveis de agregação dos preços. O grau de repasse cambial é fundamentado na literatura de organização industrial de modo que os modelos teóricos de competição imperfeita fornecem a base para a análise empírica. Setorialmente o estudo do repasse cambial produz indicadores da estrutura dos mercados para os produtos importados, exportados e produzidos domesticamente com implicações em termos de política comercial. A investigação do repasse cambial para os índices de preços da economia no agregado fornece um panorama geral a ser comparado com os resultados dos diferentes setores mas, além disso, têm implicações para a formulação de políticas macroeconômicas, ao examinar a influência dos movimentos cambiais para os preços dos bens produzidos domesticamente e para os preços aos consumidores, sendo o conhecimento do grau de repasse cambial um elemento fundamental para que a autoridade monetária possa antecipar-se aos efeitos das variações cambiais e orientar a política monetária com o objetivo de estabilizar a inflação. Uma série de relações de simultaneidade definem a estrutura de determinação dos preços em uma economia aberta. A figura 1 apresenta uma tentativa de ilustração das relações de simultaneidade existente na determinação dos preços. A taxa de câmbio nominal tem influência nos preços das exportações e importações ao determinar em última instância os preços dos bens domésticos no mercado externo e os preços dos bens estrangeiros no mercado doméstico. No entanto, ao produzir para o mercado externo o produtor doméstico sofre a concorrência internacional e utiliza insumos importados, além disso o produtor avalia os preços no mercado doméstico para definir o preço no mercado internacional o que é ilustrado pela interdependência entre preços domésticos, preços de exportação, preços internacionais e preços das importações, os dois últimos avaliados diretamente sob a taxa de câmbio vigente. Da mesma maneira os preços das importações são influenciados pela concorrência internacional e pelos custos, ambos representados pelos preços internacionais, e afetam os preços dos bens domésticos que utilizam insumos importados, o que pode ser visualizado na figura pela relação entre os preços internacionais, preços de importação e preços domésticos.

A influência da taxa de câmbio para os preços aos consumidores ocorre diretamente por meio dos bens finais importados presentes nas cestas que compõem os índices e, indiretamente, por meio dos insumos importados que afetam o preço dos bens produzidos domesticamente. Destarte, existe uma interdependência entre os preços aos consumidores, preços dos produtos

domésticos e preços das importações, na qual pode-se acrescentar os preços das exportações de modo que sobre estes existe um efeito *trade-off* se as firmas produzem tanto para o mercado interno quanto para o mercado externo, além de pressões de concorrência e dos custos, oriundos dos preços domésticos para os preços de importação e exportação respectivamente.

Figura 1 – Relações entre a taxa de câmbio, preços e demais variáveis relevantes



Além disso, outros elementos podem ser incorporados de forma exógena à esta estrutura por afetarem diretamente algumas variáveis, exemplos seriam o caso da relação entre a oferta monetária e o valor da taxa de câmbio, entre a demanda e os preços aos consumidores e a relação dos preços no atacado e custos domésticos que podem ser captados pelo nível de salários.

Em termos metodológicos, os modelos de Vetores Autoregressivos (VAR) possibilitam a representação das relações de simultaneidade entre as variáveis, inclusão de variáveis exógenas e obtenção dos resultados para os diferentes índices de preço de maneira que são utilizados na literatura para a estimação do grau de repasse cambial para os preços das economias no agregado. Porém, além destas inter-relações a natureza das variáveis presente neste diagrama, seguindo uma trajetória não estacionária quando individualmente analisadas mas de equilíbrio no sentido de que se movimentam conjuntamente no longo prazo, faz com que a estrutura para a análise empírica da relação entre a taxa de câmbio e os preços consista

em um sistema complexo sobre o qual tem relevância tanto a dinâmica de curto quanto a dinâmica de longo prazo entre das variáveis.

Assim, a motivação deste trabalho consiste em manter-se coerente a esta breve introdução para obter estimativas do repasse cambial de longo prazo para os preços da economia brasileira. Com este intuito, o arcabouço metodológico dos modelos Vetoriais de Correção de Erros (VCE) fornece o meio adequado para a análise das complexas relações entre a taxa de câmbio e os preços ao incorporar em sua estrutura as relações de simultaneidade e a dinâmica de curto e longo prazo entre as variáveis, sendo que, as variáveis definidas a partir da revisão da literatura e da argumentação subjacente a figura 1 constituem quatro especificações empíricas distintas.

A análise empreendida destaca-se ao permitir, coerentemente à motivação, a identificação dos efeitos dos choques cambiais para os preços por diferentes caminhos coerentes à motivação, sendo estes: a utilização das funções de resposta ao impulso para os choques ortogonalizados dos modelos VCE, a utilização das funções de resposta ao impulso para os choques ortogonalizados por meio dos modelos estruturais Vetor de Correção de Erros (SVCE) conforme a definição de King et al. (1991), e por fim, a interpretação dos parâmetros do vetor de cointegração.

E também pois, para os dois primeiros caminhos baseados na representação Vetor de Médias Móveis (VMM) dos modelos VCE e SVCE, não havendo uma definição clara na literatura sobre a obtenção dos resultados do repasse cambial a partir das funções de resposta ao impulso para variáveis não estacionárias, propõe-se uma forma de identificação do efeito de longo prazo baseado na normalização empregada em trabalhos que utilizam os modelos VAR em primeiras diferenças e a na análise conjunta das funções de resposta ao impulso ponto a ponto e resposta ao impulso acumulada, obtidas para os modelos VCE e SVCE. Complementarmente, o cômputo da matriz dos efeitos de longo prazo dos choques não ortogonalizados, permite a obtenção dos efeitos gerais destes para as variáveis do sistema e a aplicação destes resultados no âmbito dos modelos SVCE.

Além desta seção introdutória, este trabalho é composto por mais cinco seções. A seguinte, após uma breve revisão da teoria de repasse cambial e de trabalhos que utilizam métodos uniequacionais para obtenção das estimativas de repasse cambial, apresenta a evolução recente da aplicação dos métodos multiequacionais dentro desta temática para a obtenção dos resultados para os índices de preços no agregado, que partem dos modelos e VAR e culminam nos modelos VCE. Ressaltando-se assim que, a utilização dos modelos SVCE conforme King et al. (1991), dentro da temática de repasse cambial representa uma contribuição deste trabalho,

bem como a abordagem conjunta dos diferentes caminhos para identificação e interpretação dos efeitos dos choques cambiais.

Retomando, a seção três traz a resenha metodológica que assim como a utilização na temática de repasse cambial parte da explicação do modelo VAR para chegar ao modelo SVCE. A seção 4 descreve os dados utilizados nas estimações, a seção 5 apresenta e justifica as especificações empíricas definidas para os modelos e finalmente a seção 6 apresenta os resultados que são sintetizados na sétima e última seção.

2 Revisão da Literatura

2.1 Teoria

O repasse cambial é originalmente definido na literatura como a elasticidade dos preços dos bens importados mensurados em moeda do importador com relação à taxa de câmbio ($\varepsilon_{E,P_{ImpD\$}}$), de maneira que, o grau de repasse cambial depende da reação do produtor externo em contraposição aos movimentos da taxa de câmbio com que comercializa com o país importador.

Definindo os preços de importação em moeda doméstica por ($P_{Imp,D\$}$) e os preços em moeda do exportador externo ($P_{ImpF\$}$), temos que a relação entre os preços é dada por $P_{ImpD\$} = P_{ImpF\$}E_{F\$/D\$}$, em que $E_{F\$/D\$} = \frac{F\$}{D\$}$ é a taxa de câmbio nominal em unidades monetárias do exportador por unidade monetária doméstica. A relação entre os preços pode ser descrita em termos das elasticidades conforme a equação (1):

$$\varepsilon_{E,P_{ImpD\$}} = \frac{\partial P_{ImpD\$}}{\partial E_{F\$/D\$}} \frac{E_{F\$/D\$}}{P_{Imp,D\$}} = 1 + \frac{\partial P_{ImpF\$}}{\partial E_{F\$/D\$}} \frac{E_{F\$/D\$}}{P_{Imp,F\$}} = 1 + \varepsilon_{E,P_{ImpF\$}} \quad (1)$$

Um repasse cambial completo significa que os exportadores externos mantêm fixos os preços em suas respectivas moedas, ($\varepsilon_{E,P_{ImpF\$}} = 0$), de modo que a variação cambial é repassada integralmente ao preço de importação em moeda doméstica ($\varepsilon_{E,P_{ImpD\$}} = 1$), este caso ocorre quando os produtores externos fixam o preço de suas exportações em suas próprias moedas o que denomina-se na literatura por "*producer currency pricing*". No extremo oposto, os preços internacionais, em moeda estrangeira, seriam totalmente flexíveis, ($\varepsilon_{E,P_{ImpF\$}} = -1$), compensando integralmente a variação cambial de modo que em moeda doméstica os preços dos produtos importados permanecem inalterados ($\varepsilon_{E,P_{ImpD\$}} = 0$), o que corresponde aos preços fixados na moeda do importador ou "*local currency pricing*". O caso intermediário, e o mais evidenciado na literatura internacional, é o de grau de repasse incompleto, em que tanto os preços em moeda doméstica, como estrangeira se ajustam parcialmente à variação cambial, produzindo um grau de repasse incompleto aos preços de importação em moeda doméstica($-1 < \varepsilon_{E,P_{ImpF\$}} < 0$) ou ($0 < \varepsilon_{E,P_{ImpD\$}} < 1$).

A reação dos produtores externos ajustando os preços ou margens justifica-se em um contexto de concorrência imperfeita, de maneira que sua fundamentação recai sobre os modelos teóricos de organização industrial. Diferentes modelos são desenvolvidos em Dornbusch (1987), relacionando o ajuste no mark-up, e consequentemente o grau de repasse cambial, a fatores como a concentração do mercado, a parcela dos produtos estrangeiros, e o grau de diferenciação do produto. Froot e Klemperer (1989) enfatiza o papel da defesa da parcela de mercado distinguindo a reação das firmas diante de movimentos transitórios e permanentes da taxa de câmbio. Apenas no caso de variações percebidas como permanentes é que as firmas estrangeiras se disporiam a promover correções nos preços, sacrificando os lucros e investindo em participação de mercado futura. Em Yang (1997) o grau de diferenciação dos produtos justifica o repasse cambial incompleto sendo este crescente quanto maior a diferenciação entre os produtos estrangeiros e domésticos. Também considera a parcela de mercado importante para a determinação do grau de repasse cambial, de forma que firmas estrangeiras com maior poder de mercado (e maior margem de lucro bruta) tenderiam a suavizar os choques cambiais, absorvendo-os em suas margens e reduzindo o grau de repasse cambial.

O repasse cambial incompleto também é relacionado ao poder de discriminação de preços entre os mercados pelas firmas exportadoras, Krugman (1986) avalia por meio de modelos teóricos a evidência deste comportamento denominando-o "*pricing-to-market*", que implica no poder de precificação das firmas exportadoras em diferentes mercados, também explicando a possibilidade de descolamento entre os preços das importações e os movimentos cambiais. Desta forma, o efeito das variações cambiais para os preços pode ser compensado, devido à capacidade dos produtores externos em ajustarem as margens. Neste caso a reação do produtor também dependerá se o movimento cambial é permanente ou temporário.

O repasse cambial mensurado para os preços de importação na alfandega livre de custos de transporte e impostos é transmitido em menor grau para os preços dos produtos domésticos e preços aos consumidores, para os quais têm relevância outros fatores e custos que não sofrem influência direta da variação cambial. A influência da taxa de câmbio para os preços aos consumidores ocorre diretamente por meio dos bens transacionáveis presentes nas cestas de bens que compõem os índices. E indiretamente, por meio dos insumos importados, para os preços dos bens produzidos domesticamente, de tal forma que mesmo bens não transacionáveis sofrem efeito das variações cambais. Neste sentido, quanto menor o repasse cambial para os preços das importações menor será o repasse cambial para os preços domésticos no atacado e aos consumidores.

A principal explicação para este fato é que uma parcela significativa dos preços dos insumos e bens importados no varejo é composta por custos de distribuição como transporte, estoque, financeiros, de venda, entre outros. Conforme Campa e Goldberg (2010), se a cadeia de distribuição também ocorre sob o ambiente de competição imperfeita, pode ocorrer "*double marginalization*"[1] e os distribuidores absorverem parte das flutuações cambiais buscando manter seus preços estáveis e a parcela de mercado. Assim como no caso do produtor externo, esta compensação reduz os efeitos das variações cambiais para os preços aos consumidores. Para os preços dos bens produzidos domesticamente existe a mesma possibilidade de redução das margens pelos produtores com poder de mercado.

Portanto a existência de múltiplas margens ao longo do processo de produção e venda das mercadorias pode mitigar o efeito das flutuações cambiais, em menor grau para os preços ao atacado e em maior grau para os preços aos consumidores. Campa e Goldberg (2006, 2010) destacam que as diferenças no tamanho do setor de distribuição, nos canais de transmissão para o consumo de bens finais e na dependência de insumos importados, contribuem para explicar as diferenças de repasse cambial entre indústrias e países, e que mudanças nas margens de distribuição e no uso de insumos importados explicariam mudanças no grau de repasse para os preços domésticos e aos consumidores ao longo do tempo.

Em adição à fundamentação microeconômica, por outro lado o grau de repasse cambial é associado a fatores macroeconômicos. Neste sentido, Taylor (2000) argumenta que em uma economia com baixa inflação as empresas têm seu poder de precificação reduzido, mesmo diante de pressões de demanda. Esta predição se deve à forma de reação das firmas, que diante da estabilidade dos preços, teriam um maior risco de perderem mercado ao aumentarem os preços. Quando a política monetária não consegue controlar a inflação, as firmas ajustam os preços com maior frequência e o repasse cambial é maior. Por outro lado, Devereux e Yetman (2002) considera a postura da política monetária relevante para o grau de repasse cambial, pois a possibilidade de um maior rigor da política monetária diante de movimentos inflacionários maior rigor da política monetária, faz parte da decisão de precificação das firmas e repasse das variações cambiais. Além disso, Devereaux (2001) argumenta que políticas monetárias que buscam estabilizar o produto, incorrem em grande variabilidade da taxa de câmbio e da inflação, levando assim a uma relação positiva entre a variabilidade da taxa de câmbio e o grau de repasse cambial.

[1] O termo significa que tanto os produtores externos quanto os intermediários no mercado domésticos definem o preço conforme um mark-up sobre os custos.

Assim, em um ambiente macroeconômico estável ocorre um menor repasse de choques nos preços e custos para os preços finais e consequentemente um menor repasse das variações cambiais aos preços tanto dos bens importados quanto dos bens no atacado e preços aos consumidores. A mudança de postura da política monetária para uma austeridade inclusive é apontada como um dos fatores da redução do grau de repasse cambial para os preços aos consumidores em países que obtiveram uma redução da inflação após assumirem este objetivo.

Neste sentido, Gagnon e Ihrig (2001) argumenta que o Banco Central comprometido em estabilizar a inflação utiliza a política monetária, em reação a um choque inflacionário advindo do preço das importações compensando o efeito da variação cambial pela diminuição da inflação em outros setores, de modo que, no geral a inflação aos consumidores permanece estável. Além disso, consoante ao argumento de Devereaux e Yetman (2002), quando os agentes têm conhecimento das intenções da política monetária em controlar a inflação tentarão não repassar para os preços aumentos nos custos, inclusive aqueles oriundos de uma depreciação da moeda doméstica. Gagnon e Ihrig (2001) deriva um modelo teórico que relaciona a política monetária ao grau de repasse cambial e testando-o para alguns países que passaram por mudanças na postura da política monetária, estabelece evidência de que quando a política monetária aumenta a ênfase no combate à inflação ocorre um declínio do repasse cambial para os preços ao consumidor, tanto com a adoção de metas explícitas para a inflação, como tendo este objetivo implícito.

Seguindo esta argumentação, nos países com baixa inflação e estabilidade consolidada, a resposta dos instrumentos de política monetária aos choques cambiais deve ser menos proeminente devido a maior facilidade da autoridade monetária em controlar os efeitos inflacionários. Contudo, Mishikin (2008) aponta que ainda assim as variáveis de política monetária são relevantes para a análise do repasse cambial, pois as flutuações cambiais ainda produzem efeito sobre a atividade real e consequentemente sobre a inflação, portanto são levadas em consideração nas tomadas de decisão da política monetária.

2.2 Literatura empírica

2.2.1 Modelagem uniequacional

Em consonância com a literatura teórica a estratégia de modelagem parte da definição de uma equação de precificação o que supondo uma firma maximizadora de lucros poderia ser expressa por meio da equação de mark-up. Conforme a equação em (2), o mark-up (μ) seria

em última instância função da taxa de câmbio nominal em razão da presença do produtor estrangeiro no mercado doméstico, além de outras variáveis (Z).

$$P_{ImpF\$} = \mu\left(E_{F\$/D\$}, Z\right) C_{F\$} \quad (2)$$

A log-linearização desta equação de precificação fornece uma base para os modelos empíricos pela qual os parâmetros estimados são interpretados diretamente como elasticidades.

$$lnP_{ImpF\$,t} = \alpha + \beta lnE_{F\$/D\$,t} + \gamma lnC_{F\$,t} + \delta lnZ_t + \varepsilon_t \qquad (3)$$

Por meio desta equação, o parâmetro β equivale à elasticidade-câmbio dos preço de importação em moeda externa $(\varepsilon_{E,P_{ImpF\$}})$, sendo o repasse cambial definido conforme a definição em (1) por $(1 + \beta)$. Seguindo Goldberg e Knetter (1997), Z_t consiste em um conjunto de regressores que podem ser adicionados como determinantes do mark-up, dentre estes, a renda e os preços dos concorrentes, o subscrito *t* refere-se às séries temporais para as variáveis.

Esta estrutura empírica uniequacional é o ponto de partida para diversos trabalhos que desenvolvem diferentes metodologias econométricas para a estimação do parâmetro de interesse. Essas diferenças metodológicas envolvem o nível de agregação setorial, o interesse na obtenção de graus de repasse de curto, ou de longo prazo, a estacionariedade, ou não, das séries temporais, além de considerações sobre exogeneidade / endogeneidade das variáveis.

Dentre estes, Hooper e Mann (1989) e Campa, Goldberg e González-Minguez (2005) tratam a não estacionariedade das séries transformando os dados em primeiras diferenças e introduzem dinâmica no modelo incluindo defasagens para as variáveis. Assim, diferencia-se o repasse cambial curto prazo como o parâmetro estimado para a variável taxa de câmbio em nível e o repasse de longo prazo calculado pelo somatório deste com os parâmetros estimados para as defasagens da taxa de câmbio. O primeiro utiliza dados das importações de manufaturas dos Estados Unidos para o período de 1973 a 1987 e o segundo das importações dos países da área do Euro, no período de 1975 a 2003, desagregados entre diferentes categorias de bens, a tabela abaixo sumariza os resultados.

Como já antecipado prevalece a evidência de repasse cambial incompleto para os preços das importações. A desagregação dos dados permite testar as hipóteses teóricas associando-as ao grau de repasse cambial dos diferentes setores da economia ou grupos de bens. Nota-se nos resultados apresentados na tabela 1 que matérias primas e alimentos apresentam um repasse

cambial próximo de completo e que os bens manufaturados apresentam um menor grau de repasse. Estes são comumente um caso de interesse devido a maior característica de diferenciação, explicativa do poder de mercado e possibilidade de ajuste nas margens, justificando assim o repasse cambial incompleto.

Tabela 1 – Resultados grau de repasse cambial de longo prazo para o preço das importações

Tipos de importações	Grau de repasse CP	Grau de repasse LP
Alimentos (Área do Euro)	0,54	0,78
Matérias primas (Área do Euro)	0,57	0,93
Manufaturas (Área do Euro)	0,50	0,64
Média 9 grupos bens (Área do Euro)	0,56	0,79
Manufaturas EUA	0,20 – 0,24	0,46 – 0,74

Fonte: Campa, Goldberg e González-Minguez (2005) e Hooper e Mann (1989)

Em Campa e Goldberg (2005) o repasse cambial é estimado para as importações dos países da OCDE no agregado, obtendo-se um grau de repasse de respectivamente 0,46 e 0,64 para o curto e longo prazo na média entre os países. A amostra permite testar as diferenças no grau de repasse cambial entre os países, uma vez que as estimativas variam tanto no curto prazo, (com as estimativas que não rejeitam da hipótese de efeito nulo até uma elasticidade de 0,79) quanto no longo prazo, (com a menor elasticidade em 0,38 e a não rejeição da hipótese de repasse cambial completo em outras). Além disso, a utilização de dados para o agregado das importações permite a associação do grau de repasse cambial com variáveis macroeconômicas dos países, sendo elas a variabilidade da taxa de câmbio, a taxa de inflação, o crescimento da oferta monetária e o PIB real. Encontrou-se correlação positiva entre o grau de repasse cambial e as três primeiras variáveis, no caso da inflação e oferta de moeda positiva, corroborando com as argumentações de Taylor (2000), Devereaux e Yetman (2002), entre outros, de que o repasse é maior com a instabilidade dos preços e política monetária expansionista, e no caso do câmbio de acordo com a argumentação de Devereaux (2001) de que a maior volatilidade do câmbio reflete a política mais focada nas flutuações do produto e menos na estabilidade dos preços.

Já a estimação do grau de repasse cambial sob a ótica do exportador permite inferir a estrutura de mercado sob qual o produtor doméstico insere-se no mercado internacional, por exemplo, o repasse nulo das variações cambiais para o preço das exportações em moeda doméstica indica que os exportadores são tomadores de preços e o mercado competitivo, por

outro lado, o repasse cambial incompleto ou completo significaria a existência de poder de precificação por parte dos produtores. No entanto, a maior parte da literatura que estende-se sob a ótica do exportador destina-se a observar o comportamento de "*pricing-to-market*". A estrutura empírica para esta investigação parte do estudo de Knetter (1989) que avalia o comportamento dos preços de diferentes bens exportados por produtores dos Estados Unidos e da Alemanha para diferentes destinos, evoluindo para metodologias que aplicam métodos sofisticados de estimação em painel.

Dentre os trabalhos que investigam "*pricing-to-market*" é interessante destacar Yang (1998) cuja análise simultânea tanto para o caso das importação quanto para as exportações de diferentes setores industriais da economia dos Estados Unidos, permite utilizar as mesmas variáveis explicativas em ambos os modelos como controle para preços de concorrência e custos, elementos derivados do modelo teórico. Os resultados indicam que tanto os exportadores americanos quanto os produtores dos países de origem das importações americanas discriminam preços entre os mercados.

Com o objetivo de investigar o efeito de depreciações cambiais para a inflação aos consumidores de uma forma abrangente, Goldfajn e Werlang (2000) utiliza um painel composto por dados de 71 países. As estimativas são produzidas pela estimação de um painel dinâmico para equação de determinação dos preços. Assim o ambiente inflacionário é incorporado no modelo por meio da defasagem na taxa de inflação presente nas variáveis explicativas, dentre as quais também são incluídos os desvios da taxa de câmbio real do equilíbrio, o hiato do produto, e o grau de abertura da economia como determinantes. Os resultados são estimados para a amostra completa e para diferentes grupos de grupos de países, de maneira que o maior repasse cambial estimado para os países emergentes e para os países da América Latina, com histórico inflacionário em comparação aos países da OCDE e outros países desenvolvidos, são frequentemente citados como ilustração para a argumentação de Taylor (2000).

Neste sentido, diversos trabalhos que utilizam-se de modelos uniequacionais buscam estabelecer evidência do declínio do grau de repasse cambial em virtude da menor inflação. Uma investigação mais acurada desta influência do ambiente inflacionário para o repasse cambial, não apenas nos preços aos consumidores mas também para os preços de produção e importação é realizada por Bailliu e Fujii (2003) para uma amostra menor com dados de onze países industrializados de 1977 a 2001. A análise empírica também realizada por meio da estimação de um modelo em painel dinâmico apresenta evidências de declínio do grau de repasse cambial com a mudança do ambiente inflacionário após reforma no regime monetário.

Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2006) também obtém evidências de redução do grau de repasse cambial para os países do G-7, estimando neste caso um modelo dinâmico para os dados dos preços de importação e preços aos consumidores de cada país. Na maioria dos países analisados, observa-se um declínio do repasse cambial período posterior aos anos de 1990, tanto para os preços de importação quanto para os preços aos consumidores, e em dois países, uma redução apenas no caso dos preços ao consumidor.[2] Ilustrando a teoria revisada em Campa e Goldberg (2006, 2010), o efeito dos choques cambiais para os preços declina progressivamente ao longo da cadeia de transmissão, dos preços dos bens importados, para os bens transacionáveis produzidos domesticamente e para os preços de produção dos bens não comercializáveis. Evidências desse declínio progressivo são obtidas nos estudos de Bailliu e Fujii (2003) e Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2006) com os resultados apresentados na tabela 2.

Tabela 2 – Revisão do grau de repasse cambial de longo prazo para preço das importações, e preços domésticos

Amostra	Período	Preço das importações	Preços no atacado	Preços ao consumidor
Média para 11 países industrializados	1977-2001	0,892	0,303	0,155
Média para os países do G7	1975-1989	0.715	-	0.134
	1990-2004	0.475	-	-0.007

Fonte: Bailliu e Fujii (2003) e Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2006).

2.2.2 Sistemas de equações - modelos VAR / VCE

Os modelos Vetores Autoregressivos (VAR) constituem um importante instrumental para a análise de repasse cambial pois permitem incorporar diferentes questões inerentes ao tema, dentre estas, as inter-relações existentes entre as variáveis, conforme o digrama da figura 1 e a revisão teórica, além da previsão dos efeitos ao longo de diferentes intervalos temporais e

[2] Esta evidência em Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2006) pode ser observada na tabela 2 na redução do grau de repasse entre os dois períodos. Bailliu e Fujii (2003) utilizam variáveis dummies para os diferentes regimes monetários.

a produção de resultados simultaneamente para os diferentes índices de preços constituintes de cada estágio da cadeia de transmissão dos choques cambiais.

