

Análise da estrutura a termo das taxas de juros em países América Latina entre 2006 a 2014

(Analysis of term structure of interest rates in Latin America countries from 2006 to 2014)

Filipe Stona *

Jean Amann **

Maurício Delago Moraes ***

Divanildo Triches #

Igor Alexandre Clemente Moraes ##

Resumo

Este artigo tem como objetivo investigar a relação entre a estrutura a termo dos juros e fatores macroeconômicos para países da América Latina. São utilizados dados do Brasil, Chile e México, entre 2006 e 2014, estimados os modelos Nelson-Siegel, Diebold-Li e análise de componente principal. As estimações testam como a mudança nos níveis de inflação, produto e desemprego afetam as curvas de juros com vetor auto-regressivo e análise de componente principal. Para o Brasil e o México, os fatores PIB e inflação são relevantes para alterar as curvas de juros, com o primeiro alterando mais o deslocamento do nível, e a segunda exercendo maior influência na inclinação da curva de juros. Para o

Submetido em 23 de setembro de 2015. Reformulado em 11 de dezembro de 2015. Aceito em 17 de dezembro de 2015. Publicado on-line em 25 de janeiro de 2016. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Márcio Laurini.

* Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS), Porto Alegre, RS, Brasil. E-mail: fstonal@live.com.

** Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS), Porto Alegre, RS, Brasil. E-mail: jean.amann@gmail.com.

*** Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS), Porto Alegre, RS, Brasil. E-mail: mauricio.moraes@coats.com.

Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS), Porto Alegre, RS, Brasil. E-mail: divanildot@unisinos.br

Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS), Porto Alegre, RS, Brasil. E-mail: igoracmoraes@gmail.com.br

Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro, Vol. 13, No. 4, October 2015, pp. 650–690

ISSN 1679-0731, ISSN online 1984-5146

©2015 Sociedade Brasileira de Finanças, under a Creative Commons Attribution 3.0 license - <http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>

Chile, a inflação teve maior impacto sobre o nível e, especificamente para o México, a variável desemprego também alterou a inclinação da curva de juros.

Palavras-chave: Taxa de juros. Estrutura a termo. Nelson-Siegel. Diebold-Li. Análise de Componente Principal.

Códigos JEL: E43; E44; C58.

Abstract

This article aims to investigate the relationship between the term structure of interest rates and macroeconomic factors in selected countries of Latin America, such as Brazil, Chile and Mexico, between 2006 and 2014, on an autoregressive vector model. Specifically, we perform estimations of Nelson-Siegel, Diebold-Li and principal component analysis to test how the change of macroeconomic factors, e.g. inflation, production and unemployment levels affect the yield curves. For Brazil and Mexico, GDP and inflation variables are relevant to change the yield curves, with the former shifting more the level, and the latter with greater influence on the slope. For Chile, inflation had the greatest impact on the level and, specifically for Mexico, the unemployment variable also changed the slope of the yield curve.

Keywords: Interest rates. Term structure. Nelson-Siegel. Diebold-Li. Principal component analysis.

1. Introdução

A estrutura a termo das taxas de juros é caracterizada pela relação entre as taxas de juro de curto e de longo prazo, incorporando expectativas reais do mercado quanto ao nível futuro de atividade da economia e o nível das taxas de inflação. Assim, movimentos nos retornos de curto prazo provocam alterações variadas e incertas nos retornos de longo prazo.¹ Em outras palavras, se o nível da atividade econômica for relacionado com a taxa de juros real, e se as expectativas de inflação forem adequadamente antecipadas, então a taxa de juros futura deveria conter informações sobre os movimentos dos preços, além de informações destas atividades futuras.

Uma das principais teorias para explicar a estrutura a termo das taxas de juros é a das expectativas. Nesse caso, os juros de longo prazo são formados a partir de uma média das taxas de juros de curto prazo

¹ Ver Campbell (1995), Pinheiro et al. (2011), Cox et al. (1985) e Estrella e Mishkin (1997)

esperadas, mais um prêmio de risco invariante no tempo (LIMA; ISSLER, 2003). A hipótese divide-se em duas categorias: expectativas puras e teoria da liquidez. A primeira assume a não existência de fatores sistemáticos, implicando que a taxa de juros futura será, expressamente, a taxa de juros esperada. A segunda considera a existência de riscos associados aos ativos financeiros no que se refere às incertezas sobre o retorno, de modo que a taxa de longo prazo seria determinada pela expectativa e pelo prêmio de liquidez.²

Nessa concepção teórica, as expectativas e a trajetória futura da taxa de juros de longo prazo estão condicionadas à extensão do impacto na mudança da taxa de juros de curto prazo. Portanto, mudanças, conduzidas via política monetária, podem gerar expectativas de uma taxa de juros futura de longo prazo mais baixa, e *vice-versa*. Logo, a reação da política monetária aos choques que mantêm constantes tais expectativas não têm efeito sobre a taxa de juros de longo prazo. Quando essa mudança monetária não é antecipada, pode alterar as expectativas que, por sua vez, causam variações na taxa e na curva de juros de longo prazo.

A dinâmica existente da estrutura a termo das taxas de juros com variáveis macroeconômicas tem sido um objeto de vários estudos. Para efeito ilustrativo, Ang e Piazzesi (2003) mostraram que mais de 80% da variação futura do rendimento dos títulos com maturidade no curto prazo dependem de fatores macroeconômicos, como nível de atividade econômica e taxas de inflação. Pela perspectiva financeira, Sekkel e Alves (2005) mostram que os choques de política monetária explicam uma parcela significativa da variabilidade da estrutura a termo, além dos choques macroeconômicos. Shousha (2008) e Bernz (2014) avaliaram a relação da estrutura termo para a economia brasileira. As variáveis macroeconômicas também determinam o movimento e o formato da curva de juros, de acordo com os achados de Morales (2010) e Ceballos (2014) para economia chilena, e de Cortés Espada e Ramos-Francia (2008) e Cortés Espada e Ramos-Francia (2009) para o México. Ceballos (2014) examinou qual o impacto de anúncios nacionais e internacionais, relativos com a macroeconomia, sobre a curva de juros do Chile.

Nesse contexto, o objetivo deste estudo é investigar a relação existente entre a estrutura a termos dos juros e fatores macroeconômicos entre 2006 a 2014. A partir de variáveis como níveis de inflação, produto

² Para maior detalhamento sobre esse tema, veja Campbell (1995), Lima e Issler (2003), Nelson e Siegel (1987), Triches e Caldart (2005).

e desemprego, no contexto da curva de juros para três países latino-americanos, Chile, México e Brasil. A escolha desses três países deve-se ao fato de que eles possuem mercado relativamente maduro e consolidado com liquidez e com certa estabilidade monetária e cambial. Além disso, esses mercados já vêm emitindo títulos com maturação superior a dez anos pelo menos desde 2006. Com o desenvolvimento dos mercados financeiros desses países, a relação entre a taxa de juros de curto e longo prazo ganhou ainda mais relevância para a execução da política monetária. Os bancos centrais influenciam as taxa de juros de curto prazo, mas as decisões de gastos e, portanto, a inflação está relacionada com taxa de juros de maturidade mais longa. Por outro lado, a taxa de juros de longo prazo contém informações sobre a trajetória futura e esperada da inflação e do prêmio de risco.

Identificam-se também, neste trabalho, efeitos desses riscos relevantes nas as curvas de juros dos três países observados. Os resultados apontaram que as variáveis de PIB e inflação apresentam-se relevantes nas alterações na curva de juros, bem como a taxa de desemprego. A diferença é que produzem impactos em termos de magnitude e prazo que não são homogêneos entre os países. Destaca-se que esse tema ainda tem pouca investigação no cenário regional.

O artigo está estruturado em cinco seções, além desta introdução. A segunda faz uma breve revisão teórica da estrutura a termo da taxa de juros. A terceira seção aborda os aspectos metodológicos. A quarta trata da análise dos resultados. Por fim, a quinta seção conclui a pesquisa.

2. Estrutura a termo da taxa de juros

A importância da estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ) para descrever o comportamento presente e futuro de uma economia suscitou diversas pesquisas na área. Essas procuraram aplicar diferentes técnicas estatísticas para captar mudanças nos parâmetros que a compõem, como a inclinação, curvatura e nível. Além disso, a ETTJ sido utilizada como um indicador antecedente do nível de atividade econômica e do comportamento da inflação futura. Nesse sentido, pode ser designada como um dos principais mecanismos de transmissão de política monetária, sobretudo, em economia com o sistema de meta de inflação. Em linha com o entendimento de que os choques monetários que visam acomodar as expectativas inflacionárias alteram a taxa de juros de curto prazo com reflexos sobre a parte longa da curva. Tais efeitos provocam mudanças nos preços dos ativos, nas decisões de investimento, consumo

e formação de poupança privada, e, portanto, no nível de riqueza, como argumentam Araújo e Cajueiro (2013), Caldeira (2011) e Montes e Bastos (2007)

A formulação dinâmica da ETTJ foi originada a partir do modelo estático proposto por Nelson e Siegel (1973, NS daqui em diante), em que a taxa de juros futura ou os rendimentos com várias maturidades se caracterizam como um polinômio exponencialmente decrescente, ou seja:

$$f(\tau) = \beta_1 + \beta_2 e^{-\lambda\tau} + \beta_3 \lambda e^{-\lambda\tau} \quad (1)$$

A equação 1 pode ser interpretada com uma aproximação de uma solução de uma equação diferencial onde os coeficientes β_1, β_2 , e β_3 podem ser interpretados como os componentes de longo, médio e curto prazo da curva a termo dos títulos com diferentes maturidades (τ).

Destaca-se que o modelo NS não é formulado em uma estrutura dinâmica, assim, Diebold e Li (2006) propuseram um modelo dinâmico de fatores latentes, assumiram que, β_1, β_2 e β_3 são variantes no tempo e podem ser interpretados, respectivamente, como nível, inclinação e curvatura da representadas por 2

$$y_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} \right) + \beta_{3t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} - e^{-\lambda_t \tau} \right) \quad (2)$$

O parâmetro λ mede a velocidade da queda exponencial dos fatores β_2 e β_3 , e também dá a posição no qual o fator de carregamento β_3 alcança o seu nível máximo. Os estudos tendem a considerar λ como um fator fixo.³

Em que pese à ETTJ estar intimamente relacionada com variáveis macroeconômicas, a maioria dos estudos aborda essa questão pelo enfoque da perspectiva financeira. Poucos trabalhos objetivaram uma

³ A curva de juros tende a ser crescente e côncava, sua inclinação pode ser positiva, negativa côncava ou convexa. Pode ainda apresentar persistência com menor dinâmica para os *spreads* ou ainda apresentar maior volatilidade nas taxas de curto prazo relativamente as de longo prazo. As taxas de longo prazo são mais persistentes que de curto prazo. Para valores pequenos para λ produzem decaimento lento com melhor ajuste e curvas com maturidades longas. Enquanto valores maiores para λ tendem a produzir um decaimento mais rápido e tendem se ajustarem melhor a curva em maturidades curtas.

investigação da estrutura a termo com variáveis macroeconômicas observáveis ou não observáveis, como apontado por Evans e Marshall (2007)⁴. Em contrapartida, ao analisarem o comportamento dos retornos dos títulos norte-americanos de 1952 a 2000, Ang e Piazzesi (2003) estimaram que mais de 80% da variação futura, sobre títulos com maturidade no curto prazo, dependem de fatores macroeconômicos.

