UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**GRANDES CONJUNTOS DE DADOS, MODELO DE FATORES E A CONDUÇÃO
DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL**

Thais Andrea Ortega

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane

SÃO PAULO

2005

Prof. Dr. Adolpho José Melfi
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Ricardo Abramovay
Chefe do Departamento de Economia

Profa. Dra. Fabiana Fontes Rocha
Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Economia

THAIS ANDREA ORTEGA

**GRANDES CONJUNTOS DE DADOS, MODELO DE FATORES E A CONDUÇÃO
DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Departamento de
Economia da Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da
Universidade de São Paulo como requisito
para a obtenção do título de Mestre em
Economia

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane

SÃO PAULO

2005

Dissertação defendida e aprovada no Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – Programa de Pós-Graduação em Economia, pela seguinte banca examinadora:

Ortega, Thais Andrea

Grandes conjuntos de dados, modelo de fatores e a condução da política monetária no Brasil / Thais Andrea Ortega. -- São Paulo, 2005.
68 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2005

Bibliografia.

1. Política monetária - Brasil 2. Análise de séries temporais I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 332.46

Agradeço a meus pais e à minha irmã, por todo o apoio e compreensão;

Agradeço a todos os meus amigos pela paciência, por entenderem minha ausência, mas o período de reclusão já acabou!

Agradeço a meus colegas de mestrado, em especial Bruno Rocha, Alan De Genaro Dario, Róbson Pereira, Eduardo Yuki e, principalmente, Rodrigo Sekkel por toda a contribuição nesse trabalho;

Agradeço aos professores do departamento com quem tive chance de ter aulas e que me ensinaram muito, principalmente a Vera Lúcia Fava, Paulo Picchetti e Márcio Nakane;

Agradeço a Octavio de Barros por todo o apoio e pela oportunidade de trabalhar em um excelente departamento econômico;

Agradeço a Patrick Gontier pelas críticas e sugestões, e a Marcelo Toledo, Keli Lira e Tadeu Sakagawa;

Agradeço ao meu orientador Márcio Nakane pela idéia, comentários e toda a ajuda e paciência na elaboração dessa dissertação.

Muito obrigada!

RESUMO

Atualmente há uma quantidade considerável de informação sobre o comportamento da economia à disposição da autoridade monetária, cuja decisão é provavelmente baseada nesse grande conjunto de dados. Entretanto, grande parte das análises empíricas de política monetária é baseada em modelos de pequena escala, e o problema de variáveis omitidas pode ser relevante. Uma literatura mais recente mostrou que grandes conjuntos de séries macroeconômicas podem ser modelados usando fatores dinâmicos, que são considerados um resumo da informação contida nos dados. Neste trabalho combinamos os fatores extraídos de 178 séries de tempo com os modelos tradicionais de pequena escala para analisar a política monetária no Brasil. Os fatores estimados são usados como instrumentos em regras de Taylor forward looking e como regressores adicionais em VAR's. A informação extraída de grandes conjuntos de dados mostrou-se bem útil na análise empírica da política monetária.

ABSTRACT

Nowadays there is a considerable amount of information on the behavior of the economy available and central bankers can be expected to base their decisions on this very large information set. Nevertheless, most of the empirical analysis of monetary policy has been based on small scale models, and omitted information can be a relevant problem. Recent time-series techniques have shown that large datasets can be modeled using dynamic factors, which are considered a summary of the information in the data. In this work we combine the factors extracted from 178 time series with more traditional small scale models to analyze monetary policy in Brazil. The estimated factors are used as instruments in forward looking Taylor rules and as additional regressors in VAR's. The information extracted from large datasets turns out to be quite useful for the empirical analysis of monetary policy.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	2
LISTA DE FIGURAS	2
1 INTRODUÇÃO	3
2 MODELO DE FATORES DINÂMICOS	7
2.1 Modelo e identificação	8
2.2 Componentes principais: resultados populacionais e estimação	11
2.3 Estimador proposto e a escolha de q	13
2.4 Metodologia de Stock e Watson (SW)	15
2.5 Aplicações dos fatores	18
3 FATORES E POLÍTICA MONETÁRIA	20
3.1 Regra de Taylor	20
3.2 VAR	23
4 DADOS E DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE FATORES	26
4.1 Número de fatores para o VAR	26
4.2 Número de fatores para a regra de Taylor	31
5 RESULTADOS	36
5.1 Regra de Taylor	36
5.2 VAR	42
6 CONCLUSÕES	47
REFERÊNCIAS	49
APÊNDICES	53

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Variância explicada pelos cinco primeiros autovalores dinâmicos.....	27
Tabela 2: Variância explicada pelos cinco primeiros autovalores dinâmicos.....	29
Tabela 3: Características dos modelos	30
Tabela 4: Teste de Bai e Ng do número de componentes principais estáticos.....	31
Tabela 5: Variância explicada pelos cinco primeiros autovalores dinâmicos.....	32
Tabela 6: Variância explicada pelos cinco primeiros autovalores dinâmicos.....	33
Tabela 7: Características dos modelos	35
Tabela 8: Teste de Bai e Ng do número de componentes principais estáticos.....	35
Tabela 9: Regra de Taylor <i>forward looking</i>	38
Tabela 10: Estatística Q para a autocorrelação de primeira ordem.....	39
Tabela 11: Regra de Taylor <i>forward looking</i> para duas defasagens da Selic	40
Tabela 12: Estatística Q para autocorrelação de 1ª ordem com duas defasagens da Selic	41

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Média dos autovalores dinâmicos para diferentes frequências.....	27
Figura 2: Média dos autovalores dinâmicos para diferentes frequências (opção 4)	29
Figura 3: Média dos autovalores dinâmicos para diferentes frequências.....	32
Figura 4: Média dos autovalores dinâmicos para diferentes frequências (opção 8)	34
Figura 5: Função resposta a um choque de um desvio padrão na taxa Selic (final)	45
Figura 6: Função resposta a um choque de um desvio padrão na taxa Selic média	46

1 INTRODUÇÃO

Autoridades monetárias monitoram um vasto número de variáveis econômicas, mas grande parte das análises empíricas de política monetária é baseada em modelos de pequena escala. A literatura empírica tem modelado o mecanismo de transmissão da política monetária de, pelo menos, duas formas. Uma parte dos estudos tem analisado os efeitos de choques de política monetária não antecipados, identificados e estimados através da metodologia de vetores auto regressivos (VAR's). Assume-se que o conjunto de informações dos agentes contém as observações presentes e passadas das variáveis contidas no VAR e que a política monetária afeta a economia pela surpresa de consumidores e empresários. Os choques monetários são decorrentes de mudanças nas preferências da autoridade monetária, ou da dificuldade de extrair o sinal das condições econômicas correntes, já que as variáveis são divulgadas com atraso e são sujeitas a revisões estatísticas (ver Christiano, Eichenbaum e Evans, 1999).

O foco está nos choques e não na parte sistemática da política monetária. Isso foi criticado (ver McCallum, 1999) pelo fato de o percentual da variância do produto devido a choques monetários em um VAR ser baixo, e pelo fato de grande parte da variação da taxa de juros ser explicada por variáveis econômicas observadas em vez de políticas exógenas. Além disso, para conservar graus de liberdade, não são estimados VAR's com muitas variáveis. Esse conjunto restrito de dados gera pelo menos dois problemas. Primeiro, como há informações disponíveis não refletidas na análise do VAR, alguns resultados não condizentes com a teoria econômica podem ser obtidos. Um exemplo é o *price puzzle*, em que uma política monetária contracionista é seguida por um aumento no nível de preços. Os *puzzles* podem ser decorrentes da diferença do conjunto de informação usado pelo econometrista e pela autoridade monetária, ou da escolha de uma hipótese de identificação equivocada. Segundo, funções resposta a impulso só podem ser observadas para as variáveis incluídas, que geralmente constituem uma pequena fração das variáveis com as quais a autoridade monetária se importa.

Um segundo ramo da literatura busca estimar equações estruturais (literatura baseada em Taylor, 1993) e analisar a política monetária como uma resposta sistemática a alterações em variáveis observadas, tipicamente hiato do produto e inflação (Clarida, Gali e Gertler, 1998 e 2000). A princípio, regras refletindo reações sistemáticas da política monetária a choques

exógenos poderiam ser identificadas em um VAR estrutural (SVAR). Entretanto, erros de medida e incertezas sobre o conjunto de informação relevante para a autoridade monetária tornam difícil a interpretação dos coeficientes estimados. Por trás desses modelos está implícita a idéia de que características essenciais da economia são capturadas por poucas variáveis agregadas relevantes, e que as informações contidas em séries de tempo desagregadas ou em todas as outras séries de tempo agregadas disponíveis não são úteis para entender o comportamento macroeconômico. Só que há custos por essa simplificação. Então são necessários modelos econométricos capazes de lidar com muitas séries de tempo através da redução do número de parâmetros a serem estimados e que forneçam uma resposta sobre o número de choques que explicam a dinâmica da economia.

Uma literatura mais recente mostrou que grandes conjuntos de séries macroeconômicas podem ser modelados usando fatores dinâmicos, que são considerados um resumo da informação contida nos dados (Stock e Watson, 1998, Forni e Reichlin, 1998, Forni et al., 2000 e Reichlin, 2002). Enquanto Stock e Watson usam o método de componentes principais estáticos para estimar os fatores, Forni et al. baseiam-se nos componentes principais dinâmicos. A questão então é saber se os componentes principais são úteis para entender a política monetária. Como regras de Taylor tornaram-se um instrumento comum para analisar o comportamento de Bancos Centrais, o primeiro ponto é se a inclusão dos componentes principais no conjunto de instrumentos usados na estimação reduz a incerteza dos parâmetros estimados. O outro ponto relevante é o papel dos componentes principais como regressores adicionais na análise do mecanismo de transmissão de choques monetários em VAR's. Ou seja, verificar se há alteração da forma das respostas das principais variáveis macroeconômicas aos choques monetários e se há diminuição da incerteza sobre essas respostas.

Como análises econométricas¹ confirmaram que o uso de um grande número de séries pode melhorar significativamente a projeção de variáveis macroeconômicas, Bernanke e Boivin (2003) estimaram regras de Taylor *forward looking* para os Estados Unidos usando projeções de inflação e atividade econômica calculadas através de componentes principais estáticos, e chegaram à conclusão de que o uso de fatores dinâmicos melhora a estimação da função de reação do Fed. Bernanke, Boivin e Elias (2004) estimaram para os EUA um modelo de

¹ Stock e Watson, 1999 e 2002.

vetores auto regressivos com fatores (denominado de FAVAR) através da metodologia de Stock e Watson. Ele resulta em estimativas plausíveis para as respostas de muitas variáveis macroeconômicas a choques de política monetária (corrigindo o *price puzzle*), mostrando que o FAVAR é bem sucedido em capturar informação relevante. Favero e Marcellino (2001), usando também componentes principais estáticos, mostraram que regras de Taylor *forward looking* para países europeus (Itália, Espanha, França e Alemanha) são estimadas de forma mais precisa quando os fatores são incluídos, o que pode ser interpretado como um sinal de que os Bancos Centrais empregam muito mais informação que a incluída em modelos de pequena escala para projetar inflação e determinar a taxa de juros. Além disso, a inclusão dos fatores no VAR eliminou o *price puzzle*, similar ao resultado para os EUA, exceto para a Alemanha onde pelo menos a resposta melhorou. Para todas as variáveis a precisão da função resposta a impulso aumentou.

Favero et al. (2002) mostraram a utilidade dos fatores para a estimação de regras de Taylor e como regressores adicionais em VAR's para os EUA, Alemanha, França, Itália e Espanha, utilizando tanto componentes principais estáticos quanto dinâmicos. Eles mostraram que os dinâmicos fornecem um resumo mais parcimonioso da informação, mas em geral a performance dos dois é similar. Como nos resultados anteriores, a inclusão dos fatores no conjunto de instrumentos empregados na estimação da regra de Taylor aumenta a precisão e reduz a incerteza das estimativas. Os ganhos são maiores nos EUA que na Europa, possivelmente pelo conjunto de informação maior e mais detalhado da economia americana. A inclusão de fatores no VAR corrige o formato da resposta do produto e da inflação a choques monetários nos EUA, além de não aumentar o desvio padrão a despeito da inclusão de vários regressores adicionais. No caso da Alemanha, como em Favero e Marcellino (2001), a inclusão dos fatores não resolve os *puzzles*, o que pode ser justificado pelo fato de o Banco Central alemão ter uma meta monetária em grande parte do período e isso não ser considerado no VAR. Para a França as respostas melhoram, mas o *price puzzle* não é completamente eliminado. Para a Itália e a Espanha o modelo sem fatores já era condizente com a teoria econômica e a inclusão destes não altera muito o resultado.

O objetivo da dissertação, baseado no que foi feito para os EUA e para a Europa, é avaliar o papel dos componentes principais estáticos e dinâmicos como instrumentos na estimação de regras de Taylor *forward looking* e avaliar se a inclusão destes como regressores adicionais no VAR melhora o entendimento sobre os efeitos da política monetária, através da mudança da

forma das respostas das principais variáveis macroeconômicas aos choques monetários, ou através da diminuição da incerteza sobre essas respostas.

O trabalho é dividido da seguinte forma. No capítulo 2 apresenta-se o modelo de fatores dinâmicos: suas hipóteses, resultados populacionais, estimação e aplicações. No capítulo 3 discute-se o uso do modelo de fatores dinâmicos para analisar a política monetária. No capítulo 4 apresentam-se os dados utilizados, as transformações necessárias e o modo como o número de fatores foi determinado. O capítulo 5 apresenta os resultados e o capítulo 6 conclui o trabalho.

2 MODELO DE FATORES DINÂMICOS

Atualmente há uma quantidade considerável de informação sobre o comportamento da economia à disposição da autoridade monetária, cuja decisão é provavelmente baseada nesse grande conjunto de dados. O modelo de fatores dinâmicos estabelece que o comportamento de várias variáveis é determinado por poucas forças comuns (os fatores) mais choques idiossincráticos. Dessa forma, os fatores proporcionam um resumo da informação em grandes conjuntos de dados, aliviando o problema de variáveis omitidas nas análises empíricas tradicionais.