Esta metodologia também é aplicada para a análise em nível desagregado em Bhattacharya et al. (2008) que estima o repasse cambial para os preços das importações e preços no atacado e aos consumidores dos bens de diferentes setores industriais das economias dos Estados Unidos, Reino Unido e Japão, estabelecendo setorialmente a evidência de redução no repasse cambial ao longo dos estágios da cadeia de distribuição dos bens. No entanto, os modelos VAR são principalmente utilizados dentro desta temática para a análise do repasse cambial para os preços da economia no agregado, na qual os resultados dos efeitos dos choques cambiais para os preços são obtidos por meio das funções de resposta ao impulso para os choques na taxa de câmbio e decomposição da variância do erro de previsão.

Neste sentido, McCarthy (1999) fundamenta a especificação de um modelo VAR coerente com a argumentação de Campa e Goldberg (2006,2010), com o objetivo de analisar a transmissão dos choques na taxa de câmbio e nos preços de importação para os preços de produção e aos consumidores. Em sua especificação, estão presentes as variáveis de inflação[3] para os três índices de preços, a taxa de câmbio nominal efetiva para amostra de nove países industrializados no período de 1976 a 1996, além das variáveis de inflação no preço do petróleo e hiato do produto, respectivamente incluídas no modelo com o intuito de captar o efeito de choques de oferta e demanda para a inflação nos três estágios[4].

Explorando a estrutura desta classe de modelos os efeitos das variações cambiais para os preços são avaliados por meio das funções de resposta ao impulso e da decomposição da variância do erro de previsão. Como o modelo VAR consiste em uma forma reduzida do modelo estrutural, que inclui a relação contemporânea entre as variáveis, a obtenção da resposta dos preços ao impulso na taxa de câmbio depende da identificação dos parâmetros deste modelo estrutural. Neste ponto, McCarthy (1999) fundamenta teoricamente um ordenamento recursivo para o efeito contemporâneo dos choques em cada uma das equações do sistema que fornece as restrições necessárias para obtenção dos parâmetros do modelo estrutural a partir da decomposição de Choleski[5].

---

[3] Equivalente às primeiras diferenças dos logaritmos das séries de índices de preços em nível.

[4] Nota-se que as variáveis são incluídas no modelo por meio de transformações que garantem sua estacionariedade: preços pela taxa de inflação, o PIB em logaritmos pelo hiato do PIB e a taxa de câmbio em primeiras diferenças.

[5] Partindo da inflação (π) nos preço do petróleo para o hiato do produto ($\bar{y}_t$), o cambio (e_t) e a inflação na cadeia dos preços, a relação contemporânea segue a seguinte estrutura: $\pi_t^{petróleo} \rightarrow \bar{y}_t \rightarrow e_t \rightarrow \pi_t^{importações} \rightarrow \pi_t^{produção} \rightarrow \pi_t^{consumidores}$.

A partir do experimento do choque na taxa de câmbio são gerados resultados para o intervalo de um a oito trimestres que, no geral, ilustram uma resposta menos do que proporcional dos preços de importação (repasse cambial incompleto), e de magnitude reduzida para os preços domésticos e preços aos consumidores (não diferentes de nulo estatisticamente). As exceções são as estimações com dados de Bélgica e Holanda, pequenas economias abertas, que apresentam uma resposta proporcional dos preços de importação (repasse completo) e maior do que 50% nos preços domésticos e aos consumidores.

Por fim, a decomposição da variância do erro de previsão aponta uma menor influência da taxa de câmbio à medida que o horizonte de previsão aumenta para a inflação nos preços das importações, porém uma influência estável ou mesmo crescente em alguns países no caso dos preços domésticos e aos consumidores.

Tanto a especificação quanto a estratégia de identificação utilizadas por McCarthy (1999) constituem um padrão para os trabalhos posteriores que utilizam a mesma metodologia, incorporando algumas modificações. Dentre estes, Belaisch (2003) estende a análise aos preços dos bens transacionáveis e não transacionáveis, preços livres (não administrados) e preços administrados, e além do caso padrão para os preços de produção e preços aos consumidores, avalia o repasse para um índice geral de preços formado pelos dois anteriores. Assim, são definidas quatro especificações distintas para o modelo VAR, nas quais contudo observa-se a omissão dos preços de importação e da representação completa da cadeia de transmissão dos choques entre os preços. Neste trabalho, após a simulação do choque de um desvio padrão na taxa de câmbio, o repasse cambial para os índices de preços é calculado como a razão entre o resultado da resposta ao impulso acumulada dos preços e a resposta ao impulso acumulada da taxa de câmbio, procedimento descrito por Faruqee (2006) como a “normalização da resposta nos preços ao choque simulado na taxa de câmbio pela trajetória da resposta na taxa de câmbio”.

Os resultados ilustram uma resposta aos movimentos cambiais maior e mais rápida nos preços dos bens transacionáveis e nos preços não administrados o que é explicado pela maior rigidez nos preços dos bens não transacionáveis e preços administrados pelo governo. Embora, seja argumentado que o grau de repasse cambial para a inflação aos consumidores no Brasil está mais próximo ao encontrado nos países do G7 do que nos demais países da América Latina, o grau de repasse de 0,23 para os preços aos consumidores no longo prazo e mais do que completo para os preços de produção no horizonte de 12 meses, encontra-se muito acima destas estimativas para os países desenvolvidos presentes na literatura. No entanto, cabe destacar que a utilização de uma amostra reduzida o período de julho de 1999 a dezembro de 2002

abrangendo um período com forte depreciação da moeda doméstica e crises na economia brasileira são argumentos para a não robustez dos seus resultados[6].

Em outro caso, Hahn (2003) segue o trabalho de McCarthy (1999) tendo por objetivo simular o efeito de choques nos preços de petróleo, na taxa de câmbio e nos preços das importações, para os preços de produção e aos consumidores da área monetária europeia como um todo. No entanto, o autor inclui a taxa de juros de curto prazo entre as variáveis para captar os efeitos da política monetária, argumentando que a omissão desta variável consiste em um problema, tendo em vista que, a relação subjacente a taxa de câmbio e preços domésticos pode ser mitigada pela política monetária que busca combater a inflação, e assim, a omissão desta variável poderia mascarar os resultados.

Utilizando uma amostra de dados trimestrais de 1970 a 2002 o autor realiza diferentes testes de robustez dos resultados encontrados, dentre eles estimar os resultados para a amostra em duas partes. A partir deste teste os resultados obtidos pelas funções de resposta ao impulso permanecem estáveis, mas a decomposição da variância do erro de previsão indica uma maior influência dos choques externos (petróleo, câmbio e importações) para os índices de preços, o que pode ser resultado do maior foco dos países em estabilizar as fontes internas de variação dos índices de preços no período mais recente. Além disso, o autor define as restrições necessárias para identificação dos parâmetros do modelo estrutural utilizando uma estratégia não recursiva, ou seja, utiliza as técnicas que consistem no VAR estrutural, ou SVAR. Esta estratégia, além da fonte teórica, tem a vantagem de restringir o número de combinações e a possível sensibilidade dos resultados ao reordenamento no caso da decomposição de Choleski. Mesmo diante desta argumentação, os diferentes ordenamentos da decomposição de Choleski que é usada como base de comparação não apresentam diferenças significativas nos resultados, no entanto, estes são diferentes ao utilizar o esquema de identificação estrutural, apontando um menor efeito dos choques nos preços do petróleo e na taxa de câmbio para os preços de produção e aos consumidores.

O papel da política monetária na determinação do grau de repasse cambial é diretamente avaliado por Ito e Sato (2006) ao investigar o repasse cambial para os tigres asiáticos após a crise de 1997. Neste caso, a inclusão da variável de oferta monetária (M1) permite avaliar a resposta do agregado monetário ao choque cambial. Na amostra que abrange o intervalo de 1993 a 2005, apenas nos dados para a Indonésia observou-se uma resposta positiva e significativa da oferta monetária aos choques positivos na taxa de câmbio (desvalorização

[6] Na próxima subseção a revisão do trabalho de Nogueira et. al. (2010) que replica as especificações de Belaisch (2003) para um período mais longo apresenta resultados diferenciados.

cambial) refletindo a política monetária tolerante com a inflação. Em linha com a argumentação teórica, esta postura tem por contrapartida um impacto das variações cambiais para os preços em todos os estágios da cadeia de transmissão, até três vezes maior, do que o observado para os outros quatro países analisados considerando o segundo maior grau de repasse cambial.

Também utilizando dados agregados da área monetária do Euro, para o período de 1990 a 2002, Faruqee (2006) utiliza um conjunto de variáveis com foco nos bens manufaturados, para os quais, além dos preços de produção e importação, são incluídos os preços de exportação e os salários nominais como o estágio da cadeia de distribuição dos preços referente aos fatores de produção. A inclusão dos preços de exportação permite calcular o efeito cambial para os termos de troca, o que pelos resultados apresentados de repasse próximo de completo para os preços de importação e incompleto para o preço das exportações, implica que, uma depreciação da moeda europeia consequentemente levaria a um declínio nos termos de troca para as manufaturas.

A partir da normalização pela trajetória de resposta da taxa de câmbio ao choque simulado, o repasse cambial é calculado para o horizonte de até 18 meses, resultando em um grau repasse cambial completo para o preço das importações, de 0,5 para o preço das exportações e de 0,20 para os preços da produção de manufaturas. O repasse para o índice geral de inflação aos consumidores chega a 0,1, o que reflete o fato de que mesmo os fatores de produção, que tem maior rigidez de preços, apresentaram um repasse cambial de 0,05. As estimativas apresentaram um elevado grau de repasse cambial para os preços de importação e aos consumidores quando comparadas com a evidência para as economias as economias dos Estados Unidos, Japão, Reino Unido e Canadá, o que motiva uma revisão do tamanho dos canais de distribuição nestes países. Porém, as porcentagens dos custos de distribuição em relação ao preço final dos bens para os diferentes países, não permitem associar que o maior repasse aos consumidores da área do Euro seja consequência de uma menor parcela dos custos de distribuição nos preços dos bens finais.

De um modo geral, os resultado obtidos pela metodologia VAR ilustram diferentes questões teóricas e estabelecem evidência para pontos como o grau de repasse crescente ao longo do tempo, até estabilizar em um horizonte que varia de uma ano e meio a três anos, e a redução do grau de repasse cambial ao longo dos estágios da cadeia de distribuição, *i.e.*, a maior resposta dos preços dos produtos importados aos movimentos cambiais, seguido pelos preços de produção doméstica ou preços no atacado e com o menor efeito para os preços aos consumidores.

Nos trabalhos anteriores argumentou-se que a utilização das variáveis em primeiras diferenças (ou para os preços taxas de inflação) garantiam a estacionariedade das variáveis, o que não exclui a utilização dos modelos VCE como a metodologia adequada para análise havendo relação de cointegração entre as variáveis, pois neste caso a utilização do modelo VAR incorreria na omissão de uma parte relevante dos modelos (termo de correção de erros). A possibilidade de cointegração entre as variáveis é testada nos trabalhos de Belaisch (2003), Hahn (2003) e Faruqee (2006) que, no entanto, não estabelecem evidência significante para esta hipótese.

Seguindo esta argumentação, tendo verificado a existência de relações de cointegração entre as variáveis, Bachmann (2012) considera os modelos VCE a metodologia mais apropriada para a análise ao incorporar, além da inter-relação entre as variáveis, a dinâmica de longo prazo. Assim, utiliza os modelos VCE para estimação do repasse cambial para os preços no agregado da economia da Suíça. Os resultados são obtidos a partir das funções de resposta ao impulso dos preços ao choque no câmbio baseada na representação VAR do modelo VCE, porém, o repasse cambial de longo prazo não é calculado pela razão entre a resposta acumulada dos preços e a resposta acumulada da taxa de câmbio conforme proposto em Belaisch (2003), mas sim, como o resultado que estabiliza a resposta ao impulso ponto a ponto, considerando o choque simulado como representando o movimento de um por cento na taxa de cambio.

Os resultados estimados ilustram diferentes situações para o grau de repasse cambial aos diferentes índices de preços, dentre as quais, um repasse de longo prazo maior para os preços aos consumidores do que para os preços de produção, e um resultado inconclusivo para o repasse cambial aos preços de importação conforme o nível de confiança de 95% para as funções de resposta ao impulso estimadas, de tal maneira que, embora a função de resposta ao impulso defina um repasse cambial de longo prazo incompleto e em maior magnitude do que o estimado para os preços de produção e aos consumidores, o intervalo de confiança inclui tanto a possibilidade de repasse cambial completo quanto de repasse cambial nulo.

A partir da amostra abrangendo dados de 1983 a 2010 da economia suíça, são realizados testes de robustez, como a estimação dos modelos para diferentes subperíodos, sendo que estes ilustram uma redução da resposta dos preços aos choques cambiais no período mais recente.

Ao analisar por meio do modelo VAR padrão o repasse cambial para a economia da Croácia, Billmeier e Bonato (2002) não rejeita a hipótese da existência de uma relação de cointegração entre as variáveis. Neste caso, o repasse cambial é obtido pela interpretação como elasticidade do parâmetro da taxa de câmbio no vetor de cointegração estimado para o conjunto de variáveis. Embora destacando que a interpretação deveria ser feita com ressalvas pois os

parâmetros do termo de correção de erros não originavam-se de um modelo estrutural, os autores estimam o modelo VCE e o repasse cambial como o parâmetro da taxa de câmbio no vetor de cointegração normalizado para os preços aos consumidores.

As condições que garantem a interpretação dos parâmetros de um ou mais vetores de cointegração estimados para um conjunto de variáveis são discutidas em Johansen (2005). A aplicação destas condições para obtenção de estimativas de repasse cambial é o objetivo de Marsten (2004) ao avaliar para os países do leste europeu, Polônia, República Tcheca, Eslovenia e Hungria, os efeitos da mudança de regime cambial decorrente de uma esperada adesão a moeda comum. Conforme o autor, a identificação do efeito do repasse cambial a partir do vetor de cointegração, resulta em estimativas que consideram efeitos de choques tanto de longo, quanto de curto prazo para a relação de equilíbrio entre as variáveis e, portanto, seria o mais adequado tratando-se de avaliar o impacto de uma política econômica.

Assim, os resultados de repasse cambial são obtidos apenas para os preços aos consumidores argumentando-se que a identificação do repasse cambial não seria possível com a inclusão de uma outra variável de preços, de tal maneira que exigiria que o coeficiente de uma das variáveis de preços da relação de cointegração estimada fosse nulo para identificação do efeito do repasse cambial. Desta forma a especificação utilizada se restringe a um modelo com quatro variáveis, que além da taxa de câmbio e diferencial da taxa de inflação para os preços aos consumidores, inclui a produção industrial e o diferencial de juros, representando assim a "complexa interdependência entre as variáveis macroeconômicas em uma economia aberta" o que não seria possível sem "levar em consideração o efeito endógeno da mudança de um por cento na taxa de câmbio[7] para pelo menos estas duas variáveis".

Então, seguindo o corolário proposto em Johansen (2005), identifica-se a elasticidade de longo prazo entre a taxa de câmbio e os preços aos consumidores para os países, e desta forma, verifica-se que os resultados definem um repasse de maior magnitude que as previstas por meio do modelo SVAR também estimado pelo autor.

Marsten (2004) ainda discute a utilização e os resultados dos modelos VAR em primeiras diferenças para variáveis não estacionárias, argumentando que a rejeição da existência de vetores de cointegração para as variáveis não estacionárias com fortes argumentos teóricos embasando a relação de equilíbrio de longo prazo, como é o caso de câmbio e preços,

[7] Para obtenção dos resultados, é analisado o efeito de uma mudança de 1% na taxa de câmbio (conforme a definição de repasse cambial) sendo esta parte de um choque de longo prazo simulado para o sistema de equações formado pelas relações de cointegração de tal forma que para a identificação do repasse cambial é necessário que o efeito desta mudança seja isolado para a variável de preços.

deve ser um sinal de má especificação dos modelos. Segundo o autor os resultados do modelo VAR concentrados na resposta dos preços ao choque exógeno na taxa de câmbio eliminam outras fontes de variação estocásticas para os preços e taxa de câmbio, além de que, as variações da taxa de câmbio podem advir não apenas de choques estocásticos, mas também de mudanças na política econômica, podendo assim resultar em estimativas viesadas e subestimados para o repasse cambial. Isto ocorre pois, com as variáveis cointegradas, mesmo a resposta dos preços ao choque exógeno da taxa de câmbio está relacionada com o equilíbrio de longo prazo, devendo assim ser realizada por meio dos modelos VCE.

2.2.3 Evidências para a economia brasileira

A tabela 3 fornece uma síntese dos trabalhos que estimam o repasse cambial para os preços da economia brasileira do agregado.

Tabela 3 – Síntese das estimativas de repasse cambial para os índices de preços da economia brasileira no agregado.

Autores	Período		Dados	Resultados
Albuquerque e Portugal (2005)	1980 - 2002	Não paramétrica - Filtro de Kalman	Preços agregados: IPA e IPCA.	Intervalo das estimativas para diferentes períodos: IPA=0,86-0,90. IPCA=0,48-0,04.
Belaisch (2003)	1999 - 2002	VAR	Preços agregados: IPA e IPCA.	Completo para o IPA e incompleto e IPCA = 0,23.
Nogueira, Mori e Marçal (2012)	1999 a 2010	VAR-VCE	Preços agregados - IPA, IPCA	Repasse cambial: IPA = 0,18 e IPCA= 0,06.
Nogueira Junior (2010)	1995 - 2007	Regressão não linear - Smooth transition regression	Preços ao consumidor no agregado.	Repasse preços ao consumidor: 0,27 se inf. > 10% ao ano e 0,08 inf < 10% ao ano.

Albuquerque e Portugal (2005) avaliam o repasse para o Índice de Preços no Atacado (IPA-FGV), e Índice de Preços ao Consumidor (IPCA-IBGE) para o período de pré-estabilização 1980 a 1994 e pós estabilização da economia brasileira 1995 a 2002. Seus

resultados apresentam uma redução expressiva das estimativas de repasse cambial para o período de 1998-2002.

O repasse para os preços ao consumidor também é investigado por Nogueira Junior (2010), para o período de 1995 a 2007, que, ilustrando a argumentação de Taylor (2000), encontra um maior repasse cambial para os preços domésticos nos subperíodos em que a inflação doméstica encontra-se em patamar elevado. Para isso, utiliza-se um modelo com efeito *threshold*, no qual o ambiente inflacionário é identificado pelo limite de 10% ao ano no índice de inflação, observa-se, um grau de repasse cambial para os preços aos consumidores de 0,08 quando a inflação está abaixo do limite e um repasse de 0,27 quando a inflação está acima do limite.

Belaisch (2003) estima para o período reduzido (1999 – 2002) um repasse cambial completo para os preços domésticos (IPA) e um grau de repasse de 0,23 para o IPCA no longo prazo. Nogueira, Mori e Marçal (2012) estendendo este estudo para o período de 1999 a 2011, estima um grau de repasse cambial de 0,18 para o IPA, e 0,052 para o IPCA, resultados mais próximos aos revisado para os países industrializados. Neste trabalho é verificada a existência de três vetores de cointegração em cada especificação, contudo seguindo a forma de cálculo do repasse cambial proposta em Belaisch (2003), os parâmetros dos vetores de cointegração são estimados conforme a metodologia dos modelos VCE, que então são incluídos como variáveis exógenas nos modelos VAR para os quais são obtidas as funções de resposta ao impulso dos preços ao choque simulado na taxa de câmbio.

Guillén e Araújo (2005) realizam uma análise dos efeitos das variações cambiais para os preços utilizando a metodologia dos modelos VCE e decomposição de tendência e ciclo identificando dois vetores de cointegração e um vetor de ciclo para cada uma das duas especificações utilizadas contendo um conjunto de quatro variáveis: (Câmbio, PImp, IGP, IPCA) e (Câmbio, PImp, IPA, IPCA). Porém este trabalho não tem por objetivo o cálculo do repasse cambial, verificando-se pela análise de impulso resposta que o choque na taxa de câmbio, para o intervalo de 3 a 24 meses, provoca uma variação de 0,58% a 10,99% nos preços aos consumidores, de 1,96% a 18,34% no índice geral de preços, 3,36% a 25,12% dos preços de produção doméstica e uma baixa resposta, de 1% a 8% do choque de um desvio padrão no câmbio para os preços de importação. Esta menor relação das variações cambias com os preços de importação, em comparação com o observado nos demais índices, não é condizente com os resultados presentes na literatura que ilustram uma redução do repasse cambial conforme a escala da cadeia de distribuição dos bens.

3 Metodologia

3.1 Modelos VAR[8]

3.1.1 Modelos com variáveis I(0)

Desde que Sims (1980) propôs a utilização dos modelos de vetores autoregressivos recursivos como alternativa para a pesquisa empírica em macroeconomia, esta classe de modelos passou a ser amplamente utilizado devido às características usuais, permitindo analisar o comportamento de flutuação de variáveis inter-relacionadas e a dinâmica de resposta aos choques estruturais, considerando a endogeneidade entre as variáveis.

Um modelo VAR padrão de ordem (p), VAR(p), é um sistema de equações simétrico que descreve a dinâmica de cada variável dependente pelas (p) defasagens da variável dependente e das demais variáveis, no qual, além de (N) variáveis endógenas no sistema, podem ser incluídas outras variáveis ou fatores exógenos como tendências lineares e variáveis dummies. Este sistema, incluindo apenas as variáveis endógenas e um vetor de constantes, pode ser representado em forma matricial pela equação abaixo

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t;\ \ \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_\varepsilon) \qquad (4)$$

Em que, Y_t, é a matriz $(N \times 1)$ das variáveis endógenas, Y_{t-i} as defasagens destas variáveis, A_i a matriz $(N \times N)$ de coeficientes para as i defasagens das variáveis endógenas, c um vetor $(N \times 1)$ de constantes e ε_t o vetor $(N \times 1)$ dos termos de erros que captam o efeito de choques em cada uma das equações.

O modelo assim definido garante a ortogonalidade entre o termo de erro ε_t e as variáveis explicativas $E[\varepsilon_t(Y_{t-i})] = 0$ de tal forma que os parâmetros possam ser estimados pelos métodos tradicionais, normalmente pelo método de maximização da função de log-verossimilhança baseada na suposição de normalidade dos resíduos. Contudo, como o conjunto de regressores em cada equação é idêntico o cômputo dos parâmetros do modelo $(\mu, A_i, \Sigma_\varepsilon)$ pode ser realizado de modo eficiente aplicando MQO em cada equação separadamente.

Como a estimação dos modelos VAR(p) gera um grande número de parâmetros, a interpretação da dinâmica de inter-relação entre as variáveis do modelo não ocorre de forma

[8] Além dos artigos citados, são referências para a seção os seguintes manuais: Hamilton (1994), Enders (2010), Martin et al. (2012), Durlauf e Blume (2010), Juselius (2006), Lütkepohl (2005) e Lütkepohl e Krätzig (2004).

direta, sendo alguns métodos utilizados com este intuito. Os três principais são: os testes de causalidade de Granger cujo objetivo é identificar as variáveis com defasagens significantes para explicar as demais; a decomposição da variância do erro de previsão que avalia o peso de cada endógena na previsão das trajetórias das variáveis; e o mais comumente utilizado, sobre o qual recai o interesse deste trabalho, as funções de resposta ao impulso que permitem traçar os efeitos dos choques do modelo para as variáveis ao longo do tempo.