Gürkaynak e Wright (2012) procuraram analisar dois grupos de fatores que influenciam o formato da estrutura a termo dos juros, também para a economia dos EUA; a) os juros de longo prazo seriam influenciados pelos juros de curto prazo, via hipótese das expectativas, conforme prevê a regra de Taylor, ou seja, as taxas de curto prazo são usadas como uma reação a inflação e ao hiato de produção, b) as taxas de longo prazo têm ligação com o prêmio pelo risco, ou incorporam perspectiva de risco dos títulos do governo. Os autores mostraram ainda que incertezas quanto à inflação tornam os títulos norte-americanos mais arriscados. Já a expectativa dos investidores quanto à inflação futura estaria relacionada à credibilidade dos bancos centrais e não necessariamente das medidas adotadas para controlar a inflação. A curva de juros também é um indicador relevante para a formação das expectativas macroeconômicas. Diebold et al. (2006), Hördahl et al. (2005) e Wu (2002) também seguiram essa metodologia incorpora fatores macroeconômicos para explicar a curva de juros.

A investigação da variabilidade nas taxas de juros associadas a fatores macroeconômicos, para a economia brasileira, foi realizada por Silveira (2005) e Matsumura e Moreira (2005) e também por Shousha (2008). Esse último concluiu que as variáveis cíclicas tais como hiato do produto, taxa de inflação e taxa de variação cambial, além de variáveis não observadas como aversão ao risco e expectativas inflacionárias ajudam a explicar os movimentos da curva de juros. Sekkel e Alves (2005) mostram, por meio de vetores auto-regressivos, que choques no nível da atividade econômica e no nível de inflação são responsáveis por aproximadamente 85% da variância na taxa de juros no prazo de 12 meses. Tais resultados foram muito semelhantes àqueles achados por Evans e Marshall (1998) e Ang e Piazzesi (2003). Sekkel e Alves (2005) indicaram que efeitos de choques no nível do risco-país poderiam alterar até 40% das taxas de juros. Bernz (2014) testou o modelo Nelson-Siegel (1987) para a estrutura a termo da taxa de juros com análise de componente principal e Filtro de Kalman estendido, e mostrou que a

⁴ No apêndice A, encontra-se uma síntese dos estudos empíricos selecionados.

inclusão de variáveis macroeconômicas como inflação e nível atividade melhorou significativamente o poder preditivo da curva de juros de longo prazo.

Para as economias chilena e mexicana, alguns trabalhos recentes destacam-se, como os de Morales (2010), Ceballos (2014), e Cortés Espada e Ramos-Francia (2008; 2009). No caso do Chile, Morales (2010) utilizou de um modelo VAR, com aplicação de filtro de Kalman, de forma que as estimações realizadas dão suporte à interação dinâmica entre os fatores latentes da curva de juros e variáveis macroeconômicas. Ceballos (2014), estimando o modelo NS e análise de componente principal, sugere que anúncios de resultados macroeconômicos possuem impacto na determinação dos movimentos da curva de juros do Chile, por ambas as abordagens metodológicas empregadas.

Já para o México, diferentes metodologias foram aplicadas, como o método de momentos generalizados e função de verossimilhança em Cortés Espada e Ramos-Francia (2008), e algoritmos bayesianos em Cortés Espada e Ramos-Francia (2009): na primeira pesquisa, se verificou que choques, que são percebidos por terem um efeito persistente sobre a inflação, afetam a curva de juros, e que o efeito sobre os rendimentos de médio e longo prazo é explicado pela expectativa a respeito dos juros futuros de curto prazo e prêmio de risco associado. Já na segunda pesquisa, se percebeu que alterações macroeconômicas nos EUA possuem um importante papel na determinação dos riscos associados aos rendimentos de títulos mexicanos e, ainda, foi percebido que alterações macroeconômicas afetam a estrutura a termo de juros de diferentes formas.⁵

Dentro da proposta de mensuração da curva de juros de Litterman e Scheinkman (1991), Ang e Piazzesi (2003) mostraram que o formato da curvatura de juros é representativamente influenciado por variáveis macroeconômicas, com destaque para a inflação. Diebold et al. (2006) também analisaram a curva de juros sob a perspectiva dos fatores latentes juntamente com variáveis macroeconômicas. Já para Coroneo et al. (2014), os títulos governamentais de diferentes maturidades e variáveis fundamentais macroeconômicas são caracterizados por alto grau de comovimento, o que indica que boa parte de suas dinâmicas são determinadas por forças comuns que atuam sobre a curva de juros.

⁵ Uma síntese dos outros estudos sobre as economias da América Latina encontra-se na Tabela A.2 do apêndice.

Por fim, as alterações macroeconômicas provocadas pelas autoridades monetárias, de acordo com Jotikasthira et al. (2015), tendem a afetar a estrutura a termo dos juros, tanto no período presente, quanto em relação à formação de expectativas sobre as taxas de retorno futuras. Além disso, há um alto grau de correlação entre as estruturas a termo de juros entre diferentes moedas. Isso corrobora o fato de que mudanças nas variáveis macroeconômicas podem ser transmitidas por choques econômicos que ultrapassam as fronteiras nacionais dos países. Outro componente, que afeta a estrutura a termo dos juros, estudado por Ang et al. (2006), são os ciclos reais de negócios.

3. Aspectos metodológicos

A partir da formulação da curva de juros a termo dos países selecionados, são observados os fatores latentes que explicam sua estrutura a partir de dois tipos de análises: a) observar se existe alguma relação entre as curvas de juros dos países latino americanos; b) influência das variáveis macroeconômicas nos três fatores que determinam a estrutura da taxa de juros desses países.

Além dos modelos NS e DL, será aplicada a análise de componente principal, onde a expectativa, tal como apontado pela literatura da área, que os primeiros três componentes principais dos juros representam o nível, a inclinação e a curvatura, explique praticamente todas as variações na curva de juros. Litterman e Scheinkman (1991) foram os primeiros a utilizar os três primeiros componentes principais (PC) para analisar a curva de juros. Essa prática consolidou-se na literatura, como mostram Dai e Singleton (2000), Duffee (2002), Ang et al. (2006), Joslin et al. (2014), entre outros. Joslin et al. (2014) salientaram ainda que os três PCs explicam praticamente toda a variância dos juros, e possuem a propriedade de sintetizar as características de nível, inclinação e curvatura, o que motiva sua utilização em modelos macrofinanceiros de análise da estrutura a termo da curva de juros⁶. Genericamente, o PCA é uma simplificação estatística que representa a combinação de p variáveis explicativas⁷, ou seja, X_1, X_2, \dots, X_p .

⁶ Ang et al. (2006), Joslin et al. (2013) e Moraes et al. (2014) também destacam-se por utilizar este mesmo procedimento. Ang et al. (2006), por exemplo, utilizam os três primeiros componentes principais para avaliar a capacidade destes de prever o PIB dos Estados Unidos.

⁷ Para uma abordagem mais aprofundada da análise de componente principal, ver Fabozzi et al. (2014) e Johnson e Wichern (2007)

Após a formulação dos PCAs tanto para os juros de forma individual quanto para integrados com as variáveis macroeconômicas, assume-se que o vetor $Y_t = [y_{1,t}, \dots, y_{n,t}]'$ é $I(1)$, emprega-se o modelo $\text{VAR}(p)$, como exposto pela equação:

$$Y_t = v + \sum_{j=1}^p \Phi_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ é um vetor p -dimensional de choques aleatórios não observados, Φ_j para $j \in \{1, 2, \dots, p\}$ é uma matriz contendo os parâmetros, p representa o número de defasagens (*lags*) e v é um vetor p -dimensional. Então, conforme Juselius (2007) também são observados os vetores de cointegração e estimado o modelo $\text{VAR}(p)$ no formato equivalente a um vetor auto-regressivo cointegrado (CVAR) ou modelo de correção de erros (VECM), conforme:

$$\Delta Y_{t-1} = \Pi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + v + \varepsilon_t \quad (4)$$

com $\Pi = -[I_{p \times p} - \sum_{j=1}^p \Phi_j] \Gamma_j =$
 $-\sum_{i=j+1}^p \Phi_i$

Sendo r o número de relações de cointegração e impondo $r < k$, determina-se o tamanho de r com os testes traço e máximo autovalor. Pode-se escrever $\Pi = \alpha\beta'$, onde α e β são vetores $(p \times 1)$, e $\beta'Y_t$ será $I(0)$ (JARDET et al., 2013; JOHANSEN, 1995). Além disso, assume-se que as variáveis em nível e as equações de cointegração apresentam tendência linear.

Como algumas informações possuem periodicidades diferentes, usa-se o modelo estado de espaço, tal como proposto em Arouba e Diebold (2010), para tornar os dados em periodicidade igual. Para comparação dos modelos foi utilizado, principalmente, a raiz do erro quadrado médio e o teste de Diebold e Mariano (1995) para comparar as diferenças de previsão, conforme:

$$\text{teste DM} = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{2\pi\hat{f}_d(0)}{T}}} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (5)$$

onde $\bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [g(e_{it}) - g(e_{jt})]$ é a diferença dos erros médios da amostra e $\sqrt{\frac{2\pi \widehat{f_d}(0)}{T}}$ é a raiz da variância (DIEBOLD, MARIANO, 1995).

Finalmente, cabe um destaque para as variáveis macroeconômicas selecionadas. O PIB e a inflação são comumente utilizados pela literatura nas análises macroeconômicas da curva de juros. No entanto, optou-se por também considerar o desemprego, considerando as ponderações de Marçal e Pereira (2007), que o desemprego também moldaria a ETTJ. Nesse sentido, pode-se ressaltar que Coroneo et al. (2014) identificou a relação entre o nível de desemprego e alterações na curva de juros.

4. Descrição e análise dos resultados

Uma parte dos dados apresentou inconsistência temporal, com diferentes periodicidades ou então, ou então começando em momentos distintos. As taxas de juros possuem são observadas em frequência diária, o desemprego e a inflação são mensais, por fim, o PIB dos países tem frequência trimestral. Para a análise das curvas de juros individuais, adotou-se a frequência original dos dados. No entanto, para as análises macro-financeiras, optou-se por agregar os dados de juros, e desagregar os dados de PIB para uma frequência mensal. Dessa forma, os dados de PIB, observados trimestralmente, foram aplicados em frequência mensal.⁸ Ainda, para as variáveis macroeconômicas foram retiradas as tendências nas análises de PCA, tornando-as variáveis de fluxo, enquanto para os modelos tipo VAR(p) apenas foram dessazonalizadas.⁹

Para a comparação da estrutura de juros no Brasil, empregou-se o Swap PrexDI da BM&F Bovespa com vencimentos em 30/60/90/120/180 dias e 1/5/10 anos. Para o México usam-se dados de retorno dos títulos públicos com vencimento de 30/90/180 dias, 1/3/5/10 anos disponibilizados pelo *Banco de México*. Já no Chile, com vencimento de 30/90 dias e 2/5/10 anos os dados são fornecidos pelo *Banco Central de Chile*¹⁰. Por fim, para as séries macroeconômicas efetuou-se a dessazonalização via X-12.

⁸ Esse procedimento segue Aruoba e Diebold (2010).

⁹ Na Tabela A.1 do apêndice, encontra-se a definição das variáveis

¹⁰ A dificuldade em investigar as curvas de juros para países emergentes é o fato de não haver liquidez o suficiente para vários vencimentos, além de, em muitos casos, não ter

A partir da análise de componente principal, extrai-se a informação dos três componentes da curva, doravante denominados de $pc1$, $pc2$ e $pc3$. A seleção de $lags$ do $VAR(p)$ é feita via Schwartz, HQ (Hannan-Quin), Akaike (AIC), razão de verossimilhança (LR) e critério FPE (*Akaike's final prediction error*), onde cada país foi tratado separadamente. Também se realizou o teste de raiz unitária para as variáveis macroeconômicas, pois os componentes da curva de juros devem ser estacionários para períodos longos para não exibirem taxas negativas. Tendo sido observada a não-estacionariedade das variáveis macroeconômicas, procedeu-se a estimação do modelo $VAR(p)$ em diferenças, denominado $DVAR(p)$ daqui em diante. Salienta-se que, como a teoria econômica indica no que se refere aos componentes da curva de juros, a inflação e desemprego devem necessariamente apresentar comportamento estacionário no longo prazo.