Há uma vasta literatura em modelos de fatores, mas só há pouco eles incorporaram duas características fundamentais. Primeiro, o modelo de fatores deve ser dinâmico, generalizando o modelo de fatores estáticos pela introdução de dinâmica na evolução dos fatores e dos erros idiossincráticos.² Segundo, ele deve permitir correlação contemporânea e defasada entre os termos idiossincráticos, já que ortogonalidade é uma hipótese não realista para aplicações macroeconômicas. Os modelos propostos por Stock e Watson, 1998 (SW daqui para frente) e Forni et al., 2000 (FHLR daqui para frente) englobam os modelos de Chamberlain (1983) e Chamberlain e Rothschild (1983), que permitem a correlação dos componentes idiossincráticos, mas são estáticos. Além disso, generalizam os modelos de Sargent e Sims (1977) e Geweke (1977) que são dinâmicos, mas com componentes idiossincráticos ortogonais.

SW e FHLR são empregados quando o número de séries de tempo (n) é grande, pois análises tradicionais de fatores baseadas em estimação por máxima verossimilhança apresentam problemas, já que o número de parâmetros a serem estimados aumenta com n . A análise para $n \rightarrow \infty$ ajuda não só na estimação, mas também na identificação do modelo. Além disso, se à medida que n aumenta, $q < n$ fontes de variação permanecem comuns a todas as variáveis, pode-se dizer que a economia é determinada por q choques macroeconômicos e que esta é a dimensão estocástica relevante dos modelos. A diferença entre SW e FHLR é que o primeiro usa o método de componentes principais estáticos (domínio do tempo) para estimar os fatores,

² Quando todas as séries usadas são atingidas pelos choques comuns (fatores) no mesmo período, o modelo é chamado de estático. No caso mais geral em que diferentes séries são atingidas por diferentes defasagens dos choques comuns, o modelo é chamado de dinâmico.

enquanto o segundo se baseia em componentes principais dinâmicos (domínio da frequência).³

Na seção 2.1 discutem-se as hipóteses do modelo de FHLR necessárias para sua identificação e suas principais características. Na seção 2.2 apresenta-se a forma de obter os componentes principais populacionais e sua estimação em amostras finitas. Em todas as seções anteriores supõe-se que o número de fatores comuns q é conhecido. Na prática, ele precisa ser determinado a partir dos dados. Na seção 2.3 apresenta-se a forma de escolher q e um resumo do estimador proposto. A metodologia a ser descrita é a desenvolvida por FHLR, mas algumas observações sobre a de SW serão feitas na seção 2.4. Por fim, na seção 2.5 são fornecidos exemplos de aplicação dessa metodologia.

2.1 Modelo e identificação

Considere uma seqüência dupla $\{x_{it}, i \in IN, t \in Z\}$ onde:

$$x_{it} = b_{i1}(L)u_{1t} + b_{i2}(L)u_{2t} + \dots + b_{iq}(L)u_{qt} + e_{it} \quad (1)$$

em que L representa o operador defasagem e as seguintes hipóteses (de um a quatro) valem.

Hipótese 1:

- (1) $\{u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{qt})', t \in Z\}$ é um ruído branco ortonormal, isto é, $E(u_{jt}) = 0$, $Var(u_{jt}) = 1$ para qualquer j e t , $u_{jt} \perp u_{jt-k}$ para qualquer j, t e $k \neq 0$, $u_{jt} \perp u_{st-k}$ para qualquer $s \neq j, t$ e k ;
- (2) $\{e_t^{(n)} = (e_{1t}, \dots, e_{nt})', t \in Z\}$ é um processo estacionário tal que $E(e_t^{(n)}) = 0$ e $e_{it} \perp u_{jt-k}$ para qualquer i, j, t e k ;

- (3) Os coeficientes dos nq filtros $b_{ij}(L) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} b_{ijk}L^k$ são tais que $\sum_{k=-\infty}^{\infty} b_{ijk}^2 < \infty$.

Essa hipótese implica que $\{x_t^{(n)} = (x_{1t}, \dots, x_{nt})'\}$ tem média zero e é estacionário para qualquer n . Portanto, transformações como primeira diferença e regressão contra tendência determinista são usadas para tornar as séries estacionárias.

³ Componentes principais dinâmicos são relacionados aos autovalores e autovetores da matriz densidade espectral dos dados, enquanto os estáticos aos autovalores e autovetores da matriz de variância covariância.

As variáveis u_{jt} , $j = 1, \dots, q$ são chamadas de choques comuns do modelo (1) e as variáveis $c_{it} = x_{it} - e_{it}$ e e_{it} são denominadas componentes comum e idiossincrático de x_{it} , respectivamente. O componente comum pode ser representado por uma combinação linear dinâmica de q choques comuns não observados. O idiossincrático é ortogonal aos choques comuns para todas as antecipações (*leads*) e defasagens (*lags*) e, conseqüentemente, ao espaço gerado pelos componentes comuns.

$$x_{it} = c_{it} + e_{it}, \quad c_{it} = \sum_{j=1}^q b_{ij}(L) u_{jt}, \quad t \in \mathbb{Z}, \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

Na abordagem dos fatores dinâmicos, as variáveis são representadas como a soma de dois componentes não observáveis: os componentes comuns, que são determinados por um pequeno número de fatores comuns a todas as variáveis do sistema, e os componentes idiossincráticos, que são não correlacionados com os componentes comuns e são específicos para uma determinada variável. Denotando por $\Sigma_n(\mathbf{q})$ a matriz densidade espectral das observações para a frequência $\mathbf{q}$ e por $\mathbf{s}_{ij}(\mathbf{q})$ suas entradas, segue:

Hipótese 2: Para qualquer $i \in \mathbb{N}$, existe $c_i > 0$ real tal que $\mathbf{s}_{ii}(\mathbf{q}) \leq c_i$ para qualquer $\mathbf{q} \in [-p, p]$.

Essa hipótese implica que todas as entradas de $\Sigma_n(\mathbf{q})$ são limitadas em módulo.

De (2), $\Sigma_n(\mathbf{q})$ pode ser escrita como a soma da densidade espectral dos componentes comuns $\Sigma_n^c(\mathbf{q})$, que tem posto reduzido $q < n$, e da densidade espectral dos idiossincráticos $\Sigma_n^e(\mathbf{q})$, que tem posto n .

Entretanto, há um problema. Não é assumida a ortogonalidade mútua entre os componentes idiossincráticos e_{it} . Sem ortogonalidade, para n fixo, hipóteses razoáveis para a identificação dos componentes comum e idiossincrático seriam difíceis de se obter. Esse não é o caso, já que o modelo de fatores dinâmicos assume que a dimensão da *cross-section* é infinita. Sem a ortogonalidade de e_{it} , c_{it} não é apenas não observado, como também é não identificável. Sem hipóteses adicionais o modelo não é bem especificado. FHLR definem condições para a matriz densidade espectral das variáveis x sob as quais os componentes são identificados quando $n \rightarrow \infty$. Elas são pré-condições para o desenvolvimento de um estimador consistente

quando n e T tendem ao infinito. Portanto, uma *cross-section* infinita, junto com as hipóteses 3 e 4 abaixo, são cruciais para a identificação do modelo.

Denota-se por I_{nj} a função que associa a qualquer $\mathbf{q} \in [-\mathbf{p}, \mathbf{p}]$ o j -ésimo autovalor real não negativo de $\Sigma_n(\mathbf{q})$ em ordem decrescente de magnitude. As funções I_{nj} são chamadas de autovalores dinâmicos de $\Sigma_n(\mathbf{q})$.⁴ Da mesma forma, I_{nj}^c e I_{nj}^e são os autovalores dinâmicos de Σ_n^c e Σ_n^e , respectivamente.

Hipótese 3: O primeiro autovalor dinâmico idiossincrático I_{n1}^e é uniformemente limitado, isto é, existe um real Λ tal que $I_{n1}^e(\mathbf{q}) \leq \Lambda$ para qualquer $\mathbf{q} \in [-\mathbf{p}, \mathbf{p}]$ e qualquer $n \in \mathbb{N}$.

Hipótese 4: Os q primeiros autovalores dinâmicos comuns divergem em $[-\mathbf{p}, \mathbf{p}]$, isto é, $\lim_{n \rightarrow \infty} I_{nj}^c(\mathbf{q}) = \infty$ para $j \leq q$ em $[-\mathbf{p}, \mathbf{p}]$.

Ao invés da hipótese restritiva de ortogonalidade dos componentes idiossincráticos, as hipóteses 3 e 4 impõem um comportamento particular para I_{nj}^c e I_{nj}^e à medida que a dimensão da *cross-section* aumenta. A hipótese 3 é satisfeita se os $\mathbf{e}_{it}$'s são mutuamente ortogonais para qualquer antecipação e defasagem (e apresentam densidades espectrais uniformemente limitadas), mas é mais geral por permitir uma quantidade limitada de correlação. Autovalores limitados da matriz densidade espectral dos $\mathbf{e}_{it}$'s implicam que causas idiossincráticas de variação, apesar de possivelmente serem compartilhadas por muitas (ou até mesmo todas) unidades, concentram seus efeitos em um número finito de unidades, tendendo a zero quando $n \rightarrow \infty$. Por exemplo, essa hipótese é atendida se $Var(\mathbf{e}_{it}) = 1$, $Cov(\mathbf{e}_{it}, \mathbf{e}_{i+1,t}) = \mathbf{r} \neq 0$ e $Cov(\mathbf{e}_{it}, \mathbf{e}_{i+h,t}) = 0$ para $h > 1$. A hipótese de autovalores não limitados da densidade espectral dos $\mathbf{c}_{it}$'s garante uma correlação mínima entre os componentes comuns. Portanto, pela hipótese 4, cada u_{jt} está presente em infinitas *cross-sections*, com importância não decrescente. O modelo (1) sob as hipóteses de 1 a 4 é denominado modelo de fatores dinâmicos generalizados.

⁴ O termo autovalor dinâmico é usado para diferenciar do autovalor da matriz variância covariância empregada na análise de componentes principais estáticos. Mais detalhes sobre autovalores e autovetores da matriz densidade espectral em Brillinger (1981), capítulo 9.

Com as hipóteses 3 e 4 obtém-se o resultado de que os q primeiros autovalores da matriz densidade espectral das observações são não limitados e que os $(n-q)$ últimos são limitados.⁵

Proposição 1: Sob as hipóteses de 1 a 4, os q primeiros autovalores de $\Sigma_n(\mathbf{q})$ divergem quando $n \rightarrow \infty$ em $[-\mathbf{p}, \mathbf{p}]$, enquanto o $(q+1)$ -ésimo é uniformemente limitado, ou seja, existe $M > 0$ tal que $\mathbf{I}_{n,q+1}(\mathbf{q}) \leq M$ para qualquer $\mathbf{q} \in [-\mathbf{p}, \mathbf{p}]$ e qualquer $n \in \mathbb{N}$.

A importância da proposição 1 está no fato de ela deixar de lado os autovalores dinâmicos dos componentes comum e idiossincrático, que não são observados, e passar a considerar os autovalores dinâmicos associados a variáveis observadas (x 's). Forni e Lippi (2001) estabeleceram o seguinte resultado: a sequência dupla $\{x_{it}, i \in \mathbb{N}, t \in \mathbb{Z}\}$ é um modelo de fatores dinâmicos generalizados de dimensão q se e somente se a proposição 1 for satisfeita. Ou seja, eles provam que a “volta” da proposição 1 é válida: se os q primeiros autovalores de Σ_n divergem quando $n \rightarrow \infty$ em $[-\mathbf{p}, \mathbf{p}]$ enquanto o $(q+1)$ -ésimo é uniformemente limitado, então os x 's podem ser representados como em (1). Consequentemente, se a análise dos autovalores dinâmicos das observações levar à conclusão de que os q primeiros autovalores divergem enquanto o seguinte é uniformemente limitado, então a hipótese de um modelo como (1) com q fatores é plausível.

2.2 Componentes principais: resultados populacionais e estimação

Dada uma matriz densidade espectral $\Sigma_n(\mathbf{q})$, existe $p_{nj}(\mathbf{q}) = (p_{nj,1}(\mathbf{q}) \ p_{nj,2}(\mathbf{q}) \ \dots \ p_{nj,n}(\mathbf{q}))$, $j = 1, \dots, n$ tal que:

- (i) $p_{nj}(\mathbf{q})$ é o autovetor de $\Sigma_n(\mathbf{q})$ correspondente ao autovalor $\mathbf{I}_{nj}(\mathbf{q})$, isto é, $p_{nj}(\mathbf{q})\Sigma_n(\mathbf{q}) = \mathbf{I}_{nj}(\mathbf{q})p_{nj}(\mathbf{q})$ para qualquer $\mathbf{q} \in [-\mathbf{p}, \mathbf{p}]$;
- (ii) $|p_{nj}(\mathbf{q})|^2 = 1$ para qualquer j e $\mathbf{q} \in [-\mathbf{p}, \mathbf{p}]$;
- (iii) $p_{nj}(\mathbf{q})\tilde{p}_{ns}(\mathbf{q}) = 0$ para $j \neq s$ e qualquer $\mathbf{q} \in [-\mathbf{p}, \mathbf{p}]$;
- (iv) $p_{nj}(\mathbf{q})$ é mensurável em $[-\mathbf{p}, \mathbf{p}]$

⁵ Ver prova em FHLR.

onde denota-se por $\tilde{D}$ o complexo conjugado transposto da matriz D . Se as propriedades de (i) a (iv) são atendidas, $p_{nj}(\mathbf{q})$ é denominado autovetor dinâmico de $\Sigma_n(\mathbf{q})$, sendo autovetores dinâmicos os autovetores da matriz densidade espectral como função da frequência $\mathbf{q}$.

Os autovetores dinâmicos podem ser representados em séries de Fourier:

$$p_{nj}(\mathbf{q}) = \frac{1}{2p} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \left[\int_{-p}^p p_{nj}(\mathbf{q}) e^{ikq} d\mathbf{q} \right] e^{-ikq}. \text{ O filtro } \underline{p}_{nj}(L), \text{ square summable, é definido como:}$$

$$\underline{p}_{nj}(L) = \frac{1}{2p} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \left[\int_{-p}^p p_{nj}(\mathbf{q}) e^{ikq} d\mathbf{q} \right] L^k. \text{ Pela hipótese 2, o escalar } \underline{p}_{nj}(L) x_{nt} \text{ converge em}$$

média quadrática (*mean square*). Para $j = 1, \dots, n$, $\underline{p}_{nj}(L) x_{nt}$ é denominado j-ésimo componente principal dinâmico de x_n , com densidade espectral dada por $p_{nj}(\mathbf{q}) \Sigma_n(\mathbf{q}) \tilde{p}_{nj}(\mathbf{q}) = \mathbf{I}_{nj}(\mathbf{q})$. Como consequência de (iii), para $j \neq k$ o j-ésimo e o k-ésimo componentes principais são ortogonais para qualquer antecipação e defasagem. Estamos interessados nos q primeiros componentes principais dinâmicos, que serão considerados como fatores dinâmicos⁶.