As funções de resposta ao impulso são derivadas da transformação do modelo VAR(p) para a representação VMM(∞), existente desde que sejam válidas as condições de invertibilidade para o polinômio $\left(I - \sum_{i=1}^{p} A_i L^i\right)$, em que (L) é o operador de defasagens. Neste caso, incluindo apenas a constante dentre as variáveis exógenas[9], o modelo VAR(p) pode ser definido conforme (5).

$$\left(I - \sum_{i=1}^{p} A_i L^i\right) Y_t = A(L) Y_t = c + \varepsilon_t \qquad (5)$$

Sendo que, o formato VMM(∞), ou a representação de Wold do modelo VAR, em que $\mu = \left(I - \sum_{i=1}^{p} A_i L^i\right)^{-1} c$, pode ser definida conforme a equação (6).

$$Y_t = \mu + \left(I - \sum_{i=1}^{p} A_i L^i\right)^{-1} \varepsilon_t = \mu + \left(I + \sum_{i=1}^{\infty} \Psi_i L^i\right) \varepsilon_t \qquad (6)$$

Em que: $\Psi_i = \sum_{j=1}^{i} A_j \Psi_{i-j}$ com $A_j = 0$ se $j > p$ e $\Psi_0 = I$. Por meio desta, resolvendo para Y_t por indução para s períodos adiante, a resposta das variáveis em Y_{t+s} ao choque ε_t, pode ser definida como:

$$\frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = \Psi_s. \qquad (7)$$

No entanto, como os choques representados em ε_t são correlacionados contemporaneamente entre si (Σ_ε não é diagonal), não é possível pela definição acima, a obtenção do efeito de um choque isolado em uma variável para as demais. Isto ocorre, pois o modelo VAR padrão trata-se de uma forma reduzida de um modelo estrutural no qual as demais

[9]Por simplificação, a constante também poderia ser omitida desta definição pois não influencia no computo da função de resposta ao impulso, como pode ser observado na definição em (7).

variáveis em nível são incluídas como explicativas na equação de cada variável, sendo este representado pela equação (8).

$$B_0 Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} B_i Y_{t-i} + u_t; u_t \sim N(0, \Sigma_u) \quad (8)$$

No modelo estrutural, $E[u_t] = 0$, e normalmente é suposto que, $\Sigma_u = E[u_t u_t{}'] = \sigma_n I$, de tal forma que uma das características do modelo estrutural é a independência entre os choques, de modo que o termo u_t (vetor de choques estruturais) representa choques isolados para cada variável. A não ser que o modelo seja estimado em sistema com a imposição das condições de identificação que garantam a recuperação dos parâmetros estruturais[10], a forma reduzida é utilizada, pois a estimação dos parâmetros diretamente no modelo estrutural não permite a obtenção de estimativas não viesadas, tendo em vista que as condições de ortogonalidade não são válidas com a presença de variáveis em nível, $E\left[u_{jt} y_{lt}\right] \neq 0$ para $j \neq l$. Assim, a forma reduzida para o modelo estrutural, que permite superar este problema, pode ser obtida conforme (9).

$$B_0^{-1} B_0 Y_t = B_0^{-1} \alpha + \sum_{i=1}^{p} B_0^{-1} B_i Y_{t-i} + B_0^{-1} u_t \qquad (9)$$

Observando-se que, $B_0^{-1} B_0 = I$, $B_0^{-1} \alpha = c$, $B_0^{-1} B_i = A_i$ e $B_0^{-1} u_t = \varepsilon_t$, percebe-se a equivalência entre este modelo e a equação (5), destacando pela última igualdade que cada elemento dos choques da forma reduzida ε_t é uma combinação dos choques do modelo estrutural u_t. Assim substituindo, a relação entre os termos de erro da forma reduzida e do modelo estrutural, e omitindo a constante que não influencia no resultado, obtém-se a representação VMM para u_t, a partir da qual é possível derivar a função de resposta ao impulso em termos dos choques estruturais.

$$Y_t = \left(I + \sum_{i=1}^{\infty} \Psi_i L^i\right) B_0^{-1} u_t \quad (10)$$

Nota-se nesta equação que a definição da função de resposta ao impulso para os choques estruturais depende dos parâmetros B_0 do modelo estrutural, o que implica na necessidade de obtenção destes parâmetros. Desenvolvendo a relação existente entre os choques da forma reduzida e os choques do modelo estrutural conforme a equação (11) pode-se definir o conjunto

[10] Martin et al. (2010) fornece uma revisão dos procedimentos para a estimação em sistema.

de parâmetros a serem identificados do modelo estrutural, B_0 e Σ_u, como as incógnitas de um sistema de equações[11].

$$\Sigma_\varepsilon = E[\varepsilon_t \varepsilon_t{}'] = B_0^{-1} u_t (B_0^{-1} u_t)' = B_0^{-1} u_t u_t{}' (B_0^{-1})' = B_0^{-1} \Sigma_u (B_0^{-1})' \qquad (11)$$

Analisando este sistema, a partir da estimação da forma reduzida, da matriz Σ_ε contendo as variâncias e covariâncias dos resíduos compostos estimados, obtêm-se $\frac{(N+1)N}{2}$ parâmetros ou informações distintas (tendo em vista que a matriz de variância covariância é simétrica). Todavia, existem para a identificação, $N(N-1)$ informações desconhecidas na matriz de parâmetros do modelo estrutural, B_0[12], e N informações desconhecidas na matriz Σ_u (lembrando que, como os choques estruturais são não correlacionados esta é uma matriz diagonal), totalizando assim N^2 incógnitas que precisam ser identificas. Neste caso são necessárias $N^2 - \frac{(N+1)N}{2} = \frac{N(N-1)}{2}$ restrições ao número de informações (incógnitas) ou parâmetros do modelo estrutural.

A suposição de uma estrutura recursiva para a relação contemporânea entre as variáveis e consequentemente para os erros da forma reduzida resolve este problema, impondo uma estrutura triangular inferior para B_0, e por conseguinte, reduzindo o número de parâmetros a serem obtidos em B_0 para$\frac{N(N-1)}{2}$. Somados aos N elementos de Σ_u constituem $\frac{(N+1)N}{2}$ incógnitas que tornam o sistema de equações resultante de (11) exatamente identificado. Este caso consiste no modelo VAR recursivo proposto por Sims (1980). A suposição desta estrutura recursiva gera o mesmo resultado que a aplicação de uma fatorização de Choleski sobre a matriz Σ_ε, que sendo uma matriz simétrica e positiva definida[13] possui uma única representação como $\Sigma_\varepsilon = BDB'$, em que B é triangular inferior, com uns na diagonal principal e B uma matriz diagonal com elementos $d_{ij} > 0$. Assim, definindo B_0 e consequentemente B_0^{-1} como uma matriz triangular inferior, e tendo em vista que Σ_u respeita as condições anteriores, a matriz de variância covariância dos resíduos da forma reduzida, a partir de uma decomposição de Choleski (como normalmente é denominada) define um sistema exatamente identificado. Por este caminho,

[11] Trata-se de um sistema de equações pois cada elemento, variância ou covariância, de Σ_ε é, em última instância, uma função dos parâmetros e das variâncias do modelo estrutural, conforme descrito em (11).
[12] Lembrando que a normalização entre variáveis explicadas e explicativas do modelo estrutural resulta em uma matriz B_0 composta por números uns na diagonal principal.
[13] Uma das características da matriz de variância é ser positiva definida.

obtém-se função de resposta ao impulso ortogonalizada que permite traçar a trajetória, ponto a ponto, do efeito dos choques ortogonais, sobre todas as demais variáveis ao longo do tempo.

$$\frac{\partial Y_{t+s}}{\partial u_t} = \Psi_s B_0^{-1} \qquad (12)$$

Notando-se que, o efeito do choque estrutural para uma determinada variável ao longo do tempo depende dos parâmetros estimados para a equação desta variável no sistema e dos parâmetros do modelo estrutural. Como pode ser observado na equação (10), no caso contemporâneo, $\frac{\partial Y_t}{\partial u_t}$, o efeito depende apenas dos parâmetros do modelo estrutural, pois $\Psi_0 = I$. Além desta definição, normalmente os choques estruturais são normalizados para v_t que é definindo por: $v_t = \Sigma_u{}^{-\frac{1}{2}} u_t$. Esta normalização que consiste na divisão de cada choque pelo seu desvio padrão, fornece a interpretação usual de que, a função de resposta ao impulso obtida para o aumento de uma unidade em v_t, representa o aumento de um desvio padrão em u_t. Observa-se que esta normalização pode ser obtida da decomposição de Choleski de Σ_u, uma vez que a função de resposta ao impulso ortogonalizada e normalizada para um desvio padrão passa a ser definida por:

$$\frac{\partial Y_{t+s}}{\partial v_t} = \Psi_s B_0^{-1} \Sigma_u{}^{\frac{1}{2}} \qquad (13);$$

e a decomposição pode ser definida como $\Sigma_\varepsilon = B_0^{-1} \Sigma_u{}^{\frac{1}{2}} \Sigma_u{}^{\frac{1}{2}} (B_0^{-1})'$. Por fim, para os casos anteriores, define-se a função de resposta ao impulso acumulada como a soma dos efeitos parciais até o período *T*, que para a equação (13) resultaria em (14)[14].

$$\sum_{s=0}^{T} \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial v_t} = \sum_{s=0}^{T} \Psi_s B_0^{-1} \Sigma_u{}^{\frac{1}{2}} \qquad (14)$$

A inversão do modelo VAR e sua representação VMM definem assim um mapeamento entre os choques e as N variáveis do modelo Y_t. O ordenamento recursivo possibilita diferentes caminhos para realizar este mapeamento em termos dos choques estruturais, neste caso, os

[14] Esta normalização trata-se apenas de uma questão técnica implementada nos cálculos da função das funções de resposta ao impulso para que o choque de um desvio padrão de aumento em u_t seja obtido pela simulação do aumento de uma unidade em v_t. Sendo sem perda de generalidade omitida das definições de resposta ao impulso ponto a ponto e resposta ao impulso acumulada do decorrer do trabalho.

parâmetros de interesse podem ser obtidos de forma equivalente, pela função de verossimilhança definida para $\Sigma_\varepsilon = (B_0^{-1}u_t)'B_0^{-1}\Sigma_u(B_0^{-1})'$, por MQO aplicado ao modelo estrutural ou aos resíduos da forma reduzida, ou ainda, pela decomposição de Choleski que fornece de forma simples as condições necessárias para a identificação dos parâmetros. Contudo, a imposição de um ordenamento recursivo para as variáveis pode ser difícil de defender em termos da teoria econômica e a representação das relações previstas no modelo estrutural teórico.

Para superar estas limitações as restrições necessárias para identificação do modelo podem ser obtidas das informações subjacentes ao modelo e teoria analisadas. Este *modus operandi* para o mapeamento dos choques estruturais define o modelos VAR estrutural, SVAR[15], neste sentido, as principais estratégias são: as restrições de curto prazo que consiste na imposição (recursiva ou não) das restrições na matriz B_0 e consequentemente na resposta ao impulso de curto prazo ($s = 0$); as restrições de longo prazo que são definidas para o resultado acumulado da função de resposta ao impulso baseadas na teoria para o efeito dos choques no longo prazo; e as restrições de sinal, após a análise das respostas ao impulso oriundas de diferentes ordenamentos para variáveis, são obtidas por algum método de escolha dentre as alternativas cujas respostas tiveram o sinal esperado[16].

No caso das restrições de curto prazo, a análise pela função de impulso resposta permanece a mesma, no entanto, com a estrutura a estrutura não recursiva impossibilita obter os parâmetros com a estimação de cada equação por MQO, devido à simultaneidade existente entre as equações. Neste caso, os parâmetros são estimados por verossimilhança, a partir da definição de $\Sigma_\varepsilon = B_0^{-1}\Sigma_u(B_0^{-1})'$, em que B_0 é definido de modo não recursivo, usando as informações a priori derivadas das suposições ou modelo teóricos adjacentes à análise realizada.

Assim, como no caso recursivo, o sistema de equações resultante deve atender à condição de ordem, pela qual, o número de parâmetros a serem identificados não pode exceder$\frac{(N+1)N}{2}$. No caso de um número de restrições maior do que o necessário para a exata identificação do sistema, testes de sobre-identificação podem ser realizados para verificar a diferença na estimação da matriz de variância covariância é estatisticamente significante. Além desta condição, a matriz B_0 não recursiva deve atender a condição de rank. Esta condição

[15] Esta definição também se aplica ao caso recursivo, desde que, a restrições de parâmetros nulos sejam decorrentes da análise econômica, caso de Sims (1980) no qual esta estrutura é motivada pela ideia de que existe um atraso no efeito dos choques do qual naturalmente decorrem as restrições os parâmetros restritos nulos.
[16] As restrições de sinal não estão no foco deste trabalho, Martin et al. (2012) fornece um resumo para este método.

garante a existência de um valor de máximo para a função de verossimilhança, ou seja, que a matriz hessiana associada a esta função seja negativa definida e implica que as colunas da matriz $\left(\frac{\partial vech(\Sigma_\varepsilon)}{\partial \theta'}\right)$ sejam não colineares[17]. Na prática, as restrições são impostas e verifica-se se o algoritmo de resolução para a função de verossimilhança não linear atinge um valor de máximo.

As restrições de longo prazo consistem na utilização de informação a priori para o efeito acumulado dos choques. Assim, denominando a função de resposta ao impulso acumulada definida em (14) por: $F = \sum_{s=0}^{T} \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial u_t} = \sum_{s=0}^{T} \Psi_s B_0^{-1} -$, este método implica na imposição das restrições sobre os elementos da matriz F $(N \times N)$, que apresenta o efeito acumulado de cada choque estrutural para as variáveis endógenas do modelo.

As restrições de longo prazo são propostas por Blanchard e Quah (1989) como uma forma de analisar o efeito de choques que não tem efeito no longo prazo, e da mesma forma que nas restrições de curto prazo, informação teórica a priori pode ser utilizada neste sentido para identificar os efeitos dos choques estruturais. Pode ser observado na equação anterior que tanto restrições de longo prazo, na matriz F quanto de curto prazo, na matriz B_0 podem ser utilizadas simultaneamente para alcançar a identificação dos choques estruturais.

3.1.2 Modelos VAR com variáveis I(1)

Muitas séries temporais exibem comportamento não estacionário ao longo do tempo. Uma variável é estacionária quando apresenta média e variância constantes e covariância entre suas realizações em *t* e *t-s* decrescentes quando o intervalo *s* aumenta e também constantes ao longo tempo (dependendo apenas do intervalo *s* e não do instante *t*). Do contrário, uma variável não estacionária apresenta média que pode depender do tempo, variância explosiva quando $t \rightarrow \infty$ e autocovariância não decrescente o que faz com que a autocorrelação entre *t* e *t-s* tenha um lento decaimento do valor unitário quando *s* aumenta. O comportamento não estacionário pode ser oriundo da presença de uma tendência determinística no processo gerador dos dados da série, que neste caso pode ser tornada estacionária extraindo-se esta tendência. Por outro lado, a não estacionariedade pode originar-se da existência de raiz unitária, pela qual, os choques passados da série são totalmente incorporados em sua realização presente, definindo-se assim

[17]O operador $vech(X)$ é um operador que forma um vetor pelo empilhamento dos elementos abaixo da diagonal principal da matriz X. Uma estratégia para verificar a condição de rank é desenvolvida em Fernández-Villaverde, Rubio-Ramírez e Sargent (2005).

a uma tendência estocástica. Assim, a primeira diferença da série apresenta comportamento estacionário[18].

O modelo de regressão linear aplicado a variáveis independentes governadas por uma tendência estocástica pode levar a estimativas espuriamente significativas em termos estatísticos sendo que estas na verdade tratam-se da correlação entre as tendências das séries. Assim, quando séries não estacionárias compõe o conjunto de variáveis do modelo VAR, usualmente elas são incluídas no sistema em primeiras diferenças, controlando desta forma o problema de regressão espúria nos modelos.

Neste caso o modelo VAR(p) descrito em (5) passa a ser definido conforme a equação (15).

$$A(L)(1-L)Y_t = \varepsilon_t \quad (15)$$

Em que $A(L) = I_N - \sum_{i=1}^{p-1} A_i L^i$. Todavia, quando o comportamento das variáveis é governado por tendências estocásticas comuns entre estas, o que, tratando-se da existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo define a cointegração entre o grupo ou subgrupo das variáveis, diferenciar as séries implica na omissão de um fato relevante para a análise em questão, a dinâmica de longo prazo entre as variáveis, o que compromete os resultados obtidos pelos modelos.

A dinâmica de longo prazo é incorporada no contexto de um sistema autoregressivo por meio dos modelos vetoriais de correção de erros, doravante denominados, modelos VCE. As consequências da utilização de um modelo VAR em primeiras diferenças, existindo relação de cointegração entre as variáveis, que faria do modelo VCE o instrumento adequado de análise, são formalmente testadas em Philips (1998). Utilizando dados simulados que reproduzem uma relação estatística de cointegração, verifica-se que resultados consistentes para a análise de impulso resposta e decomposição da variância do erro de previsão, são obtidos somente pelos modelos VCE.

3.2 Modelos VCE

3.2.1 Cointegração

[18] Uma série com tendência estocástica pode possuir mais do que uma raiz unitária, assim a ordem de diferenças depende da quantidade necessária para atingir a estacionariedade.

A concepção de cointegração tem motivação em múltiplos exemplos da teoria macroeconômica observados empiricamente. Uma relação de cointegração representa um equilíbrio de longo prazo entre variáveis não estacionárias com trajetórias governadas por tendências estocásticas. A definição de equilíbrio de longo prazo neste caso significa que existe uma relação estável entre as variáveis ao longo do tempo, ou que, a combinação entre as variáveis exibe um comportamento estacionário[19]. Intuitivamente, as variáveis "caminham juntas"[20], de forma que, desvios desta trajetória comum observados no curto prazo são temporários.

Seguindo a definição formal de Engle e Granger (1987), uma variável y_t com tendência estocástica é integrada de ordem d, $y_t \sim \mathrm{I(d)}$, quando atinge a estacionariedade após ser diferenciada d vezes, sendo então integrada de ordem zero, $\mathrm{I}(0)$. Conforme destacado pelos autores, geralmente uma combinação de variáveis $\mathrm{I(d)}$ resulta na mesma ordem, no entanto é possível que haja uma combinação para um conjunto de N variáveis $Y_t \sim I(d)$ que resulte em uma variável $e_t \sim I(d-b)$ para $b > 0$. Neste caso as variáveis integrantes do conjunto Y_t são ditas cointegradas de ordem (d, b), $Y_t \sim CI(d, b)$ e existe um vetor β que determina esta combinação, tal que, $\beta' Y_t = e_t$ sendo este o vetor de cointegração. Ainda, podem existir $r \leq N - 1$ relações de equilíbrio diferentes para as variáveis Y_t, ou r vetores de cointegração linearmente independentes, de modo que β passa a ser uma matriz $(N \times r)$ com rank r, então definido como o rank de cointegração de Y_t.

O vetor de cointegração também pode incluir um termo constante β_{01}, assim um exemplo para $N = 3$ variáveis mais o termo constante $Y_t' = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, 1)'$ considerando um rank de cointegração $r = 2$, uma matriz de cointegração $\beta = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{10} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{20} \end{bmatrix}$ representa as duas relações de equilíbrio independentes para o conjunto de variáveis, na qual, os parâmetros de cada vetor de cointegração representam os pesos atribuídos a cada variável para obter este equilíbrio.

O caso mais evidenciado na literatura é o de variáveis com uma raiz unitária[21], supondo que este seja o caso para o exemplo acima, então, $Y_t \sim CI(1,1)$ de tal forma que $\beta' Y_t = e_t \sim I(0)$.

---

[19] Para esta afirmação, considera-se a existência de apenas uma raiz unitária realizada quando tratando de séries com tendência estocástica. Conforme será tratado adiante, a relação de equilíbrio poderia ser obtida para séries com tendência estocástica de maior ordem, tendo como resultado um equilíbrio não estacionário,

[20] Isto não significa que no mesmo sentido.

[21] Doravante este será o caso considerado neste trabalho, Juselius (2006) fornece um abordagem para o caso de variáveis $I(2)$.

Embora não exista a distinção entre variável explicada e explicativas devido ao conceito de cointegração, a relação pode ser normalizada conforme o interesse teórico em expressar a relação de equilíbrio referenciada em um determinada variável, desta forma a matriz de cointegração anterior normalizada para a primeira variável do sistema pode ser definida como, $\beta = \begin{bmatrix} 1 & b_{22} & b_{23} & b_{01} \\ 1 & b_{22} & b_{23} & b_{02} \end{bmatrix}$, em que, $b_{ij} = \beta_{ij}/\beta_{i1}$, com $i = 1, \dots, r$ e $j = 0, \dots, N$.

3.2.2 Modelo VCE

Conforme o teorema de representação de Granger, Engle e Granger (1987), o modelo VAR em (5) com variáveis cointegradas possui uma representação como um modelo vetorial de correção de erros (VCE). A decomposição de Beveridge-Nelson estabelece a relação formal entre o modelo VAR e, desde que $Y_t \sim CI(1,1)$, sua representação como um modelo VCE. O procedimento desenvolvido em Beveridge e Nelson (1981) consiste na decomposição de variáveis não estacionárias em componentes permanentes e transitórios. Neste caso o polinômio do modelo VAR (p) em (5), poderia ser re-expresso conforme (16).

$$A(L) = A(1)L + \Gamma(L)(1 - L) \qquad (16)$$

E a representação VCE definida conforme (17).

$$[A(1)L + \Gamma(L)(1 - L)]Y_t = c + \varepsilon_t \ (17)$$

Comparando (17) com (15) fica claro que, a utilização do VAR em primeiras diferenças para o caso de variáveis cointegradas omite uma parte relevante ($A(1)L$) do processo gerador dos dados. Voltando à decomposição de Beveridge-Nelson, $A(1)LY_t = A(1)Y_{t-1}$, representa os componentes permanentes, ou a dinâmica de longo de Y_t, definindo $-\Phi(1) = \alpha\beta'$ e $\Gamma(0) = I$, obtém-se a especificação comumente utilizada para o modelo VCE conforme (18).

$$\Delta Y_t = c + \alpha\beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (18)$$

Nesta representação, Y_t segue a definição do modelo VAR em (4) sendo p a ordem de defasagens deste modelo e c $(N \times N)$ o vetor de constantes. As matrizes Γ_i's $(N \times N)$ composta pelos coeficientes de curto prazo. Os elementos de $\alpha\beta'$ contém a informação referente a

dinâmica de longo prazo, sendo que, α é uma matriz $(N \times r)$ dos coeficientes de ajustamento, em que r é o rank de cointegração, e por simplificação, supondo a ausência de constante no vetor de cointegração, β', tem dimensão $(r \times N)$, de tal forma que a matriz $\alpha\beta'$ tem dimensão $(N \times N)$.

A estimação do conjunto de parâmetros $(c, \alpha, \beta, \Gamma_i\text{'s}, \Sigma_\varepsilon)$ do modelo usualmente segue metodologia de Johansen (1988, 1990) baseada na definição do rank de cointegração e na estimação multiequacional por verossimilhança. Uma das características da metodologia de Johansen é a necessidade de normalização da matriz de cointegração para a estimação dos parâmetros, sendo esta baseada na representação triangular de Phillips (1991). O resultado é que, os parâmetros estimados para as relações de cointegração constituem a seguinte matriz de cointegração: $\hat{\beta}' = [I \quad \hat{B}]$ em que I é uma matriz identidade $(r \times r)$ e B a matriz $(r \times (N - r))$.[22]

Uma vez estimados os parâmetros a análise dos resultados do modelo VCE pode ser realizada por meio das funções de resposta ao impulso e decomposição de variância do erro de previsão, o que envolve uma transformação do modelo que será tratada na próxima seção. Porém, (α, β) exibe informações referentes à dinâmica de longo prazo dos modelos cuja interpretação está no centro de interesse deste trabalho.

3.2.3 Impulso resposta nos modelos VCE

Conforme exposto anteriormente, o modelo VCE trata-se de um representação do modelo VAR(p) para o caso de cointegração entre as variáveis endógenas não estacionárias. A análise pelas funções de resposta ao impulso nos modelos VCE(p-1) é realizada por meio de sua transformação no formato VAR(p). Isto pode ser alcançado, desenvolvendo o modelo. Redefinindo o polinômio e abrindo os vetores em primeiras diferenças, conforme (19).

$$Y_t - Y_{t-1} = c + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \left(Y_{t-i} - Y_{t-i-1}\right) + \varepsilon_t \qquad (19)$$

Em seguida, rearranjando conforme as expressões de (20) a (24)

[22] Este procedimento não é equivalente a imposição de restrições de identificação tratando-se apenas de um escalonamento dos parâmetros do vetor de cointegração constituintes do sistema de equações.

$$Y_t = c + Y_{t-1} + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \, L^i Y_t - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \, L^{i+1} Y_t + \varepsilon_t \qquad (20)$$

$$Y_t = c + Y_{t-1} + \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 Y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p-1} \Gamma_i \, L^i Y_t - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \, L^{i+1} Y_t + \varepsilon_t \qquad (21)$$

$$Y_t = c + (I + \Pi + \Gamma_1) Y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p-1} \Gamma_i \, L^i Y_t - \sum_{i=2}^{p} \Gamma_{i-1} \, L^i Y_t + \varepsilon_t \qquad (22)$$

$$Y_t = c + (I + \Pi + \Gamma_1) Y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p-1} \Gamma_i \, L^i Y_t - \sum_{i=2}^{p-1} \Gamma_{i-1} \, L^i Y_t - \Gamma_{p-1} L^p Y_t + \varepsilon_t \qquad (23)$$

$$Y_t = c + (I + \Pi + \Gamma_1) Y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p-1} (\Gamma_i - \Gamma_{i-1}) \, L^i Y_t - \Gamma_{p-1} L^p Y_t + \varepsilon_t \qquad (24)$$

Obtêm-se a representação VAR em nível para o modelo VCE, conforme a equação (25), na qual pode ser observada a equivalência com o modelo VAR retomado em (5).

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^{p} \Phi_i L^i \, Y_t + \varepsilon_t \qquad (25)$$

Em que, $A_1 \equiv \Phi_1 = (I + \Pi + \Gamma_1)$, $A_i \equiv \Phi_i = (\Gamma_i - \Gamma_{i-1})$ para $i = 2, \dots, (p-1)$ e $A_p \equiv \Phi_p = -\Gamma_{p-1}$. Porém, neste caso, como as variáveis são não estacionárias o polinômio $\Phi(L) = \left(I - \sum_{i=1}^{p} \Phi_i L^i\right)$ não é invertível, assim para obter a representação de Wold, seria necessário extrair a raiz unitária, o que pode ser realizado aplicando-se o operador de diferenças.

No entanto, conforme Lütkepohl (2004), embora para processos cointegrados esta representação VMM via inversão do polinômio $\Phi(L)$ não seja possível em teoria, em termos práticos a representação VMM pode ser obtida para a transformação VAR dos modelos VCE e VCE Estrutural.[23] Neste caso a representação VMM para variáveis em nível não estacionárias, tem por consequência, a não dissipação do choque para a função de resposta ao impulso ponto a ponto e o comportamento explosivo de resposta ao impulso acumulada quando $t \to \infty$. Isto ocorre, pois os choques têm efeito permanente em variáveis não estacionárias. Como o modelo VCE incorpora tanto a dinâmica de curto prazo dos modelo VAR quanto a dinâmica de longo prazo definida pela relação de cointegração, impulsos respostas associadas a este modelo consideram assim o efeito dos choques em ambos os casos.

[23] Este ponto foi é interessantemente notado durante o trabalho quando por vezes o algoritmo implementado nas rotinas de Pfaff (2008) utilizadas para estimação dos modelos SVCE não atinge a condição de não singularidade para a inversão de $\Phi(L)$ durante a obtenção das funções de resposta ao impulso, o que exige uma nova tentativa.

