

1

A Relevância da Comunicação do Banco Central do Brasil e seu Impacto sobre a Estrutura a Termo da Taxa de Juros

1.1

Introdução

A comunicação dos bancos centrais tem se mostrado, ao longo do tempo, fator relevante da política monetária, trazendo informação quanto à trajetória futura das taxas de juros além daquela já disponibilizada pelo nível de juros definido pelo comitê de política monetária do país.

No Brasil, uma comunicação mais transparente tem sido adotada desde o final dos anos 1990, e muitos estudos surgiram desde então buscando entender e/ou quantificar o impacto dessa informação sobre o comportamento do mercado financeiro. Janot e Mota (2012), por exemplo, buscam analisar a volatilidade existente na estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ) em dias com e sem comunicação do Banco Central. Para isso, utilizam um modelo da família GARCH e *dummies* para as datas de comunicação do Comitê de Política Monetária (COPOM), e os resultados indicam volatilidade menor nas taxas de juros nos dias associados a divulgações das atas do COPOM e dos Relatórios de Inflação¹.

Carvalho, Cordeiro e Vargas (2013) utilizam uma metodologia baseada em Lucca e Trebbi (2011) e analisam o impacto das comunicações do Banco Central do Brasil (BCB) com base na linguagem utilizada na comunicação - *statements* - divulgada junto à decisão da meta da taxa de juros - Selic. Analogamente, Chague et al. (2013) buscam analisar o efeito da comunicação do BCB sobre a trajetória da ETTJ brasileira, dessa vez utilizando a metodologia de Tetlock et al. (2008) para construir uma série de comunicação do BCB a partir das informações advindas das atas do COPOM, divulgações realizadas oito dias após a reunião do

¹ Outros trabalhos nessa linha são os de Costa Filho (2008) e Costa Filho e Rocha (2010).

Comitê e, conseqüentemente, oito dias após a escolha da meta da taxa de juros. Assim como os outros trabalhos mencionados, ambos os estudos também encontram resultados que corroboram a importância da comunicação do BCB nos movimentos da ETTJ, indicando que os agentes incorporam essa informação ao precificar contratos mais longos.

Estudos utilizando dados norte-americanos ou europeus também contribuem para evidenciar a importância da comunicação dos bancos centrais no comportamento das taxas de juros, em especial daquelas com maturidades mais longas. Brand, Buncic e Turunen (2006), por exemplo, trabalham com dados europeus de alta frequência e concluem que a comunicação do Banco Central Europeu durante as conferências à imprensa (*press conference*) afeta as expectativas do mercado em relação à trajetória futura da política monetária, principalmente sobre as taxas de médio e longo prazo. Na mesma linha, Gürkaynak, Sack e Swanson (2005) investigam os efeitos da política monetária norte-americana sobre os preços de ativos (preços de ações e estrutura a termo da taxa de juros), também a partir de dados de alta frequência nos dias de comunicação do Fed (*Federal Open Market Committee statements*). Similarmente, os resultados indicam que tanto as ações de política monetária quanto os *statements* divulgados pelo Comitê apresentam efeitos relevantes sobre os preços de ativos, novamente com a comunicação apresentando grande relevância na trajetória dos vértices mais longos da curva de juros. Diversos outros estudos sobre comunicação do banco central de países desenvolvidos buscaram analisar a influência da comunicação sobre as expectativas formadas nos mercados financeiros acerca do comportamento das taxas de juros e de câmbio. Citam-se, exemplificativamente, os trabalhos de Rosa e Verga (2007), Rosa (2011), Ranaldo e Rossi (2010), Guthrie e Wright (2000) e Hayo, Kutan e Neuenkirch (2010), que contribuem para corroborar a importância desse fator comunicação sobre a trajetória de ativos relevantes do mercado financeiro.

Neste artigo, a intenção será construir uma medida de comunicação do Banco Central do Brasil a partir da metodologia sugerida por Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), que trabalha com fatores latentes de taxas de juros futuras em momentos próximos às divulgações do FOMC. Na essência, os principais fatores latentes, que representam o ‘nível’, a ‘inclinação’ e a ‘curvatura’ da curva de *yields*, são conhecidos na literatura por explicar muito das variações dos juros,

independentemente de estarem associados a comunicações de bancos centrais (Litterman e Scheinkman (1991)). O estudo de Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), portanto, contribuiu para construir fatores latentes rotacionados que permitissem ser interpretados como fator meta e fator comunicação do Fed.

Neste trabalho, será estudado quanto da oscilação dos juros futuros pode ser associada às decisões sobre a taxa Selic nas reuniões do COPOM (fator meta) e quanto pode estar associada aos *statements* divulgados concomitantemente a essas decisões (fator trajetória), bem como avaliar se essa metodologia é adequada para obter uma medida de comunicação para os dados brasileiros.

Os resultados deste trabalho podem ser divididos em duas partes.

Em um primeiro momento, evidencia-se que os resultados, *construídos a partir da premissa* de que os dois primeiros fatores principais representam o fator meta e fator trajetória, tal como definido em Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), indicam que ambos são relevantes para explicar as oscilações na ETTJ, sendo o fator meta mais relevante para explicar variações nas taxas referenciais de maturidades mais curtas, enquanto o fator trajetória aumenta sua relevância como variável explicativa das oscilações da estrutura a termo para vértices mais longos, como os de 2, 3 e 5 anos, por exemplo.

Por outro lado, exercícios realizados para investigar se a variável construída para ser o fator comunicação do BCB reflete adequadamente as informações advindas dos *statements* indicam que, *em sendo* o segundo fator a medida de comunicação do BCB, ela *não parece estar* livre da interferência de outros fatores, como veremos ao longo deste capítulo.

Este trabalho está estruturado da seguinte forma: a Seção 1.2 apresenta a relação entre as decisões de política monetária e as oscilações na ETTJ brasileira a partir de uma regressão de mínimos quadrados ordinários, utilizando dados diários para evitar problemas de endogeneidade. A Seção 1.3 apresenta aspectos motivadores quanto à busca de mais de um fator explicativo para as oscilações na curva de juros, já que existem indícios de que a diferença entre os juros definidos pelo COPOM e seu valor esperado pelo mercado (surpresa da política monetária) não parecem ser suficientes para explicar toda a oscilação evidenciada no mercado de contratos de swap *DI X Pré* nas negociações ocorridas logo após as reuniões do Comitê. Para investigar esse tópico, utilizamos o Método dos Componentes Principais e a metodologia de Cragg e Donald (1997), mesma estratégia utilizada

por Gürkaynak, Sack e Swanson (2005). Regressões de mínimos quadrados ordinários são estimadas para analisar a relação desejada, dessa vez utilizando variáveis construídas a partir dos componentes principais.

Aplicada a metodologia de Gürkaynak, Sack e Swanson (2005) para os dados brasileiros, cabe investigar se a variável construída para ser o fator comunicação do BCB de fato reflete adequadamente as informações advindas dos *statements* divulgados pelo COPOM. Para isso, alguns exercícios são apresentados na Seção 1.4. A Seção 1.5 apresenta as considerações finais.

1.2 Relação entre Surpresas na Taxa Selic e a Estrutura a Termo da Taxa de Juros

A existência de relação entre surpresas na decisão da taxa Selic e variações nas taxas de juros de diferentes maturidades (2M, 3M, 6M, 1A, 2A, 3A e 5A) pode ser evidenciada por meio de estimações de mínimos quadrados ordinários com dados diários²:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \Delta z_t \gamma + e_t \quad (1.1)$$

onde Δy_t é um vetor $T \times 1$ que representa a mudança na taxa referencial do contrato de swap de determinada maturidade, Δx_t é o vetor $T \times 1$ do componente surpresa da política monetária, Δz_t é uma matriz $T \times m$ composta de m variáveis de controle, e e_t é um vetor $T \times 1$ de resíduos.

1.2.1 Dados

As séries diárias da estrutura a termo da taxa de juros (contratos futuros de swap *DI X Pré*) com diferentes maturidades foram extraídas da Bloomberg. A amostra utilizada abrange as datas das reuniões do COPOM realizadas entre janeiro de 2006 (116ª reunião do COPOM, realizada em 18/01/2006) e janeiro de

² A inclusão de variáveis de controle é relevante para eliminar, ou pelo menos diminuir, a influência de outras divulgações que não a decisão de política monetária ocorridas entre o fechamento do mercado do dia da decisão da taxa Selic e fechamento do dia subsequente.

2014 (180ª reunião do COPOM, realizada em 15/01/2014), perfazendo um total de 65 observações³.

A variável dependente de cada uma das regressões é o resultado da diferença entre a taxa de juros de determinada maturidade no fechamento do dia seguinte à reunião do COPOM⁴ e seu valor de fechamento no dia da decisão. As maturidades utilizadas no trabalho são as de 2, 3 e 6 meses e 1, 2, 3 e 5 anos.

A variável explicativa de interesse, qual seja a surpresa na decisão da taxa Selic, é calculada de forma análoga às variáveis dependentes: é a diferença entre o swap *DI X Pré* de 30 dias no dia após a decisão do COPOM e no próprio dia, valores de fechamento do mercado em ambos os dias. Essa medida torna-se uma boa *proxy* para nossa surpresa de política monetária porque, se considerarmos prêmio de risco desprezível para contratos de curtíssimo prazo, como é o caso, os contratos dos swaps *DI X Pré* de 30 dias no dia da decisão COPOM refletem, em princípio, as expectativas do mercado para a próxima escolha da Selic.

A Tabela 1.1 apresenta a estatística descritiva dessas variáveis.

Tabela 1.1: Estatística Descritiva

	Δ 1 mês	Δ 2 meses	Δ 3 meses	Δ 6 meses	Δ 1 ano	Δ 2 anos	Δ 3 anos	Δ 5 anos
Média	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	0.00	0.02	0.03
Mediana	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	0.01	0.02	0.03
Desvio Padrão	0.10	0.10	0.11	0.14	0.15	0.15	0.15	0.16
Mínimo	-0.39	-0.39	-0.48	-0.60	-0.58	-0.49	-0.37	-0.33
Máximo	0.17	0.19	0.22	0.35	0.41	0.41	0.42	0.54

Considerando expectativas racionais, no dia seguinte à divulgação da decisão da taxa Selic, a estrutura a termo da taxa de juros deveria se ajustar (i) a surpresas em relação à taxa Selic definida pelo COPOM, (ii) a possíveis informações adicionais advindas do *statement* e (iii) a outras informações relevantes que ocorram nesse período.

Por serem dados diários, o item (iii) pode se tornar relevante na busca pelos fatores causais das alterações na trajetória dos contratos de juros futuros⁵.

³ Optou-se por iniciar a amostra em janeiro de 2006 por ser essa a época em que o COPOM passou a realizar suas reuniões numa frequência de oito ao ano, e não mais reuniões mensais, como antes.

⁴ Considera-se sempre o segundo dia da reunião do COPOM, às quartas-feiras, pois é sempre no segundo dia que ocorre a decisão e divulgação da taxa Selic.

⁵ Se estivéssemos analisando dados norte-americanos, o uso de dados *intraday* poderia resolver essa questão (Gürkaynak, Sack e Swanson (2006), por exemplo, utilizam dados *intraday*). No entanto, para dados brasileiros essa estratégia não seria suficiente, vez que a decisão do COPOM é divulgada à noite, com o mercado brasileiro fechado. Dessa forma, há espaço temporal entre a

Portanto, como forma de controlar os efeitos advindos de outros eventos macroeconômicos que não as comunicações dos *policymakers*, foram incluídas variáveis macroeconômicas brasileiras divulgadas no dia posterior à decisão da Selic nas regressões estimadas. Ainda, considerando o mercado globalizado e a possibilidade de que informações do exterior possam afetar a trajetória da taxa de juros brasileira, também foram incluídas nas regressões o índice VIX (diferença e nível) e os yields norte-americanos de 2 e 10 anos (diferença e nível), além das seguintes variáveis da economia norte-americana: Pedido pela Primeira Vez de Seguro Desemprego (*Initial Jobless Claims*) e *Leading Index*, que fornece uma previsão sobre os movimentos futuros da economia norte-americana. As séries de controle referentes a esses dois indicadores foram construídos por meio da diferença entre o valor divulgado no dia posterior à reunião do Copom e o esperado pelo mercado (surpresa macroeconômica).