4.1. Curva de Juros na América Latina

Iniciando a análise das curvas de juros na América Latina, a Figura 1 apresenta a relação entre os vencimentos dos juros em anos (*maturities*) e as taxas em percentuais para Chile, Brasil e México, respectivamente, entre 2006 e 2014. Na figura, pode ser destacado é a reação dos juros nos três países entre 2008 e 2009, com uma queda generalizada no nível da curva, com uma diminuição principalmente nos vencimentos de curto prazo. A partir das investigações com as curvas de juros, pode-se ver, primordialmente, a existência de maior correlação nos juros de curto prazo para o Brasil e também para o México, e um pouco menor, porém significativo, para a correlação entre juros de curto e longo prazo. Já o Chile apresentou um comportamento distinto no curto prazo. Um resumo dos resultados foi colocado em tabela no anexo.

Observando os resultados da análise de autocorrelação $ACF(l)$ para $l = 1, 5$ e 21 dias, percebe-se que os juros brasileiros tem correlação decrescente para defasagens maiores e é maior para os vencimentos de curto prazo¹¹. Novamente, os resultados do México diferenciam-se

vértices na curva que permitam fazer uma estimativa coerente. Essa questão é potencializada quando se tenta comparar diferentes países, cada qual com títulos e prazos distintos. Diante desses obstáculos, entende-se que os dados selecionados possibilitam comparar as movimentações das curvas de juros dos países selecionados e identificar a relação com as variáveis macroeconômicas.

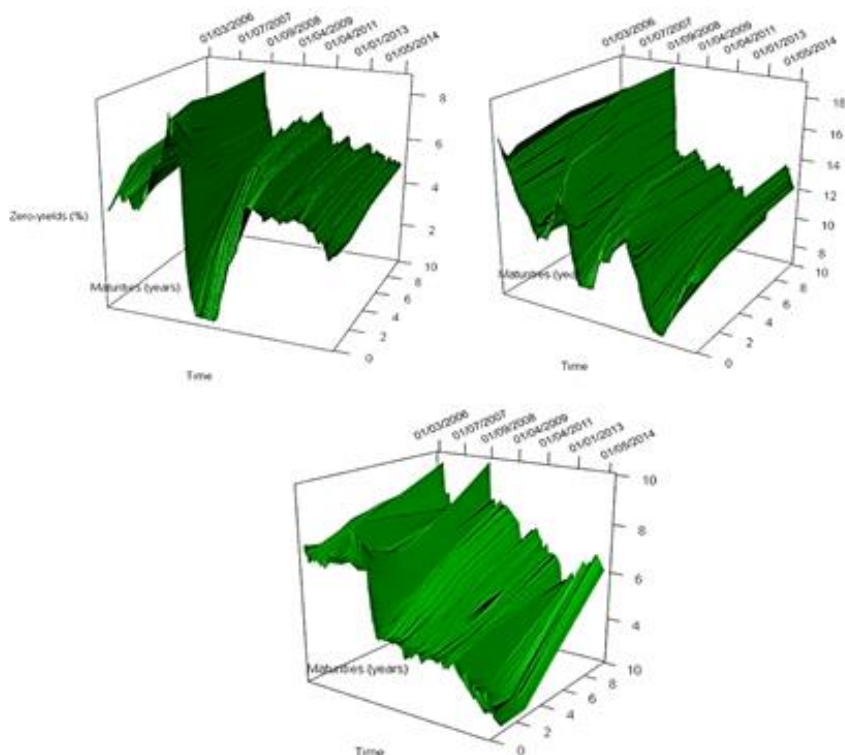
¹¹ Resultados semelhantes foram encontrados por Jardet et al. (2013) nos juros americanos.

apenas para os vencimentos de 3 anos, enquanto os juros chilenos seguem o comportamento igual ao brasileiro nessa análise

Os resultados dos modelos NS e DL¹², juntamente com a análise de componente principal, permitem compreender o comportamento da curva de juros. Extraíndo os três primeiros componentes principais, observa-se que estes representam 99,88% da variância dos juros brasileiros, 99,76% do Chile e 99,51% do México, corroborando com resultados anteriores obtidos para dados da América Latina e também para países desenvolvidos. O primeiro componente (PC1) apresenta carga positiva para todas os vencimentos, enquanto o segundo componente (PC2) apresenta carga negativa para os vencimentos de curto prazo e positivas para os demais, e o terceiro componente (PC3) apresenta carga negativa para os juros com vencimento de médio prazo. Ou seja, um aumento nos juros de curto prazo representaria uma queda no PC2, apontando para uma tendência de inclinação negativa da curva de juros. Essa interpretação também pode ser expandida para o PC3 que, conforme a literatura representa, a curvatura da curva de juros¹³.

¹² Para o modelo DL foi testado $\lambda = 1/i$ para $i = 1, 2, \dots, 20$, onde o menor RMSE foi com $\lambda = 1/2$. Modelo NS estimado com algoritmo de busca do ótimo global com limite inferior 0,1 (τ_1) e superior de 0,5 (τ_2), e distância mínima ($\Delta\tau$) de 0,1 anos. Para melhor entendimento, ver Ferstl e Hayden (2010).

¹³ A exceção a esse resultado foi a análise PC3 do México, onde apenas os as cargas dos vencimentos de 30 dias e 1 ano foram positivos.

**Figura 1**

Curvas de Juros do Chile, Brasil e México

Comparando parâmetros estimados por NS e DL para o Brasil, Chile e México, percebe-se que há igualdade na variância¹⁴ do β_1 estimado por NS e DL, além de uma correlação entre os parâmetros β_1 e β_2 relativamente alta¹⁵. Observando relações de correlação, igualdade de variância e medida, os resultados demonstram que apenas há algum nível de homogeneidade na estimação dos primeiros parâmetros. Integrando a análise dos parâmetros estimados por NS e DL e dos componentes principais, percebemos outras semelhanças entre os modelos NS e DL, como a média e o desvio-padrão, enquanto o PCA apresenta desvio-padrão maior e média zero, dado que os dados são normalizados para esse método. Para o caso brasileiro, comparando o primeiro componente

¹⁴ Resultados de igualdade da variância conforme teste de Brown-Forsythe à significância de 5%.

¹⁵ Resultados de correlação dos parâmetros e outros testes são apresentados no apêndice.

principal com os parâmetros de nível com a média dos juros de curto, médio e longo prazo, nota-se alta correlação entre com o PC1 (0,9971), enquanto a correlação com β_1^{NS} e β_1^{DL} cai para 0,7888 e 0,6136, respectivamente. Para México e Chile foi possível constatar a mesma tendência¹⁶. Conforme Diebold et al. (2006), a comparação dos níveis estimados e dessa aproximação empírica apoia a interpretação dos parâmetros.

Diebold et al. (2006) também sugerem a comparação dos parâmetros de inclinação com o spread $y_t(120) - y_t(3)$ para avaliar a precisão das estimativas. Aplicando tal análise para os dados brasileiros. Quanto aos resultados da comparação das correlações dos indicadores de inclinação, os modelos de DL e NS apresentaram resultados mais altos que os apresentados pelo PC2, representando ser mais eficientes para observar a inclinação.

Considerando os três países e aplicando os PCs e os parâmetros em um processo AR(1), tendo os juros como variáveis explicativas, o modelo PCA apresenta o menor valor para RMSE, seguido pelo modelo DL e NS (resultados no anexo estatístico). Por outro lado, aplicado os indicadores de nível, inclinação e curvatura em um processo VAR(1) e tendo $y_t(\tau)$ como vetor exógeno, o modelo que apresentou menor soma dos resíduos ao quadrado foi DL.

4.2. Macro fundamentos da estrutura a termo da taxa de juros

Integrar as perspectivas macroeconômica e financeira fornecem uma melhor compreensão da estrutura a termo das taxas de juros, como apontado por Diebold et al. (2005), nesse caso, a análise macro-financeira pode ser feita tanto na busca por dos fatores macroeconômicas que estão relacionados a curva de juros,¹⁷ quanto pela capacidade dos juros de preverem os movimentos da economia.¹⁸ Para tal, a principal forma de integrar tais dinâmicas parte de um modelo de fator. Evans e Marschall (1997) e Jardet et al. (2013) utilizam diferentes formatos de VAR para

¹⁶ Devido aos dados disponíveis, para o Brasil e México foi considerado $y_t(3) + y_t(12) + y_t(120)/3$; enquanto, para o Chile, $y_t(3) + y_t(24) + y_t(120)/3$.

¹⁷ Ver Jotikasthira et al. (2015), Joslin et al. (2014), Ang e Piazzesi (2003), Hördahl et al. (2002) e Evans e Marschall (1998).

¹⁸ Tal como Estrella e Mishkin (1997), Ang et al. (2006), Rudebusch et al. (2007) e Jardet et al. (2013)

estimar essa dinâmica, enquanto Diebold et al. (2006) utilizam um modelo de fator.

Utilizando dados mensais, são estimados modelos auto regressivos, individuais por país e componente da curva.¹⁹ Para o caso brasileiro, pode ser destacado que os fatores macroeconômicos foram mais relevantes para explicar a curvatura dos juros, mas pouco explicativos para os demais componentes. Na tabela A.6 do apêndice, estão as correlações entre os juros e as variáveis macroeconômicas. Comparando a correlação dos juros com o PIB, não é possível identificar um padrão dentre os países, uma vez que os juros brasileiros apresentam uma correlação positiva em todos os vencimentos, ao ponto que no Chile essa é negativa com todos os vencimentos e no México negativa apenas para os vencimentos de cinco e 10 anos.

Tal como Diebold et al. (2006) apontam, é possível também integrar os fatores macroeconômicos na análise de componente principal dos juros restrito a três fatores. Na tabela 06 do anexo estatístico estão as cargas dos autovetores da análise de componente principal para cada país. Note que, ao adicionar a influência das variáveis macroeconômicas, o primeiro componente continua muito próximo do componente de nível, apresentado anteriormente, com cargas positivas e RMSE baixo. Os outros dois componentes, no entanto, perdem as características de inclinação e curvatura abordadas na subseção anterior.

Para comparar o poder de previsão da análise de componente principal apenas com os juros (PC) e do modelo integrando as variáveis macroeconômicas (PCM), foi utilizado o teste Diebold-Mariano, conforme Tabela 1. Observou-se a capacidade dos três primeiros componentes de cada modelo prever para os próximos seis meses ($q=6$), os juros de curto prazo (vencimento de 30D) e longo prazo (10A), PIB, PIB ($q=12$) e Inflação. Com exceção dos modelos para o México, o PCM apresentou melhor capacidade de previsão. Para o Brasil, foram significativos a 5% os resultados para 30D, PIB e Inflação, enquanto, para o Chile, foi significativo o resultado do modelo para o PIB. Assim, com exceção do caso Brasil, é possível concluir que não houve significativo ganho de previsão ao incluir as variáveis macroeconômicas na análise de componente principal.

¹⁹ ver Tabela A.5 do anexo estatístico.

Tabela 1

Teste Diebold-Mariano PC x PCM

		30D	10A	PIB	PIB (q=12)	INF
Brasil	teste	2,513814	-1,559229	2,097849	0,910785	2,725747
	p-valor	(0.011943)	(0.118942)	(0.035918)	(0.362409)	(0.006416)
Chile	teste	-0,524515	1,57816	2,453531	2,610927	1,612562
	p-valor	(0.59992)	(0.114529)	(0.014146)	(0.00903)	(0.10684)
México	teste	-1,293324	1,303016	1,272583	-1,833679	1,598391
	p-valor	(0.195899)	(0.192569)	(0.203166)	(0.066702)	(0.109956)

Notas: H0: Não há diferença. Valores positivos representam superioridade do segundo método (PCM). Previsão para o período de 2014/01 a 2014/06 (q=6). Para q=12, período de 2013/06 a 2014/06.