Assim, como discutido para o modelo VAR, o modelo VCE definido em (18) também trata-se de uma forma reduzida para um modelo VCE estrutural, assim a identificação da resposta ao impulso para os choques do modelo estrutural segue o mesmo esquema discutido para os modelos VAR, e portanto, implica da mesma forma na necessidade de imposição de pelo menos $\frac{N(N-1)}{2}$ restrições ao número de incógnitas. Definindo $\left(I - \sum_{i=1}^{p} \Phi_i L^i\right)^{-1} = \left(I + \sum_{i=1}^{\infty} \Upsilon_i L^i\right)$, as funções de resposta ao impulso ponto a ponto e a resposta ao impulso acumulada (C)[24], nas quais $\Theta_0 = I$, definidas respectivamente por (26) e (27).

$$\frac{\partial Y_{t+s}}{\partial u_t} = \Upsilon_s B_0^{-1} \quad (26)$$

$$C = \sum_{s=0}^{T} \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial u_t} = \sum_{s=0}^{T} \Upsilon_s B_0^{-1} \qquad (27)$$

Restrições recursivas ou não recursivas baseadas na teoria econômica, aplicadas à B_0^{-1}, implicam na denominação recorrente na literatura de que estes casos tratam-se de modelos VCE estruturais (SVCE). Contudo, na denominação empregada neste trabalho, os modelos SVCE são aqueles baseados na extração de informações das relações de longo prazo para a imposição de restrições nas funções de resposta ao impulso, conforme introduzido por King et al. (1991).

3.2.4 Interpretação dos coeficientes dos parâmetros da dinâmica de longo prazo

Na definição do modelo VCE em (18) denominou-se os parâmetros constituintes da matriz α como coeficientes de ajustamento, o que tem sentido no fato de que estes são os responsáveis pela estrutura de um modelo de correção de erros que define um modelo VCE. Os ajustamentos definidos por estes coeficientes, tendo em vista a natureza dos variáveis constituintes do modelo VCE ocorre com relação aos desvios das relações de equilíbrio de longo prazo. Sendo, $\beta' Y_{t-1}$ definindo as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, quando ocorre desvios nesta dinâmica de longo prazo os parâmetros α determinam a velocidade do ajustamento na dinâmica de curto prazo das variáveis, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, para o de retorno ao equilíbrio.

---

[24] A matriz C é equivalente à matriz F definida para os modelos VAR, representando ambas a resposta ao impulso acumulada para os ortogonais. Contudo são diferentes com relação ao PGD utilizado para a obtenção dos resultados, uma o modelo VAR a outra o modelo VCE.

Quando uma determinada variável y_{it} não responde aos desvios do equilíbrio de longo prazo, representada pelo vetor de cointegração β_j, de modo que, $\alpha_{ij} = 0$, então a variável é dita fracamente exógena. Este é um caso de interesse, pois a exogeneidade fraca de uma variável significa que choques que afetam a dinâmica de longo prazo, não geram efeito sobre esta. Os sinais destes coeficientes coerentes com a teoria economia subjacente às relações de equilíbrio de longo prazo, contribuem para verificar a adequação do modelo VCE ajustado para a análise de interesse.

Voltando-se para o vetor de cointegração, as condições para sua interpretação são discutidas em Johansen (2005) segundo o qual, tratando-se de um modelo que define uma relação de equilíbrio entre as variáveis na qual não há divisão entre endógenas e exógenas, não é possível a realização do experimento contrafactual que parte da variação em uma variável exógena, tudo o mais constante, para a interpretação do parâmetro estimado como o efeito desta variação para a variável endógena, conforme utilizado para interpretação do modelo de regressão linear. No caso do vetor de cointegração, a interpretação dos parâmetros deve advir do experimento contrafactual que implique no resultado, de longo prazo, de uma mudança no valor corrente das variáveis.

Seguindo Johansen (2005), com as variáveis incluídas em logaritmos no sistema, o experimento que garante a interpretação dos parâmetros como elasticidades de longo prazo, em termo da variável normalizada ocorre de forma direta se apenas um vetor de cointegração é definido para o conjunto de variáveis. Havendo mais de um vetor de cointegração o experimento é mais complexo e tratando-se de uma modelo de equações simultâneas deve ser realizado a partir de uma combinação dos parâmetros de ambas as equações. No entanto, a representação triangular utilizada na metodologia de Johansen (1988) para identificação dos parâmetros do vetor de cointegração, garante que o experimento contrafactual da variação pretendida para a relação de longo prazo, possa ser realizado de também de forma direta.

Isto ocorre pois, as variáveis referentes aos coeficientes normalizados para unidade no sistema, e que apresentam coeficiente nulo nas demais relações de cointegração conforme a representação triangular, são utilizadas como instrumento para a mudança nos valores correntes das variáveis em cada vetor de cointegração, fazendo com que esta variação tenha a contrapartida somente nas variáveis normalizadas para unidade, o que permite a interpretação direta dos parâmetros como elasticidades de longo prazo, sempre que as variáveis são representadas em logaritmos.

Além disso, como corretamente argumentado em Billmeier e Bonato (2002), estas elasticidade só apresentarão resultados coerentes em termos da teoria econômica, quando as

variáveis com parâmetros não restritos nos vetores de cointegração são representativas de um modelo estrutural subjacente à análise.

Assim, a correta especificação dos modelos e o ordenamento adequado das variáveis no sistema são fundamentais perante o objetivo interpretar os parâmetros do vetor de cointegração. Complementarmente, Juscelius (2006) argumenta que a imposição de restrições adequadas baseadas em testes estatísticos, como a determinação do rank de cointegração e restrições sobre os parâmetros do termo de correção de erros, contribui para a obtenção de resultados estatisticamente significantes e a atribuição de significado econômico às elasticidades obtidas por meio do vetor de cointegração normalizado. Sendo esta uma parte importante no processo de ajuste dos modelos VCE, que conforme a autora consiste na ligação entre a teoria e a evidência empírica por meio de um desenho de experimentos, e para o qual uma inspeção inicial dos resultados empíricos em um primeiro estágio da análise pode sugerir como modificar a estrutura ou o modelo econômico utilizado, tomando-se a precaução de não forçar uma "exuberante realidade em roupas muito pequenas", de maneira que os resultados sejam aqueles obtidos a partir da observação passiva.

3.3 Modelos VCE Estrutural

A partir do valor inicial Y_0^*, a trajetória conjunta de variáveis não estacionárias cointegradas é determinada pelos choques não ortogonais, ε_t, ao longo do tempo. Conforme Beveridge e Nelson (1981) estes podem ser decompostos entre os choques com efeito permanente e os choques com efeito transitório, assim a trajetória de Y_t pode ser representada conforme (28).

$$Y_t = \Xi \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i + \sum_{j=1}^{\infty} \Xi_j^* \varepsilon_{t-j} + Y_0^* \quad (28)$$

Em que, a matriz Ξ_j^* que pondera os choques acumulados, ε_{t-j}, tem por característica a somabilidade absoluta, isto significa que $\Xi_j^* \to 0$, de tal forma que estes representam os choques transitórios que não tem efeito sobre Y_t no longo prazo. Os valores iniciais não tem efeito sobre as variáveis quando $t \to \infty$. Logo, ε_i representa os choques com efeito permanente e a matriz Ξ, denominada matriz de longo prazo, captura o efeito acumulado dos choques permanentes ao longo do tempo.

Conforme a definição de Stock e Watson (1988) a cointegração entre as variáveis implica em uma combinação entre as tendências estocásticas associadas a cada variável do modelo, definindo-se assim uma tendência estocástica comum. A ideia dos modelos SVCE introduzido em King et. al. (1991) parte da representação de (28) obtida para os choques ortogonais, u_t, que definindo-se, $\varepsilon_{\mathrm{t}} = \Theta_0^{-1} u_{\mathrm{t}}$, é representada em (29).

$$Y_t = \Xi \sum_{i=1}^{t} \Theta_0^{-1} u_i + \sum_{j=1}^{\infty} \Theta_0^{-1} u_j + Y_0^* \qquad (29)$$

Nesta, a matriz de longo prazo é agora definida por: $\Xi \Theta_0^{-1}$.

Uma vez que os choques u_t com efeito permanente são por definição as tendências estocásticas de cada variável, a cointegração entre as variáveis suposta inicialmente, implica segundo a definição de Stock e Watson (1988), que as tendências estocásticas que são comuns entre as variáveis, resultam em um equilíbrio estacionário, ou em uma relação de cointegração. Neste caso, os choques associados a esta tendência estocástica não terão efeito no longo prazo. Assim, cada tendência estocástica comum entre as variáveis, ou, cada relação de cointegração, implica em uma coluna de zeros na matriz de longo prazo.

A ligação entre esta argumentação teórica e a implementação empírica que dá origem aos modelos SVCE está no fato de que a matriz de longo prazo, $\Xi \Theta_0^{-1}$, que captura o efeito acumulado dos choques ortogonais, é equivalente a matriz C, conforme a representação em (27) da resposta ao impulso acumulada para os modelos VCE, e também na equivalência entre Θ_0^{-1} e B_0^{-1}, ambas utilizadas para obter interpretações referentes aos choques ortogonais u_t.

Então, a questão se direciona para a identificação dos choques estruturais. Conforme discutido anteriormente para os modelos VAR e VCE, pela condição de ordem para a identificação dos choques estruturais, é necessária a imposição de $\frac{N(N-1)}{2}$ restrições em Θ_0^{-1}. A vantagem do modelo SVCE assim, consiste na utilização da informação subjacente à existência de r relações de cointegração para a obtenção de $r(N-r)$ restrições de identificação.

Estas restrições são obtidas, pois conforme discutido anteriormente, as relações de cointegração existentes para o conjunto de variáveis, implicam que r choques não tenham efeito no longo prazo, o que equivale a dizer que a matriz dos efeitos de longo prazo, $\Xi \Theta_0^{-1}$ possui r colunas nulas. Como esta matriz tem rank reduzido $(N-r)$, então cada coluna de zeros constitui em $r(N-r)$ restrições independentes. A partir destas, restam $\frac{N(N-1)}{2} - r(N-r)$ restrições para a exata identificação do sistema, que devem ser impostas em Θ_0^{-1} ou adicionalmente na matriz de longo prazo, da mesma forma que a utilização de restrições de

longo e curto prazo em conjunto discutida para a identificação dos modelos VAR. Contudo estas restrições devem ser impostas de tal forma a identificar tanto os choques com efeito no longo prazo, quanto os choques que tem efeito apenas transitório, sem efeito acumulado no longo prazo.

Lütkepohl (2005) discute este ponto que pode ser melhor visualizado redefinindo a matriz de longo prazo para os choques conforme a equação (30).

$$\Xi\Theta_0^{-1} = [P \quad T], \text{ (30)}$$

Nesta, $P \neq 0$ com dimensão $(N \times s)$ representa as colunas referentes aos choques com efeito permanente sobre Y_t e $T = 0$ com dimensão $(N \times r)$ representa os choques com efeito transitório, em que $s = (N - r)$. Supondo-se que as $\frac{N(N-1)}{2} - r(N - r)$ fossem impostas na matriz de curto prazo, contudo todas elas nas s primeiras colunas de Θ_0^{-1}, apenas os choques com efeito permanente seriam identificados. Assim, a condição de ordem no caso dos modelos SVCE é modificada, de tal forma que, $\frac{(N-r)(N-r-1)}{2}$ ou $\frac{s(s-1)}{2}$ restrições devem ser impostas na matriz P e $\frac{r(r-1)}{2}$ devem ser impostas na matriz T. Novamente, assim como discutido no caso dos modelos VAR, as condições de ordem são necessárias porám não suficientes, pois estas devem ser tal que, a condição de *rank* também seja satisfeita. Gonzalo e Ng (2001) discute a questão para a identificação dos modelos SVCE.

Contudo, conforme argumentado por estes autores, um esquema recursivo para a exata identificação deste dos choques, consiste na aplicação da decomposição de Choleski para as duas submatrizes, P e T, o que implica que a matriz Θ_0^{-1} seja fatorizada Choleski em bloco. Este procedimento adotado neste trabalho, que necessita de um ordenamento recursivo baseado na teoria econômica para resultar em um identificação estrutural, pode ser visualizada na seção 5, em que são ilustradas as matrizes Θ_0^{-1} utilizadas neste trabalho para a estimação dos modelos SVCE.

Por fim, conforme argumentado em Juselius (2006), a matriz de longo definindo o efeito acumulado dos choques não ortogonais, fornece informações sobre o efeito geral das tendências estocásticas comuns sobre o sistema de variáveis. Esta pode ser obtida a partir das estimativas do modelo VCE, conforme a expressão em (31).

$$\Xi = \beta_\perp\left[\alpha'_\perp\left(I - \sum_{i=1}^{p-1}\Gamma_i\right)\beta_\perp\right]^{-1}\alpha'_\perp \text{ (31)}$$

Em que, $\beta_{\perp}$é o complemento ortogonal da matriz β, da mesma forma para α [25], de modo que, a matriz de longo prazo pode ser obtida a partir das estimativas dos parâmetros VCE. Uma vez que os elementos desta matriz representam os efeitos acumulados dos choques não ortogonalizados não é possível realizar uma interpretação estrutural destas estimativas. Portanto, estas são obtidas apenas para verificar se o efeito das tendências estocásticas, oriundas da equação da taxa de câmbio, possuem uma magnitude e sinais indicativos de um efeito de repasse cambial.

3.4 Identificação dos resultados de repasse cambial

Os resultados de repasse cambial podem ser identificados por meio das funções de resposta ao impulso obtidas para os modelos VCE e SVCE. Utilizando este instrumental para os modelos VAR em primeiras diferenças, Belaisch (2003) fornece um caminho para recuperar as estimativas de repasse cambial por meio da função de resposta ao impulso acumulada que é utilizado em diversos trabalhos. Por este, definido em Faruquee (2006) como um procedimento de normalização, o grau de repasse cambial é identificado como a razão entre a resposta acumulada dos preços ao choque simulado na taxa de câmbio e a resposta acumulada do câmbio ao seu próprio choque. Conforme as definições para a função de resposta ao impulso nos modelos VAR, que neste caso, inclui variáveis tratadas como estacionárias, o grau de repasse cambial seria definido como:

$$RepasseVAR = \frac{\sum_{s=0}^{T} \frac{\partial \Delta p_{t+s}}{\partial u_{c,t}}}{\sum_{s=0}^{T} \frac{\partial \Delta Cambio_{t+s}}{\partial u_{c,t}}} = \frac{\sum_{s=0}^{T} \varphi_{p,c}(s)}{\sum_{s=0}^{T} \varphi_{c,c}(s)} \quad (32)$$

Em que, $\varphi_{i,j}(s)$ é um dos elementos do polinômio definido em (12) como Ψ_s. Tratando-se de variáveis estacionárias, ou de fato, transformadas em estacionárias, por isso descritas em primeiras diferenças por Δp e $\Delta câmbio$, os parâmetros constituintes deste polinômio são tais que $\varphi_{i,j}(s) \to 0$, quando $s \to \infty$. E consequentemente, a resposta ao impulso ponto a ponto

[25] O complemento ortogonal da matriz A $(m \times n)$ com rank coluna pleno, denotado por $A_{\perp}$, é uma matriz com rank $\big(m \times (m-n)\big)$ coluna pleno, tal que $A'A_{\perp} = 0$. Sendo que o complemento ortogonal de uma matriz quadrada não singular é zero e o complemento ortogonal de uma matriz nula é a matriz identidade, I, de dimensão adequada.

dada por $\varphi_{i,j}(s)$ converge para zero, e a resposta ao impulso acumulada, converge para um valor de equilíbrio.

Todavia, este método não é diretamente aplicável a este trabalho, pois conforme argumentado na seção metodológica, tendo em vista que as variáveis do modelo VAR são não estacionárias, a resposta das variáveis ao choque simulado obtida ponto a ponto não se dissipa ao longo dos períodos, com isso a resposta ao impulso acumulada que é a soma dos efeitos ponto a ponto apresentará uma trajetória explosiva, bem como a estimativa do repasse cambial.

Porém[26] é possível observar a convergência na magnitude dos choques nas funções de resposta ao impulso ponto a ponto para a taxa de câmbio. Assim, baseando-se na definição de repasse cambial como "a variação acumulada nos preços dada a variação acumulada na taxa de câmbio" este trabalho propõe uma regra para o cálculo do repasse cambial de longo prazo, baseado em Belaisch (2003) para o caso de variáveis não estacionárias. Para isto, o repasse cambial acumulado é obtido, como no caso dos modelos VAR estacionário, pela razão entre a resposta ao impulso acumulada dos preços e a resposta ao impulso acumulada na taxa de câmbio. Contudo não sendo esta convergente quando $t \longrightarrow \infty$, é considerado como longo prazo o período em que, a função de resposta ao impulso ponto a ponto obtida para a taxa de câmbio se estabiliza em magnitude. Sendo este período, destacado nas tabelas A2 a A5 da resposta ao impulso ponto a ponto incluídas no apêndice.

A ideia para esta proposição é de que existem duas forças atuando para a trajetória explosiva das funções de resposta ao impulso acumuladas, e consequentemente no cálculo do repasse cambial, a tendência estocástica que faz com que o efeito dos choques não se dissipem e a variação da taxa de câmbio. Sendo a variação da taxa de câmbio uma variável estacionária a estabilização da função de resposta ao impulso ponto a ponto indica o período em que o impacto do choque cambial torna-se constante, governado apenas pela tendência estocástica, o que significaria um efeito nulo da variação. Quando isto acontece no caso das variáveis estacionárias constituintes do modelo VAR em Belaisch (2003) a função de resposta ao impulso acumulada se estabiliza bem como o repasse cambial calculado definindo-se assim o longo prazo.

Então, sistematizando a regra aqui proposta, o repasse cambial para as variáveis não estacionárias é calculado utilizando a normalização proposta em Belaisch (2003), seguindo a fórmula em (32), como a resposta ao impulso acumulada dos índices de preços dividida pela

[26] Isto é visualizado nos gráficos A1 a A4 das funções de reposta ao impulso ponto a ponto para a taxa de câmbio incluídos no apêndice deste trabalho.

resposta ao impulso acumulada da taxa de câmbio. E o longo prazo para o repasse cambial, que se observado com $s \rightarrow \infty$ será explosivo, é definido pela estabilização do efeito da variação da taxa de câmbio. Em termo práticos, o longo prazo é definido como o período em que a resposta ponto a ponto da taxa de câmbio, após o choque associado à sua equação estrutural, atinge o valor máximo, considerando para esta definição o valor numérico com duas casas decimais.

Complementarmente, os vetores de cointegração estimados conforme a metodologia de Johansen (1988, 1990), sendo apresentados normalizados de acordo com a representação triangular de Phillips (1991) permite a obtenção de resultados complementares. Neste caso, o repasse cambial é identificado a partir do parâmetro da taxa de câmbio do vetor de cointegração normalizado para as variáveis de preços. Isto é possível conforme a argumentação da subseção 3.2.4, pela qual são necessárias as seguintes condições:

- a escolha correta das variáveis e do ordenamento destas no sistema, de tal forma que, havendo mais de uma vetor de cointegração, a normalização com relação aos índices de preços (conforme a representação triangular de Phillips) permita isolar o efeito de um choque de longo prazo nas variáveis do sistema de equações constituído pelos vetores que represente o repasse cambial identificado para cada um dos índices de preços normalizados, sendo assim, um condição necessária é a de que o rank de cointegração seja igual ao número de variáveis de preços que se deseja obter os resultados;
- a definição do rank de cointegração e estimação dos vetores, de tal forma que, as variáveis para as quais são obtidas estimativas tenham a contrapartida em um modelo estrutural.
- a inclusão das variáveis no modelo transformadas em logaritmos.

Uma vez atendidas este parâmetro pode ser interpretado com a elasticidade de longo prazo dos preços com relação à taxa de câmbio. Sendo esta, exatamente a definição de repasse cambial apresentada na seção 2.1.

4 Dados

A base de dados deste trabalho é constituída por índices de preços com a base 100 padronizada para a média de 2006. A frequência é trimestral abrangendo o período de 1999 a 2013. As variáveis incluídas as especificações estimada, seguidas pelo dados equivalentes e pelas respectivas fontes é definida a seguir.

- $P_{t,Imp}$: índice de preços das importações brasileiras / FUNCEX.
- $P_{t,Exp}$: índice de preços das exportações brasileiras / FUNCEX.
- $P_{t,Atac}$: índice de preços domésticos no atacado / IPA-FGV.
- $P_{t,Cons}$: índice de preços ao consumidor - IPCA / IBGE.
- $E_{t,US\$/R\$}$: taxa de câmbio nominal dólares em reais, média das cotações diárias para o trimestre / BCB.
- PIB_t : valor adicionado trimestral a preços básicos para a economia brasileira, dados dessazonalizados / IBGE.
- $P_{t,Int}$: preços internacionais– índice de preços das importações dos Estados Unidos incluindo petróleo / BLS.
- $Juros_t$: taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.) / Banco Central do Brasil (transformado em juros ao trimestre).
- $Moeda_t$: base monetária M0 - média - R$ (milhões) – transformada em número índice / Banco Central do Brasil.

5 Definição das especificações

Conforme o intuito de abranger as especificações bem fundamentas em termos teóricos e obtenção dos resultados de repasse cambial de longo prazo para diferentes índices de preços, foram definidas três especificações distintas para as quais serão avaliados os resultados e que permitem ao término a comparação destes para os preços das importações, domésticos e aos consumidores.

As técnicas de identificação dos efeitos do choque cambial para os preços utilizadas neste trabalho tornam relevante o ordenamento das variáveis no sistema de equação dos modelos VCE e SVCE. O ordenamento do conjunto de variáveis apresentado nesta seção segue a estrutura utilizada para objetivo de obter estimativas do repasse cambial a partir dos parâmetros do vetor de cointegração estimados conforme a metodologia de Johansen (1988), o que implica na necessidade de normalização dos vetores com relação aos preços.

Na próxima seção, é discutido e apresentado o reordenamento necessário para a obtenção dos resultados a partir das funções de resposta ao impulso dos modelos VCE e SVCE, de tal forma que, as restrições de curto e longo prazo sejam baseadas na teoria econômica subjacente.

5.1 Especificação 1

O primeiro caso trata-se de uma modificação da especificação *benchmark* para esta análise, baseada em McCarthy (1999). A modificação ocorre com a substituição dos preços do petróleo pelos preços internacionais, no entanto, os produtos de petróleo são componentes do índice de preços utilizado para captar o efeito de choques de oferta. Esta substituição visa representar com maior fidelidade as inter-relações entre os preços da economia aberta ilustrados na figura 1. A inclusão do PIB tem por objetivo captar o efeito de choques de demanda e a taxa de câmbio nominal atende ao problema de investigação. As demais variáveis são os preços de importação, preços no atacado e preços aos consumidores, assim incluídos de modo a representar a cadeia de distribuição dos preços e de transmissão dos choques externos, para os preços internos da economia, seguindo a revisão da literatura. De tal forma que, define-se o seguinte conjunto de variáveis para o modelo 1: $Y = (P_{Cons}, P_{Atac}, P_{Imp}, P_{Int}, PIB, E)'$. variáveis do sistema.

5.2 Especificação 2

O modelo 2 consiste na mesma estrutura do modelo 1 acrescida da variável de política monetária, em Hahn (2003) esta variável é a taxa de juros de curto prazo (3meses) praticada pelo Banco Central europeu, em Ito e Sato (2006) a variável é a oferta monetária (M1). No presente caso, tanto a taxa de juros quanto a oferta monetária são testadas, resultando assim no seguinte conjuntos de variáveis: $Y = (P_{Cons}, P_{Atac}, P_{Imp}, P_{Int}, PIB, E, juros/moeda)'$. Esta especificação segue a argumentação da revisão da literatura que aborda a possibilidade tanto da autoridade monetária atuar em contrapartida a choques antecipados e não antecipados, quanto de sua postura influenciar no grau de repasse a medida que uma postura austera coíbe aumentos de preços. Levando em considerando a forte argumentação teórica para a relação entre a variável de política monetária e as demais variáveis presentes no modelo, Hahn (2003) defende sua inclusão no modelo enfatizando que do contrário incorre-se no problema de variável omitida e consequente viés dos resultados estimados. Ainda Mishikin (2008) ressalta que variações cambiais tem efeito sobre a economia como um todo de tal forma que, mesmo no caso de seu foco da política monetária se restringir à estabilização do produtos, haverá reação por parte diante dos choques antecipados e não antecipados.

5.3 Especificação 3

Por fim, na última especificação, a modificação do modelo padrão consiste na inclusão dos preços de exportação o que atende ao objetivo de incluir no mesmo modelo as inter-relações entre os preços para o agregado de uma economia aberta discutidas na introdução. Assim, as variáveis para o modelo 3, como seu ordenamento no sistema de equações são definidos da seguintes no seguinte vetor: $Y = (P_{Imp}, P_{Exp}, P_{Cons}, P_{Atac}, P_{Int}, PIB, E)'$.

6 Resultados

Os procedimentos para o ajuste dos modelos VCE envolvem a definição da ordem de defasagens, do rank de cointegração, testes de autocorrelação e teste da hipótese de normalidade nos resíduos, variáveis dummies de ponto foram incluídas em todas as especificações de modo a garantir a hipótese de normalidade, sobre a qual é baseada o procedimento de estimação, estes resultados estão descritos na tabela A1. A definição do longo prazo para os resultados do repasse cambial computados a partir das funções de resposta ao impulso segue a regra descrita na seção metodológica sendo os períodos destacado nas tabelas A2 a A4. Neste caso, tendo em vista os resultados diferentes para as metodologias VCE e SVCE, havendo duas possibilidades para o período representativo do longo prazo é escolhido o período mais longo.