Quanto às variáveis de controle brasileiras, foram utilizadas as surpresas nas divulgações do Índice de Preços – IGP e a taxa de desemprego⁶, além da diferença entre taxa Selic efetiva e CDI, para medir a liquidez do mercado (sempre os valores referentes à diferença entre a divulgação do dia seguinte ao COPOM e aquela realizada no dia da decisão). As expectativas de mercado utilizadas para a construção das séries de controle foram extraídas da Bloomberg.

A Tabela do Apêndice A apresenta os principais indicadores macroeconômicos divulgados nas datas posteriores às reuniões do Copom.

1.2.2 Resultados

A Tabela 1.2 apresenta os resultados das regressões de mínimos quadrados ordinários da equação (1.1). Em linha com os resultados de Wu (2009), que

decisão da meta Selic e a abertura do mercado no dia seguinte, possibilitando a existência de divulgações econômicas relevantes nesse interregno.

⁶ Foram escolhidas como variáveis de controle aquelas que tiveram seus dados divulgados em datas posteriores às reuniões do Copom em, pelo menos, dez ocasiões (cerca de 15% da série). Dessa forma, foram desconsideradas aquelas esporadicamente divulgadas nas datas de interesse (tais como IPCA, produção industrial, vendas no varejo, PIB (Brasil), *housing starts*, *building permits*, GDP e CPI (Estados Unidos), pois trariam pouca informação às estimações. A variável norte-americana de Pedido Continuo de Seguro Desemprego (*continuing claims*) não foi utilizada por apresentar coeficientes muito próximos de zero (e estatisticamente insignificantes a 10%) em todas as estimações apresentadas na Tabela 1.2, a seguir.

mostram que as surpresas nas decisões de política monetária influenciam a curva de juros, os resultados nesta Seção indicam forte efeito das surpresas da política monetária sobre as oscilações dos diferentes vértices da estrutura a termo da taxa de juros brasileira. A relação é praticamente de 1 para 1 nos juros futuros de até dois anos, relação praticamente inalterada com a inclusão das variáveis de controle, tanto brasileiras quanto norte-americanas, no modelo. Apenas o componente de surpresa de política monetária consegue gerar um R^2 de 96% e 86% para os juros com maturidades de 2 e 3 meses, respectivamente, com redução gradativa desse percentual à medida que analisamos os swaps de maturidades mais longas. Para vértices maiores que 1 ano, por exemplo, a correlação entre a surpresa da política monetária e a variável dependente torna-se menos forte: para os juros de 2, 3 e 5 anos, embora a relação continue altamente significativa, os coeficientes de determinação das regressões diminuem para $R^2 = 31\%$, 15% e 9% , respectivamente.

TABELA 1.2: Mínimos Quadrados Ordinários

Swap <i>DI X Pré</i>	OLS			OLS com variáveis de controle										
	Constante (d.p.)	MP surp. (d.p.)	R ²	Constante (d.p.)	MP surp. (d.p.)	VIX_dif (d.p.)	Yield2A_dif (d.p.)	Yield10A_dif (d.p.)	IGP_BZ (d.p.)	UNEMP_BZ (d.p.)	LIQdif_BZ (d.p.)	I.J.C. (d.p.)	Lead_Index (d.p.)	R ²
2 meses	-0.001 (0.002)	1.011*** (0.026)	0.960	-0.002 (0.003)	1.022*** (0.029)	-0.001 (0.002)	-0.065 (0.075)	0.022 (0.066)	0.003 (0.095)	-0.004 (0.022)	-0.042 (0.084)	0.000 (0.000)	-0.010 (0.035)	0.962
3 meses	-0.002 (0.006)	1.098*** (0.056)	0.858	-0.007 (0.006)	1.133*** (0.057)	-0.012*** (0.004)	-0.343** (0.149)	0.132 (0.131)	-0.032 (0.189)	-0.036 (0.043)	-0.061 (0.166)	-0.001* (0.000)	-0.006 (0.069)	0.886
6 meses	0.005 (0.010)	1.261*** (0.109)	0.709	0.001 (0.011)	1.344*** (0.107)	-0.019** (0.008)	-0.463 (0.279)	0.000 (0.245)	0.012 (0.353)	-0.055 (0.081)	-0.194 (0.311)	-0.001* (0.001)	-0.017 (0.129)	0.752
1 ano	0.007 (0.014)	1.163*** (0.140)	0.523	0.004 (0.016)	1.249*** (0.150)	-0.017 (0.011)	-0.571 (0.390)	0.081 (0.342)	-0.002 (0.493)	-0.175 (0.113)	0.053 (0.435)	-0.002* (0.001)	-0.061 (0.180)	0.579
2 anos	0.029* (0.017)	0.891*** (0.167)	0.310	0.026 (0.018)	0.981*** (0.177)	-0.017 (0.013)	-0.742 (0.462)	0.169 (0.405)	-0.154 (0.584)	-0.241* (0.134)	0.2150 (0.515)	-0.002** (0.001)	0.010 (0.213)	0.407
3 anos	0.034* (0.018)	0.615*** (0.183)	0.151	0.030 (0.020)	0.709*** (0.191)	-0.021 (0.014)	-0.923* (0.498)	0.256 (0.436)	-0.238 (0.629)	-0.257* (0.144)	0.349 (0.554)	-0.002** (0.001)	0.068 (0.229)	0.292
5 anos	0.044* (0.019)	0.495** (0.195)	0.092	0.038* (0.021)	0.570*** (0.203)	-0.025 (0.015)	-1.176** (0.528)	0.4160 (0.462)	-0.258 (0.667)	-0.240 (0.153)	-0.553 (0.588)	-0.002** (0.001)	0.077 (0.243)	0.251

Notas: Resultados utilizando dados de janeiro de 2006 (116ª reunião) a janeiro de 2014 (180ª reunião). *, ** e *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

As variáveis do VIX, *yield* 2 anos e *yield* 10 anos em nível apresentaram *fit* pior que as variáveis em diferença (ver Tabela do Apêndice B para as estimações com essas variáveis).

1.3

Dimensões do Efeito da Política Monetária sobre a Estrutura a Termo da Taxa de Juros

1.3.1

Motivação

Como esperado, os resultados da Seção anterior indicam a existência de efeitos das decisões de política monetária sobre as taxas de juros de diferentes maturidades, afetando a estrutura a termo da taxa de juros brasileira. Como a decisão do COPOM é divulgada concomitantemente com uma breve comunicação (*statement*), justificando a decisão do Comitê e, algumas vezes, indicando possíveis trajetórias futuras para as próximas decisões, torna-se interessante examinar se essas comunicações por si só têm poder de influenciar as expectativas dos agentes em relação às futuras decisões de política monetária.

Dessa forma, antes de analisarmos esse tópico com uma metodologia econométrica, vale examinar o comportamento da taxa de juros em algumas datas da nossa base amostral, a título ilustrativo, de forma a motivar o estudo sobre a possível existência de outro fator influenciando os valores negociados de contratos de swap *DI X Pré* além daquele explicado pela decisão da meta da taxa de juros Selic definida nos dias de reunião. É o caso, por exemplo, do comportamento dos juros nos períodos referentes às reuniões do COPOM ocorridas em 18/04/2007 e 05/03/2008: nessas datas, praticamente não houve surpresa de política monetária, mas as taxas associadas aos vértices mais longos da curva de estrutura a termo sofreram alterações ao longo do dia seguinte à divulgação da taxa Selic:

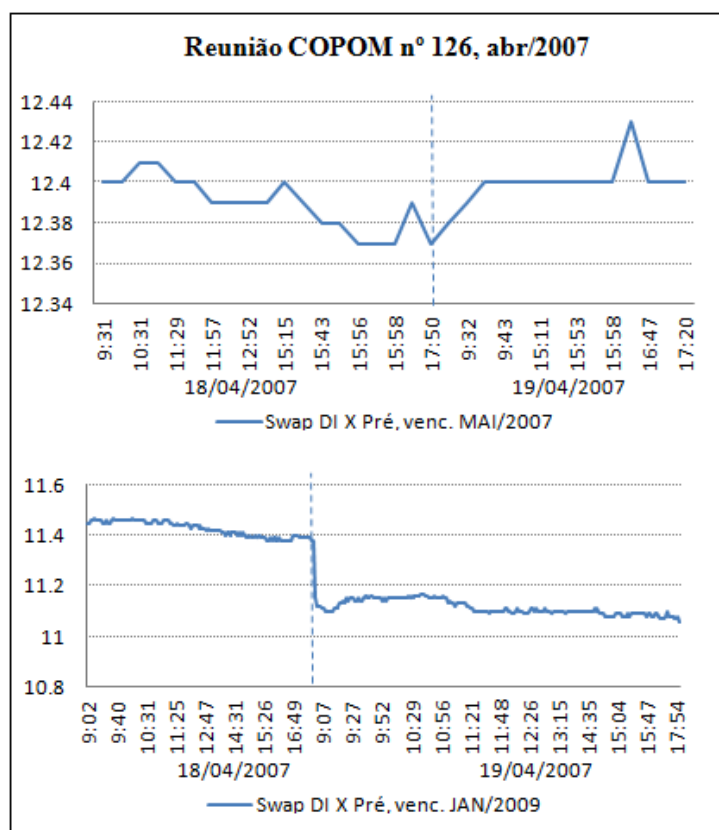
- 1) Reunião COPOM nº 126, realizada em 17 e 18/04/2007⁷: nessa reunião, o COPOM manteve a meta Selic em 12,5%. Esse comportamento era esperado pelo mercado, como se pode evidenciar pelas taxas dos contratos de juros futuros com vencimento para o mês seguinte⁸ (ativo DI1FK07 da BM&FBovespa) negociados, que praticamente não sofreram alteração entre os dias 18 e 19/04. Por outro lado, as taxas

⁷ As reuniões do COPOM duram dois dias, sempre às terças e quartas-feiras, sendo que a decisão é divulgada nas quartas-feiras após o fechamento do mercado.

⁸ Fonte dos dados *intraday* dos contratos de juros futuros: TERMINAL CARTEZYAN.

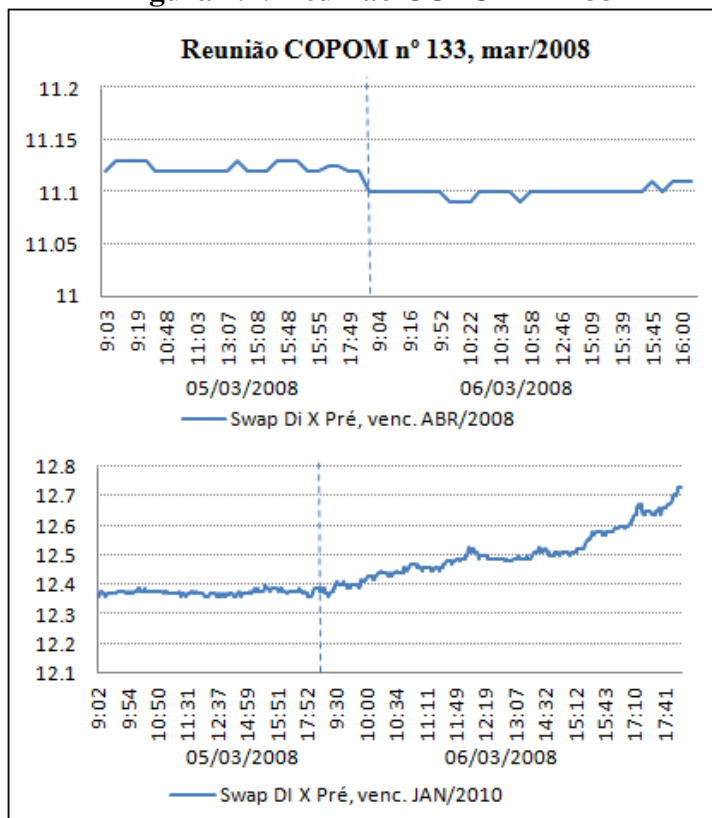
negociadas de contratos com vencimento para janeiro de 2009 (ativo DI1FF09) sofreram redução de 23 b.p. quando comparados os contratos negociados no fechamento do dia da decisão da Selic e aquele imediatamente posterior (Figura 1.1).