O problema a ser resolvido é encontrar $\underline{p}_{nj}(L) x_{nt}$, ou seja, o j-ésimo componente principal dinâmico de x_n , sendo $j = 1, \dots, q$. Os filtros $\underline{p}_{nj}(L)$ são obtidos como funções da matriz densidade espectral $\Sigma_n(\mathbf{q})$. Na prática, a densidade espectral populacional $\Sigma_n(\mathbf{q})$ deve ser substituída por sua contrapartida empírica ($\Sigma_n^T(\mathbf{q})$), baseada em realizações finitas sob a forma $X_n^T = (x_{n1} \ x_{n2} \ \dots \ x_{nT})$. A estimação consistente da densidade espectral requer uma mudança na hipótese 2, que é substituída por:

Hipótese 2': O vetor x_{nt} admite uma representação linear $x_{nt} = \sum_{k=-\infty}^{\infty} c_k z_{t-k}$ onde z_t é um ruído

branco n-dimensional, com matriz de covariância não singular e quartos momentos finitos, e

$$\sum_{k=-\infty}^{\infty} |c_{ij,k}| |k|^{\frac{1}{2}} < \infty \text{ para } i, j = 1, \dots, n, \text{ onde } c_{ij,k} \text{ é a } i, j \text{ entrada de } c_k.$$

⁶ FHLR estão interessados nos componentes comuns e não nos componentes principais dinâmicos.

Sob essa hipótese, se $\Sigma_n^T(\mathbf{q})$ é um estimador de $\Sigma_n(\mathbf{q})$ baseado em X_n^T , verifica-se que:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} P \left[\sup_{\mathbf{q} \in [-p, p]} \left| \mathbf{s}_{ij}^T(\mathbf{q}) - \mathbf{s}_{ij}(\mathbf{q}) \right| > \epsilon \right] = 0 \quad (3),$$

onde $\mathbf{s}_{ij}^T(\mathbf{q})$ denota a i, j entrada de $\Sigma_n^T(\mathbf{q})$. Dessa forma, $\Sigma_n^T(\mathbf{q})$ é um estimador consistente de $\Sigma_n(\mathbf{q})$ quando $T \rightarrow \infty$.

Denota-se por $\mathbf{I}_{nj}^T(\mathbf{q})$ e $p_{nj}^T(\mathbf{q})$, respectivamente, os autovalores e autovetores da matriz $\Sigma_n^T(\mathbf{q})$. Como eles são funções contínuas das entradas da matriz, (3) implica que $\mathbf{I}_{nj}^T(\mathbf{q})$ e $p_{nj}^T(\mathbf{q})$ convergem em probabilidade para $\mathbf{I}_{nj}(\mathbf{q})$ e $p_{nj}(\mathbf{q})$, respectivamente, quando $T \rightarrow \infty$.

2.3 Estimador proposto e a escolha de q

Em função dos resultados das seções anteriores, FHLR propõem o seguinte procedimento para a estimação.

Para um número inteiro M, computam-se a matriz de covariância amostral Γ_{nk}^T de x_{nt} e x_{nt-k} para $k = 0, 1, \dots, M$ e os $(2M+1)$ pontos da transformação de Fourier para a sequência truncada $\Gamma_{n,-M}^T, \dots, \Gamma_{n0}^T, \dots, \Gamma_{nM}^T$, onde $\Gamma_{n,-k} = \Gamma_{nk}'$. Mais precisamente, estima-se a matriz densidade espectral $\Sigma_n(\mathbf{q})$ de x_{nt} para diferentes frequências:

$$\Sigma_n^T(\mathbf{q}_h) = \sum_{k=-M}^M \Gamma_{nk}^T w_k e^{-ikq_h}, \quad \mathbf{q}_h = \frac{2\pi h}{(2M+1)}, \quad h = 0, 1, \dots, 2M$$

onde $w_k = 1 - \frac{|k|}{(M+1)}$ são os pesos correspondentes a uma janela de Bartlett de tamanho $M =$

$M(T)$. A estimação consistente de $\Sigma_n(\mathbf{q})$ é garantida se $M(T) \rightarrow \infty$ e $M(T)/T \rightarrow 0$ quando $T \rightarrow \infty$. Em simulações realizadas, FHLR mostram que a regra $M = (\text{round } \sqrt{T}/4)$ tem boa performance em modelos auto regressivos (AR) e de média móvel (MA) de baixa ordem.

Então são calculados os q primeiros autovetores de $\Sigma_n^T(\mathbf{q}_h)$, $p_{nj}^T(\mathbf{q}_h)$, $j = 1, 2, \dots, q$ para $h = 0, 1, \dots, 2M$.⁷ Sendo $p_{nj}^T(L) = \sum_{k=-M}^M p_{nj,k}^T L^k$, $p_{nj,k}^T = \frac{1}{2M+1} \sum_{h=0}^{2M} p_{nj}^T(\mathbf{q}_h) e^{ikq_h}$, $k = -M, \dots, M$, os q primeiros componentes principais dinâmicos de x_t são definidos como $p_{nj}^T(L)x_t$, $j = 1, \dots, q$.

Até agora foi assumido que q (o número de fatores comuns não redundantes) é conhecido. Entretanto, q não é pré-determinado e tem que ser selecionado das séries utilizadas. A proposição 1 pode ser usada, já que ela liga o número de fatores em (1) aos autovalores da matriz densidade espectral de x_{nt} . Se o número de fatores é q e $\mathbf{e}$ é idiossincrático, então os q primeiros autovalores dinâmicos de $\Sigma_n(\mathbf{q})$ divergem em $[-p, p]$ enquanto o seguinte é uniformemente limitado.

Se T observações estão disponíveis para um grande número n de variáveis x_{it} , matrizes de densidade espectral Σ_r^T , $r \leq n$, podem ser estimadas recursivamente aumentando o número de variáveis usadas a cada etapa, e os autovalores dinâmicos empíricos $\mathbf{I}_{rj}^T$ podem ser computados para diferentes frequências. Duas características dos autovalores obtidos de Σ_r^T , $r = 1, \dots, n$ devem ser consideradas como evidências razoáveis de que $\mathbf{e}$ é idiossincrático e de que os dados foram gerados por (1), com q fatores:

- (a) À medida que o número de variáveis aumenta, a média para diferentes frequências dos q primeiros autovalores diverge, enquanto a média do seguinte (o $q+1$) é relativamente estável;
- (b) Considerando $r = n$, há uma diferença substancial entre a variância explicada pelo q -ésimo componente principal e a variância explicada pelo seguinte (o $q+1$).

Vale lembrar que, ao utilizar os critérios (a) e (b) acima, estabelecer um número q^* de fatores maior que o verdadeiro valor não prejudica a estimação. Nenhum procedimento de teste formal pode ser usado para selecionar o número q de fatores em amostras finitas. Mesmo com $T \rightarrow \infty$ a situação não melhora. Isso ocorre porque a definição de componente idiossincrático é de natureza assintótica na dimensão *cross-section*, ou seja, quando $n \rightarrow \infty$.

⁷ Para $M=0$, $p_{nj}^T(\mathbf{q}_0)$ é o j -ésimo autovetor da matriz variância covariância estimada de x_{nt} . Os componentes principais dinâmicos nada mais são que os componentes principais estáticos.

2.4 Metodologia de Stock e Watson (SW)

O modelo de fatores dinâmicos com uma dimensão de *cross-section* infinita também foi estudado por Stock e Watson (1998). A diferença em relação à metodologia de FHLR é que usam componentes principais estáticos para estimar os fatores (domínio do tempo). Como em FHLR, assume-se uma dependência limitada entre os termos idiossincráticos. Entretanto, não é feita restrição em relação à dependência entre os fatores e os termos idiossincráticos. As séries utilizadas também têm que ser estacionárias. Entretanto, a metodologia de SW permite que o painel de dados seja não balanceado (com observações faltando ou com séries disponíveis para menores intervalos de tempo) e com diferentes frequências (dados mensais e trimestrais), o que não ocorre em FHLR.

Uma formulação geral do modelo de fatores dinâmicos é:

$$x_t = B(L)u_t + e_t$$

onde x_t é um vetor $n \times 1$ das variáveis analisadas, u_t é um vetor $q \times 1$ de fatores comuns (com q muito menor que n) cujos efeitos dinâmicos sobre x_t são determinados por $B(L) = B_0 + B_1L + B_2L^2 + \dots + B_pL^p$ (onde cada B_i é uma matriz $n \times q$), e e_{it} é um vetor $n \times 1$ de choques idiossincráticos. Quando p é finito, uma formulação alternativa do modelo é:

$$x_t = \Lambda f_t + e_t$$

onde $f_t = (u_{1t}, \dots, u_{1t-p}, \dots, u_{qt}, \dots, u_{qt-p})$, de forma que $r = pq$ fatores conduzem as variáveis, mas os fatores apresentam apenas um efeito contemporâneo sobre x_t , sendo Λ uma matriz $n \times r$. Defasagens são tratadas como fatores adicionais, já que o modelo não permite uma estrutura auto regressiva. Enquanto a dimensão q de u_t identifica a dimensão estocástica da economia (número de choques comuns), a dimensão r de f_t depende da heterogeneidade da estrutura de defasagens dos mecanismos de transmissão desses choques. Tipicamente numa economia dinâmica, $r > q$.

Ao contrário de FHLR, que estão mais interessados no componente comum das séries, SW estimam os próprios fatores e seus coeficientes. Os fatores têm de ser ortogonais, mas podem ser correlacionados no tempo e inclusive com o componente idiossincrático. Definem os estimadores $\hat{f}_t$ como os que minimizam a função objetivo:

$$V_{n,T}(f, \Lambda) = \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \Lambda_i f_t)^2$$

Sob a hipótese de k fatores comuns, os estimadores ótimos dos fatores são os k autovetores correspondentes aos k maiores autovalores da matriz $T \times T$ $n^{-1} \sum_{i=1}^n \underline{x}_i \underline{x}_i'$, onde $\underline{x}_i = (x_{i1}, \dots, x_{iT})$. Os k autovetores correspondentes aos k maiores autovalores da matriz $n \times n$ $T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t x_t'$ são os estimadores ótimos de Λ . Estes coincidem com os componentes principais de x_t . Portanto, f_t pode ser estimado consistentemente usando os r primeiros componentes principais estáticos de x_{it} : $\hat{f}_t = \hat{\Lambda}^{-1/2} \hat{V}' X_t$, onde $\hat{\Lambda}$ é uma matriz $r \times r$ diagonal dos r primeiros autovalores da matriz de covariância amostral dos X_t 's, $\hat{V}$ é uma matriz $n \times r$ dos respectivos autovetores e $X_t = [x'_{1t} \ x'_{2t} \ \dots \ x'_{nt}]'$.

SW provam que quando $k = r$, isto é, se o número exato de fatores é assumido, a projeção estática nos r primeiros componentes principais estáticos dos x 's ($\hat{f}_t$) converge em probabilidade para f_t . Quando $k > r$, $k - r$ fatores estimados são combinações lineares redundantes dos elementos de f_t , enquanto mesmo com $k < r$ a consistência dos k primeiros fatores é preservada devido à hipótese de ortogonalidade. O modelo de SW é mais geral que o de FHLR por permitir que os coeficientes dos fatores variem no tempo.

O número r é identificado de acordo com critérios de informação propostos por Bai e Ng (2002), em que tanto a dimensão de *cross-section* quanto a dimensão temporal são levadas em consideração para a estimação consistente do número de fatores quando n e $T \rightarrow \infty$. Parte-se de um número arbitrário k ($k < \min\{n, T\}$), sendo que os autores sugerem que $k_{\max} = 8 \int \left\{ [\min(n, T)/100]^{1/4} \right\}$.

Sendo $X_{it} = I_i' F_t + e_{it}$, $V(k, \hat{F}^k) = \min_{\Lambda} \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (X_{it} - I_i^{k'} \hat{F}_t^k)^2$ denota a soma dos quadrados dos resíduos (dividida por nT) quando k fatores são estimados. O objetivo é encontrar uma função de penalização $g(n, T)$ para que $PC(k) = V(k, \hat{F}^k) + kg(n, T)$ estime r consistentemente

($r \leq k \max$). Para isso é preciso determinar um fator de penalização que diminua a uma taxa apropriada de forma que modelos com poucos ou muitos parâmetros não sejam escolhidos. $V(k, \hat{F}^k)$ é simplesmente a variância média dos resíduos quando k fatores são assumidos para cada unidade de *cross-section*. Bai e Ng provam que critérios do tipo $IC(k) = \ln(V(k, \hat{F}^k)) + kg(n, T)$ também estimam r de forma consistente. Eles se assemelham aos critérios de informação freqüentemente utilizados em análises de séries de tempo, mas com a importante diferença de que a penalização depende tanto de n quanto de T .

Assumindo que o método de componentes principais é usado para estimar os fatores, que $\hat{\mathbf{S}}^2$ é um estimador consistente de $(nT)^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T E(e_{it})^2$ e que $V(k, \hat{F}^k) = n^{-1} \sum_{i=1}^n \hat{\mathbf{S}}_i^2$ (onde $\hat{\mathbf{S}}_i^2 = \hat{e}_i' \hat{e}_i / T$), são considerados os seguintes critérios:

$$\begin{aligned}
 PC_{p1}(k) &= V(k, \hat{F}^k) + k \hat{\mathbf{S}}^2 \left(\frac{n+T}{nT} \right) \ln \left(\frac{nT}{n+T} \right) \\
 PC_{p2}(k) &= V(k, \hat{F}^k) + k \hat{\mathbf{S}}^2 \left(\frac{n+T}{nT} \right) \ln C_{nT}^2, \text{ sendo } C_{nT}^2 = \min\{n, T\} \\
 PC_{p3}(k) &= V(k, \hat{F}^k) + k \hat{\mathbf{S}}^2 \left(\frac{\ln C_{nT}^2}{C_{nT}^2} \right) \\
 IC_{p1}(k) &= \ln(V(k, \hat{F}^k)) + k \left(\frac{n+T}{nT} \right) \ln \left(\frac{nT}{n+T} \right) \\
 IC_{p2}(k) &= \ln(V(k, \hat{F}^k)) + k \left(\frac{n+T}{nT} \right) \ln C_{nT}^2 \\
 IC_{p3}(k) &= \ln(V(k, \hat{F}^k)) + k \left(\frac{\ln C_{nT}^2}{C_{nT}^2} \right)
 \end{aligned}$$

Simulações realizadas mostram que quando $\min\{n, T\}$ é maior que 40, os critérios propostos estimam precisamente o número de fatores. Os critérios de Akaike e Schwarz que são funções apenas de n ou T tendem a escolher um número grande de fatores. Os autores chegam à conclusão de que $PC_{p1}, PC_{p2}, IC_{p1}$ e IC_{p2} selecionam o verdadeiro número de fatores de forma precisa, mesmo na presença de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros.