Após essa primeira investigação, foram realizados os testes para a estimação dos modelos VAR(p) para $Y_t = (PC1, PC2, PC3, PIB, INF, DES)'$ em cada país. A aplicação desse modelo tem como inspiração Jardet et al. (2013), Gürkaynak e Wright (2012) e Evans e Marschall (1997). Pela seleção de lags(p), apontou-se VAR(2) para Brasil e Chile e VAR(7) para o México. Em seguida, foram realizados os testes de cointegração, presentes no anexo estatístico. A partir da observação da não-estacionariedade das variáveis investigadas, procedeu-se a estimação do modelo com essa variável em primeira diferença, denominado DVAR(p). Assim, foi selecionado DVAR(1) para o México, DVAR(2) para o Chile e DVAR(3) para o Brasil.

Tabela 2

Erro médio de previsão quadrático (RMSE) dos modelos VAR(p), CVAR(p) e DVAR(p)

Brasil						
Modelo	q=12			q=6		
	VAR(2)	CVAR(2)	DVAR(3)	VAR(2)	CVAR(2)	DVAR(3)
PC1	0.2685	1.0470	0.0921	0.0340	0.1202	0.2121
PC2	0.1425	0.4213	0.0650	0.0520	0.0377	0.0870
PC3	0.0317	0.0209	0.0251	0.0335	0.0325	0.0149
Média	0.1476	0.4964	0.0607	0.0398	0.0635	0.1046
Chile						
Modelo	q=12			q=6		
	VAR(2)	CVAR(2)	DVAR(2)	VAR(2)	CVAR(2)	DVAR(2)
PC1	0.3157	0.3663	0.5231	0.2151	0.0427	0.2089
PC2	0.0619	0.0447	0.1981	0.0585	0.0315	0.1222
PC3	0.0465	0.0679	0.0293	0.0398	0.0361	0.0224
Média	0.1414	0.1596	0.2502	0.1045	0.0368	0.1178
México						
Modelo	q=12			q=6		
	VAR(7)	CVAR(7)	DVAR(1)	VAR(7)	CVAR(7)	DVAR(1)
PC1	0.0810	0.0587	0.4126	0.0478	0.0431	0.0869
PC2	0.0668	0.0552	0.0995	0.0440	0.0352	0.0444
PC3	0.0537	0.0736	0.0995	0.0270	0.0304	0.0444
Média	0.0672	0.0625	0.2039	0.0396	0.0363	0.0586

A capacidade de previsão dos componentes da curva de juros é apresentada na Tabela 2. Assim, com a finalidade de comparar os modelos, utilizou-se o RMSE, em relação ao componente real estimado. Salienta-se que os componentes principais utilizados daqui em diante são fruto da análise da subseção anterior, considerando apenas os vencimentos dos juros. Para cada país foi estimado o RMSFE para o modelo VAR(p) e CVAR(p) com uma janela de previsão de seis e 12 meses ($q=6$ e $1=12$, respectivamente).

Nota-se que o CVAR tende a ter um melhor poder de previsão para as análises até seis meses, enquanto de 12 meses não houve consenso. Cada modelo foi mais preciso para cada país. Para o México, o modelo CVAR(7) apresentou melhores resultados em ambos os períodos para a previsão dos componentes de nível (PC1) e de inclinação (PC2) da curva

de juros, enquanto o VAR teve vantagem na previsão da curvatura (PC3). Destaca-se ainda o melhor desempenho do VAR para a previsão do nível da curva de juros brasileira. O modelo DVAR(p) teve vantagem em relação aos outros em alguns casos específicos, como no PC3 do Chile e Brasil; todavia, geralmente foi o menos eficiente dos três modelos utilizados. Essa irregularidade em relação ao modelo com melhor previsão pode estar relacionada aos resultados do teste de cointegração, pois, em alguns casos, a estatística traço indicou um vetor de cointegração, enquanto o teste dos máximos autovalores indicou nenhum como o caso brasileiro. Apesar desses resultados demonstrarem que o poder de previsão da curva de juros não é igual para todos os modelos, períodos e países, a seguir serão apresentados os resultados estimados dos respectivos CVAR, uma vez que em todos os casos foram identificados a possibilidade de pelo menos a presença de um vetor de cointegração.

Para o Brasil, o CVAR(2) foi estimado com um vetor de cointegração, seguindo a estatística traço do teste de cointegração. A decomposição da variância demonstrou que, para o Brasil, praticamente toda a variância no nível da curva de juros decorre do PIB. As mudanças na inclinação decorrem das três variáveis macroeconômicas, no entanto, a maior parte se explica pela própria alteração no nível da curva de juros (PC1). Para a curvatura (PC3), o PIB foi novamente o fator mais relevante. Fazendo a observação no sentido contrário, na busca de indicativos de que a curva de juros tem poder de indicar o estado da economia, a maior parte da variância no PIB decorre da inclinação da curva de juros e apresentou maior relação com a curvatura e o próprio PIB, assim como o desemprego. Com exceção de um pequeno efeito na inclinação da curva de juros, não foi observado de forma relevante a importância das taxas de inflação para a variação nos juros no Brasil, encontrados por Shousha (2008). Os resultados também expandem os achados de Sekkel e Alves (2005), demonstrando que choques no PIB e na inflação não apenas influenciam os juros de curto prazo, mas a curva de juros como um todo.

Em seguida, foram estimadas as funções de impulso resposta generalizadas (GIRF), conforme desenvolvido por Persaran e Shin (1998), conforme figuras 4, 5 e 6 no apêndice. Mesmo com a mudança na curvatura diante de um choque no PIB, essa mantém-se negativa, apontando que os juros de curto e longo prazo estão relativamente mais baixos que os juros de médio prazo. O PIB também apresenta um impacto positivo no nível da curva de juros. Além disso, uma grande parte da variância decorre dos próprios componentes da curva, por

exemplo, a influência de PC2 em PC3, e de PC1 em PC2. Resultado semelhante foi observado por Joslin et al. (2014), com relações negativas entre PC1 e PC2 e PC2 e PC3. Em linha com a teoria e outros trabalhos empíricos apresentados, a inflação também se mostra relevante para as mudanças no nível da curva (PC1), a 5% de significância.

Para o Chile os testes apontam para o uso de um CVAR(2). Pela análise da decomposição da variância, percebeu-se que a inflação e o desemprego têm maior capacidade de responder pelas mudanças no nível da curva de juros (PC1). Um aumento na inflação desloca a curva de juros para cima, demonstrando a percepção de risco gerada, como pode ser observado na figura A.5 no apêndice. As alterações na inclinação (PC2) ocorrem em virtude das três variáveis macroeconômicas, todas compartilhando pouca representatividade. Já a inflação influencia mais a inclinação da curva nos primeiros períodos (até quatro meses), enquanto o desemprego passa a influenciar a inclinação após seis meses. As alterações na curvatura de juros (PC3) são mais influenciadas pelo nível de desemprego.

Os testes para dados do México apontam a existência para a aplicação de um CVAR(7). Pela análise da decomposição da variância, que informa a importância relativa de cada choque apresentado, percebe-se que o PIB é a principal fonte de deslocamento no nível da curva de juros do México (PC1), enquanto a inflação e o desemprego tiveram maior influência na inclinação da curva (PC2). Outro ponto analisado por meio da figura A.5 no apêndice é a relação da inflação com a inclinação da curva. Um aumento da inflação faz com que os juros de longo prazo fiquem mais altos, ou seja, torna a curva positivamente inclinada (PC2 positivo). Por outro lado, um aumento no nível de desemprego tem uma relação inversa, pois, o aumento do desemprego tem maior relação com os juros de curto prazo.

5. Conclusões

Analisando o desempenho dos modelos NS, DL e PCA, observou-se que para a América Latina a análise de componente principal foi mais efetiva para o estudo da curva de juros nesses países. Também se constatou que, apesar de ganhos pouco relevantes, integrar variáveis macroeconômicas no PCA melhora a capacidade de previsão desse modelo para o Brasil e o Chile. No caso brasileiro, o PCM foi significativamente melhor que o modelo sem variáveis macroeconômicas na previsão do PIB, inflação e juros de curto prazo (30 dias) para até seis

meses, enquanto para o Chile, na previsão do PIB. Também foi comparada a capacidade de previsão dos modelos VAR e CVAR, onde a versão cointegrada teve melhor desempenho nas previsões de até seis meses, assim como resultados mais satisfatórios para a previsão do nível e da inclinação da curva de juros mexicana. Por outro lado, o VAR irrestrito foi mais importante para Chile e Brasil buscando 12 meses a frente, tendo, da mesma forma, um melhor desempenho na previsão do nível da curva de juros brasileira.

Na análise dos vetores auto-regressivos estimados para cada país, os resultados apresentados seguem em linha com os demais trabalhos empíricos abordados. De forma geral, as variáveis de PIB e inflação apresentaram-se relevantes para as alterações na curva de juros. Nos três países observados, a inflação foi relevante para explicar alterações na inclinação da curva de juros. Para o México e para o Brasil, o PIB foi o principal fator de deslocamento do nível da curva de juros, enquanto a inflação e o desemprego tiveram maior influência no Chile. O caso chileno também apresentou que os impactos de um aumento na inflação refletem na inclinação da curva de juros em até quatro meses, enquanto os efeitos de um aumento no desemprego ocorrem apenas pós seis meses. Cabe destacar que as respostas aos choques no desemprego foram menos relevantes, de forma geral, porém também estiveram presentes, como nos movimentos da inclinação da curva de juros do México. O desemprego é uma variável pouco utilizada na literatura internacional que apresentou efeito para os três países, fazendo-se necessário maior investigação a esse respeito.

Finalmente, o apontamento de que a inclinação da curva de juros do Brasil pode causar o PIB, corrobora com uma literatura ainda não consolidada que menciona a utilização dos juros como indicador antecedente de recessões, havendo espaço para maiores investigações. Há outros aspectos interessantes de análise futura, como avançar com o uso de fatores dinâmicos (DFM) e mudanças de regime, tendo em vista quebras estruturais no período da crise do *subprime*.

Referências

Ang, Andrew; & Piazzesi, Monika. 2003. A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables. *Journal of Monetary Economics*, **50**, 745-787.



- Ang, Andrew; Piazzesi, Monika; & Wei, Min. 2006. What does the yield curve tell us about GDP growth? *Journal of Econometrics*, **131**, 359-403.
- Araújo, Rafael C. de; & Cajueiro, Daniel O. 2013. Combining term structure of interest rate forecasts: The Brazilian case. *Economía*, **14**, 102-121.
- Aruoba, S. Boragan; & Diebold, Francis X. Real-time macroeconomic monitoring: real activity, inflation, and interactions. *American Economic Review*, **100**, 20-24.
- Bernanke, Ben S.; & Mihov, Ilian. 1998. Measuring monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics*, **113**, 869-902.
- Bernz, Bruno M. 2014. *Modelo Nelson-Siegel dinâmico da estrutura a termo da taxa de juros com fatores exógenos macroeconômicos: uma aplicação ao mercado brasileiro*. Dissertação de mestrado. Fundação Getúlio Vargas.
- Caldeira, João. F. 2011. Estimação da estrutura a termo da curva de juros no Brasil através de modelos paramétricos e não paramétricos. *Análise Econômica*, **29**, 95-122.
- Campbell, John Y. 1995. Some lessons from the yield curve. *Journal of Economic Perspectives*, **9**, 129-152.
- Ceballos, Luís. 2014. The yield curve factors and economic surprises in the Chilean bond market. *Revista de Análisis Económico*, **29**, 2-23.
- Coroneo, Laura; Giannone, Domenico; Modugno, Michele. 2014. *Unspanned macroeconomic factors in the yield curve*. Finance and Economics Discussion Series. Federal Reserve Board.
- Cortés Espada, Josué F.; & Ramos-Francia, Manuel. 2008. *A macroeconomic model of the term structure of interest rates in Mexico*. Working Papers. Banco de Mexico.
- Cortés Espada, Josué. F.; & Ramos-Francia, Manuel. 2009. *Bayesian estimation of a macroeconomic model of the term structure of interest rates in Mexico*. Banco de Mexico.
- Cox, John C.; Ingersoll Jr. Jonathan E.; & Ross, Stephen A. 1985. A Theory of the Term Structure of Interest Rates. *Econometrica*, **52**, 385-408.