Figura 1.1: Reunião COPOM nº 126



- 2) Reunião COPOM nº 133, realizada em 04 e 05/03/2008: nessa reunião, o COPOM manteve a meta Selic em 11,25%, comportamento esperado pelo mercado, como se pode evidenciar nos contratos de juros futuros com vencimento para o mês seguinte (ativo DI1FJ08 da BM&FBovespa), que não sofreram alterações entre os valores negociados nos dias 05 e 06/08. Por outro lado, as taxas negociadas de contratos com vencimento para janeiro de 2010 (ativo DI1FF10) sofreram elevação de 37 b.p. durante o dia seguinte à divulgação da taxa Selic, podendo indicar que o mercado paulatinamente foi ajustando suas expectativas em relação à trajetória da ETTJ com base nas informações recebidas via comunicação do BCB no dia anterior (Figura 1.2).

Figura 1.2: Reunião COPOM nº 133



Pelo exposto, entende-se haver indícios de existência de mais de uma dimensão guiando a relação entre as ações de política monetária brasileira, sugerindo que os *statements* divulgados concomitantemente à decisão da meta podem fornecer informações relevantes ao mercado a ponto de gerarem oscilações na parte mais longa da curva de juros brasileira.

Portanto, um estudo sobre esse possível desmembramento entre decisão COPOM (+) comunicação COPOM, e de que forma esses fatores influenciam a trajetória da estrutura a termos da taxa de juros brasileira, será analisado nas próximas seções deste trabalho.

1.3.2 Teste dos Fatores: Cragg e Donald (1997)

As seções anteriores contribuíram para mostrar a importância de surpresas da política monetária no comportamento da estrutura a termo da taxa de juros, principalmente em relação às maturidades mais curtas⁹.

Nesta Seção, nosso interesse recai em examinar se o componente-surpresa da taxa Selic se resume à decisão do COPOM ser diferente à esperada ou se a interferência do Comitê vai além, por meio das palavras exaradas no momento da divulgação da taxa Selic. Na Subseção 1.3.1, mostramos situações pontuais nas quais a estrutura a termo da taxa de juros sofreu mudanças em seus vértices mais longos mesmo quando a ponta mais curta da ETTJ praticamente não apresentou alterações. Agora, a ideia é analisar, por meio do Método dos Componentes Principais, se realmente há mais dimensões além daquela referente à decisão da Selic relevantes para explicar de forma adequada a influência do COPOM na estrutura a termo da taxa de juros brasileira.

A metodologia utilizada segue Gürkaynak, Sack e Swanson (2005). Seja X' uma matriz $T \times n$ composta de T datas de reuniões COPOM e n séries de swaps $DI X Pré$ de diferentes maturidades, com cada elemento de X' representando a diferença entre a taxa referencial do swap no fechamento do mercado no dia seguinte à decisão da Selic e a sua taxa no fechamento do mercado na quarta-feira da divulgação da Selic, já controlada para as surpresas macroeconômicas, yields americanos e VIX, variáveis descritas na Seção 1.2.1. Trabalhando com fatores latentes, a matriz X' pode ser escrita como

$$X' = FY + u \quad (1.2)$$

Cada elemento de X' , portanto, equivale ao resíduo das regressões

$$\Delta x_t = \Delta z_t \theta_1 + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta y_t = \Delta z_t \theta_2 + \varepsilon_{2t}$$

onde Δx_t , Δy_t e Δz_t são as variáveis definidas na Seção 1.2, θ_1 e θ_2 são vetores $m \times 1$ de coeficientes estimados, e ε_{1t} e ε_{2t} são vetores $T \times 1$ dos resíduos.

A matriz F , de dimensão $T \times k$, representa os fatores não-observáveis ($k < n$), Y é uma matriz $k \times n$ de *factor loadings* e u é uma matriz $T \times n$ composta de vetores de resíduos do tipo ruído branco.

⁹ Embora o coeficiente da surpresa de política monetária seja estatisticamente significativo também para a ponta mais longa da estrutura a termo, o R^2 das regressões diminui à medida que analisamos as regressões cujas variáveis dependentes são os swaps de maturidades mais longas.

Para analisar quantos fatores são necessários para descrever X' , utilizaremos o teste de posto da matriz de Cragg e Donald (1997), com a hipótese nula de que X' pode ser descrito por k_0 fatores comuns contra a hipótese alternativa de que X' é descrito por $k > k_0$ fatores. O teste é feito com base nas distâncias mínimas entre a covariância de X' , $Cov(X')$, e as matrizes de covariância de todos os possíveis modelos de fatores, conforme equação (1.2), com k_0 fatores. Para maiores detalhes do teste realizado, ver Gürkaynak, Sack e Swanson (2005).

A Tabela 1.3 apresenta o resultado do teste aplicado ao conjunto de ativos utilizado neste trabalho - swaps de 1M, 2M, 3M, 6M, 1A, 2A, 3A e 5A – e sugere que a resposta dos ativos a decisões do COPOM não conseguem ser explicadas por apenas um fator¹⁰.

Tabela 1.3: Teste dos Fatores

H0: número de fatores igual a	Estatística Wald	p-valor	Número de observações
0	165.1028	0	65
1	79.1581	0	65
2	49.1587	0	65
3	22.4187	0.0022	65
4	4.0266	0.1335	65

Notas: H0: N_0 fatores contra a hipótese alternativa de $N > N_0$ fatores.

Dados de jan/2006 a jan/2014: 1M, 2 M, 3 M, 6 M, 1A, 2A, 3A e 5A.

Fonte: Bloomberg.

Diferentemente de Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), cujos resultados indicam que dois fatores são suficientes para explicar essa relação, neste trabalho, por estarmos utilizando dados de fechamento diários, o teste continua rejeitando a hipótese nula de que $n = 2$ e $n = 3$ são suficientes para explicar essa relação, ante as hipóteses alternativas de $n > 2$ e $n > 3$, respectivamente (a 5% de significância), mesmo após controlar pelas variáveis macroeconômicas e variações no VIX e na estrutura a termo da taxa de juros norte-americana. Apenas quando testamos a hipótese nula de que $n = 4$ ante a alternativa de que $n > 4$ é que não conseguimos rejeitá-la a 10% de significância.

Esse resultado corrobora a possível existência de outros fatores afetando a alteração das taxas de juros referenciais dos swaps nos períodos de reunião do COPOM que não aqueles advindos de informações da política monetária

¹⁰ O resultado do teste dos fatores se mantém quando trocamos as variáveis VIX, yield 2 anos, yield 10 anos e liquidez do mercado brasileiro em diferença pelas mesmas variáveis, mas em nível.

brasileira, conforme citado na Seção 1.2. Ao acusar a existência de mais de um fator explicando as alterações na estrutura a termo da taxa de juros, o teste realizado abre espaço para que sejam analisados quais fatores seriam esses.

1.3.3 Método dos Componentes Principais

A matriz F será estimada utilizando o Método dos Componentes Principais, que decompõe a matriz X' em um conjunto de componentes ortogonais, após normalizar cada coluna de X' para ter média zero e variância unitária. O primeiro vetor, F_1 , é gerado de forma a ter o maior poder explicativo de X' ; o segundo vetor, F_2 , é o vetor que tem o maior poder explicativo de X' após a sua projeção em F_1 , e assim sucessivamente. A ideia é gerar combinações lineares das variáveis originais, de forma a reduzir a dimensionalidade dos dados e obter combinações interpretáveis da amostra.

Utilizando a matriz de dados dos juros futuros de 1M, 2M, 3M, 6M, 1A, 2A, 3A e 5A, o resultado da decomposição de X' em componentes principais nos informa que apenas os primeiros fatores, F_1 e F_2 , explicam 96% das variações de X (F_1 explica 78% das variações), enquanto a inclusão dos 3º e 4º componentes acrescentam mais 3% à explicação. Essa informação reforça a ideia de que os dois primeiros componentes principais são variáveis explicativas muito relevantes, comparativamente aos outros. Portanto, para a próxima etapa do exercício, trabalharemos com as duas primeiras séries construídas a partir da decomposição dos componentes principais, por parcimônia e capacidade comparativa com Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), que trabalham apenas com os dois primeiros componentes da decomposição. Devido à característica intrínseca da série temporal construída (que inclui apenas as datas das reuniões do Comitê)¹¹, consideraremos que esses dois fatores, F_1 e F_2 , possuem relação com a reunião do COPOM.

¹¹ Em seções seguintes serão apresentados exercícios que contribuem para mantermos a interpretação de que os dois componentes principais referem-se às decisões de política monetária divulgadas pelo COPOM.

1.3.3.1 Rotação dos Fatores

Conforme detalhado em Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), para que os dois componentes principais da decomposição de X' possam ter interpretações distintas, com um deles representando a surpresa em relação à meta esperada e o outro, os aspectos da comunicação do COPOM que afetam a trajetória futura da Selic sem afetar a taxa de juros corrente, torna-se necessário realizar uma rotação nos fatores de forma a eliminar a correlação de um deles com as surpresas na meta da taxa de juros Selic.

Para isso, F_1 e F_2 sofrerão uma rotação, transformando-se em Z_1 e Z_2 , que ainda serão ortogonais entre si, continuarão explicando X' no mesmo alcance dos fatores originais, mas, após a rotação, o fator Z_2 não terá efeito sobre a taxa de juros corrente:

$$Z = FU, \quad (1.3)$$

onde U é uma matriz ortogonal 2x2 da forma

$$U = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \beta_1 \\ \alpha_2 & \beta_2 \end{bmatrix}$$

identificada pelas seguintes restrições:

- 1) As colunas de U são normalizadas de forma a terem comprimento unitário (o que implica em Z_1 e Z_2 terem variância 1, dado que F_1 e F_2 também são normalizados para terem variância 1).
- 2) Os fatores Z_1 e Z_2 devem ser ortogonais entre si, tais como eram os vetores originais F_1 e F_2 :

$$E(Z_1 Z_2) = \alpha_1 \beta_1 + \alpha_2 \beta_2 = 0.$$

- 3) O fator Z_2 não deve ter efeitos sobre a surpresa de política monetária corrente, *swap DI X Pré* de 1 mês (*swap1mes*) sendo este fator responsável apenas pelas alterações ocorridas na trajetória futura da curva de juros. Para isso, sejam γ_1 e γ_2 os *loadings* (coeficientes de F_1 e F_2 quando da estimação de X' pelo Método dos Componentes Principais) de *swap1mes* referentes a F_1 e F_2 , respectivamente. Então,

$$\gamma_2 \alpha_1 - \gamma_1 \alpha_2 = 0.^{12}$$

¹² Para maiores detalhes sobre as restrições, ver Gürkaynak, Sack e Swanson (2005).

Com as restrições definidas acima, a matriz U torna-se exatamente identificada.