Para um estimador que é computado para um número de fatores mal especificado e para um modelo em que os coeficientes dos fatores variam no tempo, SW provam que a projeção estática nos k primeiros componentes principais estáticos dos x 's converge em probabilidade para o espaço gerado pelos r fatores quando $n \gg T$. SW construíram fatores estimados que convergem para o espaço gerado pelos verdadeiros fatores. Isso corresponde, na metodologia de FHLR, a que as contrapartidas estimadas de $\underline{p}_{nj}(L)x_{nt}$ convergem para o espaço gerado pelos c 's (ou u 's). Só que o resultado de FHLR é muito mais forte nesse caso, pois mostra que o componente comum estimado $c_{it,n}$ converge para c_{it} , qualquer que seja i .

2.5 Aplicações dos fatores

SW utilizaram os fatores dinâmicos para fazer previsão, já que com muitas séries de tempo disponíveis, alguma redução de dimensão é necessária. Recentemente, trabalhos empíricos como construção de núcleo de inflação (Cristadoro et al., 2001) e de *leading indicator* da atividade econômica (Forni et al., 2001) foram realizados para a Área do Euro. Em Altissimo et al. (2001), os autores constroem um indicador coincidente do *business cycle* europeu, o Eurocoin, divulgado mensalmente pelo CEPR (*Center of European Policy Research*). O índice é baseado em mil séries de tempo mensais dos seis maiores países da Área do Euro.⁸ Dados mensais são geralmente afetados por fontes de variação sazonal ou de alta frequência. Os agentes econômicos e a autoridade monetária não estão interessados nessas variações devido às suas naturezas transitórias. O Eurocoin é definido como o componente comum do PIB europeu, sinalizando a tendência de longo prazo da atividade econômica, já que oscilações temporárias são desconsideradas. Um outro estudo foi sobre a transmissão de choques monetários comuns à Europa e sobre a resposta específica de cada país (Sala, 2001).

Giannone et al. (2002) estudaram a condução da política monetária nos Estados Unidos de 1982 a 2001. Eles analisaram a política monetária sistemática e não sistemática no mesmo modelo econométrico. Usando o modelo de fatores dinâmicos, os choques que atingiram a economia são identificados estruturalmente por meio de poucas restrições, e os parâmetros da regra de política monetária, condicional a esses choques, podem ser estimados. A vantagem é que se obtém uma expressão da taxa de juros em função de choques exógenos, e a política

⁸ Alemanha, Bélgica, Espanha, França, Holanda e Itália (dados desde 1987).

monetária pode então ser avaliada condicionalmente a um choque específico que atinge a economia. Os resultados indicaram que dois choques determinaram a dinâmica do produto e da inflação nesse período. Como resposta aos choques de demanda, o Fed seguiu uma regra de Taylor, mas não reagiu a choques tecnológicos. A política monetária sistemática teve papel substancial na estabilização do produto e da inflação.

No próximo capítulo discute-se como os fatores podem ser usados em análises empíricas de política monetária, de forma a aproveitar a informação contida em grandes conjuntos de dados.

3 FATORES E POLÍTICA MONETÁRIA

A análise do comportamento dos Bancos Centrais na condução da política monetária é feita basicamente através de regras de Taylor e de VAR's. Nesses modelos de pequena escala é implicitamente assumido que as autoridades monetárias utilizam uma quantidade limitada de informação, apesar de monitorarem centenas de dados econômicos. Os fatores, como resumo da informação, auxiliam na avaliação da condução da política monetária, reduzindo a incerteza das estimativas e corrigindo a resposta das variáveis a choques monetários.

3.1 Regra de Taylor

A prática padrão em trabalhos empíricos recentes tem sido usar uma função de reação do Banco Central para avaliar a condução da política monetária, tipicamente uma regra de Taylor (Taylor, 1993). De acordo com ela, o Banco Central altera a taxa de juros em resposta a desvios da inflação em relação à meta e a desvios do produto em relação ao potencial. Variações dessa regra também foram consideradas, com o hiato do produto substituído por outras medidas de atividade econômica (como desemprego), e com defasagens da taxa de juros incluídas para permitir a sua suavização (*interest rate smoothing*). Um fato estilizado no comportamento dos Bancos Centrais consiste no ajuste gradual da taxa de juros, tornando-a menos volátil. Isso se traduz na dependência da taxa de juros em sua própria história recente, como descrito na seguinte equação:

$$r_t = (1 - \mathbf{r})r_t^* + \mathbf{r} r_{t-1} + \mathbf{u}_t, \quad 0 \leq \mathbf{r} \leq 1,$$

onde a taxa de juros no período t depende da taxa de juros no período $t-1$, $\mathbf{r}$ captura o grau de suavização da taxa de juros em direção à taxa desejada r_t^* e $\mathbf{u}_t$ são choques estocásticos. Algumas razões para este tipo de comportamento incluem medo de abalar o mercado de capitais, necessidade de preservar a saúde do setor financeiro e perda de credibilidade com reversões rápidas e significativas da política monetária.

Minella et al. (2003) estimaram uma função de reação para o Banco Central do Brasil de janeiro de 2000 a dezembro de 2002 que relaciona a taxa de juros a desvios das expectativas de inflação em relação à meta (permitindo a suavização da taxa de juros), ao hiato do produto

e a movimentos da taxa de câmbio. Tanto o hiato quanto a taxa de câmbio não eram significativos, além de o primeiro estar com o sinal errado, e havia um alto grau de suavização de juros. O coeficiente da expectativa de inflação era estatisticamente maior que um, mostrando que a autoridade monetária reage fortemente a pressões inflacionárias. Favero e Giavazzi (2002) também estimaram uma função de reação de fevereiro de 1999 a março de 2002, obtendo resultado semelhante. Eles relacionaram a taxa de juros à sua defasagem e a desvios das expectativas de inflação do mercado em relação às metas. Os coeficientes do hiato e da variação cambial não eram significativos e o das expectativas era maior que um, indicando que o Banco Central não acomodou a inflação no período. Silva e Portugal (2002) estimaram uma função de reação para dois períodos distintos: de janeiro de 1995 a junho de 1999 e de julho de 1999 a dezembro de 2001. Eles utilizaram uma especificação diferente, com taxa de desemprego em vez de produção industrial como *proxy* para atividade econômica e um modelo AR(1) para gerar a série de expectativa de inflação. Obtiveram resultados bem distintos, como o menor peso dado à inflação após a adoção do regime de metas.

Battini e Haldane (1999) e Clarida et al. (1998, 2000) usaram a especificação em que o Banco Central responde às projeções de inflação e atividade econômica⁹, incorporando defasagens da política monetária às suas decisões. Dessa forma, o Banco Central considera um conjunto maior de dados, já que usa toda a informação pertinente para projetar inflação e atividade econômica. O ponto inicial é a equação:

$$r_t^* = \bar{r} + b(p_{t+12}^e - p_t^*) + g(y_t - y_t^*) \quad (4)$$

onde r_t^* é a taxa nominal de juros desejada, $\bar{r}$ é a taxa de equilíbrio, p_{t+12}^e é a projeção em t da inflação um ano à frente, y_t é o produto e p_t^* , y_t^* são os níveis desejados de inflação e produto. O parâmetro g mede a preocupação da autoridade monetária com a estabilização do produto, enquanto a magnitude de b proporciona um modo de avaliação da regra de política monetária do Banco Central. Se $b > 1$, a taxa real de juros é ajustada para estabilizar a inflação. Com $b < 1$, há acomodação da inflação: embora o Banco Central eleve a taxa nominal em resposta a um aumento da expectativa de inflação, ele não a aumenta suficientemente para evitar uma queda da taxa real de juros.

⁹ Versão *forward looking* da versão *backward looking* proposta por Taylor (1993).

Assume-se um mecanismo de ajuste parcial da taxa de juros, considerando duas defasagens da taxa de juros:

$$r_t = (1 - r_1 - r_2)r_t^* + r_1r_{t-1} + r_2r_{t-2} + u_t, \quad 0 \leq r_1 + r_2 \leq 1 \quad (5)$$

Combinando (4) e (5) e substituindo as projeções por seus valores efetivos, obtém-se:

$$r_t = a + (1 - r_1 - r_2)b(p_{t+12} - p_t^*) + (1 - r_1 - r_2)g(y_t - y_t^*) + r_1r_{t-1} + r_2r_{t-2} + e_t \quad (6),$$

onde $a = (1 - r_1 - r_2)\bar{r}$ e $e_t = (1 - r_1 - r_2)b(p_{t+12}^e - p_{t+12}) + u_t$.

Os parâmetros a, b, g e r são estimados pelo método generalizado dos momentos (GMM)¹⁰, apropriadamente corrigido pela presença de um componente de média móvel em e_t . Como instrumentos são usados valores defasados do produto, inflação, taxa de juros e qualquer outra variável potencialmente útil para projetar inflação e produto.

Como o conjunto de instrumentos (e conseqüentemente o número de condições de ortogonalidade) pode exceder o número de parâmetros a serem estimados, o modelo é sobre identificado e restrições de sobre identificação podem ser testadas. Sob a hipótese nula, o Banco Central ajusta a taxa de juros de acordo com as expectativas de inflação e atividade econômica baseadas em toda informação relevante disponível. Sob a hipótese alternativa, o Banco Central ajusta a taxa de juros em resposta a alterações em algumas variáveis contemporâneas e/ou defasadas, mas não necessariamente em função da informação que essas alterações contêm sobre a inflação e a atividade econômica futuras. Nesse caso, algumas variáveis estão sendo omitidas em (6) e as condições de ortogonalidade não são atendidas, o que causa a rejeição do modelo.

Com a autoridade monetária respondendo a projeções de inflação e produto, ela já está incorporando mais informação ao modelo de pequena escala, já que as expectativas refletem hipóteses para a taxa de câmbio, preços administrados, preço de petróleo, alteração tributária, política fiscal etc. Entretanto, podemos incluir os fatores dinâmicos no conjunto de instrumentos. Se eles contiverem informação útil, estimativas mais precisas dos parâmetros podem ser obtidas, medidas pelo teste t. Nos estudos citados na introdução, a inclusão dos fatores no conjunto de instrumentos usado para estimar regras de Taylor melhora a precisão das estimativas.

¹⁰ Ver Hansen (1982).

3.2 VAR

Desde Bernanke e Blinder (1992) e Sims (1992), uma literatura considerável passou a empregar VAR's para identificar e mensurar os efeitos de choques monetários em variáveis macroeconômicas. A vantagem é que é preciso apenas uma identificação plausível desses choques (via esquema recursivo, restrições contemporâneas ou de longo prazo), e não de todo o modelo macroeconômico. Pelo fato de ser um método simples que fornece resultados úteis e razoáveis com poucas hipóteses de identificação, ele é amplamente utilizado. Entretanto, várias críticas foram feitas. Os pesquisadores discordam sobre a estratégia apropriada de identificação dos choques monetários, sendo que as diferentes alternativas podem levar a conclusões distintas sobre a resposta das variáveis econômicas. O foco está nos choques (efeitos de alterações não antecipadas) e não na parte sistemática da política monetária.

Uma grande crítica está no fato de o VAR ser um modelo de pequena escala que utiliza pouca informação. Para conservar graus de liberdade, raramente são empregadas mais de oito séries.¹¹ Dessa forma, o conjunto de informação utilizado pelos econometristas é apenas uma pequena parte das séries monitoradas pelos Bancos Centrais. Como as autoridades monetárias reagem a variáveis não incluídas no VAR, os choques de política monetária e a resposta da economia a eles são mal capturados pelo economista. Um exemplo desse problema é o *price puzzle*, um resultado convencional do VAR onde um choque contracionista de política monetária é sucedido por um aumento do nível de preços, ao invés da queda prevista pela teoria econômica. Se a autoridade monetária sistematicamente aumenta a taxa de juros em antecipação a uma inflação futura e se os sinais de inflação futura não são adequadamente capturados pelas séries utilizadas no VAR, então o que parece ser no VAR um choque monetário na verdade é uma resposta do Banco Central a novas informações sobre inflação.

Um segundo problema do uso de informação limitada em VAR's para análise de política monetária é que funções resposta a impulso só podem ser obtidas para as variáveis incluídas, que geralmente constituem uma pequena parcela das monitoradas pela autoridade monetária. Para a análise das conseqüências da política monetária, seria interessante avaliar o efeito de choques monetários sobre produtividade, salário real, lucros, investimento etc. Além disso, a

¹¹ Leeper, Sims e Zha (1996) utilizam cerca de 20 séries numa abordagem Bayesiana, mas mesmo assim a informação é limitada.

escolha de uma série específica para representar um conceito econômico mais geral (por exemplo, produção industrial para atividade econômica e índice de preços ao consumidor como nível de preços) é muito arbitrária, e os resultados da estimação vão depender das características idiossincráticas das variáveis utilizadas. Para analisar os efeitos da política monetária sobre a atividade econômica, seria necessário observar as respostas de vários indicadores de atividade, não de apenas um ou dois. Entretanto, a inclusão de variáveis adicionais em VAR's é limitada pelo problema de graus de liberdade. Uma forma então de contornar essa questão é o uso dos fatores dinâmicos, que resumem grandes conjuntos de informação sobre a economia, como regressores adicionais em VAR's.