6.1 Especificação 1

Nesta especificação, para a identificação do efeito dos choques estruturais a partir da estimação do modelo VCE segue-se o ordenamento das variáveis segue McCarthy (1999) argumentando-se pela estrutura recursiva existente para a relação contemporânea entre as variáveis. Neste caso o maior questionamento refere-se a restrição no efeito contemporâneo da taxa de câmbio para o PIB, contudo o teste da inversão da ordem no sistema entre estas duas variáveis, embora não apresentados no decorrer deste trabalho, não gera mudanças significativa nos resultados. Assim, o conjunto de variáveis segue a seguinte estrutura recursiva para a identificação dos parâmetros estruturais do modelo VCE: $Y = (P_{Int} \longrightarrow PIB \longrightarrow E \longrightarrow P_{Imp} \longrightarrow P_{Atac} \longrightarrow P_{Cons})'$. De tal modo a identificação segue o procedimento de Choleski o que implica em uma matriz Θ_0^{-1} triangular inferior.

No caso da metodologia dos modelos SVCE as variáveis são reordenadas seguindo um estrutura recursiva em bloco, sendo esta definida da seguinte forma: $Y = (E \longrightarrow P_{Imp} \longrightarrow P_{Atac} \longrightarrow P_{Cons};\ P_{Int} \longrightarrow PIB)'$. Conforme o ordenamento acima optou-se em restringir o efeito de longo prazo dos choques associados aos preços internacionais e dos choques associados ao PIB para as demais variáveis. As restrições para as matrizes de longo prazo e de curto prazo, conforme a técnica utilizada para a exata identificação dos modelos, são respectivamente ilustradas a seguir.

$$\Xi\Theta_0^{-1} = \begin{bmatrix} * & * & * & * & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 \end{bmatrix}, \Theta_0^{-1} = \begin{bmatrix} * & 0 & 0 & 0 & * & * \\ * & * & 0 & 0 & * & * \\ * & * & * & 0 & * & * \\ * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & 0 \\ * & * & * & * & * & * \end{bmatrix}$$

Quanto à estrutura de identificação dos choques estruturais ilustradas nestas matrizes cabe destacar duas ressalvas que são válidas para as demais especificações. A consideração quanto a quantidade de choques que tem apenas efeitos transitórios e assim exibem efeito nulo no longo prazo, é uma consideração fundamentada em termos estatísticos pelo rank de cointegração, não tendo assim, origem na teoria econômica conforme a proposição inicial de King et al. (1991). Ainda, a escolha do ordenamento das variáveis que implica na associação destas a estes choques, segue o objetivo de isentar das restrições de longo prazo as variáveis que estão no centro de interesse deste trabalho, ou seja, a taxa de câmbio e os preços. Neste caso, a validade em termos teóricos de tais restrições, bem como do ordenamento das variáveis é uma questão em aberto nesse trabalho, a ser discutida em sua provável continuação.

A tabela 4 descreve os resultados do repasse cambial ao longo do tempo, na qual conforme a regra proposta e o critério de escolha descrito no início desta seção, observa-se um horizonte de 10 períodos com representativo do longo prazo para o resultado de repasse cambial.

Tabela 4 – Repasse cambial Modelo 1 calculado a partir das funções de resposta ao impulso

	VCE			VCE Estrutural		
Período	PImp	PAtac	PCons	PImp	PAtac	PCons
1	1.029	0.210	0.019	0.985	0.253	0.022
2	1.033	0.295	0.051	1.012	0.323	0.056
3	1.010	0.351	0.081	0.996	0.375	0.086
4	0.978	0.380	0.105	0.965	0.400	0.109
5	0.949	0.388	0.120	0.935	0.407	0.124
6	0.926	0.389	0.130	0.912	0.406	0.134
7	0.911	0.393	0.137	0.897	0.408	0.141
8	0.902	0.401	0.145	0.888	0.414	0.149
9	0.896	0.412	0.154	0.882	0.423	0.157
LP	0.892	0.424	0.163	0.878	0.435	0.166

A comparação dos resultados do repasse cambial de longo prazo obtidos pelo modelo VCE com os resultados do modelo SVCE demonstra uma similaridade das estimativas,

principalmente no caso dos preços aos consumidores, ilustrando nesta especificação uma equivalência entre os métodos.

Por ambos os métodos os resultados ilustram a redução em escala do grau de repasse cambial para os preços de importação, preços no atacado e preços aos consumidores. De tal forma que, conforme obtidos respectivamente pelos modelos VCE e SVCE, estes indicam um repasse de 89% e 87% das variações cambiais para os preços de importação, de 42% e 43% para os preços do atacado, e de 16% e 18% para os preços aos consumidores.

Vertendo-se para a análise dos resultados obtidos pelos parâmetros do modelo VCE, tendo sido verificada a existência de duas relações de cointegração para este conjunto de variáveis, os vetores de cointegração normalizados permitem a obtenção das estimativas de repasse cambial para os preços aos consumidores e preços de importação. Inicialmente, tentou-se um ordenamento que resultasse em estimativas para P_{Cons} e P_{Atac}, contudo diante dos resultados não significantes do parâmetro da taxa de câmbio no vetor desta segunda variável a ordem foi reajustada, sendo os resultados ilustrado na tabela 5.

Neste sentido, as estimativas dos coeficientes de ajustamento fornecem uma explicação para os resultados de P_{Atac} nesta primeira tentativa de ajuste do modelo. Observa-se na tabela que esta variável é fracamente exógena na segunda e definitiva especificação. O que significa que ela não responde aos choques que afetam a duas relações de equilíbrio de longo prazo representadas pelos vetores de cointegração beta 1 e beta 2, dentre estes um choque cambial. Tratando-se da relação para os preços no atacado é possível argumentar que o sentido de ajustamento seria os preços domésticos se ajustando para um choque que afete os preços ao atacado. Contudo na relação de cointegração para os preços de importação um ajustamento dos preços no atacado seria coerente.

Ainda com relação ao coeficientes de ajustamento, o sinal das estimativas referentes às variáveis normalizadas, P_{Cons} e P_{Imp} apresentou-se coerente no sentido de que, diante de um desequilíbrio positivo da relação de longo prazo estas variáveis se ajustam no curto prazo direcionadas ao reestabelecimento do equilíbrio. Sendo este movimento observado no primeiro vetor de cointegração apenas para a variável P_{Imp} além do próprio P_{Cons}, de modo que as demais variáveis são fracamente exógenas para esta relação de equilíbrio. Já no vetor normalizado para P_{Imp} o movimento de ajustamento aos desvios desta relação de longo prazo é observado no PIB e na taxa de câmbio. O coeficiente para P_{Int} também ilustra sua exogeneidade fraca exógena em ambas as equações.

Tabela 5 – Coeficientes de ajustamento, vetores de cointegração e matriz de longo prazo para o Modelo 1

	PCons	PImp	PAtac	PInt	PIB	Câmbio
alpha1	-0.116	-0.305	0.000	0.000	0.000	0.000
	[-4.700]	[-4.116]	-	-	-	-
alpha2	0.000	-0.294	0.000	0.000	0.073	-1.007
	-	[-4.323]	-	-	[2.460]	[-4.917]
beta1	1.000	0.000	-0.526	0.000	-0.596	-0.13
			[-5.468]	-	[-2.282]	[-2.158]
beta2	0.000	1.000	-0.226	-1.000	0.000	0.304
			[-14.253]	0		[9.962]

	1	2	3	4	5	6
PCons	0.431	-0.455	0.336	0.464	0.499	**0.173**
PImp	-4.919	2.194	1.864	-0.971	2.477	**-0.351**
PAtac	-1.035	-0.283	1.809	0.512	0.448	**0.141**
PInt	-2.830	1.362	0.883	-0.306	1.460	-0.192
PIB	-0.358	0.306	-0.143	-0.332	1.110	-0.015
Cambio	5.173	-2.982	-0.678	2.783	-3.610	0.614

Teste LR para as restrições nos parâmetros : P-valor = 0.342433
Estatísticas t entre colchetes

Já nos resultados do vetor de cointegração não há nenhuma estimativa incoerente do ponto de vista teórico, estes indicam uma relação positiva dos preços no atacado para com os preços aos consumidores e preços de importação, um efeito nulo dos preços de internacionais para os preços aos consumidores e uma relação unitária deste último com os preços de importação indicativa de que estes últimos são determinados no mercado externo.

As elasticidades referentes ao PIB são coerentes sendo positiva tratando-se dos preços aos consumidores. Poderia se argumentar que o mesmo resultado seria esperado em termos dos preços de importação. Porém não chega a ser incoerente o PIB não exibir relação de longo prazo com os preços de importação tendo em vista a evidência de que estes são determinados no mercado externo. Finalmente pelas elasticidades dos preços com relação à taxa de câmbio, identifica-se um repasse cambial de 70% para os preços de importação e de 13% para os preços aos consumidores.

Reafirmando a argumentação da seção metodológica, a matriz de longo prazo para este modelo apresentada na parte inferior da tabela de resultados fornece apenas um panorama geral dos efeitos das tendências estocásticas comuns para as variáveis constituintes do sistema, não podendo ser atribuído a estes resultados um significado estrutural. Os rótulos numéricos atribuídos na parte superior destacam este ponto, relacionando estes choques com cada equação do sistema e não com uma variável especifica.

Ainda assim, tendo em vista o objetivo de recuperar os efeitos dos choques cambias para os preços o interesse recai sobre a última coluna, a partir da qual é possível identificar o efeito dos choques não ortogonais oriundos da equação da taxa de câmbio para os índices de preços. Ainda assim, os resultados em destaque na parte superior à direita desta matriz indicam efeitos coerentes do ponto de vista do repasse cambial obtidos pela interpretação dos vetores de cointegração. Sob a suposição de não correlação entre os choques das diferentes equações, o que implicaria em uma matriz de variância-covariância diagonal para esta forma reduzida do modelo VCE, seria possível definir um repasse de 17% das variações cambiais para os preços ao consumidor, um repasse de 65% dos choques cambiais para os preços de importação, e ainda um repasse de 14% dos choques cambiais para os preços do atacado. Porém, esta diferença da magnitude, não ilustrando a redução em escala esperada em termos teórico e evidenciada nos resultados dos modelos VCE e SVCE é um indicativo da não ortogonalidade destes choques.

6.2 Especificação 2

Nas especificações que incluem a variável de política monetária esta foi incluída no final do sistema, o que segue Hahn (2003) que testando diversos ordenamentos argumenta para esta possibilidade que, em consonância com Mishikin (2008), deriva do fato de que a política monetária reagindo aos diversos choques da economia implica que a variável monetária, tenha relação contemporânea com as demais variáveis. Para estas especificações, tanto no caso da utilização da taxa de juros quanto no caso da utilização da oferta monetária, os resultados dos testes de cointegração apresentados na tabela A1, indicam a existência de três relações de longo prazo para o conjunto de variáveis.

A primeira especificação, definida como “2a” inclui a taxa de juros, adicionada a especificação do modelo 1 seguindo assim o respectivo ordenamento para a identificação recursiva dos choques ortogonais no modelo VCE: $Y = (P_{Int} \longrightarrow PIB \longrightarrow E \longrightarrow P_{Imp} \longrightarrow P_{Atac} \longrightarrow P_{Cons} \longrightarrow juros)'$.

Tendo sido verificada a existência de três relações de cointegração entre as variáveis, seguindo a argumentação da subseção anterior, as variáveis seguem o seguinte ordenamento recursivo em bloco no caso do modelo SVCE: $Y = (E \longrightarrow P_{Cons} \longrightarrow P_{Atac} \longrightarrow P_{Imp}; P_{Int} \longrightarrow PIB \longrightarrow juros)$. Assim, as seguintes matrizes de longo e curto prazo ilustram as restrições para identificação dos choques estruturais nos modelos SVCE para as especificações que incluem a variável de política monetária.

$$\Xi\Theta_0^{-1} = \begin{bmatrix} * & * & * & * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \Theta_0^{-1} = \begin{bmatrix} * & 0 & 0 & 0 & * & * & * \\ * & * & 0 & 0 & * & * & * \\ * & * & * & 0 & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & 0 & 0 \\ * & * & * & * & * & * & 0 \\ * & * & * & * & * & * & * \end{bmatrix}$$

A tabela 6 apresenta os resultados para a especificação 2a, para qual verificou-se o horizonte de 13 trimestres como representativo do longo prazo conforme a regra utilizada.

Tabela 6 – Repasse cambial Modelo 2a

Período	VCE			VCE Estrutural		
	Pimp	Pdom	Pcons	Pimp	Pdom	Pcons
1	1.028	0.180	0.027	0.604	-0.402	-0.014
2	1.024	0.262	0.062	0.681	-0.206	0.014
3	0.978	0.301	0.094	0.733	-0.094	0.028
4	0.920	0.296	0.115	0.718	-0.021	0.042
5	0.876	0.274	0.124	0.699	0.028	0.058
6	0.847	0.261	0.127	0.677	0.065	0.074
7	0.832	0.261	0.131	0.660	0.095	0.090
8	0.821	0.271	0.139	0.650	0.123	0.103
9	0.811	0.284	0.149	0.645	0.151	0.115
10	0.803	0.298	0.160	0.642	0.177	0.127
11	0.798	0.311	0.170	0.641	0.201	0.139
12	0.795	0.324	0.180	0.641	0.224	0.151
Longo Prazo	0.795	0.337	0.189	0.643	0.244	0.161

Ao contrário dos resultados da especificação anterior, ainda que sem considerar intervalos de confiança que serão discutidos na próxima seção, para esta especificação os resultados apresentaram-se diferentes entre as metodologias VCE e SVCE, especialmente no

caso dos preços no atacado e preços de importação, conforme as metodologias VCE e SVCE respectivamente, o repasse cambial de longo prazo foi estimado de 77% e 64% para os preços de importação, de 33% e 24% para os preços no atacado e de 18% e 16% para os preços domésticos.

Destaca-se nos resultados do modelo SVCE para os preços no atacado um repasse cambial negativo até o quarto trimestre quando esta estimativa passa a apresentar resultado positivo, contudo este efeito é causado pelo efeito negativo do choque no câmbio nos dois primeiros períodos, trajetória esta que inflexiona-se já no terceiro período conforme o resultado apresentado na tabela A3 do apêndice.

Seguindo para os resultados ilustrados na tabela 7 para a análise dos parâmetros do modelo VCE, nesta especificação os coeficientes de ajustamento apresentaram-se significantes e como o sinal esperado para as variáveis normalizadas. A variável P_{Cons} é fracamente exógena com relação as demais relações de longo prazo. Assim como no modelo anterior, P_{Int}, também é fracamente exógeno com relação às três relações de equilíbrio. Cabe destacar também com relação ao modelo anterior, a mudança com relação aos coeficientes dos preços no atacado, significantes nas demais equações, o que é mais facilmente justificado do que o caso anterior, tendo em vista a relação de interpelação destes preços para com os demais. A taxa de juros não é fracamente exógena apenas na equação de P_{atac}, resultado coerente com o parâmetro da taxa de juros nos vetores de cointegração que apresentou-se estatisticamente significante apenas na relação de longo prazo normalizada para os preços no atacado, na qual observa-se um efeito coerentemente negativo dos juros no longo prazo.

No caso das relações de longo prazo, uma única estimativa com valor incongruente é encontrada na relação negativa dos preços internacionais para os preços no atacado, a evidência de que os preços de importação são formados no mercado externo é novamente atestada pelo parâmetro dos preços internacionais nesta equação. Ademais o PIB tem efeito positivo para os preços no longo prazo. As estimativas de repasse cambial obtidas neste caso para os preços aos consumidores, preços no atacado e preços de importação são coerente com a análise da transmissão dos choques cambiais ao longo da cadeia de distribuição, ilustrando um repasse para estes respectivos índices de preços de 43%, 47% e 73% da variação acumulada na taxa de câmbio. Cabendo observar o repasse cambial de elevada magnitude para os preços aos consumidores em comparação com o obtido no modelo anterior.

Tabela 7 – Coeficientes de ajustamento, vetores de cointegração e matriz de longo prazo para o Modelo 2.a

	PCons	PAtac	PImp	PInt	PIB	Câmbio	Juros
alpha 1	-0.136	-0.209	-0.465	0.000	0.000	-0.835	0.000
	[-5.157]	[-2.422]	[-5.447]	-	-	[-3.360]	-
alpha 2	0.000	-0.133	0.224	0.000	-0.030	0.000	-0.504
	-	[-3.398]	[5.304]	-	[-1.662]	-	[-2.578]
alpha3	0.000	0.000	-0.337	0.000	0.061	-1.052	0.000
	-	-	[-5.165]	-	[2.427]	[-6.430]	-
beta 1	1	0	0	0.000	-1.967	-0.433	0.000
					[-49.991]	[-14.115]	
beta 2	0	1	0	0.476	-2.584	-0.478	0.204
				[2.314]	[-12.522]	[-7.180]	[4.209]
beta 3	0	0	1	-1.000	-0.548	0.265	0.000
					[-10.362]	[6.420]	

	1	2	3	4	5	6	7
PCons	0.213	0.148	-0.323	0.078	0.078	**0.108**	-0.188
PAtac	0.226	0.112	-0.315	-0.157	0.163	**0.110**	-0.180
PImp	0.186	0.057	-0.165	0.422	-0.095	**0.047**	-0.083
PInt	0.057	0.015	-0.053	0.485	-0.010	0.016	-0.027
PIB	0.148	0.075	-0.177	-0.009	-0.021	0.056	-0.098
Câmbio	-0.181	0.000	0.057	0.221	0.277	-0.002	0.009
Juros	0.216	0.369	-0.444	0.040	-0.393	0.120	-0.272

Teste LR para as restrições nos parâmetros : P-valor = 0.96503
Estatísticas t entre chaves

A matriz de longo prazo ilustra um coerente efeito negativo dos choques na equação da taxa de juros para as variáveis do modelo com exceção da taxa de câmbio, porém neste caso o efeito dos choques na equação da taxa de juros é próximo de zero. Observa-se uma relação positiva reduzida dos choques não ortogonais na equação da taxa de câmbio, para os preços aos consumidores, preço no atacado e preços de importação.

Na especificação 2.b, o conjunto de variáveis se diferencia apenas pela substituição da variável monetária testando-se se a inclusão da oferta monetária ao invés da taxa de juros gera mudanças significativas no modelo. Portanto, tanto o ordenamento das variáveis quando as restrições para identificação dos choques estruturais permanecem as mesmas.

Sendo assim, a tabela 8 apresenta os resultados do repasse cambial de longo prazo, nesta observa-se a distinção dos resultados com relação aos da especificação 2a. Nesta observa-se que, tanto em magnitude quanto no sentido de que as metodologias VCE e SVCE apresentam resultados semelhantes, a especificação 2b apresenta resultados similares aos da especificação 1 que não inclui variável de política monetária. Esta evidência pode ilustrar o fato de que a oferta monetária não é a variável monetária relevante para a relação entre câmbio e preços para a economia brasileira no agregado, não respondendo aos choques cambiais. Este resultado também é verificado em Ito e Sato (2006) para os países asiáticos com maior austeridade monetária.

Tabela 8 – Repasse cambial de longo prazo Modelo 2b

Período	VCE			VCE Estrutural		
	PImp	PAtac	PCons	PImp	PAtac	PCons
1	1.029	0.210	0.019	0.985	0.253	0.022
2	1.033	0.295	0.051	1.012	0.323	0.056
3	1.010	0.351	0.081	0.996	0.375	0.086
4	0.978	0.380	0.105	0.965	0.400	0.109
5	0.949	0.388	0.120	0.935	0.407	0.124
6	0.926	0.389	0.130	0.912	0.406	0.134
7	0.911	0.393	0.137	0.897	0.408	0.141
LP	0.902	0.401	0.145	0.888	0.414	0.149

Tratando-se da análise dos parâmetros estimados para o modelo VCE apresentados na tabela 9, os coeficientes de ajustamento seguem um padrão similar ao do modelo anterior tratando-se das variáveis $P_{Cons}, P_{Atac}, P_{Imp}$. A diferença maior ocorre com relação aos preços internacionais que deixa de ser fracamente exógeno para relação de longo prazo dos preços no atacado, esta evidência é significante apenas ao nível de 10% conforme a estatística t. O coeficiente relativo a esta variável para a relação de longo prazo dos preços de importação apresentou um valor próximo de significante também a 10%. Cabe destacar que, durante o processo de ajuste destes modelos a imposição de restrições de nulidade foi rejeitada conforme o teste da razão de verossimilhança, tornando o modelo sobreidentificado, assim estes coeficientes não foram restrito pois conforme Juselius (2006) a sobreidentificação do modelo

compromete seus resultados. Os coeficientes de ajustamento da variável de oferte monetária implicam na exogeneidade fraca desta nas relações de longo prazo dos preços aos consumidores e dos preços de importação. Por fim PIB e câmbio são fracamente exógenos para a relação de equilíbrio dos preços aos consumidores e preços no atacado respectivamente.

Tabela 9 – Coeficientes de ajustamento, vetores de cointegração e matriz de longo prazo para o Modelo 2.b

	PCons	PAtac	PImp	PInt	PIB	Câmbio	Moeda
alpha 1	-0.210	-0.385	-0.469	0.000	0.000	-0.621	0.000
	[-5.382]	[-3.910]	[-4.827]	-	-	[-1.897]	-
alpha 2	0.000	-0.218	0.162	-0.120	-0.036	0.000	0.000
	-	[-4.722]	[2.221]	[-1.714]	[-1.390]	-	-
alpha3	0.000	0.000	-0.229	0.135	0.070	-0.954	0.204
	-	-	[-2.370]	[1.611]	[2.393]	[-5.286]	[2.087]
beta 1	1	0	0	0.000	-0.374	-0.302	-0.379
	-	-	-	-	[-1.607]	[-13.322]	[-6.731]
beta 2	0	1	0	0.303	-1.214	-0.329	-0.394
	-	-	-	[1.647]	[-2.192]	[-4.563]	[-2.910]
beta 3	0	0	1	-1.000	-0.563	0.242	0.000
	-	-	-	-	[-9.248]	[4.763]	-

	1	2	3	4	5	6	7
PCons	-0.753	-0.773	-0.283	0.550	1.582	0.946	3.112
PAtac	-0.917	-0.932	-0.392	0.498	2.227	1.183	3.890
PImp	-1.457	-1.667	-0.422	1.504	3.201	1.842	5.878
PInt	-1.536	-1.689	-0.407	1.598	3.092	1.871	5.993
PIB	-0.691	-0.742	-0.258	0.470	1.773	0.888	2.863
Câmbio	-1.934	-1.818	-0.536	1.484	3.673	2.182	7.135
Moeda	0.236	0.141	-0.065	-0.193	-0.501	-0.118	-0.295

Teste LR para as restrições nos parâmetros : P-valor = 0.32232
Estatísticas t entre chaves

Analisando os vetores de cointegração, os resultados obtidos para os parâmetros dos preços internacionais e do PIB nos vetores normalizados com relação aos preços de importação, no atacado e das importações é semelhante aos da especificação anterior em sinal e com relação às restrições, variando porém em magnitude. O mesmo não se pode auferir com relação a moeda que apresentou resultado distinto ao da taxa de juros, como efeito positivo para os preços ao consumidor. Todos os parâmetros do vetor de cointegração nesta especificação apresentaram resultado coerente em termos teóricos. As estimativas de repasse cambial neste caso foram de 30%, 32% e 65% para os preços aos consumidores, no atacado e domésticos respectivamente, apresentando um menor grau de repasse cambial em relação a especificação que inclui juros como variável de política monetária. Os resultados da matriz de longo prazo ilustram um efeito positivo dos choques da equação da oferta monetária para os preços, coerente com o esperado em termos teóricos.

Por fim, no geral as especificações incluindo diferentes variáveis de política monetária apresentam resultam diferentes principalmente com relação ao grau de repasse cambial, demonstrando que esta escolha influência nos resultados.

6.3 Especificação 3

Finalmente a última especificação inclui os preços de exportação no sistema, tendo por objetivo representar as variáveis definidas como endógenas na figura 1. Neste caso, para a identificação dos choques ortogonais do modelo VCE a variável de preços de exportação foi ordenada de modo a receber influência contemporânea das demais variáveis, com exceção dos preços aos consumidores, sendo tal escolha baseada na argumentação desenvolvida na introdução e inerente à figura 1. Assim, para a obtenção dos resultados pelas funções de resposta ao impulso dos modelos VCE, utilizando pra identificação dos choques estruturais o procedimento de Choleski, o seguinte ordenamento foi definido para as variáveis: $Y = \left(P_{Int} \longrightarrow PIB \longrightarrow E \longrightarrow P_{Imp} \longrightarrow P_{Atac} \longrightarrow P_{Exp} \longrightarrow P_{Cons}\right)$.

Já no caso dos modelos VCE, tendo em vista que os testes de cointegração indicaram a existência de três relações de longo prazo entre as variáveis, a divisão dos choques entre os que têm efeito permanente e os choques com efeito transitório implicam na inclusão de uma das variáveis de preços dentre as variáveis com choques associados sem efeito para as demais variáveis no longo prazo. Não sendo possível isolar desta restrição todas as variáveis de preços para as quais se deseja obter resultados de repasse cambial, assim como realizado na especificações anteriores, optou-se de forma *ad hoc* pela inclusão da variável de preços aos

consumidores dentre as variáveis cujos choques possuem apenas efeitos transitórios para as demais. Assim, o seguinte ordenamento recursivo em bloco foi definido para a obtenção dos resultados de repasse cambial por meio da metodologia SVCE: $Y = \left(E \longrightarrow P_{Imp} \longrightarrow P_{Atac} \longrightarrow P_{Exp}; P_{Int} \longrightarrow PIB \longrightarrow P_{Cons}\right)$.

Como nesta especificação, tanto o número de variáveis quanto a quantidade de relações de cointegração são os mesmos dos modelos com inclusão da variável de política monetária, as restrições de curto e longo prazo são as mesmas das ilustradas nas respectivas matrizes para a especificação 2a.