Essa transformação permite interpretar os vetores $Z1$ e $Z2$ como fator meta e fator trajetória, respectivamente, pois toda a correlação de $Z2$ com as surpresas do mercado em relação ao valor da meta Selic, escolhida pelo COPOM, terá sido eliminada. O vetor $Z2$ terá poder explicativo, portanto, sobre os movimentos da estrutura a termo da taxa de juros para os vértices mais longos, que tendem a ser afetados por possíveis sinalizações do COPOM quanto às suas futuras estratégias de política monetária.

Por construção, $Z1$ é muito similar ao vetor da surpresa de política monetária, Δx_t . Apenas para demonstrar quão próximas são essas duas medidas, cita-se que a correlação entre as séries ultrapassa 89%.

Por fim, para facilitar a interpretação dos resultados, as escalas dos vetores $Z1$ e $Z2$ foram alteradas de forma a permitir os seguintes resultados:

- 1) efeito de $Z1$ sobre a surpresa de política monetária ($swap1mes$) = 1.000;
- 2) efeito de $Z1$ sobre o swap $DI X Pré$ com vencimento de 1 ano = efeito de $Z2$ sobre o swap de mesma maturidade.

As Figuras 1.3 e 1.4 apresentam os gráficos dos fatores $Z1$ e $Z2$. A relação entre a série de surpresa da Selic e o fator $Z1$ – fator meta – é visível, enquanto o fator $Z2$ – fator trajetória – apresenta comportamento divergente daquele apresentado pela surpresa de política monetária (correlação 0.03).

Figura 1.3 – Fator Z1

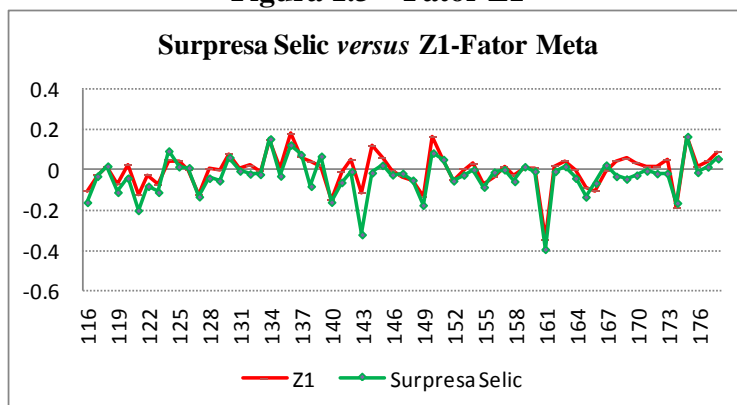
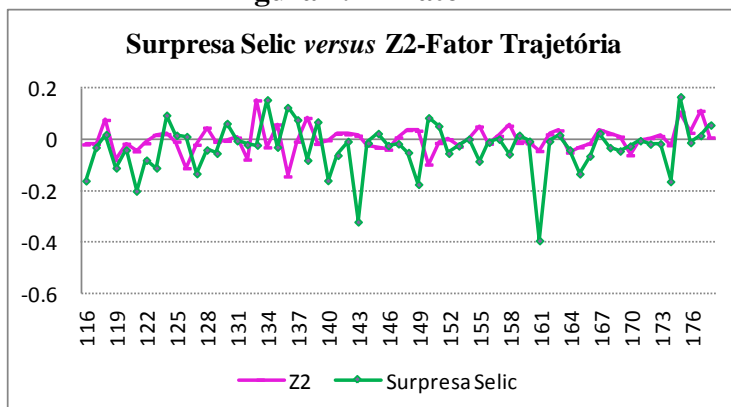


Figura 1.4 – Fator Z2



1.3.4 Regressão MQO: Resultados

Com Z1 e Z2 construídos a partir das condições especificadas anteriormente, podemos estimar os efeitos de cada uma das dimensões dos anúncios de política monetária sobre a estrutura a termo da taxa de juros. No entanto, como utilizamos variáveis de controle para decompor as séries de swaps em seus componentes principais, torna-se necessário incluí-las novamente nessa etapa da estimação. Portanto, para cada maturidade dos swaps, será estimada a regressão

$$\Delta y_t = \alpha + \beta Z1_t + \gamma Z2_t + \Delta z_t \phi + \epsilon_t. \quad (1.4)$$

onde α , β , γ são coeficientes estimados (escalares), ϕ é um vetor $m \times 1$ de coeficientes estimados e ϵ_t são vetores $T \times 1$ de resíduos.

A variável Z1, portanto, indica a surpresa do mercado em relação à decisão de política monetária definida pelo COPOM, enquanto a variável Z2 será interpretada como outros aspectos da política monetária, sinalizados através das comunicações (*statements*), que interferem na trajetória futura dos juros e que não estejam associados à meta estipulada na reunião do COPOM.

Tabela 1.4: Mínimos Quadrados Ordinários com Fatores

Swap <i>DI X Pré</i>	Constante (d.p.)	Fator 'meta' Z1 (d.p.)	Fator 'trajetória' Z2 (d.p.)	VIX_dif (d.p.)	Yield2A_dif (d.p.)	Yield10A_dif (d.p.)	IGP_BZ (d.p.)	UNEMP_BZ (d.p.)	LIQdif_BZ (d.p.)	I.J.C. (d.p.)	Lead_Index (d.p.)	R ² Ajustado
1 mês (surp. Polít. Monet.)	-0.021*** (0.0032)	1.000*** (0.0320)		0.016*** (0.0023)	0.173** (0.0814)	0.149* (0.0695)	-0.098 (0.1074)	0.059** (0.0244)	0.655*** (0.0890)	0.001*** (0.0002)	0.080** (0.0371)	0.932
2 meses	-0.023*** (0.0022)	1.067*** (0.0233)		0.015*** (0.0017)	0.116* (0.0595)	0.168*** (0.0506)	-0.098 (0.0779)	0.056*** (0.0169)	0.637*** (0.0650)	0.001*** (0.0001)	0.071** (0.0259)	0.969
3 meses	-0.031*** (0.0029)	1.230*** (0.0297)		0.006** (0.0021)	-0.138* (0.0745)	0.288*** (0.0639)	-0.146 (0.0898)	0.032 (0.0208)	0.702*** (0.0782)	0.001*** (0.0002)	0.084** (0.0328)	0.962
6 meses	-0.026*** (0.0066)	1.514*** (0.0715)		0.003 (0.0050)	-0.216 (0.1834)	0.176 (0.1540)	-0.126 (0.2235)	0.025 (0.0523)	0.724*** (0.1965)	0 (0.0004)	0.089 (0.0824)	0.863
1 ano	-0.021* (0.0113)	1.442*** (0.1109)		0.004 (0.0082)	-0.338 (0.2985)	0.240 (0.2488)	-0.132 (0.3805)	-0.100 (0.0873)	0.915*** (0.3409)	0 (0.0006)	0.037 (0.1347)	0.661
2 anos	0.006 (0.0159)	1.082*** (0.1627)		-0.001 (0.0113)	-0.563 (0.4134)	0.301 (0.3440)	-0.254 (0.5234)	-0.182 (0.1173)	0.880* (0.4373)	-0.001 (0.0009)	0.088 (0.1869)	0.360
3 anos	0.015 (0.0181)	0.725*** (0.1784)		-0.010 (0.0131)	-0.799* (0.4706)	0.360 (0.4065)	-0.308 (0.5958)	-0.215* (0.1315)	0.817* (0.5213)	-0.002** (0.0009)	0.125 (0.2030)	0.171
5 anos	0.026 (0.0190)	0.551*** (0.1913)		-0.016 (0.0136)	-1.079** (0.4769)	0.504 (0.4076)	-0.313 (0.6303)	-0.207 (0.1425)	0.923* (0.5520)	-0.002* (0.0010)	0.123 (0.2230)	0.112
1 mês (surp. Polít. Monet.)	-0.021*** (0.0033)	1.000*** (0.0333)	-0.003 (0.0582)	0.016*** (0.0024)	0.173** (0.0828)	0.149** (0.0727)	-0.098 (0.1062)	0.059** (0.0238)	0.656*** (0.0921)	0.001*** (0.0002)	0.080** (0.0389)	0.931
2 meses	-0.023*** (0.0022)	1.064*** (0.0219)	0.082** (0.0395)	0.015*** (0.0016)	0.113* (0.0569)	0.173*** (0.0489)	-0.097 (0.0708)	0.056*** (0.0161)	0.629*** (0.0619)	0.001*** (0.0001)	0.072*** (0.0257)	0.970
3 meses	-0.031*** (0.0019)	1.227*** (0.0198)	0.308*** (0.0342)	0.005*** (0.0014)	-0.150*** (0.0496)	0.307*** (0.0436)	-0.141** (0.0622)	0.032** (0.0143)	0.673*** (0.0553)	0.001*** (0.0001)	0.084*** (0.0227)	0.982
6 meses	-0.029*** (0.0040)	1.507*** (0.0408)	0.810*** (0.0711)	0.001 (0.0029)	-0.248** (0.1021)	0.226** (0.0887)	-0.112 (0.1286)	0.023 (0.0290)	0.646*** (0.1117)	0 (0.0002)	0.092* (0.0474)	0.953
1 ano	-0.025*** (0.0061)	1.429*** (0.0621)	1.429*** (0.1087)	0 (0.0044)	-0.394** (0.1579)	0.328** (0.1366)	-0.108 (0.1991)	-0.103** (0.0451)	0.778*** (0.1760)	0 (0.0003)	0.042 (0.0723)	0.904
2 anos	0 (0.0034)	1.061*** (0.0345)	2.247*** (0.0604)	-0.007*** (0.0024)	-0.652*** (0.0862)	0.439*** (0.0753)	-0.216** (0.1073)	-0.187*** (0.0249)	0.665*** (0.0953)	-0.001*** (0.0002)	0.095** (0.0397)	0.971
3 anos	0.008*** (0.0027)	0.701*** (0.0269)	2.555*** (0.0479)	-0.017** (0.0020)	-0.900*** (0.0689)	0.517*** (0.0597)	-0.265*** (0.0876)	-0.220*** (0.0200)	0.571*** (0.0756)	-0.002*** (0.0001)	0.133*** (0.0318)	0.981
5 anos	0.018*** (0.0043)	0.527*** (0.0443)	2.683*** (0.0790)	-0.023*** (0.0032)	-1.185*** (0.1115)	0.669*** (0.0972)	-0.268** (0.1421)	-0.213*** (0.0319)	0.665*** (0.1242)	-0.002*** (0.0002)	0.131*** (0.0515)	0.953

Notas: Resultados utilizando dados de jan/2006 (116ª reunião) a jan/2014 (180ª reunião).

*, ** e *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente, a partir de desvios-padrão calculados por bootstrap.

Os resultados estão apresentados na Tabela 1.4. Como esperado, a surpresa de política monetária tem papel relevante para explicar as alterações registradas nos swaps de maturidades mais curtas no dia que sucede a decisão do COPOM. A alteração na curva de juros é de 1 para 1 para a maturidade de 2 meses, aumentando a oscilação da curva para as maturidades seguintes: para os vértices de 3 meses a 1 ano, em média, surpresas na taxa Selic de 25 b.p. tende a elevar os juros desses contratos em cerca de 35 b.p., semelhante porém maior que o resultado encontrado na Seção 1.2 (naquela Seção, os resultados indicavam que surpresas na taxa Selic de 25 b.p. estavam associados à elevação dos juros desses contratos em cerca de 29 b.p.).

A partir dos R^2 ajustados, é possível evidenciar que Z1 diminui sua capacidade de explicar os valores observados à medida que a as regressões têm como variável endógena swaps de vértices mais longos da ETTJ. Por outro lado, verifica-se que, quanto maior a maturidade do swap negociados, maior o poder de Z2 para explicar as alterações na ETTJ, visivelmente registrado pelas elevações nas magnitudes dos coeficientes de Z2 e elevação dos R^2 ajustados das regressões.