Um modelo básico de VAR pode ser escrito como:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ i_t \end{bmatrix} = A(L) \begin{bmatrix} X_{t-i} \\ i_{t-i} \end{bmatrix} + \mathbf{e}_t, \quad \mathbf{e}_t = B \begin{bmatrix} u_t \\ u_t^m \end{bmatrix},$$

onde o vetor X_t contém uma medida de atividade econômica (normalmente produção industrial, hiato do produto ou desemprego) e de inflação.¹² A taxa de juros i_t é o instrumento da política monetária. Os fatores dinâmicos podem então ser incluídos em X_t . O choque de política monetária u_t^m , o único de interesse, é identificado por uma decomposição de Cholesky.¹³ A questão aqui não é relacionada ao método de identificação empregado, mas aos resultados com e sem fatores dinâmicos no VAR.

O sistema estimado pode ser visto como um VAR padrão em inflação, atividade econômica e taxa de juros, aumentado pelos fatores estimados. Seguindo a prática comum e tratando as inovações na taxa de juros como inovações de política monetária, pode-se estimar a função resposta a choques monetários não só das variáveis incluídas no VAR, mas de qualquer variável do conjunto de informação. A razão disso é que todas as variáveis podem ser representadas como combinações lineares dos fatores estimados (mais choques idiossincráticos). Como podemos calcular as respostas dinâmicas dos fatores aos choques monetários, também é possível obter a função resposta a impulso de qualquer variável observada.

¹² Outras variáveis podem ser empregadas, como taxa de câmbio e índice de preços de *commodities*, sendo que essa última corrige o *price puzzle* nas análises para os EUA.

¹³ A taxa de juros é ordenada por último e suas inovações são tratadas como choques de política monetária. Dessa forma, produto e preços não respondem aos choques monetários contemporaneamente.

Além disso, a inclusão dos fatores no VAR deve levar a melhores estimativas da função resposta a impulso das variáveis observadas. Como o *price puzzle* é explicado pelo fato de a autoridade monetária ter informação sobre a inflação futura que não é capturada pelas variáveis empregadas no VAR, a inclusão dos fatores deve reduzir e até eliminar o *price puzzle*, de forma a obtermos resultados coerentes com a teoria econômica. Como já citado na introdução, alguns estudos para os EUA e para a Europa mostraram que a inclusão dos fatores no VAR realmente corrige o formato da resposta do produto e da inflação a choques monetários, além de não aumentar (e até mesmo diminuir) o desvio padrão a despeito da inclusão de alguns regressores adicionais.

Minella (2003) estimou um VAR de setembro de 1994 a dezembro de 2002 considerando produção industrial dessazonalizada, IGP-DI, taxa de juros (Selic) e um agregado monetário (M1). Ele chegou à conclusão de que choques de política monetária têm efeito significativo sobre o produto, não induzem a redução da taxa de inflação nos dois primeiros períodos e de que a taxa de juros responde intensamente a crises financeiras. Ele sugeriu a inclusão de uma medida de risco país para corrigir o *price puzzle*, já que funcionaria como um sinalizador de pressões inflacionárias futuras, dada sua correlação com a taxa de câmbio. A intenção é verificar se num período de tempo maior o cbond continua corrigindo o *puzzle* ou se outras medidas podem solucionar esse problema, como a inclusão dos fatores.

No próximo capítulo são descritos os dados utilizados na estimação dos fatores e os testes realizados para determinar o número de fatores a ser usado na regra de Taylor e no VAR.

4 DADOS E DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE FATORES

A vantagem do modelo de fatores é que o conjunto de informação empregado pode ser grande. Para o VAR, a análise é baseada em 178 séries de tempo mensais, de janeiro de 1995 a janeiro de 2004¹⁴, período pós Plano Real devido à quebra estrutural ocorrida. Para a regra de Taylor, os dados são utilizados a partir de janeiro de 2000, quando há disponível uma série de expectativa de inflação. São utilizadas séries desagregadas de atividade econômica, inflação, de indicadores monetários e financeiros. A relação completa e a respectiva fonte estão no apêndice 1 para o VAR e no apêndice 2 para a regra de Taylor. Com exceção das séries de taxa de juros, todas as outras estão em logaritmo. As séries da CNI e de produção industrial do IBGE foram dessazonalizadas pelas próprias instituições. As séries de taxa de juros, taxa de câmbio, bovespa, cbond e volume de operações de crédito do sistema financeiro não apresentam comportamento sazonal. As demais então foram dessazonalizadas usando o método aditivo do E-Views (diferença da média móvel).

Como pela hipótese 1 as séries têm de ser estacionárias, foram realizados os seguintes testes de raiz unitária: Dickey-Pantula, ADF, Phillips-Perron, KPSS e Perron com quebra estrutural. As transformações necessárias para tornar as séries $I(0)$ estão descritas nos apêndices 1 e 2. Para a determinação do número de fatores, as séries também foram centralizadas e normalizadas.

4.1 Número de fatores para o VAR

Uma maneira de estimar o grau de colinearidade entre n elementos de um painel de séries de tempo é olhar os autovalores dinâmicos da densidade espectral dos x 's e verificar quantos são necessários para representar grande parte da variância. Para as 178 séries, verifica-se pela tabela 1 a variância “capturada” pelos primeiros $j = 1, \dots, 5$ autovalores dinâmicos de forma acumulada em percentual da variância total. Percebe-se que os 3 primeiros autovalores captam apenas 35,4% da variância total.

¹⁴ Os dados são utilizados até janeiro de 2004 pela interrupção da divulgação das séries de vendas físicas e faturamento real do comércio varejista pela FCESP (Fecomércio). Com a nova metodologia, as séries estão disponíveis apenas a partir de janeiro de 2003.

Tabela 1 – Variância explicada pelos cinco primeiros autovalores dinâmicos

Número de autovalores dinâmicos	Variância explicada
1	0,16315
2	0,27649
3	0,354441
4	0,416884
5	0,46996

A figura 1 mostra a média para diferentes frequências dos autovalores dinâmicos das matrizes de densidade espectral Σ_r^T , $r \leq n$, estimadas recursivamente como descrito na seção 2.3. No eixo horizontal está o número r de séries utilizadas, que atinge seu máximo quando a amostra toda ($n = 178$) é considerada. Por esse gráfico, pode-se dizer que os 3 primeiros autovalores dinâmicos (na verdade, suas médias para diferentes frequências) exibem uma inclinação positiva, enquanto os demais são quase horizontais.

Figura 1 – Média dos autovalores dinâmicos para diferentes frequências

Para cada variável foi computada a razão entre a variância do componente comum e a variância total, medindo o grau de “*commonality*” de cada variável no sistema. O resultado para as 178 séries está no apêndice 3, nesse caso para $q = 3$. Apenas 34% das séries apresentam *commonality* acima de 0,45, ou seja, grande parte das séries tem componente idiossincrático elevado. De fato, a média do componente comum de todas as variáveis é 0,358, enquanto a do componente idiossincrático é 0,642. Para $q = 5$, 56% das séries apresentam *commonality* acima de 0,45. A média do componente comum é 0,474 e a do idiossincrático 0,526. Mesmo com cinco fatores comuns a variância do componente comum não explica mais da metade da variância total.

Boivin e Ng (2003) questionam se a utilização de muitas séries é sempre a melhor solução para a análise de fatores. Como a teoria foi desenvolvida para $n, T \rightarrow \infty$, há uma tendência natural de usar todos os dados disponíveis e achar que quanto maior n , maior a eficiência dos fatores estimados. Entretanto, seus resultados sugerem que o tamanho da amostra não determina sozinho as propriedades do estimador. A qualidade das séries também deve ser levada em consideração. Nem toda série disponível é informativa, de tal sorte que a inclusão de observações irrelevantes tem um custo. Algumas séries podem ter erros fortemente correlacionados com os outros, de forma que a inclusão delas reduz a eficiência dos fatores estimados, já que o componente comum tende a diminuir.

Em função disso, outras especificações foram testadas. A opção 1 é formada pelas séries desagregadas de IPCA, IGP-M, produção industrial e taxa de juros de mercado, num total de 72 séries. A opção 2 utiliza os dados da opção 1 excluindo as séries desagregadas com componente idiossincrático elevado¹⁵, totalizando 62 séries. A tabela 2 mostra a variância explicada pelos cinco primeiros autovalores dinâmicos de forma acumulada em percentual da variância total para as opções testadas. Como a exclusão dessas dez séries aumentou o percentual da variância total explicada pela variância do componente comum, o mesmo procedimento foi adotado a partir das 178 séries. A opção 3 consiste na exclusão das séries de consumo de energia elétrica (Eletrobrás), de emprego e desemprego do Seade e das operações de crédito do sistema financeiro, além das séries desagregadas com componente idiossincrático elevado, totalizando 128 séries. A opção 4 utiliza os dados da opção 3 menos

¹⁵ As séries desagregadas com componente idiossincrático elevado foram excluídas, exceto as de IPCA que foram mantidas mesmo com baixo percentual da variância total explicada pela variância do componente comum. O mesmo vale para as próximas opções.

os dados de bolsa, câmbio, cbond, agregados monetários e outros desagregados com componente idiossincrático elevado, totalizando 82 séries.

Tabela 2 – Variância explicada pelos cinco primeiros autovalores dinâmicos

	Opção 1 72 séries	Opção 2 62 séries	Opção 3 128 séries	Opção 4 82 séries
1	0,2699	0,3051	0,2060	0,2671
2	0,3969	0,4441	0,3429	0,4298
3	0,4814	0,5346	0,4323	0,5400
4	0,5391	0,5951	0,5040	0,6153
5	0,5874	0,6432	0,5617	0,6714

Há uma clara melhora em relação aos resultados obtidos com as 178 séries. Os três primeiros autovalores dinâmicos captam cerca de 50% da variância total, enquanto os cinco primeiros cerca de 62%. A figura 2 mostra a média para diferentes frequências dos autovalores dinâmicos da matriz densidade espectral da opção 4, que apresentou um melhor resultado como visto na tabela 2.

Figura 2 – Média dos autovalores dinâmicos para diferentes frequências (opção 4)

Por essa figura fica um pouco mais claro que as médias para diferentes frequências dos três primeiros autovalores dinâmicos exibem uma inclinação positiva, enquanto as demais são relativamente planas. Nesse caso, três fatores parecem ser suficientes para explicar a variância total. Vale lembrar que estabelecer um número q^* de fatores maior que o verdadeiro valor não prejudica a estimação. Portanto, são considerados 3 ou 5 componentes principais dinâmicos como regressores adicionais no VAR, calculados a partir de 82 séries. A tabela 3 mostra o componente comum médio, o idiossincrático médio e o percentual das séries com *commonality* acima de 0,45 para os cinco casos, considerando 3 e 5 fatores dinâmicos.

Tabela 3 – Características dos modelos

3 fatores comuns	178 obs.	72 obs.	62 obs.	128 obs.	82 obs.
Média do componente comum	0,3580	0,4838	0,5372	0,4372	0,5454
Média do componente idiossincrático	0,6420	0,5162	0,4628	0,5628	0,4546
% com <i>commonality</i> >0,45	34%	57%	66%	48%	76%
5 fatores comuns	178 obs.	72 obs.	62 obs.	128 obs.	82 obs.
Média do componente comum	0,4743	0,5891	0,6450	0,5661	0,6715
Média do componente idiossincrático	0,5257	0,4109	0,3550	0,4339	0,3285
% com <i>commonality</i> >0,45	56%	78%	90%	79%	96%

Verifica-se que utilizando as 178 séries os resultados são inferiores, mesmo se considerando 5 fatores comuns. No apêndice 3, além do *commonality* para as 178 séries considerando 3 fatores comuns, está também computado o *commonality* para as 82 séries da opção 4, ainda com 3 fatores comuns. Percebe-se que, com algumas exceções, o percentual da variância total explicada pela variância do componente comum aumenta no modelo mais restrito.

Simulações de Monte Carlo feitas por Bai e Ng (2002) indicaram que o número de fatores pode ser estimado de forma precisa com cerca de 40 séries de tempo quando os erros são iid. Este resultado é corroborado por Boivin e Ng (2003), que concluem que em simulações e exemplos empíricos, os fatores extraídos de cerca de 40 séries não são piores e em muitos casos até melhores que os extraídos de 147 séries. FHLR mostram que num modelo em que os componentes comuns apresentam uma estrutura AR(1), os resultados obtidos com $n \geq 50$ são similares aos obtidos com os verdadeiros fatores, às vezes até melhores. O que se pode

concluir é que quando “noisy series” são incluídas, o componente comum médio é menor e/ou a correlação dos resíduos é maior, criando uma situação em que mais dados podem não ser desejáveis.

O número de componentes principais estáticos foi identificado através dos critérios de informação propostos por Bai e Ng (2002), como explicado na seção 2.4. Os testes reportados utilizam os quatro critérios de informação denominados PC_{p1} , PC_{p2} , IC_{p1} e IC_{p2} que segundo Bai e Ng apresentaram os melhores resultados nas simulações. Partindo de um $k_{\max} = 8$ como sugerido pelos autores, os critérios definiram a existência de 8 componentes principais estáticos. Mesmo aumentando o $k_{\max}$, três critérios ainda indicavam que $r = 8$, como pode ser visto na tabela 4:

Tabela 4 – Teste de Bai e Ng do número de componentes principais estáticos

	PC_{p1}	PC_{p2}	IC_{p1}	IC_{p2}
k max = 8	8	8	8	8
k max = 10	9	8	8	8
k max = 12	10	8	10	8

4.2 Número de fatores para a regra de Taylor

O mesmo procedimento descrito anteriormente foi realizado para o período de janeiro de 2000 a janeiro de 2004. Para as 178 séries, verifica-se pela tabela 5 a variância “capturada” pelos primeiros $j = 1, \dots, 5$ autovalores dinâmicos de forma acumulada em percentual da variância total. Os três primeiros autovalores captam 43,8% da variância total, percentual acima do obtido com 4 fatores para o período de janeiro de 1995 a janeiro de 2004. Isso pode ser explicado pelo fato de o período mais curto englobar apenas o regime de câmbio flutuante, enquanto o mais longo mistura dois regimes cambiais distintos com diferentes impactos sobre as variáveis econômicas.

Tabela 5 – Variância explicada pelos cinco primeiros autovalores dinâmicos

Número de autovalores dinâmicos	Variância explicada
1	0,21172
2	0,34822
3	0,438074
4	0,515163
5	0,579065

A figura 3 mostra a média para diferentes frequências dos autovalores dinâmicos das matrizes de densidade espectral. Nesse caso, três fatores parecem suficientes para explicar a variância total.