- Dai, Qiang; & Singleton, Kenneth. 2000. Specification analysis of affine term structure models. *Journal of Finance*, **55**, 1943–1978.
- Diebold, Francis X.; & Li, Canlin. 2006. Forecasting the term structure of government bond yields. *Journal of Econometrics*, **130**, 337–364.
- Diebold, Francis X.; Rudebusch, Glenn D.; & Aruoba, S. 2006. Boragan The macroeconomics and the yield curve: a dynamic latent factor approach. *Journal of Econometrics*, **131**, 309–338.
- Diebold, Francis X.; Piazzesi, Monika; & Rudebusch, Glenn D. 2005. Modeling Bond Yields in Finance and Macroeconomics. *American Economic Review*, **95**, 415–420.
- Diebold, Francis X.; & Mariano, Roberto S. 1995. Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, **13**, 253–263.
- Duffee, Gregory R. 2011. *Sharpe ratios in term structure models*. Working papers, Johns Hopkins University, Department of Economics.
- Estrella, Arturo; & Mishkin, Federic S. 1997. The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: implications for the European Central Bank. *European Economic Review*, **41**, 1375–1401.
- Evans, Charles L.; & Marshall, David A. 2007. Economic determinants of the nominal treasury yield curve. *Journal of Monetary Economics*, **54**, 1986–2003.
- Evans, Charles L.; & Marshall, David A. 1998. *Monetary policy and the term structure of nominal interest rates: evidence and theory*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. North-Holland: Elsevier.
- Fabozzi, Frank. J.; Focardi, Sérgio M. Rachev, Svetlozar T.; & Arshanapalli, Bala G. 2014. Factor analysis and principal components analysis. In: *The basics of financial econometrics*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Ferstl, Robert; & Hayden, José. 2010 Zero-Coupon Yield Curve Estimation with the Package termstrc. *Journal of Statistical Software*, **36**, 1–24.
- Gürkaynak, Refet S.; & Wright, Jonathan H. 2012. Macroeconomics and the term structure. *Journal of Economic Literature*, **50**, 331–367.

- Hördahl, Peter; Tristani, Oreste; & Vestin, David. 2005. A joint econometric model of macroeconomic and term-structure dynamics. *Journal of Econometrics*, **131**, 405-444.
- Johansen, Soren. 1995. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. New York: Oxford University Press.
- Johnson, Richard A.; & Wichern, Dean W. 2007. *Applied multivariate statistical analysis*. 6. ed. New Jersey: Pearson.
- Joslin, Scott; Pribsch, Marchel; Singleton, Kenneth. J. 2014. Risk premiums in dynamic term structure models with unspanned macro risks. *The Journal of Finance*, **49**, 1197-1233.
- Jotikasthira, Chotibhak; Le, Anh; & Lundblad, Christian. 2015. Why do term structures in different currencies co-move? *Journal of Financial Economics*, **115**, 58-83.
- Juselius, Katarina. 2006. *The cointegrated VAR model: methodology and applications*. Oxford University Press.
- Lima, Alexandre M. C.; & Issler, João V. 2003. A hipótese das expectativas na estrutura a termo de juros no Brasil: uma aplicação de modelos de valor presente. *Revista Brasileira de Economia*, **57**, 873-896.
- Litterman, Robert B.; & Scheinkman, José. 1991. Common factors affecting bond returns. *The Journal of Fixed Income*, **1**, 54-61.
- Marçal, Emerson F.; & Pereira, Pedro L. V. 2007. A estrutura a termo das taxas de juros no Brasil: testando a hipótese de expectativas racionais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, **37**, 113-148.
- Matsumura, Marco; & Moreira, Ajax. 2005. *Can macroeconomic variables account for the term structure of sovereign spreads? Studying the Brazilian case*. Texto para Discussão, n. 1106. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Montes, Gabriel C.; & Bastos, Júlio C. A. 2011. Metas de inflação e estrutura a termo das taxas de juros no Brasil. *Economia Aplicada*, **15**, 391-415.
- Morais, Igor. A. C. de; Silveira, Eduarda. M. C. da; Samsonescu, Jorge. A. D.; & Macêdo, Guilherme R. de. 2014. *Revisitando a curva de juros*. XVII Encontro de Economia da Região Sul. ANPEC/SUL.

- Morales, Marco. 2010. The real yield curve and macroeconomic factors in the Chilean economy. *Applied Economics*, **42**, 3533-3545.
- Nelson, Charles R.; & Siegel, Alan F. 1987. Parsimonious modeling of yield curves. *The Journal of Business*, **60**, 473-489.
- Pesaran, Hashen; & Shin, Yongcheol. 1998. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economic Letters*, **58**, 17-29.
- Pinheiro, Felipe; Almeida, Caio; & Vicente, José. 2007. Um modelo de fatores latentes com variáveis macroeconômicas para a curva de cupom cambial. *Revista Brasileira de Finanças*, **5**, 79-92.
- Rudebusch, Glenn D.; Sack, Brian; & Swanson, Eeric. 2007. Macroeconomic implications of changes in the term premium. *Federal Reserve Bank of St. Louis*. **89**, 241-269.
- Scott, Joslin; Le, Anh; & Singleton, Kenneth J. 2013. Why Gaussian macro-finance term structure models are (nearly) unconstrained factor-VARs. *Journal of Financial Economics*, **109**, 604-622.
- Sekkel, Ronald; & Alves, Denisard. 2005. *The economic determinants of the Brazilian term structure of interest rates*. XXXIII Encontro Nacional de Economia. ANPEC.
- Shousha, Samer. 2008. Estrutura a termo da taxa de juros e dinâmica macroeconômica no Brasil. *Revista do BNDES*, **15**, 303-345.
- Silveira, Marcos A. C. da. 2005. *Modelo fatorial linear macroeconômico de estrutura a termo da taxa de juros: aplicação para a economia brasileira*. Texto para Discussão, n. 1097. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Sims, Christopher A.; Stock, James H.; & Watson, Mark W. 1990. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, **58**, 113-144.
- Triches, Divanildo; & Caldart, Wilson. L. 2005. *As teorias da estrutura a termo das taxas de juros da economia brasileira: uma análise da causalidade de setembro 1999 a setembro 2004*. VIII Encontro de Economia da Região Sul. ANPEC/SUL.
- Wu, Tao. 2002. *Monetary policy and the slope factor in empirical term structure estimations*. FRBSF Working Paper, 2002-07. Federal Reserve Bank of San Francisco.



Apêndice

Tabela A.1

Descrição das variáveis macroeconômicas

País / Série	Identificação	Período	Descrição
Brasil / PIB	gdp_br	2006:03 - 2014:08	Número índice, com frequência trimestral (100 = 1995) ^A
Brasil / Nível de inflação	cpi_br	2006:03 - 2014:08	Número índice, com frequência mensal (100 = 2010) ^B
Brasil / Nível de desemprego	un_br	2006:03 - 2014:08	Percentual, com frequência mensal ^B
Chile / PIB	gdp_ch	2006:03 - 2014:08	Número índice, com frequência trimestral (100 = 2010) ^B
Chile / Nível de inflação	cpi_ch	2006:03 - 2014:08	Número índice, com frequência mensal (100 = 2010) ^B
Chile / Nível de desemprego	un_ch	2006:03 - 2014:08	Percentual, com frequência mensal ^B
México / PIB	gdp_mx	2006:03 - 2014:08	Número índice, com frequência trimestral (100 = 2010) ^B
México / Nível de inflação	cpi_mx	2006:03 - 2014:08	Número índice, com frequência mensal (100 = 2010) ^B
México / Nível de desemprego	un_mx	2006:03 - 2014:08	Percentual, com frequência mensal ^B

Notas: (A) Série divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)

(B) Séries divulgadas pelo Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED).

**Tabela A.2**

Resumo de estudos aplicados para os países da América Latina

Referência	Período (país)	Modelo	Frequência	Resultado
Sekkel e Alves (2005)	1995:01 – 2003:03 (Brasil)	Near-VAR	Dados mensais	Se verificaram variâncias próximas a 85% para taxas de juros de 12 meses, a partir de choques no nível da atividade econômica e de inflação. Ainda, testes indicaram efeitos de choques no nível do risco-país, de forma que mudanças neste indicador poderiam alterar até 40% das taxas de juros brasileiras para 12 meses.
Shousha (2008)	1999:09 – 2005:07 (Brasil)	VAR, com aplicação de funções de verossimilhança e filtro de Kalman	Dados mensais	Foi constatado que variáveis cíclicas, como hiato do produto, taxa de inflação e variação das taxas de câmbio nominais, responderam por até 53% da variação das taxas de juros entre 1999 e 2005. A diferença é atribuída a fatores não-observados, como aversão ao risco internacional e expectativas inflacionárias.
Bernz (2014)	2004:01 – 2013:12 (Brasil)	Modelo Nelson-Siegel, com análise de componente principal e filtro de Kalman estendido	Dados mensais	A partir dos testes, não foi possível concluir que a inclusão de variáveis macroeconômicas torna os modelos mais precisos para estimar a estrutura a termo de juros, uma vez que os benefícios obtidos, com a inclusão destas, foi marginal.
Cortés Espada e Ramos-Francia (2008)	2001:07 – 2008:06 (México)	Método dos momentos generalizados (GMM) e função de verossimilhança	Dados mensais	Se verificou que choques, que são percebidos por terem um efeito persistente sobre a inflação, afetam o a curva de juros. O efeito sobre os rendimentos de médio e longo prazo é explicado pela expectativa a respeito dos juros futuros de curto prazo e prêmio de risco associado.
Cortés Espada e Ramos-Francia (2009)	2001:07 – 2009:04 (México)	Algoritmos bayesianos	Dados mensais	Alterações macroeconômicas do Estados Unidos possuem um importante papel na determinação dos riscos associados aos rendimentos de títulos mexicanos. Ainda, foi percebido que alterações macroeconômicas afetam a estrutura a termo de juros de diferentes formas.
Morales (2010)	1996:04 – 2001:07 (Chile)	VAR, com aplicação do filtro de Kalman	Dados mensais	Os resultados dão suporte à interação dinâmica entre os fatores latentes da curva de juros e variáveis macroeconômicas. As funções de impulso-resposta sugerem que políticas monetárias implementadas pelo Banco Central chileno têm influência dos agentes econômicos, em razão da significativa resposta a partir de políticas adotadas.
Ceballos (2014)	2005:01 – 2013:04 (Chile)	Modelo Nelson-Siegel e análise de componente principal	Dados diários	Os resultados sugerem que anúncios de resultados macroeconômicos possuem impacto na determinação dos movimentos da curva de juros do Chile, tanto na abordagem do modelo Nelson-Siegel, como na análise de componente principal.