Da forma como foram construídos, os resultados sugerem, portanto, a existência de um fator trajetória influenciando as taxas de juros negociadas para contratos de swaps de diferentes maturidades, tanto as mais curtas quanto as que possuem vencimentos que ultrapassam um ano. A diferença reside na magnitude dessa influência, que tende a aumentar para as taxas mais longas da estrutura a termo.

1.3.4.1 Período Pré e Pós-2011

Se analisarmos o período pré e pós-2011 separadamente, ou seja, o período de Alexandre Tombini na presidência do BCB comparativamente ao período anterior, percebemos algumas diferenças interessantes: para o período Pré-Tombini, o método dos componentes principais indica que o primeiro componente consegue explicar 68% das variações de X' , ante 89% quando a amostra trata de datas a partir de 2011. O primeiro e segundo componentes explicam,

conjuntamente, 95% e 97% nos períodos Pré-Tombini e Tombini, respectivamente, o que sugere um maior poder explicativo do segundo componente na amostra até 2011 (27% ante 8% na amostra pós-2011).

Os resultados das estimações realizadas com essas subamostras encontram-se na Tabela 1.5.

Para ambas as amostras, os coeficientes estimados para os fatores meta e trajetória apresentam-se estatisticamente significantes a 1% nas estimações de praticamente todas as maturidades de swaps, à exceção daqueles vértices mais curtos da curva, em linha com o esperado.

É possível perceber, ainda, diferenças relevantes entre os coeficientes de Z1 do período Pré-Tombini e aqueles estimados para as datas pós-2011, tal como evidenciado por Carvalho, Cordeiro e Vargas (2013). Na primeira subamostra, os coeficientes de Z1 diminuem de magnitude de forma muito mais evidente do que na segunda, que alcança 1,906 na regressão do swap de 1 ano e mantém-se próximo a 1 nas regressões dos swaps de 3 e 5 anos¹³.

¹³ A estimaco foi realizada tambm a partir das seguintes subamostras: de janeiro/2006 a julho/2011 (116^a a 160^a reunio) e de agosto/2011 a janeiro/2014 (161^a a 180^a reunio), com a inteno de analisar Z1 e Z2 aps a alteraco nas decises do COPOM, que iniciou uma seqncia de quedas na taxa de juros a partir da 161^o reunio. Os resultados mostraram-se semelhantes queles apresentados na Tabela 1.5 e esto apresentados no Apndice D.

Tabela 1.5: MQO para os Períodos Pré e Pós-2011

Swap DI X Pré	Constante	Z1	Z2	VIX_dif	Yield2A_dif	Yield10A_dif	IGP_BZ	UNEMP_BZ	LIQdif_BZ	I.J.C.	Lead_Index	R ²
	(d.p.)	Pré_Tombini (d.p.)	Pré_Tombini (d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	
1 mês (surp. Polít. Monet.)	-0.021*** (0.004)	1.000*** (0.042)	0.012 (0.064)	0.017*** (0.002)	0.176** (0.088)	0.155* (0.089)	-0.080 (0.163)	0.070*** (0.024)	0.630*** (0.110)	0.001*** (0.000)	0.144** (0.059)	0.945
2 meses	-0.024*** (0.003)	1.043*** (0.032)	0.072 (0.049)	0.015*** (0.002)	0.116* (0.070)	0.195*** (0.068)	-0.127 (0.126)	0.069*** (0.018)	0.602*** (0.083)	0.001*** (0.000)	0.113*** (0.046)	0.968
3 meses	-0.035*** (0.003)	1.109*** (0.030)	0.200*** (0.046)	0.004*** (0.002)	-0.180** (0.064)	0.358*** (0.064)	-0.069 (0.118)	0.039** (0.017)	0.636*** (0.079)	0.001*** (0.000)	0.078* (0.042)	0.975
6 meses	-0.027*** (0.005)	1.208*** (0.047)	0.507*** (0.072)	0 (0.003)	-0.214** (0.100)	0.138 (0.101)	-0.191 (0.186)	0.006 (0.027)	0.735*** (0.124)	0 (0.000)	0.062 (0.067)	0.951
1 ano	-0.032*** (0.008)	1.011*** (0.071)	1.011*** (0.109)	0 (0.004)	-0.415*** (0.153)	0.315** (0.151)	-0.145 (0.281)	-0.129*** (0.041)	0.839*** (0.188)	0* (0.000)	-0.060 (0.101)	0.897
2 anos	-0.010*** (0.003)	0.589*** (0.032)	2.016*** (0.049)	-0.005** (0.002)	-0.598*** (0.070)	0.398*** (0.069)	-0.092 (0.129)	-0.197*** (0.019)	0.651*** (0.085)	-0.001*** (0.000)	-0.002 (0.046)	0.984
3 anos	-0.004 (0.005)	0.335*** (0.044)	2.395*** (0.068)	-0.017*** (0.003)	-0.906*** (0.093)	0.550*** (0.094)	-0.246 (0.174)	-0.209*** (0.025)	0.525*** (0.115)	-0.001*** (0.000)	0.142** (0.061)	0.978
5 anos	0.011** (0.004)	0.225*** (0.062)	2.592*** (0.090)	-0.023** (0.003)	-1.229** (0.106)	0.708*** (0.092)	-0.380* (0.131)	-0.189** (0.030)	0.663*** (0.115)	-0.002** (0.000)	0.311*** (0.048)	0.976
Swap DI X Pré	Constante	Z1 Tombini	Z2 Tombini	VIX_dif	Yield2A_dif	Yield10A_dif	IGP_BZ		LIQdif_BZ	I.J.C.	Lead_Index	R ²
	(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)		(d.p.)	(d.p.)	(d.p.)	
1 mês (surp. Polít. Monet.)	-0.021*** (0.005)	1.000*** (0.051)	0.008 (0.148)	0.016*** (0.007)	0.333 (0.300)	0.185 (0.152)	-0.080 (0.142)		0.647*** (0.185)	0.001*** (0.000)	0.024 (0.054)	0.947
2 meses	-0.022*** (0.002)	1.090*** (0.025)	0.094 (0.072)	0.017*** (0.003)	0.098 (0.146)	0.212*** (0.075)	-0.045 (0.070)		0.587*** (0.089)	0.001*** (0.000)	0.037 (0.026)	0.989
3 meses	-0.029*** (0.002)	1.370*** (0.016)	0.365*** (0.046)	0.009*** (0.002)	-0.005 (0.094)	0.234*** (0.048)	-0.161*** (0.046)		0.632*** (0.059)	0.001*** (0.000)	0.086*** (0.017)	0.997
6 meses	-0.027*** (0.006)	1.840*** (0.006)	1.082*** (0.167)	0.002 (0.007)	-0.348 (0.341)	0.264 (0.174)	-0.136 (0.161)		0.686*** (0.209)	0 (0.000)	0.134** (0.060)	0.980
1 ano	-0.015* (0.009)	1.906*** (0.088)	1.906*** (0.253)	-0.014 (0.011)	-0.742 (0.514)	0.222 (0.261)	-0.136 (0.244)		0.859*** (0.318)	0 (0.000)	0.169* (0.093)	0.960
2 anos	0.013** (0.003)	1.613*** (0.032)	2.245*** (0.049)	-0.014* (0.002)	-0.997*** (0.070)	0.439*** (0.069)	-0.338* (0.129)		0.773*** (0.085)	-0.001** (0.000)	0.196*** (0.046)	0.980
3 anos	0.023*** (0.002)	1.157*** (0.019)	2.733*** (0.055)	-0.019** (0.002)	-0.949*** (0.110)	0.509*** (0.056)	-0.258*** (0.052)		0.556*** (0.068)	-0.002*** (0.000)	0.147*** (0.020)	0.997
5 anos	0.034*** (0.004)	0.944*** (0.062)	2.679*** (0.090)	-0.014* (0.003)	-0.860** (0.106)	0.712** (0.092)	-0.198 (0.131)		0.595*** (0.115)	-0.002*** (0.000)	0.019 (0.048)	0.961

Nota: *, ** e *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente, a partir de desvios-padrão calculados por *bootstrap*.

Não houve divulgação de taxa de desemprego em dias pós-Copom durante o período jan/2011 a jan/2014, razão pela qual não consta como variável de controle.

1.4

Z2 pode ser interpretado como comunicação do BCB?

Conforme explicitado na Seção anterior, os fatores Z1 e Z2 foram construídos de forma a representarem o fator meta e o fator trajetória da taxa de juros, respectivamente. Ou seja, ambos seriam decorrentes de alterações advindas das reuniões do COPOM, sendo o primeiro responsável por captar a surpresa da política monetária em termos de valor da Selic e o outro, responsável por fornecer ao mercado informações quanto aos motivos que levaram o COPOM a agir daquela forma, como o Comitê percebe a conjuntura econômica daquele momento e de que forma essa percepção pode afetar as suas futuras decisões.

Para que essa linha interpretativa de Z2 seja plausível, é necessário que as evidências corroborem sua correlação com os comunicados realizados pelo COPOM. Nesta Seção, serão apresentados alguns exercícios para fortalecer essa hipótese.

1.4.1

Z2 e os Comunicados do COPOM

Torna-se interessante analisar a relação entre Z2 e os comunicados divulgados pelo COPOM. Para isso, foi construída a Tabela 1.6, a qual nos permite visualizar que, em muitas datas em que Z2 é alto (em termos absolutos), houve divulgação de *statements* informativos. É o caso, por exemplo, do *statement* da 126ª reunião, na qual houve a decisão pela redução dos juros em 25 b.p., decisão idêntica às anteriores e perfeitamente antecipada pelo mercado. A diferença deu-se pelo *statement* divulgado pelo Comitê¹⁴, que modificou o comunicado pós-reunião comparativamente aos anteriores e, conseqüentemente, influenciou as interpretações dos agentes quanto ao comportamento futuro do COPOM. Como exemplo, cita-se reportagem extraída de relatório da Modal Asset Management, de 19/04/2007¹⁵:

¹⁴ “Avaliando o cenário macroeconômico e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu reduzir a taxa Selic para 12,50% a.a., sem viés, por quatro votos a favor de três votos pela redução da taxa Selic em 0,50 p.p..”

¹⁵ Póvoa et al. (2007). Relatório disponível em <http://www.modalasset.com.br/novo/php/imprimir.php?id=290>. Consulta realizada em 12 mar. 2014.

O COPOM, conforme a nossa expectativa, decidiu cortar a taxa SELIC em 0,25 p.p., para 12,5% ao ano. A grande surpresa, porém, foi a decisão apertada por 4x3, que pode gerar interpretações diferentes que serão exploradas neste relatório. O teor do comunicado pós-reunião também foi modificado (...)

Em relação ao statement, houve uma mudança sutil na primeira frase, com a reintrodução do trecho – ‘Avaliando o cenário macroeconômico e as perspectivas para a inflação’ em substituição ao antigo ‘Dando prosseguimento ao processo de flexibilização da política monetária’. (...) este tipo de statement era usado exatamente na época em que o COPOM decidia por cortes de 0,5% (vide reuniões de agosto, outubro e novembro de 2006).

O trecho acima corrobora a ideia de que o mercado leva em consideração as mensagens divulgadas pelo COPOM acerca de suas decisões. Nesse caso, o mercado interpretou a alteração do comunicado como potencial aceleração nos cortes futuros dos juros, que passariam de 25 para 50 b.p. a partir da reunião seguinte, confirmando ser coerente o valor negativo de Z2 (-0,111) associado a essa data.