Figura 3 – Média dos autovalores dinâmicos para diferentes frequências

Para cada variável foi computado o grau de “*commonality*” e o resultado para $q = 3$ está no apêndice 4. Apresentam *commonality* acima de 0,45 48% das séries. A média do componente comum de todas as variáveis é 0,4493, enquanto a do componente idiossincrático é 0,5507. Para $q = 4$, 69% das séries apresentam *commonality* acima de 0,45. A média do componente comum é 0,5281 e a do idiossincrático 0,4719. Apesar de que com 4 fatores a variância do

componente comum explica mais da metade da variância total, outras especificações foram testadas.

A opção 5 é formada pelas séries desagregadas de IPCA, IGP-M, produção industrial e taxa de juros de mercado, num total de 72 séries. A opção 6 utiliza os dados da opção 5 excluindo as séries desagregadas com componente idiossincrático elevado¹⁶, totalizando 61 séries. A tabela 6 mostra a variância explicada pelos cinco primeiros autovalores dinâmicos de forma acumulada em percentual da variância total para as opções testadas. Como a exclusão dessas onze séries aumentou o percentual da variância total explicada pela variância do componente comum, o mesmo procedimento foi adotado a partir das 178 séries. A opção 7 consiste na exclusão das séries de emprego e desemprego do Seade e das séries desagregadas com componente idiossincrático elevado, totalizando 125 séries. A opção 8 utiliza os dados da opção 7 menos as séries de consumo de energia elétrica da Eletrobrás e outros desagregados com componente idiossincrático elevado, totalizando 96 séries.

Tabela 6 – Variância explicada pelos cinco primeiros autovalores dinâmicos

	Opção 5 72 séries	Opção 6 61 séries	Opção 7 125 séries	Opção 8 96 séries
1	0,3377	0,3854	0,2687	0,3168
2	0,4501	0,5018	0,4247	0,4769
3	0,5368	0,5892	0,5222	0,5772
4	0,6054	0,6569	0,6030	0,6463
5	0,6630	0,7106	0,6613	0,6993

Novamente os resultados são melhores que os obtidos com as 178 séries. Os três primeiros autovalores dinâmicos captam cerca de 56% da variância total, enquanto os quatro primeiros cerca de 63%. A figura 4 mostra a média para diferentes frequências dos autovalores dinâmicos da matriz densidade espectral da opção 8, que apresentou o segundo melhor resultado mas com um número maior de observações, como pode ser visto na tabela 6.

¹⁶ As séries desagregadas com componente idiossincrático elevado foram excluídas, exceto as de IPCA que foram mantidas mesmo com baixo percentual da variância total explicada pela variância do componente comum. O mesmo vale para as próximas opções.

Figura 4 – Média dos autovalores dinâmicos para diferentes frequências (opção 8)

Três fatores parecem ser suficientes para explicar a variância total, mas como um número q^* de fatores maior que o verdadeiro valor não prejudica a estimação também são considerados os resultados com 4 componentes principais dinâmicos. A tabela 7 mostra as características dos modelos considerando 3 e 4 fatores dinâmicos. Como já verificado para o período mais longo, os resultados são inferiores se são utilizadas as 178 séries. No apêndice 4, além do *commonality* para as 178 séries considerando 3 fatores comuns, está também computado o *commonality* para as 96 séries da opção 8 com 3 fatores comuns. Percebe-se que, com algumas exceções, o percentual da variância total explicada pela variância do componente comum aumenta no modelo mais restrito.

Tabela 7 – Características dos modelos

3 fatores comuns	178 obs.	72 obs.	61 obs.	125 obs.	96 obs.
Média do componente comum	0,4493	0,5443	0,5955	0,5341	0,5888
Média do componente idiossincrático	0,5507	0,4557	0,4045	0,4659	0,4112
% com <i>commonality</i> >0,45	48%	63%	75%	69%	85%
4 fatores comuns	178 obs.	72 obs.	61 obs.	125 obs.	96 obs.
Média do componente comum	0,5281	0,6128	0,6625	0,6167	0,6552
Média do componente idiossincrático	0,4719	0,3872	0,3375	0,3833	0,3448
% com <i>commonality</i> >0,45	69%	82%	93%	95%	96%

O número de componentes principais estáticos foi definido pelos critérios de informação de Bai e Ng. Considerando um $k_{\max} = 8$, pelos critérios PC_{p1} e PC_{p2} o número de fatores é sete, enquanto pelos critérios IC_{p1} e IC_{p2} é seis. Mesmo alterando $k_{\max}$ o resultado é o mesmo, como pode ser visto na tabela 8. Portanto, serão analisados os resultados com 6 e 7 componentes principais estáticos.

Tabela 8 – Teste de Bai e Ng do número de componentes principais estáticos

	PC_{p1}	PC_{p2}	IC_{p1}	IC_{p2}
k max = 8	7	7	6	6
k max = 10	9	7	6	6
k max = 12	10	10	6	6

Determinado o número de componentes principais dinâmicos e estáticos, no próximo capítulo esses fatores são usados no conjunto de instrumentos da regra de Taylor e como regressores adicionais em VAR's para avaliar a importância de grandes conjuntos de dados na análise empírica de política monetária no Brasil.

5 RESULTADOS

O objetivo é avaliar a importância dos fatores estimados de grandes conjuntos de dados no entendimento da política monetária no Brasil. Dessa forma, comparamos os resultados da estimação de uma regra de Taylor *forward looking* padrão com os obtidos quando os fatores são incluídos no conjunto de informação relevante para a autoridade monetária na determinação da taxa de juros. Além disso, avaliamos a importância da inclusão dos fatores como regressores adicionais em VAR's, através da resposta do produto e da inflação ao choque monetário, esperando que respostas mais precisas e mais críveis sejam obtidas quando os fatores são incluídos na especificação.

5.1 Regra de Taylor

Com a adoção do regime de metas de inflação no Brasil em junho de 1999, o objetivo do Banco Central passou a ser a convergência da inflação para a trajetória de metas, tendo como instrumento a taxa de juros (Selic). Para dar mais transparência às suas decisões, começou a divulgar as atas dos encontros mensais do Comitê de Política Monetária (Copom) e relatórios trimestrais de inflação com as projeções de seu modelo, além de coletar e monitorar as expectativas do mercado para diversos indicadores, principalmente de inflação.

O regime de metas de inflação foi fundamental para a estabilização macroeconômica. Apesar dos grandes choques inflacionários que atingiram o país, a inflação tem se mantido em patamar baixo. Em países emergentes, a condução da política monetária tem que ser pautada pela construção de credibilidade e redução da inflação, além de ter que lidar com maior vulnerabilidade a choques. Devido ao contágio de crises externas (atentado terrorista nos EUA, crise da Argentina), a uma severa crise de confiança na evolução da economia brasileira no período eleitoral e a um forte aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais, resultando numa forte desvalorização cambial, as metas de 2001, 2002 e 2003 não foram cumpridas. Como houve grandes choques de oferta, o Banco Central decidiu diluir a convergência da inflação corrente às metas em um período mais longo, evitando custos desnecessários para a economia. Ele ajustou as metas de 2003 e 2004, que passaram de 4% e 3,75%, respectivamente, para 8,5% e 5,5%, acomodando parte da inércia herdada do ano

anterior e o efeito primário dos choques de preços administrados. Apesar de a meta ajustada de 2003 também não ter sido cumprida, a inflação apresenta uma tendência declinante desde 2002, passando de 12,5% para 9,3% em 2003 e 7,6% em 2004.

Foi estimada uma função de reação do Banco Central para dados mensais de janeiro de 2000 a janeiro de 2004¹⁷, onde a autoridade monetária leva em consideração nas suas decisões de política monetária o comportamento dos desvios das expectativas de inflação em relação à meta do ano corrente e do ano seguinte e o comportamento do hiato do produto com uma defasagem, além de suavizar a trajetória da taxa de juros:

$$r_t = r_1 r_{t-1} + (1 - r_1)(a + bD_j + g y_{t-1}) + e_t \quad (7)$$

onde r_t é a taxa Selic anualizada de final de período¹⁸, y_t é o hiato do produto e D_j é o desvio ponderado da mediana das expectativas de inflação em relação às metas. A produção industrial dessazonalizada foi utilizada como *proxy* para o produto. O hiato foi obtido pela diferença entre a série observada e a obtida com o filtro HP. Os desvios foram calculados usando a mediana da expectativa de inflação da véspera de cada reunião do Copom, já que a pesquisa é diária. No regime brasileiro, as metas são definidas para o ano corrente e para os dois seguintes. Como é necessário ter uma única medida do desvio das expectativas em relação às metas, foi construída uma média ponderada desses desvios do ano corrente e do ano seguinte, onde os pesos são inversamente proporcionais ao número de meses que falta para acabar o ano¹⁹:

$$D_j = \frac{(12-j)}{12}(E_j p_t - p_t^*) + \frac{j}{12}(E_j p_{t+1} - p_{t+1}^*)$$

onde D_j mede o desvio, j é relacionado ao mês e t ao ano²⁰. Como há uma maior incerteza sobre as previsões dois anos à frente, é razoável supor que o Copom considera apenas as expectativas para o ano corrente e o seguinte para tomar as decisões de taxa de juros.

A equação (7) é estimada por GMM. Pelo teste ADF e Phillips-Perron as séries de hiato, taxa de juros e desvio da expectativa em relação à meta são estacionárias, enquanto a de câmbio apresenta uma raiz unitária, de forma que a primeira diferença da série é empregada na estimação. São utilizados como instrumentos o desvio da expectativa de inflação com uma e

¹⁷ A série de expectativa de inflação (IPCA) passou a ser divulgada a partir de janeiro de 2000.

¹⁸ Os resultados utilizando a taxa Selic média de período não foram satisfatórios.

¹⁹ Procedimento adotado por Minella et al. (2003).

²⁰ Foram consideradas as metas ajustadas de 8,5% em 2003 e 5,5% em 2004.

duas defasagens, o hiato com duas defasagens, a Selic com duas defasagens e a variação cambial com uma e duas defasagens, ou seja, variáveis potencialmente úteis para projetar inflação e produto. Além deles, também foram incorporados ao conjunto de instrumentos três ou quatro componentes principais dinâmicos, ou seis ou sete componentes principais estáticos. Os resultados podem ser verificados na tabela 9 ²¹:

Tabela 9 – Regra de Taylor *forward looking*

	r_1	b	g	R^2 ajustado	Erro padrão	J
sem fatores	0,892 (8,22)	4,588 (1,69)	3,206 (0,85)	0,869	1,19	2,38 (0,49)
fhlr(3)	0,814 (14,73)	3,615 (7,88)	0,782 (1,91)	0,905	1,01	2,43 (0,87)
fhlr(4)	0,845 (19,65)	3,496 (7,38)	0,876 (1,89)	0,913	0,97	3,17 (0,87)
sw(6)	0,578 (7,08)	3,254 (17,31)	-0,196 (-1,60)	0,799	1,47	4,97 (0,83)
sw(7)	1,022 (22,75)	2,836 (0,91)	2,134 (0,49)	0,891	1,08	7,45 (0,65)

Pelo teste J todos os instrumentos são válidos, ou seja, eles reproduzem o conjunto de informação usado quando o Banco Central decide a taxa de juros. Para o modelo sem os fatores, o hiato do produto não é significativo a 10%. Esse é um resultado geralmente obtido nas análises para o Brasil, sendo que além de não significativo o hiato costuma aparecer com o sinal errado (ver Minella et al., 2003). Além disso, o coeficiente do desvio da expectativa em relação à meta só é significativo a 10%.

A inclusão de três ou quatro componentes principais dinâmicos (fhlr(3) e fhlr(4)) no conjunto de instrumentos reduz significativamente a incerteza da estimação. Os valores do teste t para b e g mais que dobram, tornando o primeiro fortemente significativo e o segundo significativo a 10% (o p-valor do coeficiente do hiato com três fatores é 6,25% e com quatro

²¹ As entradas da tabela são os coeficientes estimados, com as estatísticas t entre parênteses. Os desvios padrão estimados dos coeficientes são robustos à presença de autocorrelação e heterocedasticidade. Também são fornecidos o R^2 ajustado, o erro padrão da regressão e o teste J para a validade dos instrumentos (com o p-valor entre parênteses).

fatores 6,49%). O R^2 ajustado é maior e o erro padrão da regressão é menor quando os fatores são considerados. Portanto, como estimativas mais precisas dos parâmetros são obtidas (medidas pelo teste t), os fatores contêm informação útil para a estimação. Vale notar que **b** é estatisticamente maior que um no modelo sem fatores e com componentes principais dinâmicos, mostrando que o Banco Central eleva a taxa real de juros para estabilizar a inflação. Como era de se esperar para um regime de metas de inflação, o desvio da expectativa de inflação em relação à meta é muito mais importante que o hiato do produto na definição da taxa de juros, mas a autoridade monetária também se compromete com a estabilização da atividade econômica. Há um alto grau de suavização da taxa de juros, já que o coeficiente da taxa de juros defasada fica entre 0,81 e 0,89.

Com os componentes principais estáticos (sw(6) e sw(7)) os resultados não são bons. Com a inclusão de seis deles, o coeficiente do hiato apresenta o sinal errado, mas não é significativo. Mesmo com a inclusão de mais fatores o resultado não melhora; na verdade, piora. Com sete fatores, além de **b** e **g** não serem significativos, o coeficiente da defasagem da Selic é maior que um, o que não faz sentido. Os resultados com a inclusão dos componentes principais estáticos são piores que os obtidos sem os fatores.

Apesar dos bons resultados obtidos com os componentes principais dinâmicos, há o problema de autocorrelação dos erros, como pode ser verificado na tabela 10 pela estatística Q para o teste de autocorrelação de primeira ordem:

Tabela 10 – Estatística Q para autocorrelação de primeira ordem

	Estatística Q	p-valor
sem fatores	15,58	0
fhlr(3)	15,44	0
fhlr(4)	14,37	0
sw(6)	29,84	0
sw(7)	19,55	0

Devido à presença de autocorrelação pelo teste Q, estão sendo reportados os desvios padrão robustos à presença de autocorrelação e heterocedasticidade, calculados com uma janela de Bartlett de tamanho definido por Newey-West.