Tabela A.3

Modelos estimados das curvas de juros para Brasil, México e Chile

Param. Brasil	Modelo NS			Modelo DL			PCA		
	β_1	β_2	β_3	β_1	β_2	β_3	PC1	PC2	PC3
Média	12.4048	-1.5929	-1.3757	12.5873	-1.9410	0.4509	0.0000	0.0000	0.0000
Desvio Padrão	1.4363	1.7923	3.7300	1.4596	1.9401	4.0000	2.6928	0.8179	0.2709
Assimetria	0.6068	0.0994	0.4157	0.6456	-0.1143	0.2299	0.1308	0.1903	-0.0097
Curtose	3.7535	2.3734	2.5997	3.0181	2.0631	2.2419	2.7935	3.1732	2.2956
RMSE - AR(1)	0.3677	0.3754	2.0577	0.0002	0.0001	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000
SQR - VAR(1)	181.0512	190.3289	4471.2090	0.0001	0.0001	0.0009	7.9787	0.4728	0.0337
Param. México	Modelo NS			Modelo DL			PCA		
	β_1	β_2	β_3	β_1	β_2	β_3	PC1	PC2	PC3
Média	9.8679	-4.2128	-7.1785	9.1786	-3.4961	-6.5950	0.0000	0.0000	0.0000
Desvio Padrão	1.6824	2.1713	5.1707	1.4912	1.9130	5.0520	2.4937	0.6456	0.5767
Assimetria	-0.2538	-0.0753	-0.4070	-0.4478	-0.2023	-0.4936	0.1852	0.2402	0.1878
Curtose	3.6938	1.9758	2.5650	2.9060	1.9815	2.6647	1.5684	2.4797	2.2767
RMSE - AR(1)	0.6385	0.6414	0.6651	0.0003	0.0002	0.0007	0.0000	0.0000	0.0000
SQR - VAR(1)	4.8922	4.7771	32.2610	0.0002	0.0001	0.0015	0.1259	0.0060	0.0073
Param. Chile	Modelo NS			Modelo DL			PCA		
	β_1	β_2	β_3	β_1	β_2	β_3	PC1	PC2	PC3
Média	6.1822	-1.8393	-1.2760	6.1834	-1.8848	0.4850	0.0000	0.0000	0.0000
Desvio Padrão	0.6902	2.2418	2.6202	0.7288	2.3911	1.9166	1.9404	1.0884	0.1998
Assimetria	0.4425	-1.1372	-0.8817	0.6844	-1.2789	-0.1427	0.4181	0.4132	1.0353
Curtose	2.7439	3.1673	4.5383	2.5826	3.4891	2.7967	3.6267	2.0569	4.3925
RMSE - AR(1)	0.2056	0.2277	1.2994	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
SQR - VAR(1)	55.1711	60.8739	663.1445	0.0000	0.0000	0.0001	0.1589	0.0696	0.0018

Tabela A.4

Capacidade explicativas das variáveis macroeconômicas para cada componente da curva de juros

		PC1	PC2	PC3
Brasil	R ² ajust	0,3922***	0,0005****	0,3990*
	RMSE	2,0865	0,7775	0,2029
	MAPE	867,1124	105,2972	333,1867
Chile	R ² ajust	0,7642*	0,3553***	0,2379*
	RMSE	0,9300	0,8693	0,1879
	MAPE	132,6674	136,3490	104,1588
México	R ² ajust	0,7980*	0,4780*	0,0573**
	RMSE	1,1108	0,4676	0,5347
	MAPE	73,4504	166,6473	214,9798

Notas: Processo AR para cada componente da curva de juros tendo como variáveis explicativas o PIB, inflação e desemprego. Comparação do R² ajustado, e do poder de previsão com RMSE e MAPE (*Mean Absolut Percentage Error*)

* Todas variáveis significativas, ** Apenas DES não foi significativo a 5%, *** Apenas Desemprego significativo e ****Nenhuma variável significativa

Tabela A.5

Correlação entre os parâmetros estimados via NS e DL

	$cor(\beta_1^{NS}, \beta_1^{DL})$	$cor(\beta_2^{NS}, \beta_2^{DL})$	$cor(\beta_3^{NS}, \beta_3^{DL})$
Brasil	0,8172	0,8256	0,5753
México	0,7596	0,8499	0,987
Chile	0,8815	0,9836	0,2026

Tabela A.6

Correlação entre juros e variáveis macroeconômicas

Juros	Brasil			Chile			México		
	PIB	INF	DES	PIB	INF	DES	PIB	INF	DES
30D	0.133271	0.444572	-0.257924	-0.567373	0.601534	-0.630112	0.230511	-0.109744	-0.327282
60D	0.170736	0.446483	-0.279628						
90D	0.206868	0.445858	-0.298986	-0.611147	0.583100	-0.619185	0.238993	-0.101671	-0.339222
120D	0.242622	0.444547	-0.318667						
180D	0.290296	0.434010	-0.345943				0.245663	-0.101169	-0.336956
1Y	0.346880	0.405373	-0.377369				0.224014	-0.085573	-0.307331
2Y				-0.703616	0.492888	-0.562532			
3Y							0.044130	0.033071	-0.016863
5Y	0.117199	0.416021	-0.216617	-0.566296	0.398775	-0.423262	-0.032634	0.055171	-0.059208
10Y	0.050164	0.415386	-0.173069	-0.307585	0.271456	-0.247036	-0.148855	0.126813	0.029806

Tabela A.7

Carga dos autovetores da análise de componente principal

	Brasil			Chile			México		
	PC 1	PC 2	PC 3	PC 1	PC 2	PC 3	PC 1	PC 2	PC 3
PIB	0.093340	-0.712000	0.192609	-0.318451	0.401034	-0.290342	0.081146	-0.613117	0.008838
INF	0.181503	0.058213	-0.917309	0.296123	-0.432595	0.431854	-0.033316	0.497718	0.768415
DES	-0.133221	0.651658	0.277307	-0.293938	-0.286088	0.530980	-0.114169	0.525008	-0.585267
30D	0.344633	0.083811	0.063336	0.403193	-0.230540	-0.256310	0.390677	-0.037965	0.048528
60D	0.348885	0.060194	0.068468						
90D	0.352315	0.037887	0.075296	0.409240	-0.192955	-0.274717	0.391882	-0.040374	0.067303
120D	0.355107	0.015581	0.081162						
180D	0.357056	-0.015577	0.094944				0.393288	-0.039683	0.061456
1Y	0.354009	-0.051253	0.115874				0.394531	-0.020104	0.043819
2Y				0.433275	0.115202	-0.128475			
3Y							0.327838	0.127811	-0.191507
5Y	0.323199	0.134226	0.033606	0.376772	0.411132	0.217285	0.373466	0.159461	-0.079571
10Y	0.304316	0.178318	-0.004558	0.254508	0.545440	0.492322	0.340273	0.232200	-0.106466
RMSE*	0.267385	1.320877	1.007572	0.508439	0.774851	0.950341	0.206473	1.197313	1.038785

Nota: *RMSE da comparação entre os componentes elaborados unicamente com os juros e dos componentes integrados com as variáveis macroeconômicas.

Tabela A.8

Resultados dos testes de cointegração

Brasil							
r	Autovalores λ_i	Estatística traço	Valor crítico a 5%	p-valor	Máx- Autovalor	Valor crítico a 5%	p-valor
0	0.394898	140.6409	117.7082	0.0008	48.72877	44.4972	0.0163
1	0.289899	91.9121	88.8038	0.0293	33.2077	38.33101	0.1726
2	0.240803	58.7044	63.8761	0.1261	26.72294	32.11832	0.1977
3	0.178873	31.98145	42.91525	0.3895	19.11647	25.82321	0.2975
4	0.099804	12.86498	25.87211	0.7487	10.19881	19.38704	0.5976
5	0.027112	2.666175	12.51798	0.9136	2.666175	12.51798	0.9136

Chile							
r	Autovalores λ_i	Estatística traço	Valor crítico a 5%	p-valor	Máx- Autovalor	Valor crítico a 5%	p-valor
0	0.394898	140.6409	117.7082	0.0008	48.72877	44.4972	0.0163
1	0.289899	91.9121	88.8038	0.0293	33.2077	38.33101	0.1726
2	0.240803	58.7044	63.8761	0.1261	26.72294	32.11832	0.1977
3	0.178873	31.98145	42.91525	0.3895	19.11647	25.82321	0.2975
4	0.099804	12.86498	25.87211	0.7487	10.19881	19.38704	0.5976
5	0.027112	2.666175	12.51798	0.9136	2.666175	12.51798	0.9136

México							
r	Autovalores λ_i	Estatística traço	Valor crítico a 5%	p-valor	Máx- Autovalor	Valor crítico a 5%	p-valor
0	0.791522	394.0402	117.7082	0.0000	139.5451	44.4972	0.0000
1	0.658384	254.4951	88.8038	0.0000	95.59212	38.33101	0.0000
2	0.534236	158.903	63.8761	0.0000	68.00279	32.11832	0.0000
3	0.403558	90.90021	42.91525	0.0000	45.99277	25.82321	0.0000
4	0.275534	44.90743	25.87211	0.0001	28.68647	19.38704	0.0017
5	0.166614	16.22096	12.51798	0.0115	16.22096	12.51798	0.0115

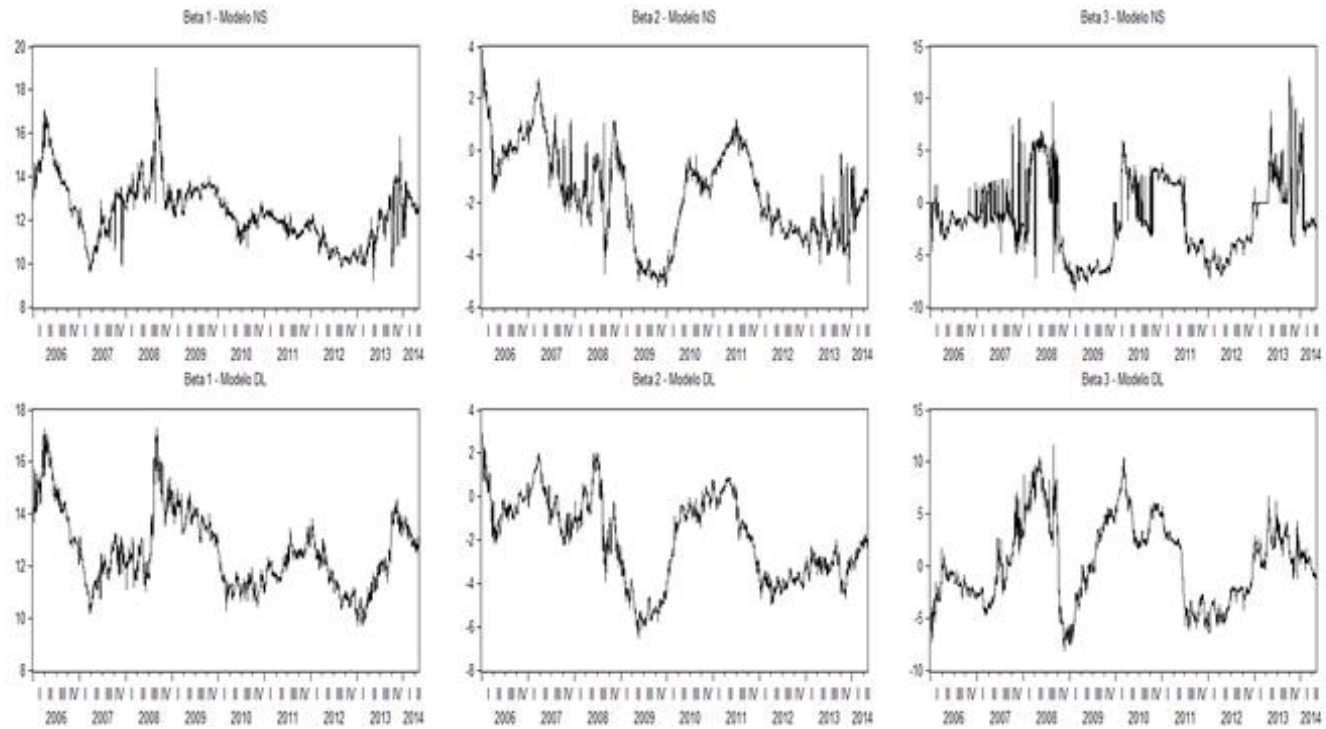
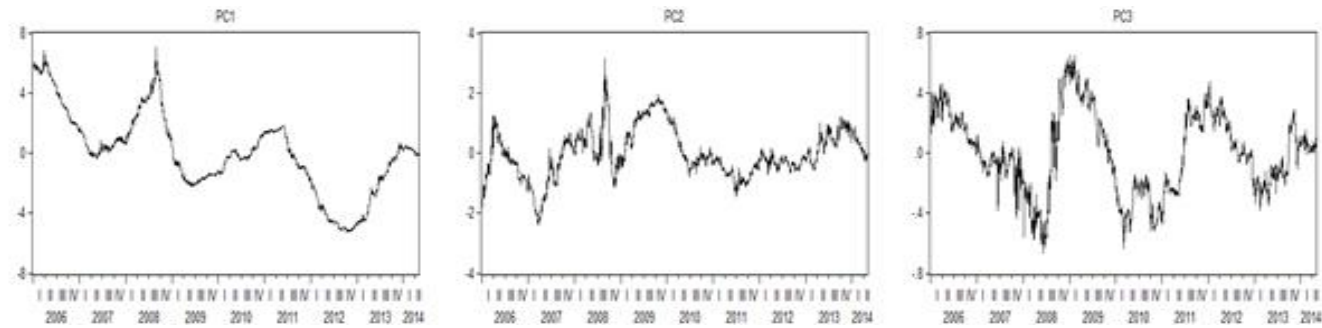