Outro exemplo interessante é o comportamento dos fatores Z1 e Z2 referentes à 133ª reunião (de 5/3/2008): nessa data o COPOM decidiu manter a taxa Selic em 11,25%, a mesma desde a 129ª reunião, de 5/9/2007. A diferença visível ocorreu na mudança no comunicado que seguiu à decisão, na qual foi acrescida a expressão “monitorar atentamente”:

132ª Reunião, realizada em 22 e 23/1/2008:

Avaliando a conjuntura macroeconômica e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu, por unanimidade, manter a taxa Selic em 11,25% a.a., sem viés. O Comitê irá acompanhar a evolução do cenário macroeconômico até sua próxima reunião, para então definir os próximos passos na sua estratégia de política monetária. (Grifou-se.)

133ª Reunião, realizada em 4 e 5/3/2008:

Avaliando a conjuntura macroeconômica e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu, por unanimidade, manter a taxa Selic em 11,25% a.a., sem viés. O Comitê irá monitorar atentamente a evolução do cenário macroeconômico até sua próxima reunião, para então definir os próximos passos na sua estratégia de política monetária. (Grifou-se.)

A alteração no *statement* sinaliza um tom mais cauteloso do Comitê de Política Monetária em relação ao que vinha demonstrando em reuniões anteriores. Nesse caso, a expectativa relacionada ao fator trajetória seria, portanto, uma elevação nos vértices da ETTJ, indicando possível elevação na taxa Selic em reuniões futuras. Esse contexto é compatível, portanto, com um fator trajetória

positivo, tal como temos na série de Z2 ($Z2 = 0.155$), sugerindo que Z2 pode, de fato, ser uma boa *proxy* para o fator trajetória da taxa de juros.

Por fim, cita-se o *statement* divulgado pelo COPOM quando da 179ª reunião (de 27/11/2013), o qual sofreu alterações relevantes em relação ao anterior e foi visto pelo mercado como sinalização de mudança de curso da política monetária:

178ª Reunião, realizada em 8 e 9/10/2013:

Dando prosseguimento ao ajuste da taxa básica de juros, o Copom decidiu, por unanimidade, elevar a taxa Selic para 9,50% ao ano, sem viés.

O Comitê avalia que essa decisão contribuirá para colocar a inflação em declínio e assegurar que essa tendência persista no próximo ano. (Grifou-se.)

179ª Reunião, realizada em 26 e 27/11/2013:

Dando prosseguimento ao processo de ajuste da taxa básica de juros, iniciado na reunião de abril de 2013, o Copom decidiu, por unanimidade, elevar a taxa Selic para 10,00% ao ano, sem viés. (Grifou-se.)

A exclusão de parte do comunicado anterior (“*O Comitê avalia que essa decisão contribuirá para colocar a inflação em declínio e assegurar que essa tendência persista no próximo ano*”) provavelmente foi interpretada pelo mercado como uma sinalização de que o BCB deixou de atrelar as futuras decisões sobre a taxa de juros ao desempenho da inflação. Além disso, o COPOM acrescentou uma referência ao período em que a meta Selic vem sendo aumentada, sugerindo que as elevações vêm ocorrendo há um período considerável. Como exemplo, cita-se texto publicado no ValorInveste de 28/11/2013¹⁶:

A taxa foi elevada em 0,50 ponto percentual para 10%, confirmando a projeção unânime de economistas e tesoureiros de grandes bancos que operam pesadamente no mercado futuro de juros. Mas o comunicado do Copom sofreu alterações substantivas que acenam mudança no curso da política monetária.

A interpretação imediata foi a de que o colegiado começa a preparar o mercado para interromper o ciclo de alta do juro. (...)

O Copom subtraiu do comunicado divulgado ontem à noite um parágrafo reconhecido pelos especialistas como um abandono de ‘guidance’ pela autoridade monetária. Ou seja, o BC do B deixou de atrelar as futuras decisões sobre taxa básica de juros ao desempenho da inflação. De outubro para novembro, desapareceu do statement “o comitê avalia que essa decisão contribuirá para colocar a inflação em declínio e assegurar que essa tendência persista no próximo ano”. Em contraponto, o Copom acrescentou uma referência ao período em que vem elevando a Selic ou ao processo de ajuste da taxa básica de juros “iniciado na reunião de abril de 2013”. A referência foi lida como medida de longo tempo de ajuste do juro.”

¹⁶ Bittencourt, Ângela. Jornal Valor Econômico. Disponível em <http://www.valor.com.br/valor-investe/casa-das-caldeiras/3355124/muito-esforco-por-nada>. Consulta realizada em 16 jul. 2014.

Ou seja, a alteração no *statement* sugere uma desaceleração ou interrupção no processo de elevação da meta Selic, indicando um fator trajetória negativo, vindo a ser compatível, portanto, com o resultado encontrado em nossa série de $Z2$ ($Z2 = -0.047$).

A Tabela 1.6 apresenta os *statements* das reuniões do COPOM que apresentaram os maiores valores de $Z2$ (em termos absolutos) atrelados a $Z1$ próximos a zero.

Tabela 1.6: Fator Meta Baixo e Fator Trajetória Alto (em termos absolutos)

Reunião COPOM		Z1	Z2	Statement anterior (grifo nosso)	Statement (grifo nosso)	Sinal esperado
Data	Nº	Fator 'meta'	Fator 'trajetória'			
5/3/2008	133	-0.006	0.155	Avaliando a conjuntura macroeconômica e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu, por unanimidade, manter a taxa Selic em 11,25% a.a., sem viés. O Comitê irá <u>acompanhar</u> a evolução do cenário macroeconômico até sua próxima reunião, para então definir os próximos passos na sua estratégia de política monetária.	Avaliando a conjuntura macroeconômica e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu, por unanimidade, manter a taxa Selic em 11,25% a.a., sem viés. O Comitê irá <u>monitorar atentamente</u> a evolução do cenário macroeconômico até sua próxima reunião, para então definir os próximos passos na sua estratégia de política monetária.	+
18/01/2012	164	-0.001	-0.050	Dando seguimento ao processo de ajuste das condições monetárias, o Copom decidiu, por unanimidade, reduzir a taxa Selic para 11,00% a.a., sem viés. O Copom entende que, ao tempestivamente mitigar os efeitos vindos de um ambiente global mais restritivo, um ajuste moderado no nível da taxa básica é consistente com o cenário de convergência da inflação para a meta em 2012.	O Copom emitiu a seguinte nota informativa ao público: "Dando seguimento ao processo de ajuste das condições monetárias, o Copom decidiu, por unanimidade, reduzir a taxa Selic para 10,50% a.a., sem viés. O Copom entende que, ao tempestivamente mitigar os efeitos vindos de um ambiente global mais restritivo, um ajuste moderado no nível da taxa básica é consistente com o cenário de convergência da inflação para a meta em 2012.".	0
27/11/2013	179	0.001	-0.047	Dando prosseguimento ao ajuste da taxa básica de juros, o Copom decidiu, por unanimidade, elevar a taxa Selic para 9,50% ao ano, sem viés. <u>O Comitê avalia que essa decisão contribuirá para colocar a inflação em declínio e assegurar que essa tendência persista no próximo ano.</u>	Dando prosseguimento ao processo de ajuste da taxa básica de juros, <u>iniciado na reunião de abril de 2013</u> , o Copom decidiu, por unanimidade, elevar a taxa Selic para 10,00% ao ano, sem viés. - <i>Exclusão do trecho sublinhado no statement anterior e inclusão do trecho sublinhado acima, lida como medida de longo tempo de ajuste do juro.</i>	-
18/4/2007	126	0.001	-0.111	Dando prosseguimento ao processo de flexibilização da política monetária, iniciado na reunião de setembro de 2005, o Copom decidiu, por unanimidade, reduzir a taxa Selic para 12.75% ao ano, sem viés.	Avaliando o cenário macroeconômico e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu reduzir a taxa Selic para 12,50% a.a., sem viés, <u>por quatro votos a favor e três votos pela redução da taxa Selic em 0,50 p.p.</u>	-

18/7/2007	128	0.004	0.048	Avaliando o cenário macroeconômico e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu, neste momento, reduzir a taxa Selic para 12% a.a., sem viés, <u>por cinco votos a favor e dois votos pela redução da taxa Selic em 0,25 p.p.</u>	Avaliando as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu reduzir a taxa Selic para 11,50% a.a., sem viés, <u>por quatro votos a favor e três votos pela redução da taxa Selic em 0,25 p.p.</u> O Comitê irá acompanhar a evolução do cenário macroeconômico até sua próxima reunião, para então definir os próximos passos na sua estratégia de política monetária.	+
4/6/2008	135	0.004	0.060	Avaliando a conjuntura macroeconômica e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu, por unanimidade, elevar a taxa Selic para 11,75% a.a., sem viés. <u>O Comitê entende que a decisão de realizar, de imediato, parte relevante do movimento da taxa básica de juros irá contribuir para a diminuição tempestiva do risco que se configura para o cenário inflacionário e, como consequência, para reduzir a magnitude do ajuste total a ser implementado.</u>	<u>Dando prosseguimento ao processo de ajuste da taxa de juros básica iniciado na reunião de abril</u> , o Copom decidiu, por unanimidade, elevar a taxa Selic para 12,25% ao ano, sem viés. - <i>Exclusão de trecho do statement anterior.</i>	+
19/4/2006	118	0.013	0.078	Dando prosseguimento ao processo de flexibilização da política monetária iniciado na reunião de setembro de 2005, o COPOM decidiu reduzir a taxa SELIC para 16,50% ao ano, sem viés, por seis votos a favor e três votos pela redução da taxa SELIC em 1,00 p.p.	Dando prosseguimento ao processo de flexibilização da política monetária, iniciado na reunião de setembro de 2005, o Copom decidiu, por unanimidade, reduzir a taxa Selic para 15,75% ao ano, sem viés, e acompanhar a evolução do cenário macroeconômico até sua próxima reunião, para então definir os próximos passos na sua estratégia de política monetária.	?

Evidencia-se que, embora haja casos de divergência entre os resultados de $Z2$ e aqueles esperados a partir da análise direta do *statement* divulgado, em muitas das datas analisadas na Tabela 1.6 o sinal de $Z2$ apresenta-se em linha com aquele que seria o esperado com base nas palavras do *statement* divulgado. Portanto, parece haver espaço para interpretar $Z2$ como o fator trajetória dos juros, embora essa medida não seja totalmente isenta da interferência de outros possíveis fatores relevantes para explicar as oscilações na ETTJ brasileira.

1.4.2

$Z2$ versus Comunicação Direta do BCB e Meta Selic

Outra forma de respaldar a hipótese de que $Z2$ reflete a comunicação do COPOM é compará-lo com alguma medida direta de comunicação do BCB. Para esse fim, torna-se interessante trabalhar com a série da medida de comunicação direta do BCB construída por Carvalho, Cordeiro e Vargas (2013). A partir da metodologia desenvolvida por Lucca e Trebbi (2011), os autores constroem uma série com base na linguagem utilizada nos comunicados divulgados junto à decisão da meta da taxa Selic e, a partir dela, analisam a relação entre a comunicação do BCB e o comportamento da estrutura a termo da taxa de juros nas datas de reuniões do COPOM.

Desse modo, uma análise da relação entre essa medida de comunicação direta e a de comunicação indireta, $Z2$, encontrada por meio do método dos componentes principais, permite fortalecer a interpretação de que $Z2$ reflete o fator trajetória da ETTJ brasileira.

A regressão da série de comunicação direta em $Z2$ sugere correlação positiva e estatisticamente significativa a 5%, como exposto na Tabela 1.7, embora o R^2 seja de apenas 8,7%.

Por fim, destaca-se que, da mesma forma que apresentado em Carvalho, Cordeiro e Vargas (2013) para sua série de comunicação direta, nosso fator trajetória também Granger causa alterações na taxa Selic: o teste de causalidade de Granger entre $Z2$ (série acumulada) e meta Selic sugere que alterações no primeiro precedem alterações na última, por duas e três reuniões (a 5% e 10% de significância estatística, respectivamente), enquanto o teste não rejeita a hipótese

nula de não-Granger causalidade no sentido oposto (Tabela 1.8). A Figura 1.5 permite visualizar o comportamento das duas séries sob análise.