Outra forma de contornar o problema de autocorrelação é incluir a segunda defasagem da variável dependente:

$$r_t = r_1 r_{t-1} + r_2 r_{t-2} + (1 - r_1 - r_2)(a + bD_j + g y_{t-1}) + e_t \quad (8)$$

A equação (8) também é estimada por GMM e são utilizados como instrumentos o desvio da expectativa de inflação com uma e duas defasagens, o hiato com duas defasagens, a Selic com três defasagens e a variação cambial com uma e duas defasagens. Além deles, também foram incorporados ao conjunto de instrumentos três ou quatro componentes principais dinâmicos, ou seis ou sete componentes principais estáticos. Os resultados podem ser verificados na tabela 11 ²²:

Tabela 11 – Regra de Taylor *forward looking* com duas defasagens da Selic

	r_1	r_2	b	g	R^2 ajustado	Erro padrão	J
sem fatores	1,598 (7,32)	-0,658 (-3,55)	2,241 (1,78)	1,825 (0,89)	0,947	0,80	1,35 (0,51)
fhlr(3)	0,960 (5,67)	-0,142 (-0,95)	3,192 (6,73)	0,607 (1,44)	0,926	0,94	2,39 (0,79)
fhlr(4)	1,014 (7,89)	-0,186 (-1,48)	3,079 (6,86)	0,589 (1,40)	0,924	0,91	2,42 (0,87)
sw(6)	1,624 (16,49)	-0,698 (-9,12)	2,065 (2,77)	1,215 (1,34)	0,941	0,81	4,41 (0,82)
sw(7)	1,612 (16,59)	-0,697 (-9,21)	1,993 (3,21)	0,897 (1,37)	0,942	0,80	5,23 (0,81)

Como no caso anterior, o teste J confirma a validade dos instrumentos empregados na estimação. Além disso, o elevado grau de suavização da taxa de juros também é verificado em todos os casos. No modelo sem fatores, assim como no caso com uma defasagem da Selic, o coeficiente do hiato do produto não é significativo, apesar de apresentar o sinal correto. O das expectativas de inflação, por sua vez, só é significativo a 10%. O problema de autocorrelação dos erros não é corrigido, apenas amenizado, como pode ser visto na tabela 12 através da

²² As entradas da tabela são os coeficientes estimados, com as estatísticas t entre parênteses. Os desvios padrão estimados dos coeficientes são robustos à presença de autocorrelação e heterocedasticidade. Também são fornecidos o R^2 ajustado, o erro padrão da regressão e o teste J para a validade dos instrumentos (com o p-valor entre parênteses).

estatística Q que testa a presença de autocorrelação de primeira ordem. Entretanto, o desvio padrão reportado é robusto à presença de autocorrelação e heterocedasticidade.

Tabela 12 – Estatística Q para autocorrelação de 1ª ordem com duas defasagens da Selic

	Estatística Q	p-valor
sem fatores	5,24	0,022
fhlr(3)	10,10	0,001
fhlr(4)	7,93	0,005
sw(6)	6,49	0,011
sw(7)	6,25	0,012

Com a inclusão de três componentes principais dinâmicos (fhlr(3)) no conjunto de instrumentos, o coeficiente do hiato permaneceu não significativo, mas a precisão da estimativa de **b** mais que triplicou. Entretanto, a segunda defasagem da Selic não é significativa e o problema de autocorrelação dos erros não foi corrigido. O R^2 ajustado é menor e o erro padrão da regressão é maior que no caso sem os fatores. Mesmo com o aumento do número de fatores (fhlr(4)) os resultados não melhoram.

Ao contrário do caso com uma defasagem da Selic, a inclusão dos componentes principais estáticos (sw) resulta em estimativas melhores que as obtidas com os dinâmicos. A segunda defasagem da Selic é significativa e o problema de autocorrelação dos erros é apenas amenizado, mas os desvios padrão reportados são robustos à presença de autocorrelação e heterocedasticidade. A precisão das estimativas com os fatores é maior, como pode ser verificado pelo teste t. Entretanto, o coeficiente do hiato do produto não é significativo, o que indica que o controle inflacionário tornou-se o maior foco da política monetária. Tanto o R^2 ajustado quanto o erro padrão da regressão são próximos ao do modelo sem fatores.

Portanto, os fatores contêm informação útil para a estimação da regra de Taylor, já que sua inclusão no conjunto de instrumentos produz estimativas muito mais precisas. Considerando uma defasagem da Selic, com a inclusão dos componentes principais dinâmicos o coeficiente do hiato do produto tornou-se significativo, um resultado geralmente não encontrado para o Brasil. A incerteza da estimação é bem menor, mas há problema de autocorrelação dos erros.

Com duas defasagens da Selic, o desempenho dos componentes principais estáticos é superior, aumentando a precisão das estimativas. Entretanto, o coeficiente do hiato do produto não é significativo. Em suma, podemos concluir que o Banco Central tem reagido fortemente à expectativa de inflação, conduzindo a política monetária de forma *forward looking*.

5.2 VAR

O VAR é o modo mais usual de análise empírica da política monetária, apesar de todas as suas críticas. Ele é estimado de janeiro de 1995 a janeiro de 2004, período que engloba algumas crises externas, dois regimes cambiais distintos e quando a taxa de juros apresentava diferentes finalidades (preservar o nível de reservas internacionais durante o regime de câmbio fixo e controlar a inflação com o câmbio flutuante). As séries empregadas na estimação (produção industrial dessazonalizada, nível do IPCA, spread do cbond e taxa Selic anualizada, média ou final de período)²³ apresentam raiz unitária. Apesar disso, o VAR foi estimado no nível, já que estamos interessados na relação dinâmica entre as variáveis e Sims, Stock e Watson (1990) garantem a consistência das funções resposta a impulso. O número de defasagens do VAR foi determinado de modo que não houvesse autocorrelação dos erros. Para todos os VAR's estimados, a hipótese de que a distribuição é normal é rejeitada. Os choques são identificados por meio da decomposição de Cholesky, já que a questão aqui não é relacionada ao método de identificação empregado, mas aos resultados com e sem fatores dinâmicos no VAR. Como para a regra de Taylor os resultados eram bem diferentes se a taxa de juros empregada na estimação era a média ou a de final de período, as duas séries foram testadas.

O primeiro VAR engloba a produção industrial, o IPCA e a taxa Selic. Com duas defasagens a autocorrelação dos erros foi corrigida. A função resposta a impulso (com o intervalo de dois desvios padrão) dos efeitos de um choque de um desvio padrão na taxa Selic sobre as demais variáveis, é mostrada na figura 5 se usada a Selic de final de período e na figura 6 se a Selic média. Na primeira linha de cada figura estão os resultados para o VAR sem fatores. Na segunda linha estão os resultados para o VAR com a inclusão do cbond. Na terceira linha os resultados com a inclusão de cinco componentes principais dinâmicos no conjunto de

²³ Essa ordenação foi utilizada na identificação por Cholesky.

regressores. Na quarta linha os resultados considerando oito componentes principais estáticos e na última linha os resultados com cbond e três componentes principais dinâmicos incluídos entre os regressores. A primeira coluna mostra a função resposta da produção industrial a um choque de um desvio padrão na taxa Selic. A segunda mostra a resposta do IPCA ao choque e a terceira a resposta da própria Selic ao choque monetário. Os desvios padrão são obtidos através de 10000 replicações de Monte Carlo.

Os resultados são muito próximos. Para o modelo sem fatores, um choque positivo de juros tem efeito negativo e significativo sobre a produção industrial, de acordo com a teoria econômica. Entretanto, verifica-se o *price puzzle*, ou seja, o aumento do nível de preços após um choque positivo de política monetária. Isso ocorre porque as taxas de juros reagem a mudanças nas expectativas de inflação que não são capturadas na estimação do modelo. Como parte dessa inflação esperada é verificada, observa-se um aumento da inflação após um choque de política monetária. Minella (2003) sugere a inclusão de uma medida de risco país na estimação para corrigir o *puzzle*, já que a taxa de juros respondeu a crises financeiras externas (México, Ásia, Rússia e Argentina) e a crises cambiais no país (1999 e 2002).²⁴ O risco país funcionaria como um sinalizador de pressões inflacionárias futuras, já que é muito correlacionado com a taxa de câmbio. O segundo modelo estimado é um VAR com duas defasagens de produção industrial, IPCA, *spread* do cbond e taxa Selic, nessa ordem. Verifica-se que a resposta do produto continua correta e o *price puzzle* é amenizado. Novamente os resultados com Selic média e final de período são parecidos.

Testamos então se os fatores contêm informação útil para resolver o *price puzzle*. O terceiro modelo estimado é um VAR com quatro defasagens de produção industrial, IPCA, cinco componentes principais dinâmicos e taxa Selic, nessa ordem. O produto continua com a resposta correta e o *price puzzle* é zerado, mas não corrigido. O que vale ressaltar é que mesmo com a inclusão de regressores adicionais, o desvio padrão da função resposta a impulso é menor que no modelo sem fatores e no com cbond, mostrando a maior precisão das respostas estimadas com os fatores (ver apêndice 5).

O quarto modelo estimado é um VAR com cinco defasagens de produção industrial, IPCA, oito componentes principais estáticos e taxa Selic, nessa ordem. Novamente o *price puzzle* é

²⁴ Para os EUA e países europeus, a inclusão de um índice de preços de *commodities* resolveu o problema, pois esses preços tendem a ser muito sensíveis a expectativas de inflação, como mostrado por Sims (1992).

zerado, mas não corrigido. Nesse caso há uma diferença entre as estimativas com Selic média e final de período. Com a primeira, a resposta do produto é zerada, um resultado não condizente com a teoria econômica. Com a segunda, verifica-se o mesmo padrão de resposta dos modelos anteriores. Entretanto, o desvio padrão das respostas é maior que no modelo sem fatores (apêndice 5).

No último modelo resolvemos usar tanto o cbond quanto três componentes principais dinâmicos. O VAR estimado é composto por quatro defasagens de produção industrial, IPCA, cbond, três componentes principais dinâmicos e Selic. A resposta do produto a um choque monetário é coerente, enquanto o *price puzzle* é eliminado usando a Selic final de período. Além disso, os desvios padrão das respostas da inflação e da Selic a um choque monetário são menores que no modelo sem fatores, apesar da inclusão de alguns regressores adicionais. Ou seja, além de corrigir o formato da resposta, a precisão da estimativa é maior.

Portanto, assim como observado para a regra de Taylor, os fatores contêm informação útil e podem ser usados como regressores adicionais em VAR's. Os resultados obtidos com Selic média e final de período são próximos, com uma certa vantagem para a última. Ao contrário do verificado por Minella (2003), a inclusão do cbond apenas ameniza o *price puzzle*, sem corrigi-lo. Isso também se verifica com a inclusão de componentes principais dinâmicos e estáticos, sendo que com os primeiros o desvio padrão da função resposta a impulso é menor que no modelo sem fatores, mesmo com a inclusão de regressores adicionais. O *price puzzle* só é corrigido no modelo com cbond e três componentes principais dinâmicos, mostrando que apesar de apresentarem informação relevante separadamente, juntos eles corrigem o formato da resposta e aumentam a precisão das estimativas.

Figura 5 – Função resposta a um choque de um desvio padrão na taxa Selic (final)

Figura 6 – Função resposta a um choque de um desvio padrão na taxa Selic média

6 CONCLUSÕES

Bancos Centrais se deparam com centenas de variáveis econômicas. Métodos de redução da dimensão dessa informação possibilitam a incorporação de grandes conjuntos de dados no estudo da política monetária. A informação extraída de grandes conjuntos de dados, usando tanto o método de componentes principais dinâmicos (FHLR) quanto os estáticos (SW), mostrou-se bem útil na análise empírica da política monetária brasileira, assim como os resultados obtidos para os EUA e para a Europa.

Regras de Taylor *forward looking* são estimadas de forma mais precisa quando os fatores são incluídos no conjunto de instrumentos. Isso pode ser interpretado como um sinal de que a autoridade monetária usa muito mais informação que a incluída em modelos de pequena escala para projetar a inflação e decidir a trajetória da taxa de juros. A análise dos efeitos de choques de política monetária em VAR's mostrou que respostas mais precisas e de acordo com a teoria econômica são obtidas quando os fatores são incluídos na especificação.

Os fatores estimados e empregados no conjunto de instrumentos da regra de Taylor e como regressores adicionais no VAR não são unicamente identificados, mas isso não é um problema nesse contexto porque não era nosso objetivo dar uma interpretação estrutural a eles. Portanto, uma extensão do que foi feito aqui seria relacionar os fatores à economia. Uma solução mais simples para isso seria dividir as séries em várias categorias e estimar os fatores para cada uma. Dessa forma seria obtido um fator de atividade econômica, outro de inflação etc.

Algo mais sofisticado seria interpretar os fatores como choques que atingem a economia. Os choques então seriam identificados estruturalmente por meio de poucas restrições, e os parâmetros da regra de política monetária, condicional a esses choques, poderiam ser estimados. Este foi exatamente o procedimento utilizado por Giannone et al. (2002) para estudar a função de reação do Fed sob o comando de Alan Greenspan. A vantagem é que se obtém uma expressão da taxa de juros em função de choques exógenos, e a política monetária pode então ser avaliada condicionalmente a um choque específico que atinge a economia. Em uma política monetária ótima, que estabiliza totalmente os preços, o instrumento do Banco Central deve ser usado de forma diferenciada, dependendo da origem do choque. É

fundamental a identificação dos choques para que a política monetária seja implementada de forma flexível e transparente, com o objetivo de atingir a meta de inflação estabelecida.

REFERÊNCIAS

- ALTISSIMO, F., BASSANETTI, A., CRISTADORO, R., FORNI, M., HALLIN, M., LIPPI, M., REICHLIN, L. & VERONESE, G. (2001). “A real time coincident indicator for the euro area business cycle”. *CEPR Working Paper No. 3108*.
- BAI, J. & NG, S. (2002). “Determining the number of factors in approximate factor models”. *Econometrica*, **70**, p. 191-221.
- BATTINI, N. & HALDANE, A.G. (1999). ‘Forward-looking rules for monetary policy’. In J. B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press for NBER, Chicago.
- BERNANKE, B. S. & BLINDER, A. (1992). “The federal funds rate and the channels of monetary transmission”. *American Economic Review*, **82**, p.901-21.
- BERNANKE, B.S. & BOIVIN, J. (2003). “Monetary policy in a data-rich environment”. *Journal of Monetary Economics*, **50**, p. 525-46.
- BERNANKE, B.S., BOIVIN, J. & ELIASZ, P. (2004). “Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach”. *NBER Working Paper No. 10220*.
- BOIVIN, J. & NG, S. (2003). “Are more data always better for factor analysis?” *NBER Working Paper No. 9829*.
- BRILLINGER, D. R. (1981). *Time series data analysis and theory* (New York: Holt, Rinehart and Winston).
- CHAMBERLAIN, G. (1983). “Funds, factors, and diversification in arbitrage pricing models”. *Econometrica*, **51**, p. 1281-1304.
- CHAMBERLAIN, G. & ROTHSCILD, M. (1983). “Arbitrage, factor structure and mean-variance analysis in large asset markets”. *Econometrica*, **51**, p. 1305-24.