Figura A.1
Parâmetros estimados para a curva de juro do Brasil (2006 – 2014)



Cont. Figura A.1

Parâmetros estimados para a curva de juro do Brasil (2006 – 2014)

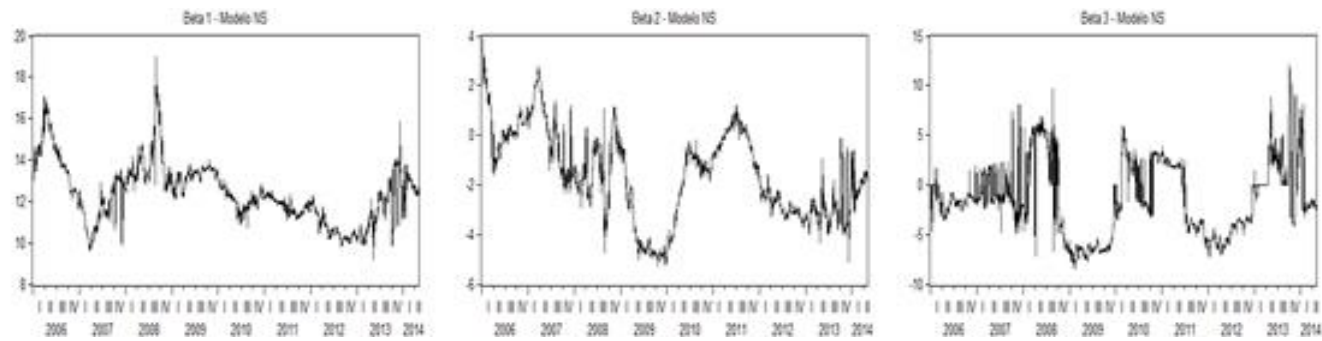
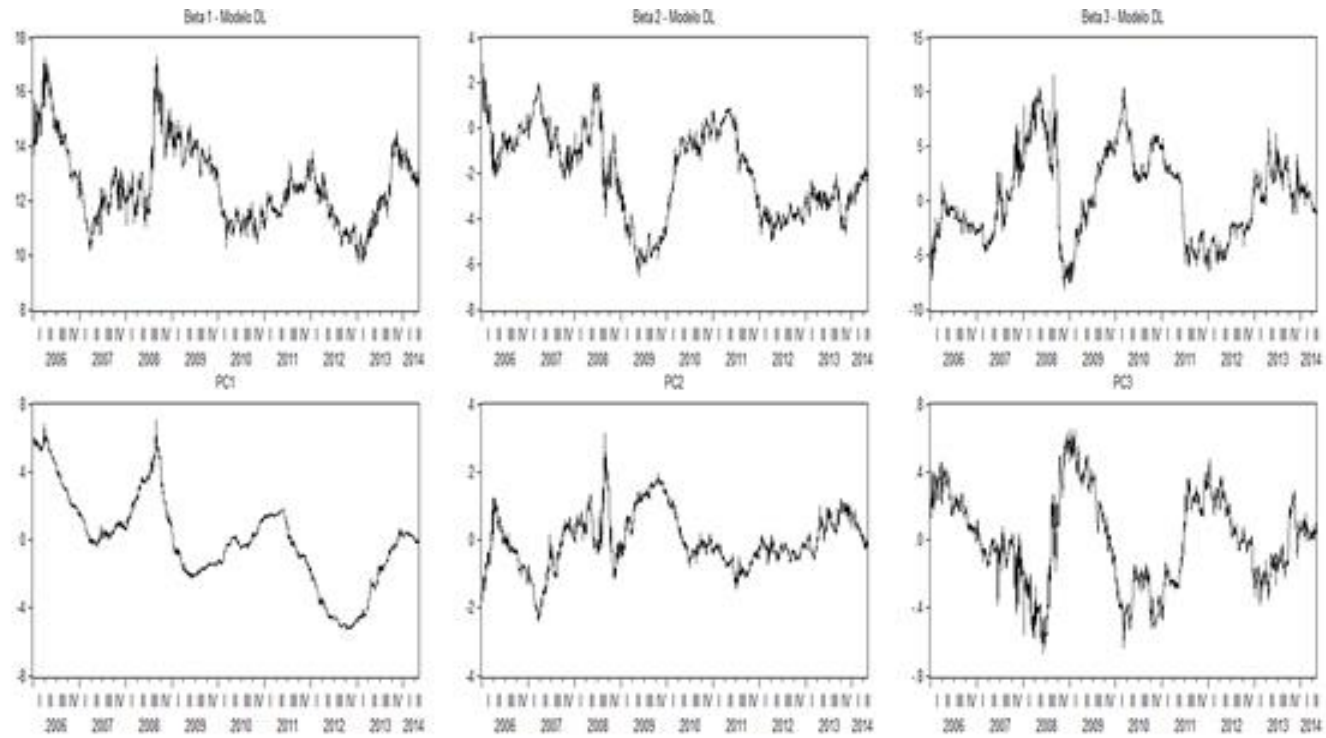


Figura A.2

Parâmetros estimados para a curva de juro do México (2006 – 2014)



Cont. Figura A.2
Parâmetros estimados para a curva de juro do México (2006 – 2014)

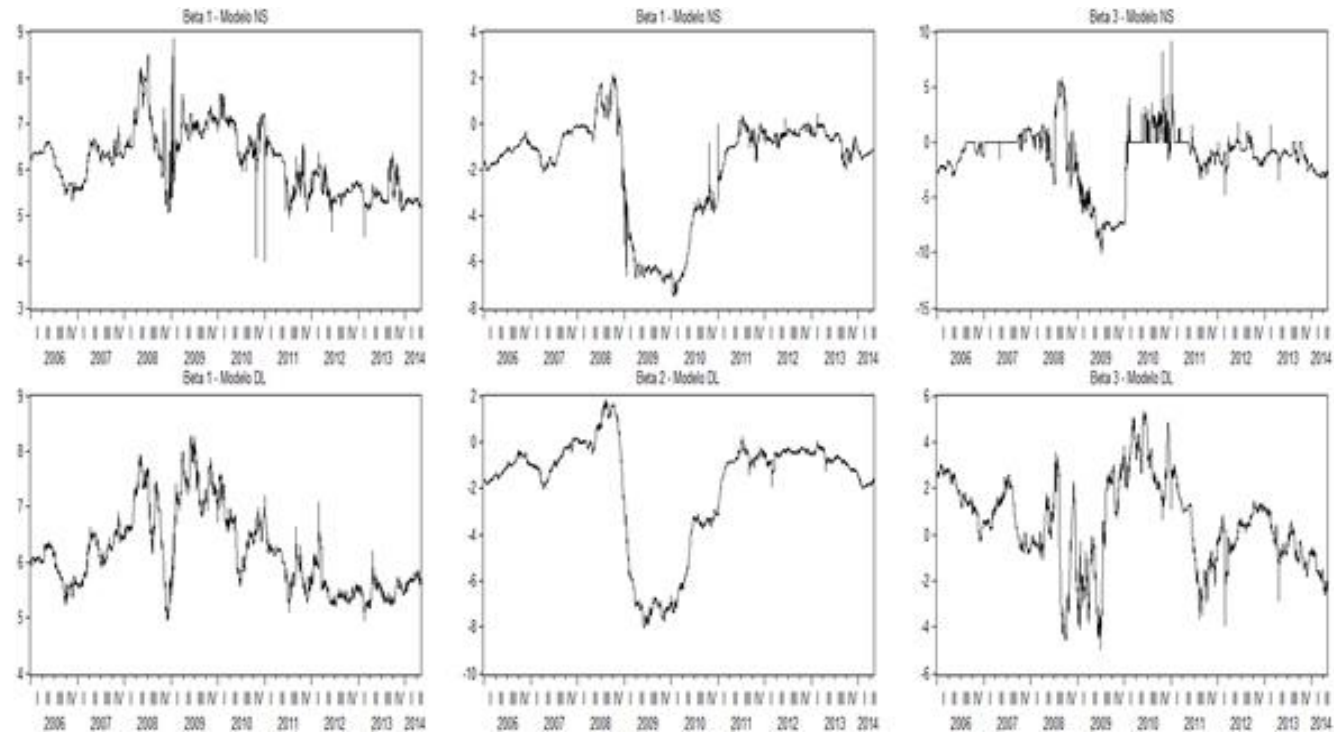
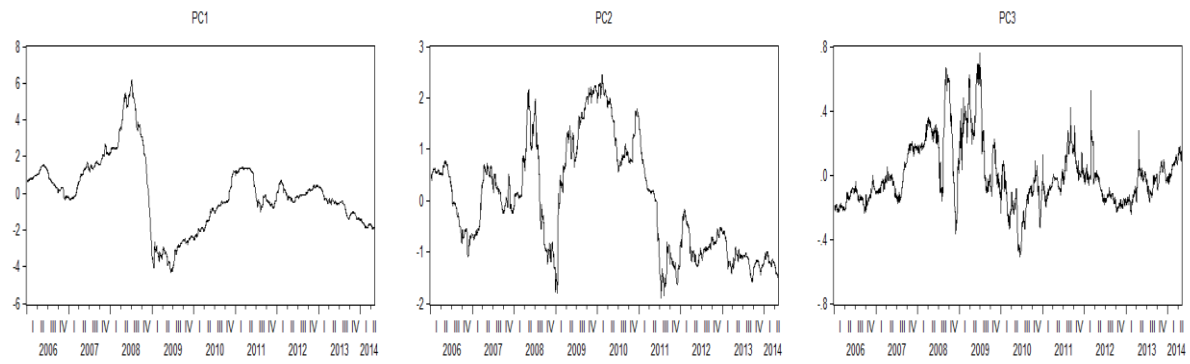


Figura A.3
Parâmetros estimados para a curva de juro do Chile (2006 – 2014)



Cont. Figura A.3
Parâmetros estimados para a curva de juro do Chile (2006 – 2014)