Tabela 1.7 - Comunicação Direta versus Z2

Método dos Mínimos Quadrados Ordinários

Var. dependente:	Constante	Z2acumulado
<i>comunicação direta</i>		
Coefficiente	0.4941	4.8444
Desvio-Padrão	(0.3316)	(2.2453)**
R ²	0.087	

Notas: 49 observações (de dez/2007 a nov/2013 – 131^a a 179^a reunião)

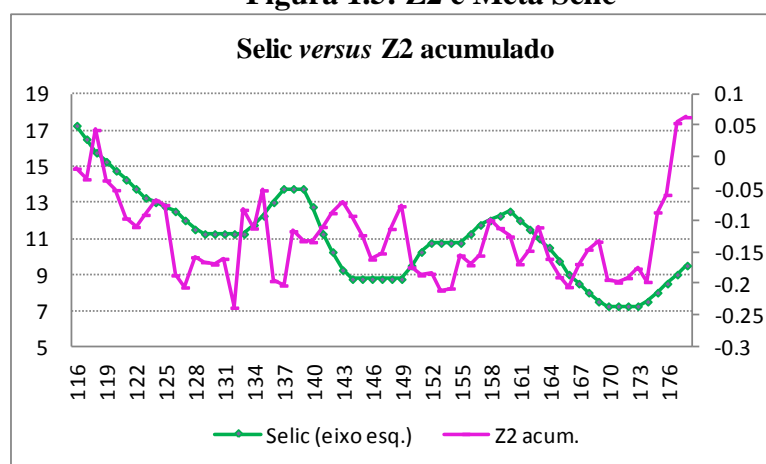
** representa significância estatística a 5%.

Desvios-padrão calculados por *bootstrap*.

TABELA 1.8: Teste de Causalidade de Granger¹⁷

LAG 2			
Hipótese Nula:	Obs	Estatística F	Probabilidade
Z2_ACUM não Granger causa SELIC	63	3.32912	0.04279
SELIC não Granger causa Z2_ACUM		0.0594	0.94239
LAG 3			
Hipótese Nula:	Obs	Estatística F	Probabilidade
Z2_ACUM não Granger causa SELIC	62	2.34329	0.08302
SELIC não Granger causa Z2_ACUM		0.15953	0.92309

Figura 1.5: Z2 e Meta Selic



¹⁷ O teste de raiz unitária para ambas as séries utilizadas no teste rejeitou a hipótese nula de não-estacionariedade a 5% de significância. Ademais, o teste de causalidade de Granger utilizando a primeira diferença das séries também indica que Z2 granger causa $\Delta Selic$ a 5% de significância para os primeiros 5 lags.

1.4.3

Datas com e sem Comunicação do BCB: Atas do COPOM versus Amostras Placebo

Por fim, nessa etapa a ideia é analisar se Z2 de fato reflete o fator comunicação verificando o comportamento dos componentes principais advindos de outras amostras que não aquela construída a partir das datas das decisões do COPOM.

Para esse fim, serão construídos dois conjuntos de amostras, ambos formados por datas nas quais não ocorreram o fator meta (i.e., Z1 inexistente). A diferença entre elas reside no fator comunicação: uma das amostras será construída a partir de datas nas quais o fator comunicação está presente (são as datas de divulgação das atas do COPOM), enquanto as outras amostras eliminarão as datas nas quais exista os seguintes tipos de comunicação do BCB: os *statements* pós-reuniões do COPOM, as atas, divulgadas oito dias após a reunião, ou os Relatórios de Inflação, divulgados trimestralmente em datas previamente informadas pelo BCB.

Por construção, num primeiro momento já é possível eliminar a existência de Z1 tal como definido na Seção 1.3. Por outro lado, se a metodologia aplicada neste trabalho obteve sucesso em extrair dos dados um componente que representa plenamente o fator comunicação, então: 1) para a série em que há fator comunicação, espera-se que o componente principal apresente comportamento semelhante àquele identificado em Z2; e 2) para as séries construídas para não haver fator comunicação, entende-se que o componente principal deva representar outro aspecto que não o fator comunicação do BCB.

1.4.3.1

Datas com Comunicação do BCB: Atas do COPOM

Nesse subitem, será utilizada uma amostra composta por datas de atas do COPOM: divulgações do BCB ocorridas às 8h30min da quinta-feira da semana posterior a cada reunião do Comitê. São relatórios mais extensos que os *statements* e buscam informar os agentes a respeito da conjuntura econômica nacional, assim como os principais fatores político-econômicos do contexto

internacional, de forma a justificar e motivar a decisão tomada pelos *policymakers* quando da escolha do nível da Selic e apresentar as perspectivas para as próximas reuniões do Comitê.

A base de dados foi composta somente com dias dentro do período jan/2006 a jan/2014, e construída de forma análoga à dos dias de COPOM: os swaps utilizados nas regressões são o resultado da diferença entre a taxa de juros de determinada maturidade no fechamento do dia da ata do COPOM e seu valor de fechamento no dia anterior à divulgação.

A estatística descritiva das séries de swaps utilizadas nesta Seção está apresentada na Tabela 1.9. Como esperado, torna-se evidente, pelas estatísticas descritivas apresentadas nessa tabela, que a ETTJ sofre oscilações maiores nas datas das reuniões do COPOM do que nas datas das divulgações das atas do COPOM, sendo essa diferença mais visível nos swaps de maturidades mais curtas, vez que as decisões da taxa Selic afetam mais sensivelmente os vértices mais curtos da curva.

Tabela 1.9: Estatística Descritiva

Amostra: Datas das Atas do COPOM

	Δ 1 mês	Δ 2 meses	Δ 3 meses	Δ 6 meses	Δ 1 ano	Δ 2 anos	Δ 3 anos	Δ 5 anos
Média	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
Mediana	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01
Desvio Padrão	0.01	0.02	0.03	0.07	0.10	0.13	0.14	0.15
Mínimo	-0.03	-0.05	-0.08	-0.14	-0.22	-0.39	-0.37	-0.47
Máximo	0.04	0.03	0.06	0.22	0.34	0.46	0.51	0.55

Amostra: Datas das Reuniões do COPOM

	Δ 1 mês	Δ 2 meses	Δ 3 meses	Δ 6 meses	Δ 1 ano	Δ 2 anos	Δ 3 anos	Δ 5 anos
Média	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	0.00	0.02	0.03
Mediana	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	0.01	0.02	0.03
Desvio Padrão	0.10	0.10	0.11	0.14	0.15	0.15	0.15	0.16
Mínimo	-0.39	-0.39	-0.48	-0.60	-0.58	-0.49	-0.37	-0.33
Máximo	0.17	0.19	0.22	0.35	0.41	0.41	0.42	0.54

As séries utilizadas para a decomposição dos fatores foram as variações diárias dos swaps *DI X Pré*, após serem regredidas nas variáveis de controle, analogamente ao utilizado nas seções anteriores¹⁸. A partir do método dos componentes principais, evidencia-se que os primeiros três fatores principais explicam 96% das variações dos swaps (70% o primeiro fator e 89% os dois primeiros).

¹⁸ Considerando a inexistência do fator meta, o swap de 1 mês não foi incluído na matriz para decomposição dos componentes principais.

Dessa vez, diferentemente da análise realizada na Seção 1.3, as regressões de mínimos quadrados ordinários foram estimadas apenas com o primeiro componente principal como variável explicativa, além das variáveis de controle já explicitadas, vez que não temos, por construção, o fator meta. Optou-se por alterar a escala de F1 (primeiro componente principal) para que o efeito de Z2 sobre swap 1 ano (Seção 1.3) seja igual ao efeito de F1 sobre swap de 1 ano nesta Seção, para facilitar a análise comparativa entre os resultados.

As regressões estimadas estão apresentadas na Tabela 1.10. Os coeficientes de F1 (fator trajetória) apresentam-se positivos e estatisticamente significantes a 1% em todas as regressões¹⁹, com magnitudes maiores à medida que a maturidade do swap se eleva. Esses resultados mostram-se em linha àqueles encontrados na Seção 1.3, onde Z2 representa o fator trajetória e também apresenta valores positivos e crescentes à medida que utilizamos swaps com maturidades mais longas como variável explicada. Além disso, evidencia-se que o R² da regressão cuja variável dependente é o swap 1 mês é de apenas 0.087, abaixo daqueles registrados nas regressões estimadas para os vértices mais longos na ETTJ brasileira.

O uso de F1 como variável explicativa tem poder explicativo relevante sobre as variações diárias dos swaps com maturidades mais longas²⁰, alcançando R² = 80% em algumas das regressões mesmo sem a inclusão de F2 e F3 (segundo e terceiro componentes principais, respectivamente) nas estimações²¹.

¹⁹ O coeficiente de F1 na regressão do swap de 1 mês apresentou significância estatística a 10%.

²⁰ Se regredirmos os swaps apenas em F1, sem inclusão das variáveis de controle, o R² mantém-se elevado (R² = 68%, 74% e 68% nas regressões cujas variáveis explicadas são os swaps de 6 meses, 1 ano e 2 anos, respectivamente).

²¹ Os resultados das regressões incluindo F2 e F3 estão apresentados na no Apêndice C.

Tabela 1.10: MQO com Componente Principal

Swap <i>DI X Pré</i>	Constante (d.p.)	F1 Mét. Comp. Princ. (d.p.)	VIX_dif (d.p.)	Yield2A_dif (d.p.)	Yield10A_dif (d.p.)	IGP_BZ (d.p.)	UNEMP_BZ (d.p.)	LIQdif_BZ (d.p.)	I.J.C. (d.p.)	Lead_Index (d.p.)	R ²
1 mês	0.000 (0.002)	0.043* (0.026)	0.001 (0.001)	-0.020 (0.042)	0.012 (0.034)	0.008 (0.027)	-0.005 (0.010)	-0.070 (0.126)	0.000 (0.000)	0.003 (0.018)	0.087
2 meses	0.000 (0.001)	0.159*** (0.022)	-0.001 (0.001)	-0.074** (0.036)	0.060* (0.029)	0.020 (0.024)	-0.004 (0.009)	0.255** (0.112)	0.000 (0.000)	-0.007 (0.016)	0.505
3 meses	0.001 (0.002)	0.328*** (0.036)	-0.002* (0.001)	-0.116** (0.058)	0.087* (0.048)	-0.006 (0.039)	-0.019 (0.013)	0.622*** (0.171)	0.000 (0.000)	-0.016 (0.025)	0.622
6 meses	0.006 (0.004)	0.875*** (0.060)	-0.006** (0.002)	-0.353*** (0.093)	0.318*** (0.075)	0.124** (0.057)	-0.030 (0.022)	0.955*** (0.292)	0.000 (0.000)	-0.015 (0.043)	0.808
1 ano	0.006 (0.004)	1.429*** (0.064)	-0.009*** (0.002)	-0.414*** (0.107)	0.581*** (0.085)	0.085 (0.070)	-0.061** (0.026)	1.530*** (0.324)	0.001*** (0.000)	-0.073 (0.048)	0.896
2 anos	0.016*** (0.005)	1.691*** (0.083)	0.001 (0.003)	-0.279** (0.127)	0.832*** (0.107)	-0.040 (0.086)	-0.040 (0.032)	2.235*** (0.407)	0.001*** (0.000)	-0.050 (0.057)	0.893
3 anos	0.015** (0.007)	1.770*** (0.110)	0.005 (0.004)	-0.097 (0.177)	0.794*** (0.147)	0.032 (0.115)	0.016 (0.043)	2.155*** (0.541)	0.002*** (0.000)	-0.074 (0.082)	0.839
5 anos	0.015 (0.011)	1.723*** (0.173)	0.012* (0.006)	-0.027 (0.278)	0.845*** (0.227)	-0.056 (0.179)	0.020 (0.067)	1.683** (0.867)	0.001* (0.001)	-0.112 (0.127)	0.676

1.4.3.2

Datas sem Comunicação do BCB: Amostras Placebo

Nesta Subseção, a base de dados foi construída a partir de datas em que não houve divulgação de nenhum dos três tipos de comunicação utilizados rotineiramente pelo BCB: *statements*, atas ou Relatórios de Inflação.