Tabela 10 – Repasse cambial Modelo 3

	VCE				VCE Estrutural			
Período	PImp	PAtac	PExp	PCons	PImp	PAtac	PExp	PCons
1	1.046	0.236	0.974	0.020	1.074	0.308	1.094	0.048
2	1.064	0.332	0.959	0.059	1.107	0.380	1.056	0.080
3	1.055	0.392	0.928	0.091	1.086	0.421	1.013	0.106
4	1.013	0.422	0.876	0.115	1.035	0.436	0.945	0.127
5	0.977	0.423	0.819	0.130	0.990	0.423	0.867	0.137
6	0.951	0.414	0.777	0.136	0.956	0.403	0.811	0.140
7	0.935	0.406	0.751	0.139	0.932	0.389	0.771	0.141
LP	0.918	0.406	0.728	0.143	0.909	0.383	0.738	0.143

A tabela 10 apresentam os resultados que demonstram-se semelhantes aos das especificações 1 e 2b, a despeito da inclusão dos preços de exportação na estrutura de análise. Neste caso os resultados de longo prazo obtidos para o horizonte de 8 trimestres ilustram por ambas as metodologias um repasse de 91% e 90% das variações cambiais para os preços de importação, de 54 e 48% para os preços no atacado e de 21% e 26 % para os preços aos consumidores. Destacando o repasse de 69% e 73% para os preços de exportação em reais, que comparativamente com os resultados para os preços de importação indicariam uma deterioração dos termos de troca no caso de uma depreciação da moeda doméstica, resultado evidenciado em Faruquee (2004) para os países da área do Euro.

Partindo para a análise dos parâmetros estimados do modelo VCE, o conjunto de variáveis incluí quatro variáveis para as quais seriam coerentes a obtenção de estimativas de repasse cambial, porém isto não foi possível coerentemente com os testes estatísticos para definição do rank de cointegração. Assim tendo sido verificada a existência de três vetores cointegrantes, as variáveis são reordenadas no sistema levando-se em consideração de do ponto

de vista estrutural P_{Atac} seria uma melhor "variável explicativa" das demais variáveis normalizadas). $Y = (P_{Imp}, P_{Exp}, P_{Cons}, P_{Atac}, P_{Int}, PIB, E)'$

Há que se ressaltar que a despeito desta suposição, este foi o modelo de mais difícil ajuste e conforme a tabela 11 com a maior quantidade de resultados incongruentes.

Tabela 11 - Coeficientes de ajustamento, vetores de cointegração e matriz de longo prazo para o Modelo 3

	PExp	PImp	PCons	PAtac	PInt	PIB	Câmbio
alpha 1	-0.478	0.000	-0.099	0.000	0.000	0.000	0.930
	[-4.138]	-	[-3.806]	-	-	-	[4.125]
alpha 2	0.000	-0.328	-0.046	0.000	0.000	0.000	-0.550
	-	[-4.924]	[-1.533]	-	-	-	[-2.369]
alpha3	0.303	0.000	0.011	0.000	0.595	0.000	-1.314
	[1.730]	-	[0.226]	-	[5.889]	-	[-3.622]
beta 1	1	0	0	-0.229	0.000	-1.659	0.322
	-	-	-	[-1.832]	-	[-4.866]	[3.671]
beta 2	0	1	0	-0.630	0.000	0.000	0.406
	-	-	-	[-36.575]	-	-	[9.873]
beta 3	0	0	1	-0.135	-1.083	-0.563	-0.336
	-	-	-	[-1.650]	[-8.293]	[-2.633]	[-5.295]
	1	2	3	4	5	6	7
PExp	3.190	-2.629	3.199	10.324	1.184	1.040	1.299
PImp	-3.603	2.986	-3.165	-10.490	-1.451	-0.983	-1.515
PCons	3.540	-2.930	3.212	9.814	1.400	0.678	1.477
PAtac	-4.201	3.487	-3.566	-11.960	-1.724	-1.197	-1.779
PInt	1.518	-1.263	1.217	3.453	0.641	0.130	0.651
PIB	2.962	-2.445	2.862	9.293	1.127	0.902	1.217
Câmbio	2.359	-1.948	2.266	7.288	0.901	0.565	0.971

Teste LR para as restrições nos parâmetros : P-valor = 0.794312
Estatísticas t entre chaves

Estes resultados incongruentes podem ser observados no coeficiente de ajustamento de P_{Cons} em sua relação de longo prazo. Até então os coeficientes de ajustamento das variáveis de preços normalizadas nas demais especificações haviam apresentado sinal coerente e

significância estatística o que não observa-se neste caso. Novamente focando nos resultados incongruentes, P_{Atac} é fracamente exógena em ambas as relações de longo prazo, o mesmo observado quando esta não foi normalizada na especificação 1 que incluiu apenas duas relações de cointegração. A variável P_{Int} manteve a relação de exogeneidade fraca com relação a equação de longo prazo normalizada para P_{Imp}, contudo apresentou um coeficiente de ajustamento significativo na relação de longo prazo de P_{Cons}, o que não tem explicação intuitiva. A variável do PIB também exibiu exogeneidade fraca com relação às três relações de longo prazo, sendo que apenas o câmbio apresentou coeficiente significativos para as três relações de longo prazo.

Com relação aos vetores de cointegração os parâmetros estimados exibem uma relação positiva dos preços domésticos para com os preços normalizados, e relações positivas entre PIB e os preços de exportação e aos consumidores, o parâmetro não significante dos preços internacionais no vetor normalizado para os preços domésticos seria ilustrativa da determinação destes preços no mercado domésticos, o que em termos de repasse cambial significaria um repasse completo. Já o coeficiente nulo dos preços internacionais no vetor normalizado para os preços de importação, refletiria que este preços também seriam determinados no mercado doméstico, uma hipótese pouco plausível, diante dos resultados apresentados até então, tanto para este coeficiente que nas especificações analisadas pela relação de cointegração apresentou valor unitário, quanto para os resultados de repasse cambial que sendo válida a hipótese de precificação das importações no mercado doméstico, teriam por consequência um repasse cambial nulo.

Finalmente, as estimativas para a taxa de câmbio apresentaram resultados significativos que ilustram um repasse cambial de 68%, 60% e 33% para os preços de exportação, de importação e aos consumidores, respectivamente. Já a matriz de longo prazo para este modelo exibiu resultados de difícil interpretação e com sinais contrários do ponto de vista do repasse cambial tratando-se dos preços no atacado e de exportação.

7 Conclusões

A tabela 12 apresenta os resultados de repasse cambial em termos percentuais de acordo com os intervalos de confiança das estimativas.[27] Analisando a tabela verticalmente, apenas para a especificação 2b pelo intervalo do repasse cambial para os preços aos consumidores e preços no atacado é possível rejeitar a hipótese de que os resultados obtidos pelas metodologias VCE e SVCE são equivalentes. A mesma conclusão se estende na comparação das três metodologias, com exceção dos resultados do repasse cambial para os preços aos consumidores obtidos pela interpretação do vetor de cointegração que ilustram um grau de repasse cambial para estes preços significantemente maior do que o obtido por meio da funções de resposta ao impulso.

Tabela 12 – Intervalos para as estimativas do repasse cambial de longo prazo

Metodologia	Preços	Especificações			
		1	2a	2b	3
IR - VCE	PCons	14% - 16%	16% - 19%	12% - 15%	11% - 16%
	PAtac	42% - 44%	46% - 50%	40% - 44%	34% - 38%
	PImp	39% - 100%	30% - 100%	52% - 100%	18% - 100%
	PExp	-	-	-	0% - 97%
IR - SVCE	PCons	16% - 18%	18% - 24%	14% -14%	12% - 14%
	PAtac	43% - 44%	46% - 56%	46% - 56%	38% - 46%
	PImp	8% - 100%	0% - 100%	0% - 100%	0% - 100%
	PExp	-	-		0% - 99%
Vetor Coint.	PCons	1% a 26%	37% - 49%	25% - 34%	20% - 46%
	PAtac	-	34% - 61%	18% - 47%	-
	PImp	63% - 75%	65% - 81%	65% - 85%	51% - 67%
	PExp	-	-	-	50% - 85%

[27] No caso dos modelos VCE e SVCE os intervalos do repasse cambial são calculados a partir dos limites das funções de resposta ao impulso acumulada estimados por *bootstrap* para o intervalo de confiança de 95% conforme as rotinas de Pfaff (2008), estes limites estão apresentados nas tabelas A6 a A9 do apêndice. No caso dos parâmetros do vetor de cointegração, calculados a partir do erro padrão das estimativas e tabela *t-student* para amostra de tamanho N=60, para o mesmo intervalo de confiança de 95%.

Ao analisar a tabela horizontalmente é possível constatar que as diferentes especificações apresentam diferentes resultados. O que não implica em diferenças muito relevantes em termos do efeito de longo prazo dos choques cambias para os preços aos consumidores e preços no atacado tratando-se das metodologias VCE e SVCE. Contudo comparando com os demais resultados revisados para a economia brasileira, o efeito de longo prazo dos choques cambiais para os preços no atacado situa-se em torno de 40% a 50%, abaixo do patamar estimado em Albuquerque e Portugal (2005) e Belaisch (2003) porém acima do estimado em Nogueira, Mori e Marçal (2012). No caso dos preços aos consumidores, os resultados das metodologias VCE e SVCE ilustram um patamar de 15% para a transmissão dos choques cambiais no longo prazo para este índice de preços, acima dos resultados descritos para o período mais recente em Albuquerque e Portugal (2005) e das evidências de Nogueira, Mori e Marçal (2012) e Nogueira Júnior (2010).

Já o repasse cambial para os preços aos consumidores obtidos por meio do vetor de cointegração apresentam no geral uma maior magnitude em comparação com os mesmos resultados obtidos pelas funções de resposta ao impulso dos modelos VCE e SVCE, Masten (2004) estabelece a mesma evidência ao comparar seus resultados obtidos pela interpretação do vetor de cointegração com os demais resultados presentes na literatura.

Tratando-se do repasse cambial para os preços das importações no agregado, tanto pelas metodologias VCE e SVCE, a partir dos resultados com intervalo de confiança, não é possível rejeitar a hipótese de repasse cambial completo para os preços de importação, contudo no caso da metodologia SVCE não rejeita-se também a hipótese de repasse cambial nulo nas especificações 2a, 2b e 3. O mesmo ocorre por ambas metodologias no caso do repasse cambial para os preços de exportação, ainda que marginalmente para a hipótese de repasse cambial completo.

Estas evidências atendem ao objetivo deste trabalho de contrastar as estimativas do repasse cambial de longo prazo obtidas por diferentes métodos coerentes com a representação do equilíbrio de longo prazo entre as variáveis não estacionárias e para diferentes especificações empíricas. Sendo possível constatar que no geral os métodos apresentaram resultados próximos, divergindo porém, dos resultados presentes na literatura para a economia brasileira.

Por fim, cabe ressaltar alguns pontos a serem desenvolvidos na aplicação das metodologias, dentre os quais o fato de que os modelos seguindo as metodologias SVCE foram ajustados com critérios puramente empíricos, sendo necessária uma investigação mais acurada no sentido da teoria adjacente aos choques com efeito transitório e choques com efeito permanente associados aos conjuntos de variáveis utilizados. Também que, o método de

identificação do longo prazo para os resultados das funções de resposta ao impulso dos modelos VCE e SVCE, embora tenha apresentado resultados coerentes comparados aos do vetor de cointegração e não divergentes dentre as especificações, necessita de uma fundamentação mais acurada. Da mesma forma para a análise por meio da interpretação dos vetores de cointegração, que apresentando resultados divergentes quando comparando os métodos e especificações, sugere a não robustez destes, e a dificuldade de sua utilização para a investigação do efeito dos choques cambiais para os preços da economia no agregado.

Referências

Albuquerque, C. R.; Portugal, M. S. Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980 - 2002 period. **Revista de economía.** Montevideo, vol., n. 1, p. 17-73, 2005.

Bachmann, A. **Exchange rate pass-through to various price indices: empirical estimation using vector error correction models.** Discution paper, Universitaet Bern, may, 2012.

Bailliu, J.; Fujii, E. **Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation.** *Bank of Canada. Seminar series*, dec. 2003.

Belaisch, A. **Exchange rate pass-through in Brazil.** International Monetary Fund. Working paper n. 3/141, july 2003.

Beveridge, S.; Nelson, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the `business cycle'. **Journal of Monetary Economics,** Elsevier, v. 7, n.2, p. 151-174, 1981.

Bhattacharya, P.; Karayalcin, C. A.; Thomakos, D. D. Exchange rate pass-through and relative prices: An industry-level empirical investigation. **Journal of International Money and Finance**, Elsevier, v. 27, n. 7, p.1135-1160, nov. 2008.

Billmeier, A.; L. Bonato. Exchange rate pass-through and monetary policy in Croatia. **Journal of Comparative Economics**, vol. 32 n. 3, p.426–444. 2004.

Blanchard, O. J.; Quah, D. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. **American Economic Review**, Pittisburgh, v. 79, n.4, p. 655-73, sept. 1989.

Campa, J. M., Goldberg, L. S. Exchange rate pass-through to import prices. **The review of economics and statistics**. Cambridge, v. 87, n. 4, p. 679-690, nov. 2005.

Campa, J. M., Goldberg, L. S. **Pass-through of exchange rates to consumption prices: what has changed and why.** Staff Reports 261, Federal Reserve Bank of New York. 2006.

Campa, J. M., Goldberg, L. S. The Sensitivity of the CPI to Exchange Rates: Distribution Margins, Imported Inputs, and Trade Exposure. **The Review of Economics and Statistics**. MIT Press, vol. 92, n.2, p. 392-407, may 2010.

Campa, J. M., Goldberg, L. S., González-Mínguez, J.M. **Exchange rate pass-through to import prices in the euro area.** Federal Reserve Bank of New York. Staff Reports n. 219, set. 2005.

Devereux, M. B. **Monetary Policy, Exchange rate flexibility and exchange rate pass-through.** Bank of Canada, in: Revisiting the case for flexible exchange rates, Bank of Canada 2001.

Devereux, M. B.; Yetman, J. **Price setting and Exchange rate pass-through: theory and evidence.** Bank of Canada. 2002.

Dornbusch, R. Exchange Rates and Prices. **American Economic Review**. Pittsburgh, v. 77, n.1, p. 93-106, mar. 1987.

Durlauf, S. N.; Blume, L. E. (Ed.) **Macroeconometrics and time series analysis.** The New Palgrave Economics Collection, 2010.

Enders, W. **Applied econometric time series.** 3th ed. John Wiley & Sons, 2010.

Engle, R. F.; Granger, C. W. J. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica,** Econometric Society, vol. 55 n.2, p. 251-76, mar. 1987.

Faruqee, H. **Exchange rate pass-through in the euro area: The role of asymmetric pricing behavior.** IMF Working Papers No. 04/14, International Monetary Fund. 2004.

Feenstra, R. C. Symmetric pass through of tarifs and exchange rates under imperfect competition. **Journal of international economics.** North-Holland, vol.27, p. 25-45, 1989.

Fernández-Villaverde, J.; Juan F. Rubio-Ramírez, J.R., Sargent, T, J.; Watson,M. W. ABCs (and Ds) of Understanding VARs. **American Economic Review.** Pittsburgh, v. 97, n.3, p. 1021-1026, june 2007.

Froot , K. A.; Klemperer, P. D. Exchange rate pass-through when market share matters. **The American economic review.** Pittsburgh, v.79, n.4, p. 637-654, sept. 2001.

Gagnon, J. E.; Ihrig, J. **Monetary policy and exchange rate pass-through.** Board of governors of the federal reserve system. International finance discussion papers n. 704, july 2001.

Goldberg, P.; Knetter, M. Goods prices and exchange rates: what have we learned? **Journal of Economic Literature**, Pittsburgh, vol. 35, n. 3, p. 1243-1272, 1997.

Goldfajn, I.; Werlang, S. R. C. **The pass-through from depreciation to inflation: a panel study.** Departamento de economia PUC-Rio. Texto para discussão n. 423, abr. 2000.

Gonzalo, J.; Ng, S. A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks. **Journal of Economic Dynamics and Control,** Elsevier, v. 25, n.10, p. 1527-1546, oct. 2001.

Guillén, O. T. C.; Vasconcelos Araújo, C. H. V. **O Mecanismo De Transmissão Da Taxa De Câmbio Para Índices De Preços: Uma Análise Vecm Para O Brasil.**
Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC. 2005.

Hahn, E. **Pass-through of external shocks to euro area inflation.** Working Paper Series No. 243, European Central Bank. 2003.

James D. Hamilton, J. D. **Time series analysis.** Princeton University Press, Princeton, 1994.

Hooper, P., Mann, C. L. Exchange rates pass-through in the 1980s: the case of U.S. imports of manufactures. **Brookings Papers on economic Activity.** Washington D.C., vol. 20, n.1, p.297-337, 1989.

Ihrig, J. E.; Marazzi, M.; Rothenberg, A. D. **Exchange-rate rass-through in the G-7 countries.** Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance. Discussion Papers n. 851, jan. 2006.

Ito, T.;Sato, K. **Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: VAR Analysis of the Exchange Rate Pass-Through.** Discussion papers 06018, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI). 2006.

Johansen, S. Juselius, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford bulletin of economics and statistics,** vol. 52, p.169-209, 1990.

Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, vol.12, p. 231-254, june-sept. 1988.

Johansen, S. Interpretation of cointegrating coefficients in the cointegrated vector autoregressive model. **Oxford Bulletin of Economics & Statistics,** vol. 67, n. 1, p. 93-104, feb. 2005.

Juselius, K. **The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications.** Oxford University Press, 2006.

King, R. G.; Plosser, C. I.; Stock, J. H. e Watson, M. W. Stochastic Trends and Economic Fluctuations. **American Economic Review.** Pittsburgh, vol. 81, n.4, p. 819-40, sept. 1991.

Knetter, M.M. Price discrimination by U.S. and German Exporters. **American Economic Review**. Pittsburgh, v.79, n.1, p.198-210, mar. 1989.

Krugman, P. Pricing to market when the exchange rate changes. NBER Working paper n. 1926, 1986.

Lütkepohl, H. **New Introduction to multiple time series analysis.** Springer-Verlag. Berlin, 2005.

Lütkepohl, H. **Structural Vector Autoregressive Analysis for Cointegrated Variables** European University Institute. Department of Economics. Working Paper n. 2, 2005.

Lütkepohl, H.; Krätzig, M. **Applied time series econometrics.** Cambridge University Press, Cambridge, 2004.

McCarthy, J. **Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies.** Federal Reserve Bank of New York, Staff Report, n. 111, mar. 1999.

Martin, V. L. ; Hurn, A. S.; Harris. D. **Econometric Modelling with Time Series: specification, estimation and testing.** Cambridge University Press, Cambridge, 2012.

Masten, I. **Identification of exchange rate pass-through effect in cointegrated VAR: an application to new EU member countries.** Faculty of Economics Working Paper N. 161, University of Ljubljana. 2004.

Mishkin, F. S. **Exchange Rate Pass-Through And Monetary Policy.**
NBER Working Papers n. 13889, National Bureau of Economic Research, 2008.

Nogueira Júnior, R. P. 2010. Inflation Environment and Lower Exchange Rate Pass-Through in Brazil: Is There a Relationship? **Revista Brasileira de Economia.** Rio de janeiro, vol. 64, n.1, p. 49-56, mar. 2010.

Nogueira, V. A., Mori, R. Marçal, E. F. **Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do pass-through através de modelos de vetores autoregressivos estruturais com correção de erros.** Anais do XL Encontro nacional de economia – ANPEC. 2012.

Pfaff, B. VAR, SVAR and SVEC models: implementation with R packages vars. **Journal of statistical software**, v. 27, n. 4, july 2008.

Phillips, C.B. P. Optimal inference in cointegrated systems. Econometrica, Econometric Society, v. 59, n.2, p. 283-306, mar. 1991.

Phillips, C.B. P. **Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VAR's.** Cowles Foundation Discussion Papers 1102, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University. 1998.

Sims, C. A. 1980. Macroeconomics and Reality. **Econometrica,** Econometric Society, v. 48, n.1, p. 1-48, jan. 1980.

Stock, J.; Watson, M. Testing for common trends, **Journal of the American statistical association,** v.83, p.1097 – 1107, dec. 1988.

Taylor, J.B. Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. **European economic review.** n. 44, p. 1389-1408, 2000.

Yang, J. Exchange rate pass-through in US manufacturing industries. **The review of economics and statistics.** N.79 p. 95-105, 1997.

Apêndice

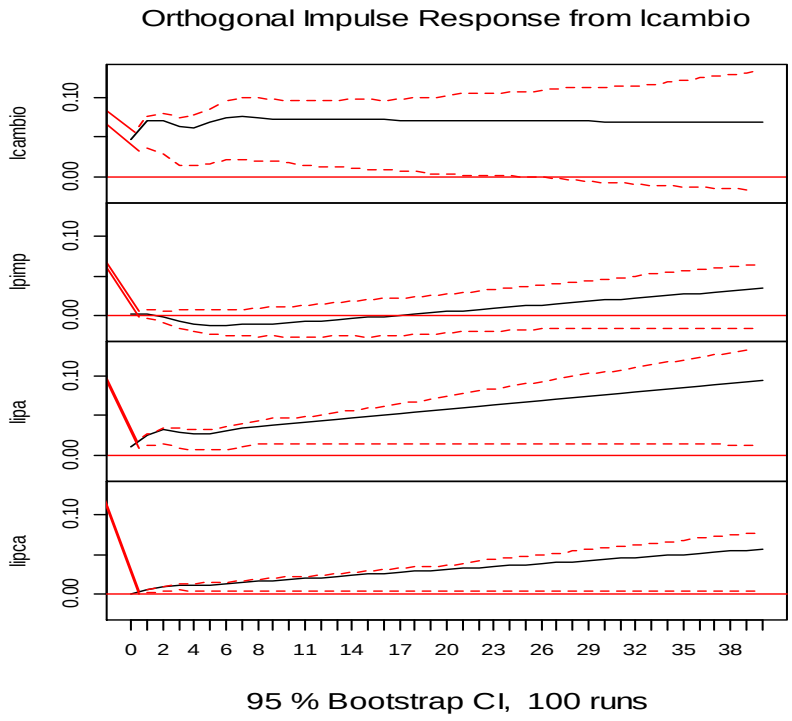
Tabela A1 – Procedimentos de ajuste dos modelos

Especificações	Defasagens	Testes Cointegração		Normalidade	Autocorrelação
	VEC	Traço	Max-Aut.	Dornik-Hansen	LM
1	2	2	3	p-valor 0.205	p-valor 0.713
2.a	2	3	4	p-valor 0.351	p-valor 0.876
2.b	2	2	3	p-valor 0.929	p-valor 0.517
3	3	3	3	p-valor 0.929	p-valor 0.206

Tabela A2 – IR Modelo VCE e VCE Estrutural Epecificação 1

	VCE				VCE Estrutural			
Período	Câmbio	PImp	PAtac	PCons	Câmbio	PImp	PAtac	PCons
1	0.046	0.001	0.010	0.001	0.043	-0.001	0.011	0.001
2	0.071	0.003	0.025	0.005	0.071	0.002	0.026	0.005
3	0.071	-0.002	0.032	0.009	0.075	-0.002	0.034	0.010
4	0.063	-0.007	0.029	0.011	0.068	-0.008	0.032	0.012
5	0.062	-0.010	0.026	0.011	0.067	-0.012	0.029	0.012
6	0.068	-0.012	0.027	0.012	0.072	-0.014	0.029	0.013
7	0.074	-0.012	0.030	0.013	0.078	-0.014	0.032	0.014
8	0.076	-0.012	0.034	0.015	0.081	-0.013	0.036	0.016
9	0.074	-0.011	0.037	0.016	0.080	-0.013	0.039	0.017
10	0.073	-0.010	0.038	0.017	0.078	-0.012	0.041	0.019
11	0.072	-0.009	0.040	0.019	0.077	-0.011	0.043	0.020
12	0.072	-0.008	0.041	0.020	0.077	-0.009	0.044	0.021
13	0.073	-0.006	0.043	0.021	0.078	-0.008	0.047	0.023
14	0.072	-0.005	0.045	0.022	0.077	-0.006	0.049	0.024
15	0.072	-0.003	0.047	0.024	0.077	-0.005	0.051	0.026
16	0.072	-0.002	0.049	0.025	0.077	-0.003	0.053	0.027
17	0.071	-0.001	0.051	0.026	0.076	-0.002	0.055	0.028
18	0.071	0.001	0.053	0.027	0.076	0.000	0.057	0.030
19	0.071	0.002	0.054	0.029	0.076	0.002	0.059	0.031
20	0.071	0.004	0.056	0.030	0.076	0.003	0.061	0.032
21	0.071	0.005	0.058	0.031	0.076	0.005	0.063	0.034
22	0.071	0.006	0.060	0.032	0.076	0.006	0.064	0.035
23	0.071	0.008	0.061	0.034	0.076	0.008	0.066	0.036
24	0.070	0.009	0.063	0.035	0.075	0.009	0.068	0.038
25	0.070	0.011	0.065	0.036	0.075	0.011	0.070	0.039
26	0.070	0.012	0.067	0.037	0.075	0.012	0.072	0.041
27	0.070	0.014	0.069	0.039	0.075	0.014	0.074	0.042
28	0.070	0.015	0.071	0.040	0.075	0.016	0.076	0.043
29	0.070	0.017	0.072	0.041	0.075	0.017	0.078	0.045
30	0.070	0.018	0.074	0.042	0.074	0.019	0.080	0.046
31	0.069	0.020	0.076	0.044	0.074	0.020	0.082	0.047
32	0.069	0.021	0.078	0.045	0.074	0.022	0.084	0.049
33	0.069	0.022	0.080	0.046	0.074	0.024	0.086	0.050
34	0.069	0.024	0.082	0.048	0.074	0.025	0.088	0.052
35	0.069	0.025	0.083	0.049	0.074	0.027	0.090	0.053
36	0.069	0.027	0.085	0.050	0.074	0.028	0.092	0.054
37	0.069	0.028	0.087	0.051	0.073	0.030	0.094	0.056
38	0.068	0.030	0.089	0.053	0.073	0.032	0.096	0.057
39	0.068	0.031	0.091	0.054	0.073	0.033	0.098	0.059
40	0.068	0.033	0.093	0.055	0.073	0.035	0.100	0.060