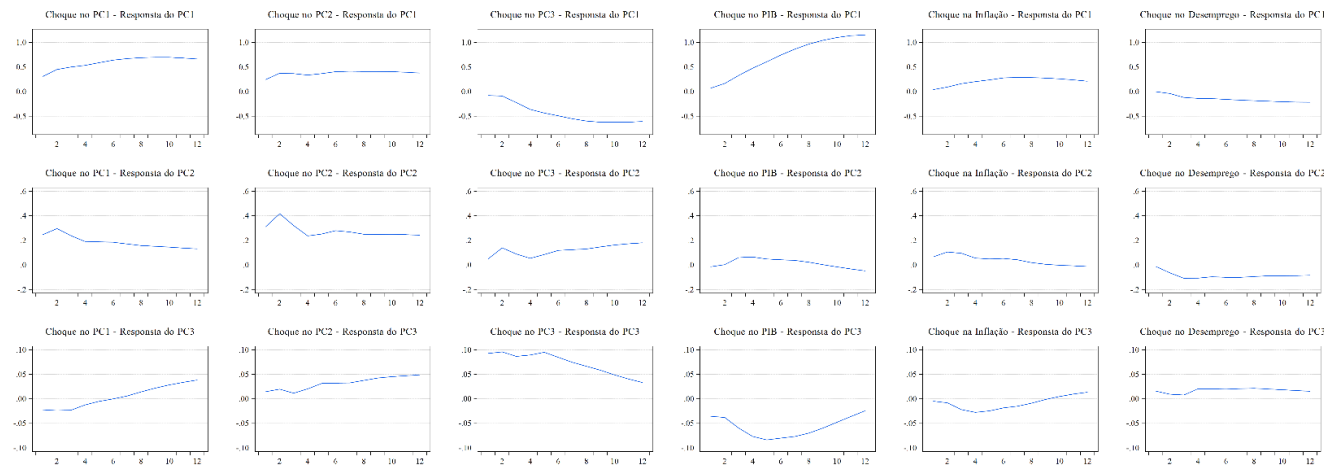
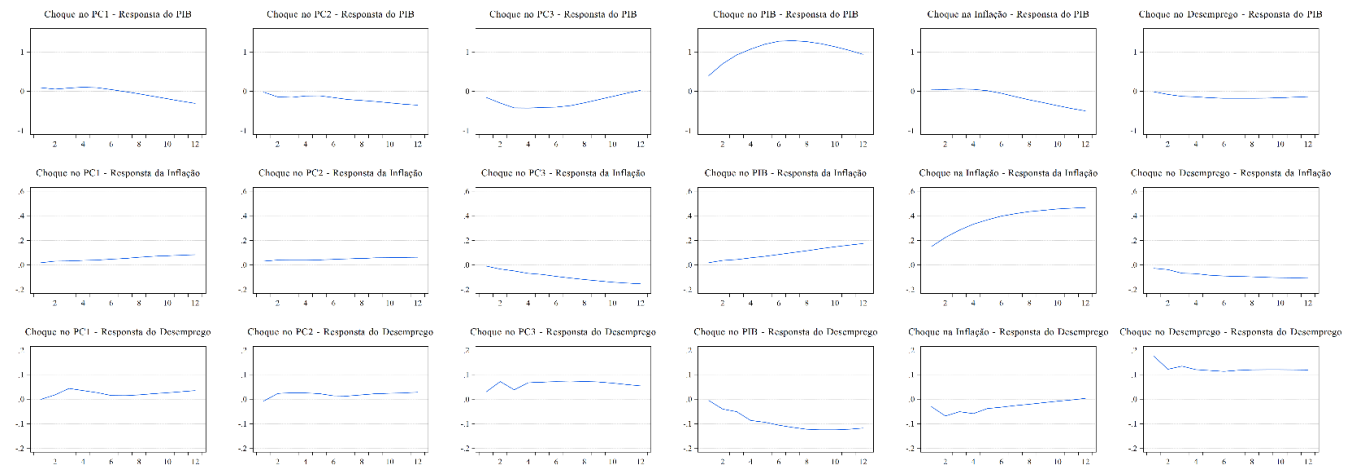


Figura A.4
Funções impulso resposta o Brasil





Cont. Figura A.4
Funções impulso resposta o Brasil



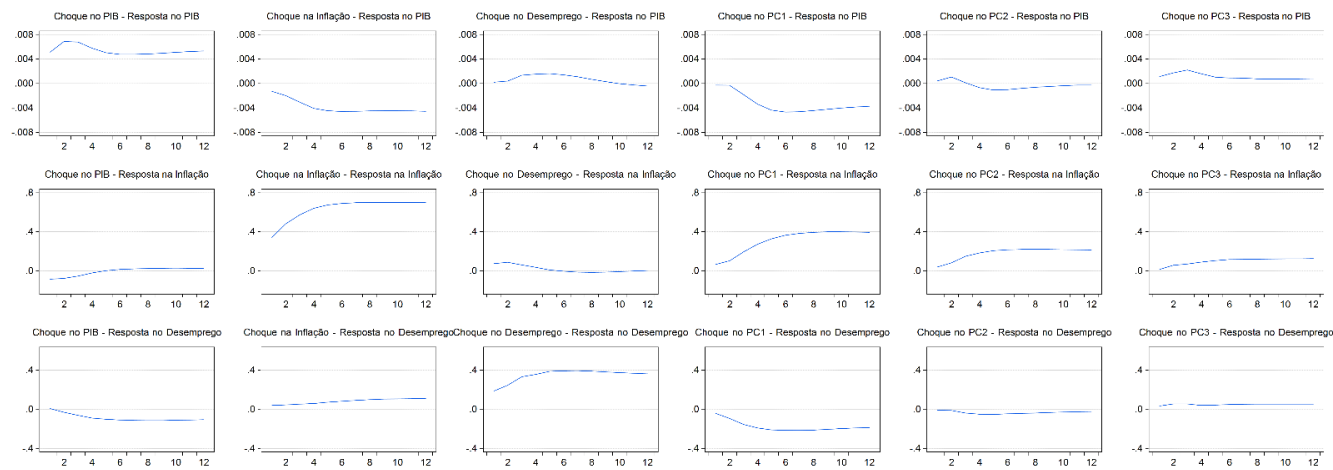
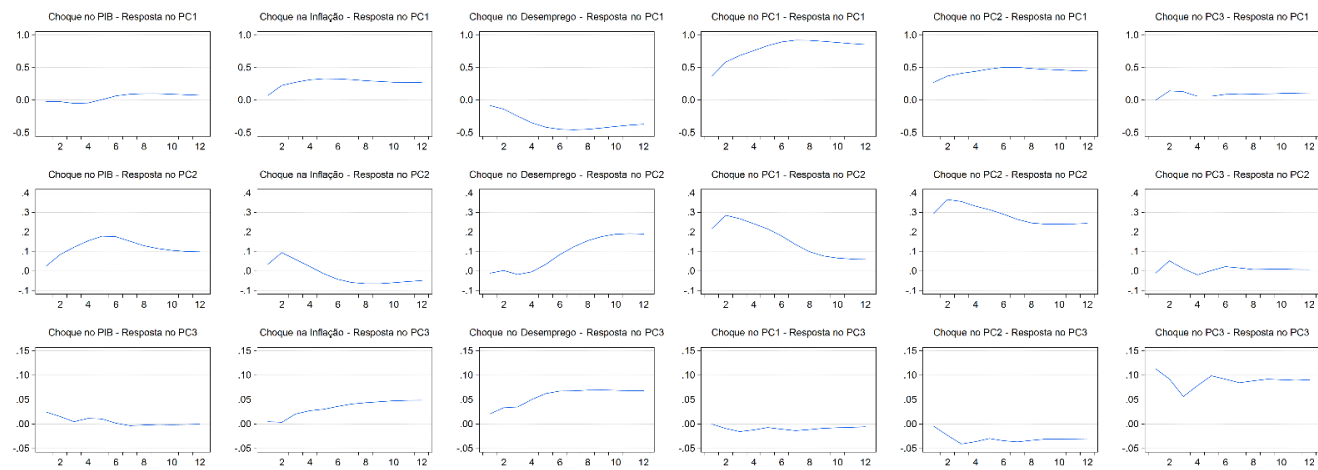


Figura A.5
Funções impulso resposta para o Chile





Cont. Figura A.5
Funções impulso resposta para o Chile



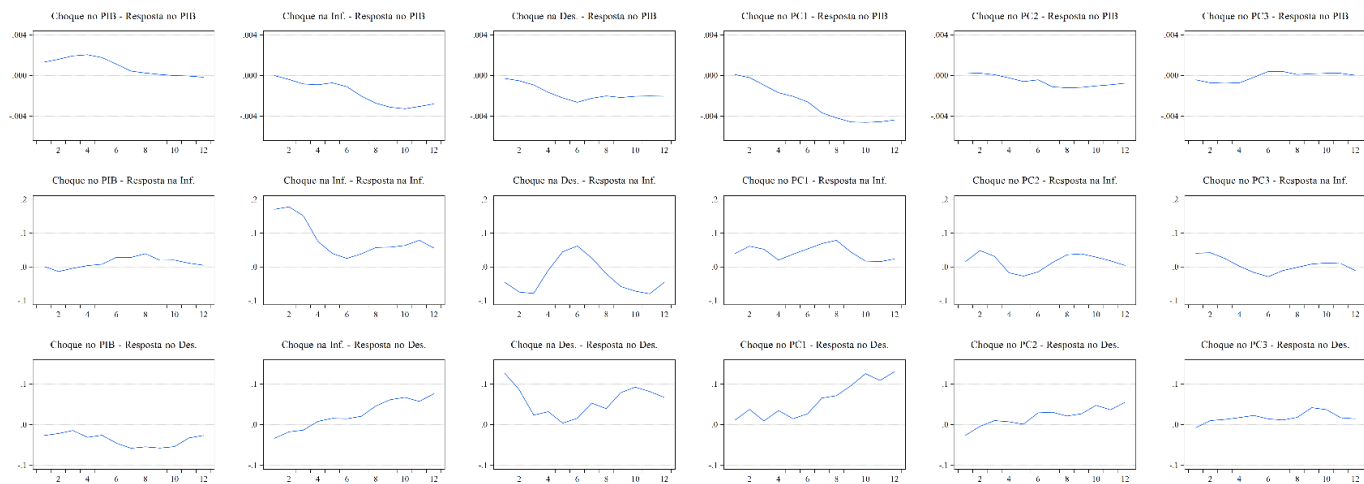
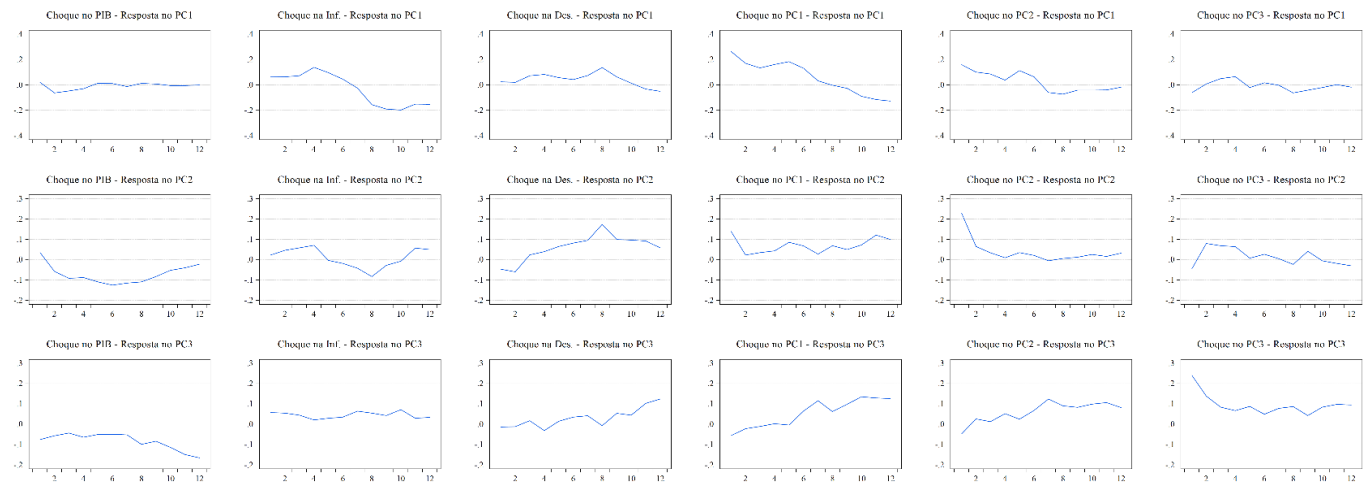


Figura A.6
Funções impulso resposta para o México





Cont. Figura A.6
Funções impulso resposta para o México