Em um primeiro momento, para compor a amostra foram escolhidas datas entre comunicações e que, ao mesmo tempo, antecedesse em pelo menos 30 dias datas de reunião do COPOM, com o objetivo de eliminar qualquer possível interferência de expectativas do mercado em relação à meta Selic na ponta mais curta da ETTJ. Impostas essas restrições, restaram 114 datas entre janeiro de 2006 e janeiro de 2014 em nossa amostra placebo.

Foram estimadas 20 regressões a partir de amostras construídas por sorteio com reposição, sempre respeitando o tamanho da amostra de 65 observações. Também foram utilizadas as mesmas variáveis de controle, para fins comparativos com as seções anteriores.

Tabela 1.11 - Resultados MQO, amostra composta por dias que antecedem em pelo menos 30 dias as datas de reunião do COPOM

Swap <i>DI X Pré</i>	Seção 1.3: Datas de Reuniões do COPOM	Seção 1.4.3.1: Datas de Atas do COPOM		Seção 1.4.3.2: Datas sem Comunicação do BCB	
	Coef. Z2 (fator comunicação)	Coef. F1	R ²	Coef. F1 (média)	R ²
1 mês	0	0.043*	0.087	0.107 ¹	0.227
2 meses	0.082**	0.159***	0.505	0.387***	0.584
3 meses	0.308***	0.328***	0.622	0.433***	0.655
6 meses	0.810***	0.875***	0.808	0.835***	0.781
1 ano	1.429***	1.429***	0.896	1.429***	0.861
2 anos	2.247***	1.691***	0.893	1.963***	0.833
3 anos	2.555***	1.770***	0.839	2.268***	0.760
5 anos	2.683***	1.723***	0.676	2.773***	0.734

Notas: ¹Cerca de 50% dos coeficientes estimados não apresentaram significância estatística a 10%. Os outros 50% da amostra apresentaram coeficientes estatisticamente significantes a 1% ou 5%.

Os resultados das regressões estão apresentados na Tabela 1.11. Embora haja algumas diferenças em comparação aos resultados das Seções 1.3 e 1.4.3.1, elas estão mais associadas aos coeficientes de F1 nas regressões de swaps com maturidades mais curtas (1, 2 e 3 meses), nas quais os coeficientes apresentam magnitudes mais altas que aquelas estimadas com as amostras de comunicação do BCB. Esse resultado *pode* indicar que F1 nas amostras sem comunicação do BCB

representa um componente diferente daquele que gera o fator trajetória nas amostras com datas em que há comunicação do Comitê de Política Monetária, embora a evidência seja tênue.

O requisito imposto para construir a amostra placebo exigiu que fossem eliminadas muitas das datas existentes no período entre janeiro de 2006 e janeiro de 2014, sobrando basicamente aquelas imediatamente posteriores às divulgações das atas do COPOM. Dessa forma, embora a repercussão do conteúdo dos comunicados BCB seja praticamente imediata, pode ser que o efeito da comunicação ainda se reflita nas decisões do mercado tomadas no dia posterior à divulgação, isto é, na sexta-feira pós-ata do COPOM. Em se considerando verdade essa hipótese, nossos resultados podem estar refletindo algum resquício de comunicação, em virtude da forma como foi construída a amostra.

Para investigar esse aspecto, foi construída uma amostra placebo diferente: foram escolhidas datas entre comunicações, sendo que, dessa vez, eliminaram-se aquelas que antecederiam em uma semana quaisquer dessas comunicações e, também, que tivessem sido divulgadas até uma semana após uma comunicação do BCB. A intenção foi eliminar qualquer possível interferência de expectativas em relação às divulgações e qualquer efeito pós-divulgação, que tendem a ser avaliadas pelo mercado por algum tempo. Impostas essas restrições, restaram 664 datas entre janeiro de 2006 e janeiro de 2014 em nossa amostra placebo.

A partir dela, foram construídas 30 subamostras por sorteio com reposição, sempre respeitando o tamanho da amostra em 65 observações²². Os resultados agregados das 30 regressões estimadas encontram-se na Tabela 1.12.

Ao observar os coeficientes estimados, percebe-se uma diferença em relação aos resultados da Tabela 1.11, principalmente para as regressões cujas variáveis dependentes são os swaps de maturidades mais curtas (1, 2 e 3 meses). Nesse caso, as magnitudes dos coeficientes são mais altos em relação àqueles, distanciando-se mais dos resultados obtidos nas Seções 1.3 (reuniões COPOM) e 1.4.3.1 (atas do COPOM).

Por um lado, esse resultado pode significar que os resultados da primeira amostra placebo estejam contaminados por um resquício de fator comunicação. Por outro, pode significar que essa segunda amostra placebo não consiga eliminar

²² Nesse caso, não foram incluídas as variáveis de surpresa macroeconômicas, mas apenas o VIX, yield 2 anos, yield 10 anos e a medida de liquidez do mercado.

por completo qualquer possível interferência de expectativas do mercado em relação à meta Selic na ponta mais curta da ETTJ, já que nem todos os dias da amostra antecederam em pelo menos 30 dias datas de reunião do COPOM. De qualquer forma, evidencia-se que F1 de ambas as amostras placebo apresentam comportamento *levemente* diferente daqueles fatores ‘trajetória’ estimados nas Seções 1.3 e 1.4.3.1, sem, no entanto, permitir uma interpretação de que F1 representa, de fato e exclusivamente, o fator ‘trajetória’.

TABELA 1.12: Resultados MQO, amostra excluindo a semana anterior e posterior a qualquer comunicação do BCB

Swap <i>DI X Pré</i>	Seção 1.3: Datas de Reuniões do COPOM	Seção 1.4.3.1: Datas de Atas do COPOM		Seção 1.4.3.2: Datas sem Comunicação do BCB	
	Coef. Z2 (fator comunicação)	Coef. F1	R ²	Coef. F1 (média)	R ²
1 mês	0	0.043*	0.087	0.261***	0.305
2 meses	0.082**	0.159***	0.505	0.387***	0.482
3 meses	0.308***	0.328***	0.622	0.503***	0.655
6 meses	0.810***	0.875***	0.808	0.888***	0.843
1 ano	1.429***	1.429***	0.896	1.429***	0.904
2 anos	2.247***	1.691***	0.893	2.081***	0.889
3 anos	2.555***	1.770***	0.839	2.254***	0.834
5 anos	2.683***	1.723***	0.676	2.263***	0.746

Nota: *** representa significância estatística a 1%.

1.4.3.3 Conclusões

Os exercícios apresentados ao longo dessa Seção trazem informações que sugerem que *Z2* pode ser interpretado como um fator comunicação do BCB. No entanto, os resultados evidenciam que, *em se considerando que Z2 representa, de fato, o fator comunicação*, deve-se reconhecer que essa medida não parece representar única e exclusivamente esse fator comunicação, havendo espaço para considerarmos a possibilidade de *Z2* estar capturando a interferência de outros fatores que também afetam o comportamento da ETTJ brasileiro.

Dessa forma, interpretações para esses resultados podem ser resumidas da seguinte forma:

- não é possível construir o fator comunicação de bancos centrais a partir da metodologia de Gürkaynak, Sack e Swanson (2005);

- b) não é possível construir o fator comunicação de bancos centrais *eliminando totalmente outros fatores*, vez que os yields tendem a refletir inúmeros outros aspectos do mercado; ou
- c) Essas ‘interferências’ podem ser decorrência da base de dados diária, e não *intraday*. Em sendo esse o caso, embora não seja possível encontrar um fator comunicação sem outras interferências a partir de dados brasileiros, vez que a comunicação do BCB ocorre com o mercado fechado, é possível encontrá-lo para bancos centrais cujos comunicados ocorram com o mercado aberto, tal como ocorre com aqueles divulgados pelo FOMC (*Federal Open Market Committee*).

Ou seja, os resultados sugerem que a estratégia utilizada por Gürkaynak, Sack e Swanson (2005) *pode* produzir uma medida de comunicação dos bancos centrais, sendo que, para analisar se essa metodologia admite de fato construir uma série de comunicação, e se esse fator consegue ser construído de forma a representar uma série totalmente limpa de outros fatores, torna-se eficaz realizar exercícios com amostras placebo construídas a partir de dados *intraday* de yields norte-americanos. Utilizando a metodologia aplicada nesse artigo, as estimações com janelas *intraday* de amostras placebo dos Estados Unidos contribuiriam para concluirmos a respeito da possibilidade de construção de uma medida de comunicação livre da influência de outros fatores.

1.5 Considerações Finais

Este trabalho teve como objetivo analisar a relação entre as decisões de política monetária e as oscilações na estrutura a termo da taxa de juros, buscando entender se as mesmas ocorrem apenas como respostas às surpresas do mercado financeiro quanto à taxa de juros Selic definida pelo COPOM ou se há influências da atuação dos *policymakers* advindas dos pronunciamentos realizados no momento da divulgação da taxa Selic. Esses pronunciamentos, conhecidos como *statements*, costumam trazer informações a respeito das motivações que levaram o Comitê a definir aquele patamar para a meta dos juros, e normalmente contribuem

para apresentar as percepções do Comitê em relação às trajetórias futuras da economia e, conseqüentemente, da própria taxa de juros.

Para estudar se a comunicação do BCB por meio dos *statements* afeta a trajetória da ETTJ no Brasil, foi utilizado o teste de fatores de Cragg e Donald (1997), que permite analisar quantos fatores são necessários para explicar a influência do COPOM sobre o mercado financeiro, e o Método dos Componentes Principais, que busca identificá-los, tal como elaborado por Gürkaynak, Sack e Swanson (2005) para dados norte-americanos.

Os resultados sugerem que apenas um fator não é suficiente para explicar satisfatoriamente as oscilações das taxas de juros de diferentes maturidades nos dias de reuniões do COPOM, sugerindo a existência de um fator trajetória afetando os vértices da estrutura a termo da taxa de juros, em especial os mais longos.

Exercícios realizados na Seção 1.4 contribuem para *sugerir* que a série construída a partir da metodologia aplicada reflete, embora não totalmente isenta de outros fatores que também podem estar afetando a ETTJ, o fator trajetória do BCB. Esse fator trajetória representa, portanto, as informações advindas da comunicação do BCB quanto às suas perspectivas a respeito do comportamento futuro da economia e, conseqüentemente, da trajetória futura dos juros brasileiros, as quais são incorporadas pelos agentes para precificar contratos mais longos.

Dessa forma, esse estudo permitiu evidenciar que a estratégia de Gürkaynak, Sack e Swanson (2005) *parece* criar de uma medida de comunicação para os bancos centrais. No entanto, torna-se interessante analisar, em estudo futuro, se essa medida *de fato* reflete o fator comunicação e se consegue ser ainda mais acurada, capaz de não refletir possíveis outros fatores que também afetem a ETTJ. Uma forma de obter uma resposta definitiva a respeito do tema é realizar estimações semelhantes às aquelas apresentadas nesse capítulo, mas dessa vez utilizando janelas *intraday* de yields norte-americanos, vez que as decisões do FOMC ocorrem com o mercado aberto e permitem, portanto, o uso de dados *intraday* para compor as janelas placebo da análise.