Figura A1.1 – IR e IRA do Modelo VCE Especificação 1



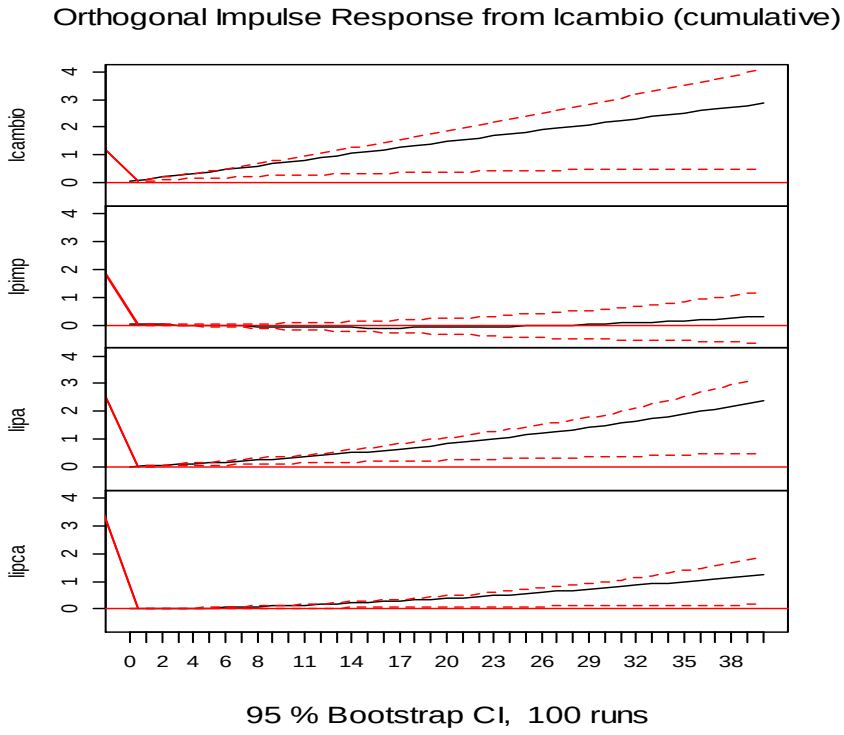
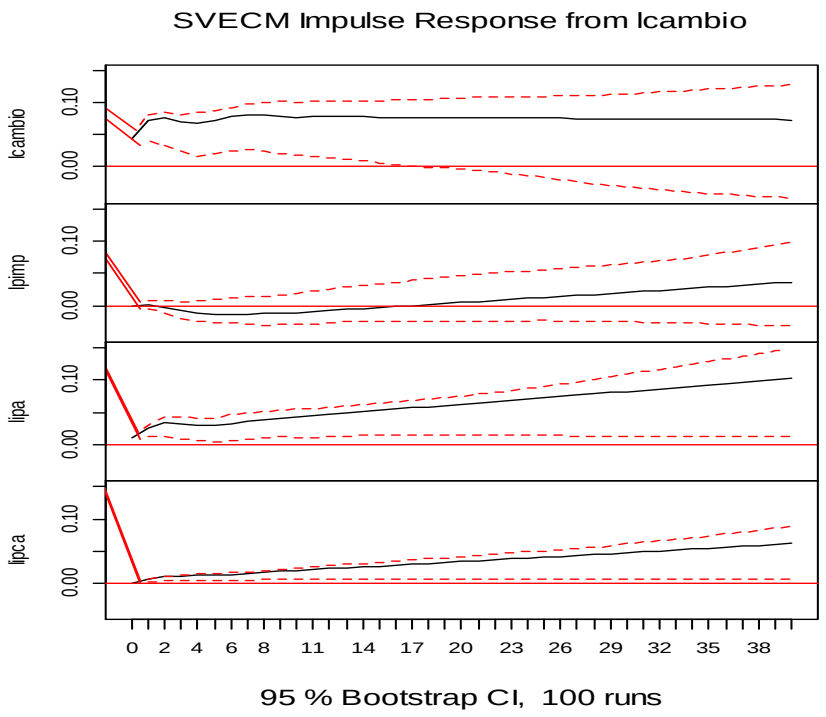


Figura A1.2 – IR e IRA Modelo VCE Estrutural Especificação 1



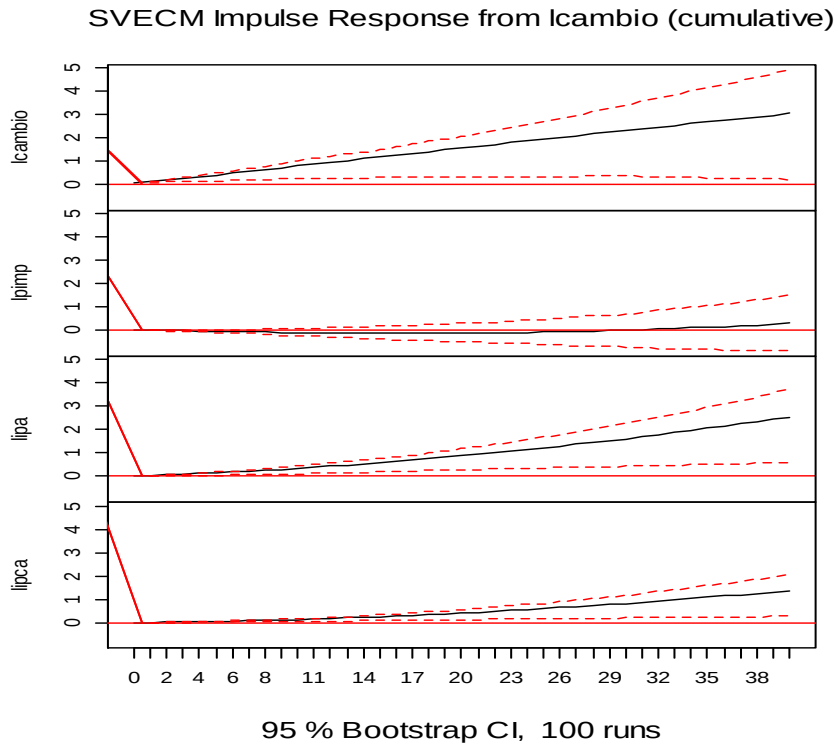
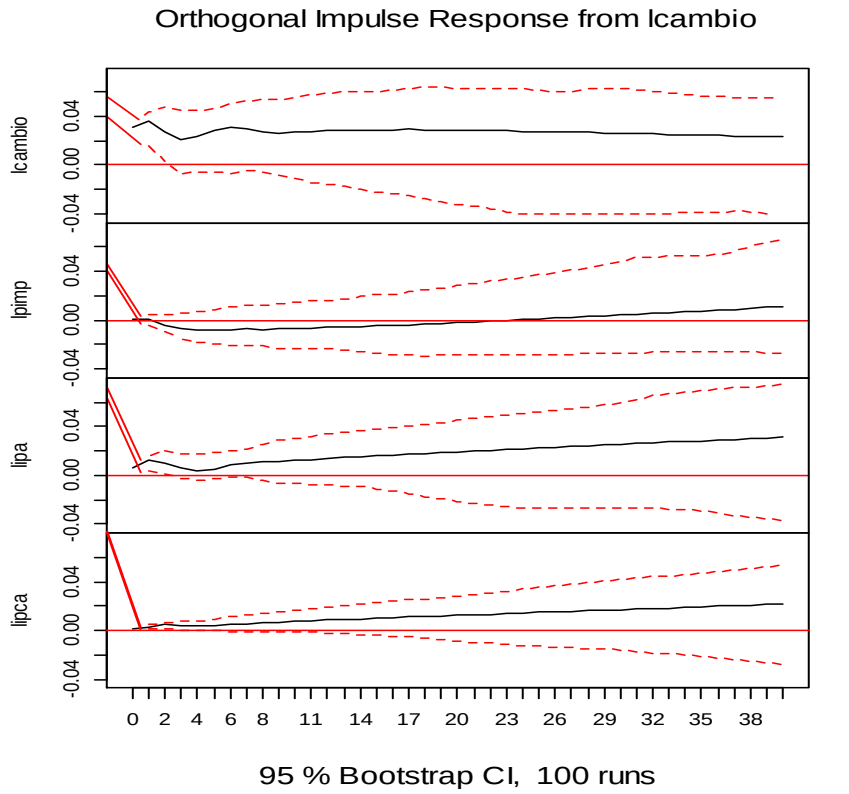


Tabela A3 – IR Modelo VCE e VCE Estrutural 2a

	VCE				VCE Estrutural			
Período	Câmbio	PImp	PAtac	PCons	Câmbio	PImp	PAtac	PCons
1	0.031	0.001	0.006	0.001	0.011	-0.004	-0.004	0.000
2	0.036	0.001	0.012	0.003	0.030	-0.009	-0.004	0.001
3	0.027	-0.004	0.011	0.005	0.051	-0.011	0.000	0.002
4	0.021	-0.007	0.006	0.004	0.062	-0.019	0.005	0.004
5	0.023	-0.008	0.004	0.004	0.067	-0.023	0.009	0.006
6	0.028	-0.008	0.006	0.004	0.065	-0.026	0.012	0.009
7	0.031	-0.008	0.008	0.005	0.066	-0.027	0.015	0.010
8	0.030	-0.007	0.010	0.006	0.070	-0.028	0.018	0.012
9	0.027	-0.007	0.011	0.006	0.074	-0.029	0.023	0.014
10	0.026	-0.007	0.011	0.007	0.076	-0.029	0.027	0.016
11	0.027	-0.007	0.012	0.007	0.078	-0.028	0.030	0.018
12	0.027	-0.006	0.013	0.008	0.079	-0.028	0.032	0.019
13	0.028	-0.006	0.014	0.008	0.081	-0.028	0.035	0.021
14	0.029	-0.005	0.015	0.009	0.083	-0.027	0.038	0.023
15	0.029	-0.005	0.015	0.010	0.084	-0.026	0.040	0.024
16	0.029	-0.005	0.016	0.010	0.085	-0.025	0.043	0.026
17	0.029	-0.004	0.017	0.011	0.086	-0.024	0.045	0.027
18	0.029	-0.004	0.017	0.011	0.086	-0.023	0.047	0.029
19	0.029	-0.003	0.018	0.012	0.086	-0.022	0.049	0.030
20	0.029	-0.003	0.019	0.012	0.086	-0.020	0.051	0.032
21	0.029	-0.002	0.019	0.012	0.086	-0.019	0.053	0.033
22	0.028	-0.001	0.020	0.013	0.085	-0.017	0.055	0.035
23	0.028	-0.001	0.021	0.013	0.085	-0.015	0.057	0.036
24	0.028	0.000	0.021	0.014	0.084	-0.014	0.059	0.037
25	0.028	0.000	0.022	0.014	0.084	-0.012	0.061	0.039
26	0.027	0.001	0.023	0.015	0.083	-0.010	0.063	0.040
27	0.027	0.002	0.023	0.015	0.083	-0.008	0.065	0.042
28	0.027	0.002	0.024	0.016	0.082	-0.007	0.066	0.043
29	0.027	0.003	0.024	0.016	0.081	-0.005	0.068	0.044
30	0.026	0.004	0.025	0.017	0.081	-0.003	0.070	0.046
31	0.026	0.004	0.026	0.017	0.080	-0.001	0.072	0.047
32	0.026	0.005	0.026	0.018	0.079	0.001	0.073	0.048
33	0.025	0.006	0.027	0.018	0.078	0.003	0.075	0.050
34	0.025	0.006	0.027	0.019	0.077	0.005	0.077	0.051
35	0.025	0.007	0.028	0.019	0.077	0.007	0.078	0.052
36	0.025	0.008	0.028	0.019	0.076	0.009	0.080	0.054
37	0.024	0.008	0.029	0.020	0.075	0.011	0.082	0.055
38	0.024	0.009	0.029	0.020	0.074	0.013	0.083	0.056
39	0.024	0.010	0.030	0.021	0.073	0.015	0.085	0.058
40	0.023	0.010	0.031	0.021	0.072	0.017	0.087	0.059

Figura A2.1 – IR e IRA do Modelo VCE Especificação 2a



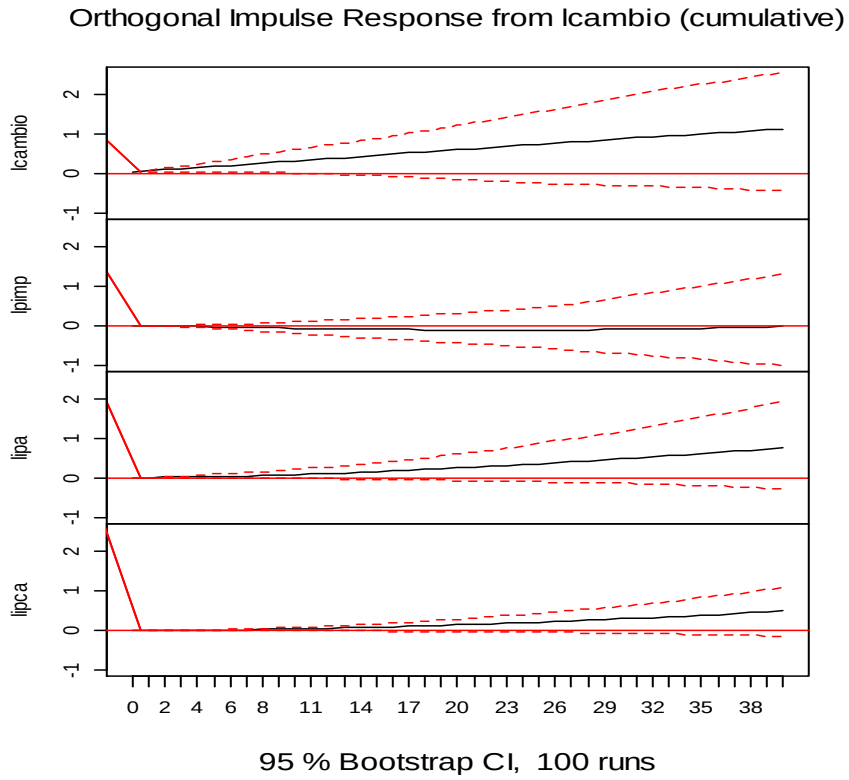
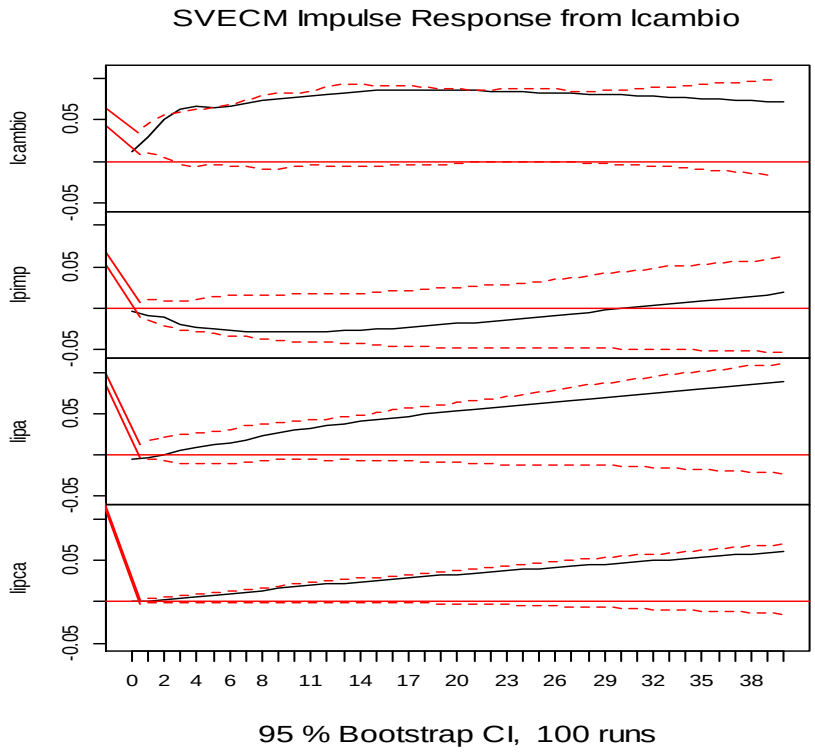


Figura A2.2 – IR e IRA Modelo VCE Estrutural Especificação 2a



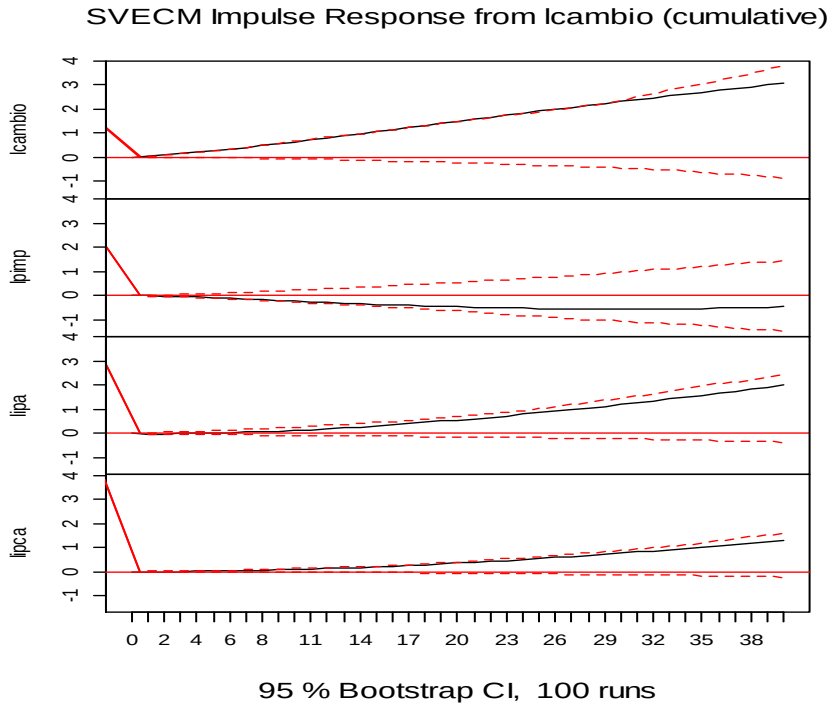
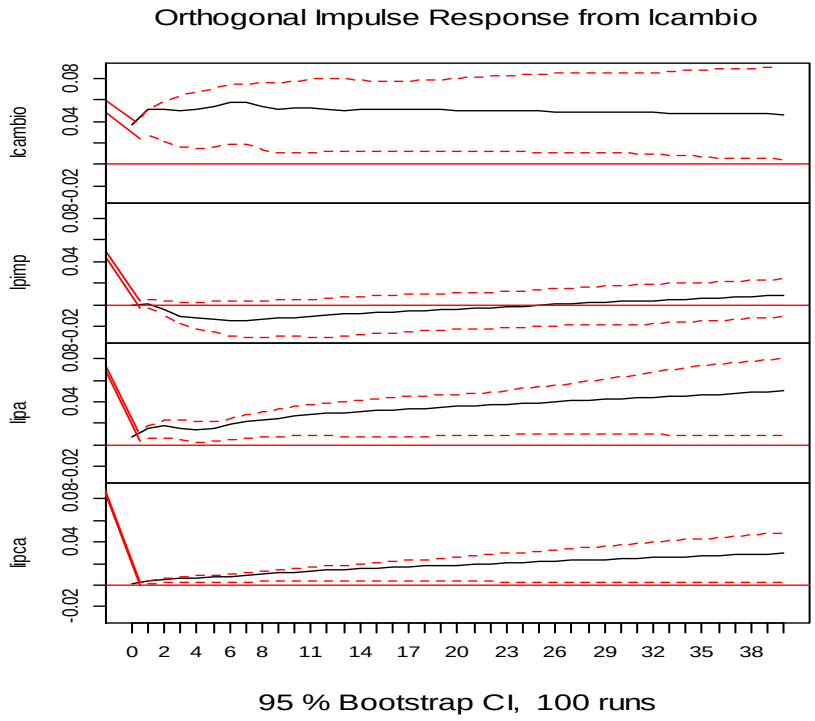


Tabela A4 – IR Modelo VCE e VCE Estrutural 2b

	VCE				VCE Estrutural			
Período	Câmbio	PImp	PAtac	PCons	Câmbio	PImp	PAtac	PCons
1	0.036	0.000	0.007	0.001	0.029	0.000	0.006	0.001
2	0.051	0.001	0.016	0.004	0.051	0.003	0.015	0.004
3	0.051	-0.005	0.018	0.006	0.060	-0.003	0.019	0.006
4	0.050	-0.011	0.015	0.007	0.064	-0.011	0.018	0.008
5	0.051	-0.013	0.014	0.007	0.064	-0.014	0.017	0.009
6	0.054	-0.014	0.016	0.008	0.066	-0.016	0.019	0.010
7	0.058	-0.015	0.019	0.008	0.069	-0.018	0.022	0.010
8	0.057	-0.015	0.021	0.009	0.070	-0.018	0.026	0.012
9	0.054	-0.014	0.024	0.011	0.067	-0.016	0.029	0.013
10	0.052	-0.012	0.025	0.012	0.065	-0.015	0.031	0.015
11	0.052	-0.012	0.027	0.012	0.064	-0.014	0.033	0.015
12	0.052	-0.011	0.028	0.013	0.064	-0.013	0.035	0.016
13	0.051	-0.009	0.030	0.014	0.064	-0.011	0.036	0.017
14	0.050	-0.008	0.030	0.015	0.063	-0.010	0.037	0.018
15	0.051	-0.008	0.031	0.015	0.063	-0.009	0.038	0.019
16	0.051	-0.007	0.032	0.016	0.063	-0.009	0.039	0.020
17	0.051	-0.006	0.033	0.016	0.063	-0.008	0.040	0.020
18	0.051	-0.006	0.033	0.017	0.063	-0.007	0.041	0.021
19	0.050	-0.005	0.034	0.018	0.063	-0.006	0.042	0.022
20	0.050	-0.005	0.035	0.018	0.063	-0.006	0.043	0.023
21	0.050	-0.004	0.036	0.019	0.063	-0.005	0.044	0.023
22	0.050	-0.003	0.036	0.019	0.062	-0.004	0.045	0.024
23	0.050	-0.003	0.037	0.020	0.062	-0.003	0.046	0.025
24	0.050	-0.002	0.038	0.021	0.062	-0.002	0.046	0.025
25	0.049	-0.001	0.039	0.021	0.062	-0.001	0.047	0.026
26	0.049	-0.001	0.039	0.022	0.061	-0.001	0.048	0.027
27	0.049	0.000	0.040	0.022	0.061	0.000	0.049	0.027
28	0.049	0.001	0.041	0.023	0.061	0.001	0.050	0.028
29	0.049	0.001	0.042	0.023	0.061	0.002	0.051	0.029
30	0.048	0.002	0.042	0.024	0.060	0.003	0.052	0.030
31	0.048	0.003	0.043	0.025	0.060	0.003	0.053	0.030
32	0.048	0.003	0.044	0.025	0.060	0.004	0.054	0.031
33	0.048	0.004	0.044	0.026	0.060	0.005	0.054	0.031
34	0.048	0.005	0.045	0.026	0.059	0.006	0.055	0.032
35	0.048	0.005	0.046	0.027	0.059	0.006	0.056	0.033
36	0.047	0.006	0.046	0.027	0.059	0.007	0.057	0.033
37	0.047	0.006	0.047	0.028	0.059	0.008	0.058	0.034
38	0.047	0.007	0.048	0.028	0.059	0.009	0.059	0.035
39	0.047	0.008	0.048	0.029	0.058	0.009	0.059	0.035
40	0.047	0.008	0.049	0.029	0.058	0.010	0.060	0.036

Figura A3.1 – IR e IRA do Modelo VCE Especificação 2b



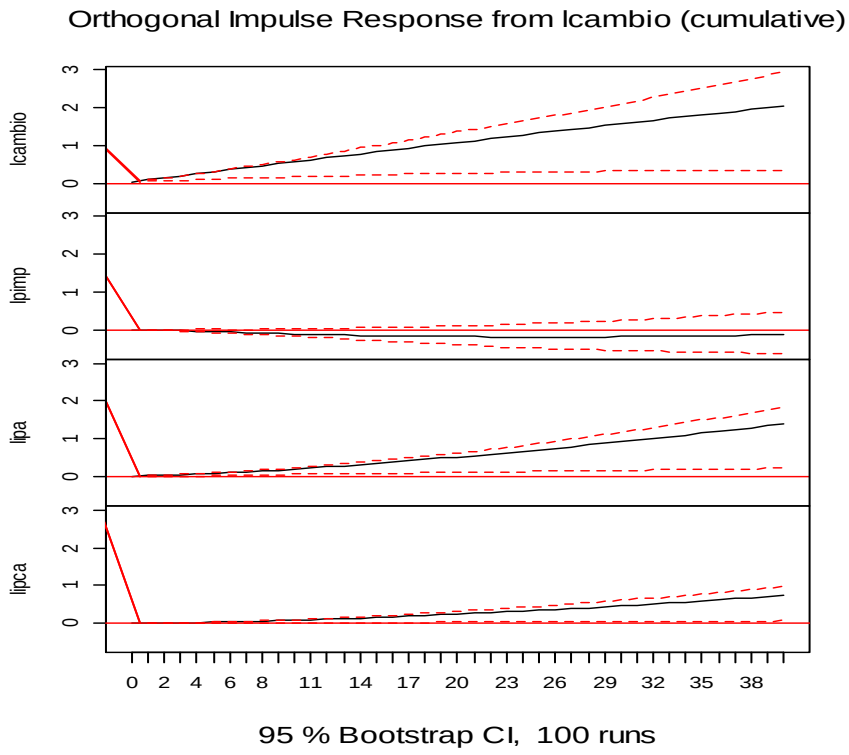
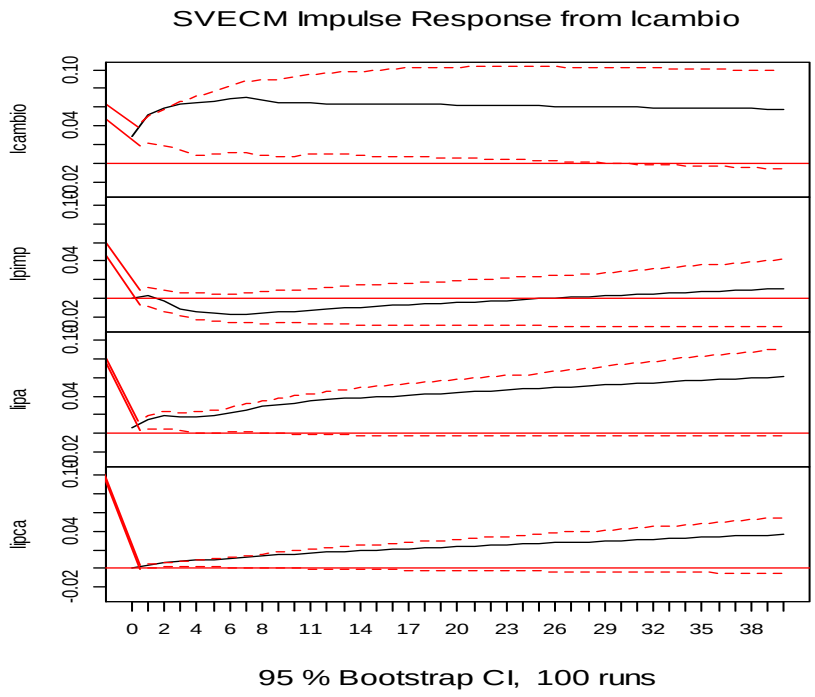


Figura A3.2 – IR e IRA Modelo VCE Estrutural Especificação 2b



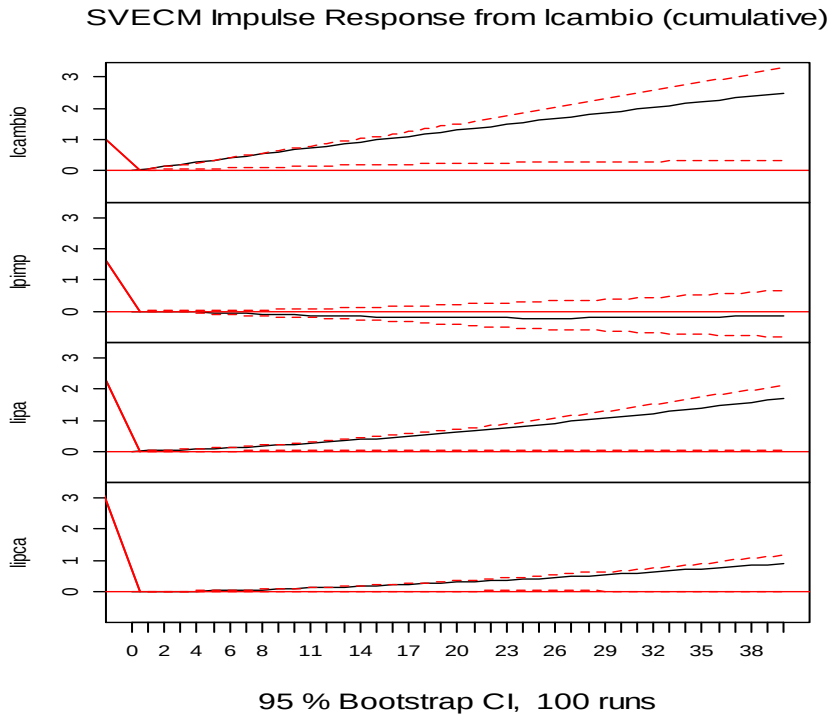
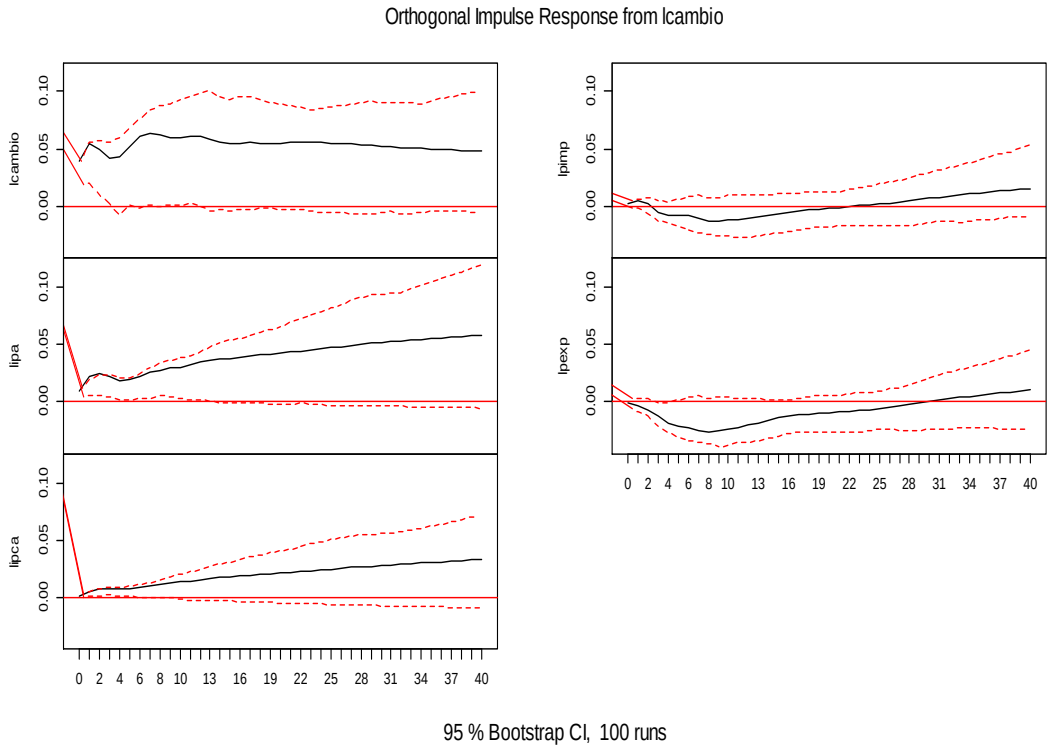


Tabela A5 – IR Modelo VCE e VCE Estrutural 3

	VCE					VCE Estrutural				
Período	Câmbio	PImp	PAtac	PExp	PCons	Câmbio	PImp	PAtac	PExp	PCons
1	0.040	0.002	0.009	-0.001	0.001	0.035	0.003	0.011	0.003	0.002
2	0.055	0.004	0.022	-0.003	0.005	0.052	0.007	0.022	0.002	0.005
3	0.050	0.002	0.025	-0.006	0.008	0.052	0.003	0.025	-0.003	0.008
4	0.042	-0.005	0.022	-0.013	0.008	0.048	-0.005	0.023	-0.012	0.009
5	0.043	-0.008	0.018	-0.018	0.008	0.050	-0.009	0.019	-0.021	0.009
6	0.051	-0.009	0.019	-0.021	0.008	0.060	-0.011	0.019	-0.025	0.009
7	0.061	-0.008	0.022	-0.022	0.009	0.069	-0.012	0.023	-0.028	0.010
8	0.063	-0.011	0.026	-0.025	0.010	0.074	-0.015	0.026	-0.032	0.011
9	0.063	-0.013	0.028	-0.026	0.012	0.075	-0.018	0.029	-0.033	0.013
10	0.060	-0.013	0.029	-0.025	0.013	0.073	-0.018	0.031	-0.033	0.015
11	0.060	-0.012	0.030	-0.024	0.014	0.073	-0.018	0.033	-0.031	0.016
12	0.061	-0.011	0.032	-0.022	0.015	0.073	-0.017	0.036	-0.029	0.017
13	0.061	-0.010	0.035	-0.020	0.016	0.072	-0.016	0.038	-0.027	0.018
14	0.058	-0.009	0.037	-0.018	0.017	0.069	-0.014	0.040	-0.024	0.019
15	0.055	-0.007	0.037	-0.016	0.018	0.066	-0.012	0.042	-0.021	0.021
16	0.054	-0.006	0.038	-0.014	0.018	0.064	-0.011	0.042	-0.018	0.021
17	0.055	-0.005	0.039	-0.012	0.019	0.065	-0.009	0.043	-0.016	0.022
18	0.055	-0.004	0.040	-0.011	0.020	0.065	-0.008	0.045	-0.015	0.023
19	0.055	-0.003	0.041	-0.010	0.020	0.065	-0.007	0.046	-0.014	0.024
20	0.054	-0.002	0.042	-0.010	0.021	0.065	-0.006	0.047	-0.013	0.024
21	0.055	-0.002	0.042	-0.009	0.022	0.065	-0.005	0.048	-0.013	0.025
22	0.055	-0.001	0.043	-0.009	0.022	0.066	-0.004	0.049	-0.012	0.026
23	0.056	0.000	0.044	-0.008	0.023	0.067	-0.004	0.050	-0.012	0.027
24	0.056	0.000	0.045	-0.007	0.024	0.067	-0.003	0.051	-0.011	0.028
25	0.055	0.001	0.046	-0.006	0.024	0.067	-0.002	0.052	-0.010	0.028
26	0.055	0.002	0.047	-0.006	0.025	0.066	-0.001	0.054	-0.009	0.029
27	0.055	0.003	0.048	-0.004	0.026	0.066	0.000	0.055	-0.008	0.030
28	0.054	0.004	0.049	-0.003	0.026	0.065	0.001	0.056	-0.006	0.031
29	0.053	0.005	0.050	-0.002	0.027	0.064	0.002	0.057	-0.005	0.032
30	0.053	0.006	0.051	-0.001	0.027	0.064	0.003	0.058	-0.003	0.032
31	0.052	0.007	0.052	0.000	0.028	0.063	0.005	0.059	-0.002	0.033
32	0.052	0.008	0.052	0.002	0.029	0.062	0.006	0.060	0.000	0.034
33	0.051	0.009	0.053	0.003	0.029	0.061	0.007	0.061	0.001	0.035
34	0.050	0.010	0.054	0.004	0.030	0.061	0.008	0.062	0.003	0.035
35	0.050	0.011	0.055	0.005	0.030	0.060	0.009	0.063	0.004	0.036
36	0.050	0.012	0.055	0.006	0.031	0.060	0.011	0.064	0.005	0.036
37	0.049	0.012	0.056	0.007	0.031	0.059	0.012	0.064	0.006	0.037
38	0.049	0.013	0.057	0.008	0.032	0.059	0.013	0.065	0.007	0.038
39	0.049	0.014	0.057	0.009	0.032	0.058	0.014	0.066	0.008	0.038
40	0.048	0.015	0.058	0.009	0.033	0.058	0.015	0.067	0.009	0.039

Figura A4.1 – IR e IRA do Modelo VCE Especificação 3



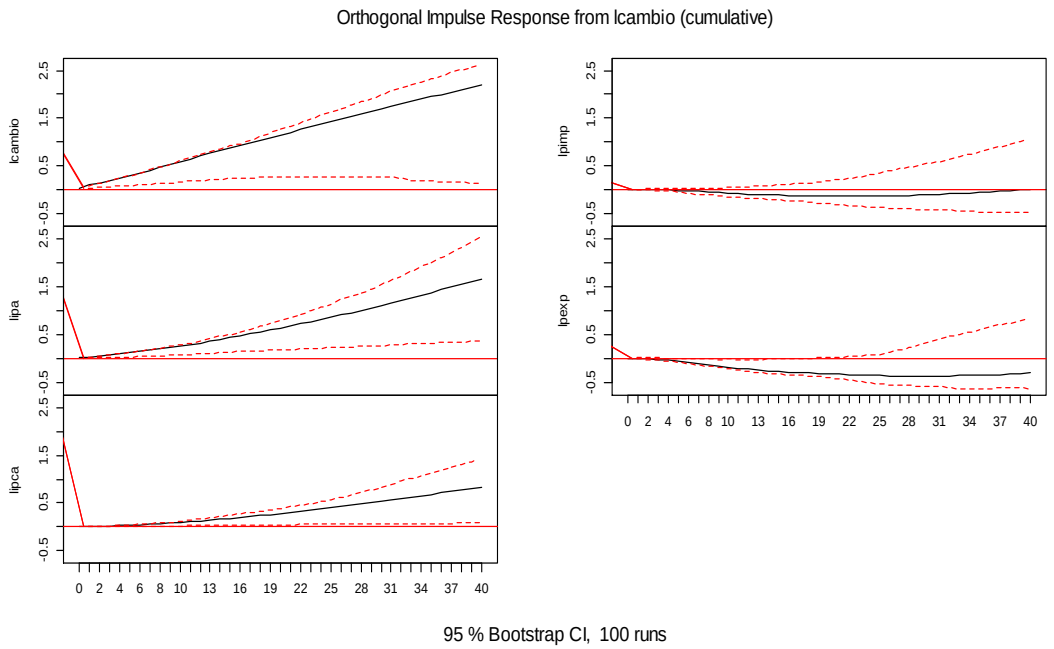
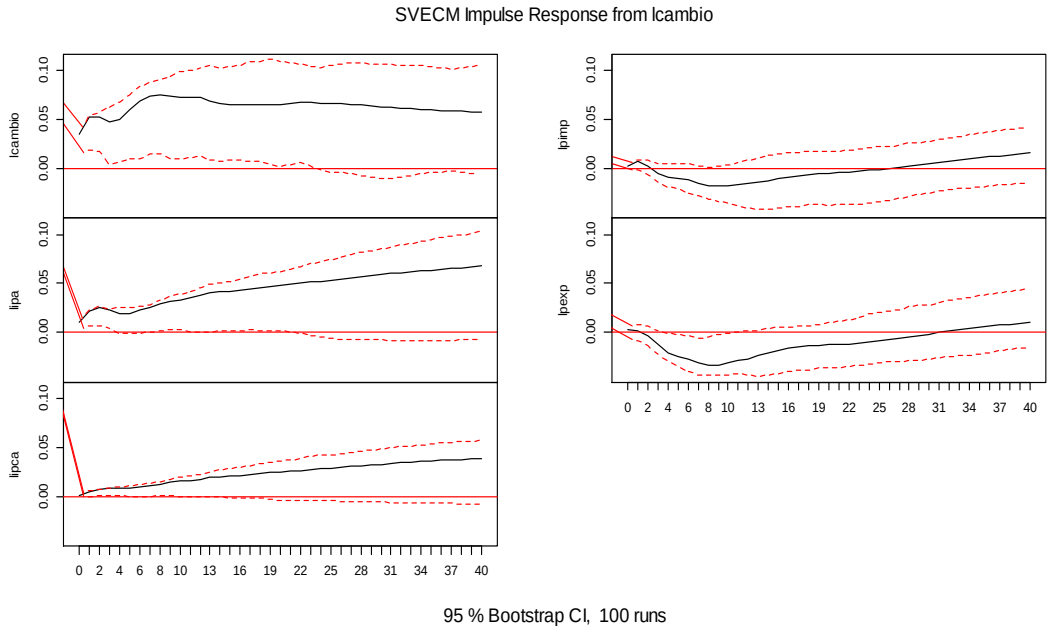


Figura A4.2 – IR e IRA Modelo VCE Estrutural Especificação 3



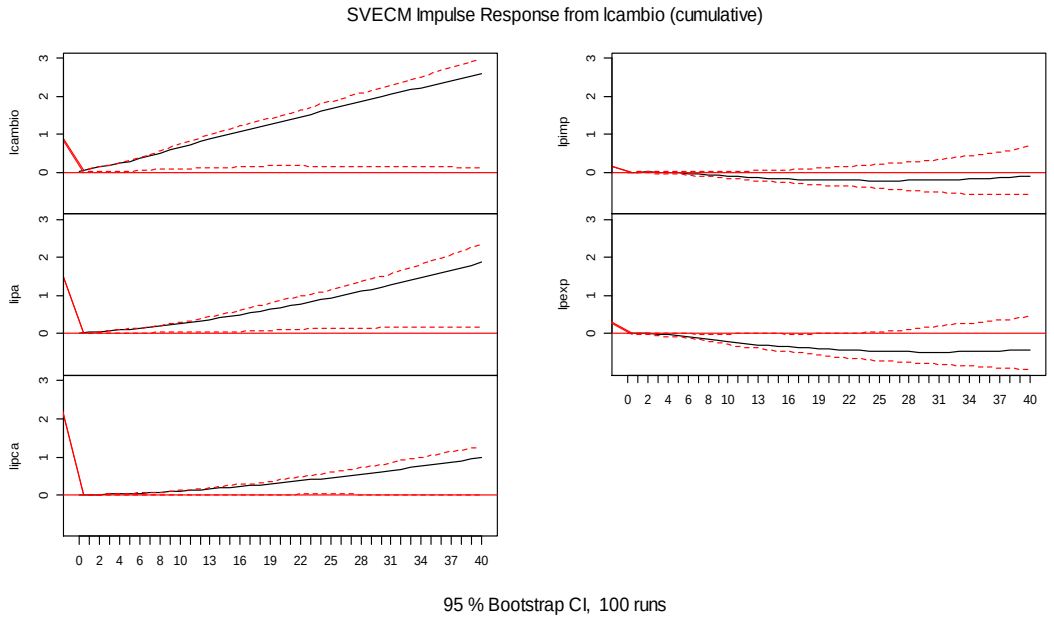


Tabela A6 – Repasse cambial com intervalos de confiança – Especificação 1

	VCE								
Período		PImp			PAtac			PCons	
1	0.957	1.029	1.074	0.171	0.210	0.253	-0.017	0.019	0.044
2	0.959	1.033	1.071	0.282	0.295	0.313	0.028	0.051	0.068
3	0.895	1.010	1.063	0.362	0.351	0.375	0.063	0.081	0.091
4	0.797	0.978	1.056	0.404	0.380	0.418	0.086	0.105	0.117
5	0.698	0.949	1.054	0.400	0.388	0.433	0.102	0.120	0.132
6	0.605	0.926	1.047	0.409	0.389	0.434	0.113	0.130	0.138
7	0.549	0.911	1.050	0.415	0.393	0.437	0.117	0.137	0.146
8	0.521	0.902	1.058	0.421	0.401	0.443	0.121	0.145	0.154
9	0.467	0.896	1.061	0.439	0.412	0.447	0.132	0.154	0.162
LP	0.399	0.892	1.065	0.459	0.424	0.449	0.142	0.163	0.170

	VCE Estrutural								
		PImp			PAtac			PCons	
1	0.789	0.985	1.100	0.183	0.253	0.267	-0.027	0.022	0.051
2	0.805	1.012	1.103	0.260	0.323	0.329	0.017	0.056	0.068
3	0.756	0.996	1.087	0.342	0.375	0.376	0.058	0.086	0.089
4	0.671	0.965	1.066	0.382	0.400	0.387	0.084	0.109	0.103
5	0.555	0.935	1.060	0.399	0.407	0.386	0.106	0.124	0.113
6	0.465	0.912	1.061	0.369	0.406	0.401	0.120	0.134	0.126
7	0.396	0.897	1.064	0.352	0.408	0.413	0.132	0.141	0.134
8	0.317	0.888	1.069	0.366	0.414	0.423	0.149	0.149	0.143
9	0.208	0.882	1.075	0.399	0.423	0.434	0.167	0.157	0.152
LP	0.081	0.878	1.082	0.441	0.435	0.446	0.188	0.166	0.163

Tabela A7 – Repasse cambial com intervalos de confiança – Especificação 2a

Período	VCE								
	Pimp			Pdom			Pcons		
1	0.881	1.028	1.089	0.057	0.180	0.264	-0.028	0.027	0.052
2	0.875	1.024	1.111	0.158	0.262	0.331	0.009	0.062	0.078
3	0.607	0.978	1.099	0.179	0.301	0.376	0.055	0.094	0.099
4	0.063	0.920	1.093	0.146	0.296	0.370	0.118	0.115	0.111
5	-0.716	0.876	1.110	0.075	0.274	0.366	0.168	0.124	0.116
6	-1.515	0.847	1.115	-0.008	0.261	0.355	0.174	0.127	0.120
7	-2.137	0.832	1.116	0.003	0.261	0.350	0.157	0.131	0.127
8	-3.305	0.821	1.130	-0.059	0.271	0.358	0.170	0.139	0.135
9	-5.133	0.811	1.144	-0.140	0.284	0.365	0.200	0.149	0.143
10	-8.744	0.803	1.160	-0.200	0.298	0.377	0.307	0.160	0.152
11	-22.934	0.798	1.178	-0.576	0.311	0.391	0.579	0.170	0.161
12	33.591	0.795	1.196	1.038	0.324	0.406	-0.561	0.180	0.171
LP	10.901	0.795	1.211	0.467	0.337	0.421	-0.109	0.189	0.181

	VCE Estrutural								
	Pimp			Pdom			Pcons		
1	-1.161	0.604	1.257	-0.998	-0.402	0.297	-0.414	-0.014	0.094
2	-1.998	0.681	1.266	-1.579	-0.206	0.367	-0.306	0.014	0.093
3	-66.936	0.733	1.282	-33.303	-0.094	0.429	-3.039	0.028	0.114
4	7.204	0.718	1.299	2.593	-0.021	0.450	0.185	0.042	0.135
5	5.716	0.699	1.307	1.727	0.028	0.426	0.121	0.058	0.148
6	6.413	0.677	1.316	1.821	0.065	0.414	0.191	0.074	0.158
7	6.967	0.660	1.331	1.897	0.095	0.426	0.252	0.090	0.167
8	6.542	0.650	1.340	1.680	0.123	0.425	0.248	0.103	0.177
9	6.008	0.645	1.345	1.602	0.151	0.432	0.230	0.115	0.185
10	5.914	0.642	1.347	1.472	0.177	0.432	0.245	0.127	0.184
11	5.542	0.641	1.350	1.256	0.201	0.425	0.239	0.139	0.187
12	5.195	0.641	1.348	1.095	0.224	0.424	0.235	0.151	0.191
LP	4.905	0.643	1.346	0.977	0.244	0.425	0.235	0.161	0.197

Tabela A8 – Repasse cambial com intervalos de confiança – Especificação 2b

Período	VCE								
	Pimp			Pdom			Pcons		
1	0.957	1.029	1.074	0.171	0.210	0.253	-0.017	0.019	0.044
2	0.959	1.033	1.071	0.282	0.295	0.313	0.028	0.051	0.068
3	0.895	1.010	1.063	0.362	0.351	0.375	0.063	0.081	0.091
4	0.797	0.978	1.056	0.404	0.380	0.418	0.086	0.105	0.117
5	0.698	0.949	1.054	0.400	0.388	0.433	0.102	0.120	0.132
6	0.605	0.926	1.047	0.409	0.389	0.434	0.113	0.130	0.138
7	0.549	0.911	1.050	0.415	0.393	0.437	0.117	0.137	0.146
LP	0.521	0.902	1.058	0.421	0.401	0.443	0.121	0.145	0.154

	VCE Estrutural								
	Pimp			Pdom			Pcons		
1	0.789	0.985	1.100	0.183	0.253	0.267	-0.027	0.022	0.051
2	0.805	1.012	1.103	0.260	0.323	0.329	0.017	0.056	0.068
3	0.756	0.996	1.087	0.342	0.375	0.376	0.058	0.086	0.089
4	0.671	0.965	1.066	0.382	0.400	0.387	0.084	0.109	0.103
5	0.555	0.935	1.060	0.399	0.407	0.386	0.106	0.124	0.113
6	0.465	0.912	1.061	0.369	0.406	0.401	0.120	0.134	0.126
7	0.396	0.897	1.064	0.352	0.408	0.413	0.132	0.141	0.134
LP	0.317	0.888	1.069	0.366	0.414	0.423	0.149	0.149	0.143

Tabela A9 – Repasse cambial com intervalos de confiança – Especificação 3

Período	VCE											
	PImp			PAtac			PExp			PCons		
1	0.933	1.046	1.097	0.201	0.236	0.267	0.772	0.974	1.102	-0.022	0.020	0.046
2	0.942	1.064	1.104	0.276	0.332	0.349	0.715	0.959	1.080	0.025	0.059	0.076
3	0.854	1.055	1.129	0.341	0.392	0.415	0.596	0.928	1.047	0.069	0.091	0.099
4	0.673	1.013	1.110	0.359	0.422	0.431	0.404	0.876	1.044	0.102	0.115	0.114
5	0.487	0.977	1.095	0.347	0.423	0.422	0.103	0.819	1.023	0.116	0.130	0.128
6	0.344	0.951	1.088	0.354	0.414	0.380	-0.100	0.777	1.004	0.117	0.136	0.141
7	0.258	0.935	1.081	0.341	0.406	0.398	-0.158	0.751	0.985	0.113	0.139	0.152
LP	0.186	0.918	1.068	0.346	0.406	0.424	-0.237	0.728	0.977	0.117	0.143	0.167

	VCE Estrutural											
	PImp			PAtac			PExp			PCons		
1	0.627	1.074	1.124	0.321	0.308	0.282	0.429	1.094	1.197	-0.038	0.048	0.064
2	0.652	1.107	1.132	0.515	0.380	0.343	0.415	1.056	1.139	0.048	0.080	0.083
3	0.494	1.086	1.121	0.577	0.421	0.401	0.070	1.013	1.092	0.121	0.106	0.101
4	0.153	1.035	1.109	0.608	0.436	0.423	-0.495	0.945	1.067	0.174	0.127	0.113
5	0.064	0.990	1.110	0.508	0.423	0.428	-0.868	0.867	1.058	0.158	0.137	0.125
6	-0.225	0.956	1.105	0.514	0.403	0.426	-1.369	0.811	1.036	0.153	0.140	0.135
7	-0.270	0.932	1.092	0.497	0.389	0.400	-1.445	0.771	1.007	0.152	0.141	0.139
LP	-0.306	0.909	1.069	0.465	0.383	0.390	-1.382	0.738	0.996	0.126	0.143	0.142