- CHRISTIANO, L.J., EICHENBAUM, M. & EVANS, C. L. (1999). "Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?" In J. B. Taylor and M. Woodford, Eds., *Handbook of Macroeconomics*, North Holland, Amsterdam.
- CLARIDA, R., GALI, J. & GERTLER, M. (1998). "Monetary policy rules in practice: some international evidence". *European Economic Review*, **42**, p. 1033-67.
- _____. (2000). "Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory". *Quarterly Journal of Economics*, **115**, p. 147-80.
- CRISTADORO, R., FORNI, M., REICHLIN, L. & VERONESE, G. (2001). "A core inflation index for the euro area". *CEPR Working Paper No. 3097*.
- FAVERO, C. A. & GIAVAZZI, F. (2002). "Why are Brazil's interest rates so high?" *IGIER Working Paper No. 224*.
- FAVERO, C. A. & MARCELLINO, M. (2001). "Large datasets, small models and monetary policy in Europe". *CEPR Working Paper No. 3098*.
- FAVERO, C. A., MARCELLINO, M. & NEGLIA, F. (2002). "Principal components at work: the empirical analysis of monetary policy with large datasets". *IGIER Working Paper No. 223*.
- FORNI, M., HALLIN, M., LIPPI, M. & REICHLIN, L. (2000). "The generalized factor model: identification and estimation". *The Review of Economics and Statistics*, **82**, p. 540-54.
- _____. (2001). "Coincident and leading indicators for the euro area". *Mimeo*. Disponível em www.dynfactors.org.
- FORNI, M. & LIPPI, M. (2001). "The generalized factor model: representation theory". *Econometric Theory*, **17**, p. 1113-41.
- FORNI, M. & REICHLIN, L. (1998). "Let's get real: a factor analytical approach to disaggregated business cycle dynamics". *Review of Economic Studies*, **65**, p. 453-73.

- GEWEKE, J. (1977). "The dynamic factor analysis of economic time series". In Dennis J. Aigner and Arthur S. Goldberger (eds.). *Latent Variables in Socio-Economic Models*, North-Holland, Amsterdam.
- GIANNONE, D., REICHLIN, L. & SALA, L. (2002). "Tracking Greenspan: systematic and unsystematic monetary policy revisited". *CEPR Working Paper No. 3550*.
- HANSEN, L. (1982). "Large sample properties of generalized method of moments estimators". *Econometrica*, **50**, p. 1029-1054.
- LEEPER, E., SIMS, C. & ZHA, T. (1996). "What does monetary policy do?" *Brookings Papers on Economic Activity*, p. 1-63.
- MCCALLUM, B. (1999). "Analysis of the monetary transmission mechanism: methodological issues". *NBER Working Paper No. 7395*.
- MINELLA, A. (2003). "Monetary policy and inflation in Brazil (1975 - 2000): a VAR estimation". *Revista Brasileira de Economia*, **57**, p.605-635.
- MINELLA, A., FREITAS, P. S., GOLDFAJN, I. & MUINHOS, M. K. (2003). "Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility". *Trabalho para discussão No. 77*, Banco Central do Brasil.
- PORTUGAL, M. S. & SILVA, M. E. A. (2002). "Inflation targeting in Brazil: an empirical evaluation". *Anais do XXX Encontro Nacional de Economia*, Nova Friburgo, RJ.
- REICHLIN, L (2002). "Factor models in large cross-sections of time series". *Mimeo*. Disponível em www.dynfactors.org.
- SALA, L. (2001). "Monetary transmission in the euro area: a factor model approach". *Mimeo*. Disponível em www.dynfactors.org.

- SARGENT, T.J. & SIMS, C.A. (1977). "Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory". In Christopher A. Sims (ed.), *New Methods in Business Research*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- SIMS, C. (1992). "Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy". *European Economic Review*, **36**, p. 975-1000.
- SIMS, C., STOCK, J.H. & WATSON, M. W. (1990). "Inference in linear time series models with some unit roots". *Econometrica*, **58**, p. 113-144.
- STOCK, J.H. & WATSON, M.W. (1998). "Diffusion indexes". *NBER Working Paper No. 6702*.
- _____. (1999). "Forecasting inflation". *Journal of Monetary Economics*, **44**, p. 293-335.
- _____. (2002). "Macroeconomic forecasting using diffusion indexes". *Journal of Business & Economic Statistics*, **20**, p. 147-162.
- TAYLOR, J.B. (1993). "Discretion versus policy rules in practice". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **39**, p. 195-214.

APÊNDICES

APÊNDICE 1: Dados, fontes e transformações – janeiro de 1995 a janeiro de 2004

APÊNDICE 2: Dados, fontes e transformações – janeiro de 2000 a janeiro de 2004

APÊNDICE 3: *Commonality* para 178 e 82 séries de tempo - VAR

APÊNDICE 4: *Commonality* para 178 e 96 séries de tempo – Regra de Taylor

APÊNDICE 5: Efeito de um choque de um desvio padrão da taxa de juros

Apêndice 1 – Dados, fontes e transformações – janeiro de 1995 a janeiro de 2004

- (0) - sem transformação
- (1) - primeira diferença
- (2) - logaritmo
- (3) - primeira diferença do logaritmo
- (4) - primeira diferença do logaritmo com dummy
- (5) - primeira diferença do logaritmo com tendência
- (6) - primeira diferença do logaritmo com constante, tendência e tendência quadrática

Série	Fonte	Tratamento
1 Índice nacional de vendas reais de supermercados (jan/94=100)	ABRAS	3
2 Número de consultas ao SCPC	ACSP	3
3 Número de consultas ao Usecheque	ACSP	3
4 Pessoal empregado na indústria de transformação (média 1992=100)*	CNI	4
5 Horas trabalhadas na produção da indústria de transformação *	CNI	3
6 Salários reais*	CNI	3
7 Utilização da capacidade instalada*	CNI	3
8 Vendas reais*	CNI	3
9 Emprego formal - Administração pública direta e autárquica (dez/2002=100)	MTE	3
10 Agropecuária, extrativa vegetal e caça e pesca	MTE	3
11 Produtos alimentares e bebidas	MTE	3
12 Calçados	MTE	3
13 Construção civil	MTE	4
14 Comércio	MTE	4
15 Editorial e gráfico	MTE	4
16 Extrativa mineral	MTE	5
17 Fumo, couros e produtos similares	MTE	3
18 Índice geral	MTE	4
19 Material elétrico e de comunicação	MTE	3
20 Mecânica	MTE	4
21 Metalurgia	MTE	4
22 Minerais não-metálicos	MTE	3
23 Mobiliário	MTE	4
24 Material de transporte	MTE	4
25 Outros	MTE	3
26 Química e produtos farmacêuticos	MTE	4
27 Serviços	MTE	4
28 Serviços industriais de utilidade pública	MTE	4
29 Têxtil, vestuário e artefatos de couro	MTE	4
30 Indústria de transformação (total)	MTE	4
31 Taxa de desemprego aberto na Grande São Paulo	Seade	3
32 Índice do nível de ocupação no comércio (média 1985=100)	Seade	3
33 Taxa de desemprego oculto por desalento	Seade	3
34 Índice do nível de ocupação na indústria (média 1985=100)	Seade	3
35 Taxa de desemprego oculto	Seade	3
36 Índice do nível de ocupação total na Grande São Paulo (média 1985=100)	Seade	3
37 Índice do nível de ocupação em outros setores da economia (média 1985=100)	Seade	3
38 Taxa de desemprego oculto por trabalho precário	Seade	3
39 Índice do nível de ocupação em serviços (média 1985=100)	Seade	3
40 Taxa de desemprego total	Seade	3
41 Consumo aparente de álcool - barril (mil)	ANP	3
42 Consumo aparente de derivados de petróleo - barril (mil)	ANP	3
43 Consumo aparente de óleo diesel - barril (mil)	ANP	3
44 Consumo aparente de gasolina - barril (mil)	ANP	3
45 Consumo aparente de gás GLP - barril (mil)	ANP	3
46 Consumo aparente de óleo combustível - barril (mil)	ANP	3
47 Produção de gás natural - barril (milhões)	ANP	3
48 Produção de petróleo - barril (milhões)	ANP	3
49 Consumo de energia elétrica - comércio	Eletrobras	3
50 Consumo de energia elétrica - indústria	Eletrobras	3

51	Consumo de energia elétrica - outros setores	Eletrobras	3
52	Consumo de energia elétrica - residência	Eletrobras	3
53	Consumo de energia elétrica - total	Eletrobras	3
54	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Setor automotivo	Fcesp	3
55	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - (média 1998=100) - Autopeças	Fcesp	3
56	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens de consumo	Fcesp	3
57	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Calçados	Fcesp	3
58	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Cine-foto-som e óticas	Fcesp	3
59	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Concessionárias de veículos	Fcesp	3
60	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Materiais de construção	Fcesp	3
61	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens duráveis	Fcesp	3
62	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Farmácias e perfumarias	Fcesp	3
63	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Comércio geral	Fcesp	3
64	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Lojas de departamento	Fcesp	3
65	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Móveis e decoração	Fcesp	3
66	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens não duráveis	Fcesp	3
67	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Comércio sem concessionárias	Fcesp	3
68	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens semiduráveis	Fcesp	3
69	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Supermercados	Fcesp	3
70	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Tecidos	Fcesp	3
71	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Vestuário	Fcesp	3
72	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Lojas de utilidades domésticas	Fcesp	2
73	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP (média 1998=100) - Setor automotivo	Fcesp	3
74	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Autopeças	Fcesp	3
75	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens de consumo	Fcesp	3
76	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Calçados	Fcesp	3
77	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Cine-foto-som e óticas	Fcesp	3
78	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Concessionárias de veículos	Fcesp	3
79	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Materiais de construção	Fcesp	3
80	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens duráveis	Fcesp	3
81	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Farmácias e perfumarias	Fcesp	3
82	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Comércio geral	Fcesp	3
83	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Lojas de departamento	Fcesp	3
84	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Lojas de utilidades domésticas	Fcesp	3
85	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Móveis e decoração	Fcesp	3
86	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens não duráveis	Fcesp	3
87	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Comércio sem concessionárias	Fcesp	3
88	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens semiduráveis	Fcesp	3
89	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Supermercados	Fcesp	3
90	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Tecidos	Fcesp	3
91	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Vestuário	Fcesp	3
92	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Animais e derivados	FGV	3
93	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Extrativa mineral	FGV	3
94	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Fibras vegetais	FGV	3
95	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Cereais e grãos	FGV	3
96	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Total	FGV	3
97	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Total	FGV	3
98	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Total	FGV	3
99	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Total	FGV	3
100	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Lavouras para exportação	FGV	3
101	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Legumes e frutas	FGV	3
102	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Mão de obra	FGV	3
103	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Oleaginosas	FGV	3
104	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Outros	FGV	3
105	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Raízes e tubérculos	FGV	3
106	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Materiais e serviços	FGV	3
107	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos alimentares	FGV	3
108	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Bebidas	FGV	3
109	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Borracha	FGV	3
110	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Couros e peles	FGV	3
111	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos farmacêuticos	FGV	3
112	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Fumo	FGV	3

113	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Madeira	FGV	3
114	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Material elétrico	FGV	3
115	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos de matérias plásticas	FGV	3
116	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Material de transporte	FGV	3
117	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Mecânica	FGV	3
118	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Metalurgia	FGV	3
119	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Minerais não metálicos	FGV	3
120	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Mobiliário	FGV	3
121	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Papel e papelão	FGV	3
122	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Perfumaria e sabões	FGV	3
123	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Química	FGV	3
124	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Tecidos e calçados	FGV	3
125	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Indústria da transformação	FGV	3
126	IPCA (janeiro 1995=100) - Alimentação e bebidas	IBGE	3
127	IPCA (janeiro 1995=100) - Artigos de residência	IBGE	3
128	IPCA (janeiro 1995=100) - Comunicação	IBGE	3
129	IPCA (janeiro 1995=100) - Despesas pessoais	IBGE	3
130	IPCA (janeiro 1995=100) - Educação	IBGE	3
131	IPCA (janeiro 1995=100) - Índice geral	IBGE	6
132	IPCA (janeiro 1995=100) - Habitação	IBGE	3
133	IPCA (janeiro 1995=100) - Saúde	IBGE	6
134	IPCA (janeiro 1995=100) - Transporte	IBGE	3
135	IPCA (janeiro 1995=100) - Vestuário	IBGE	3
136	Taxa de swap pré x di - média de período - 180 dias - %a.a. (**) (***)	BM&F	1
137	Taxa de swap pré x di - média de período - 30 dias - %a.a. (**) (***)	BM&F	1
138	Taxa de swap pré x di - média de período - 360 dias - %a.a. (**) (***)	BM&F	1
139	Taxa de swap pré x di - média de período - 60 dias - %a.a. (**) (***)	BM&F	1
140	Taxa de swap pré x di - média de período - 90 dias - %a.a. (**) (***)	BM&F	1
141	Selic acumulada no mês anualizada - %a.a. (**) (***)	Bacen	1
142	Produção Industrial Mensal - Produtos alimentares (média 1991 = 100)*	IBGE	3
143	PIM - (média 1991=100) - Borracha*	IBGE	3
144	PIM - (média 1991=100) - Couros e peles*	IBGE	3
145	PIM - (média 1991=100) - Extrativa mineral*	IBGE	3
146	PIM - (média 1991=100) - Farmacêutica*	IBGE	3
147	PIM - (média 1991=100) - Fumo*	IBGE	3
148	PIM - (média 1991=100) - Indústria geral*	IBGE	3
149	PIM - (média 1991=100) - Madeira*	IBGE	3
150	PIM - (média 1991=100) - Material elétrico e de comunicação*	IBGE	3
151	PIM - (média 1991=100) - Produtos de matérias plásticas*	IBGE	3
152	PIM - (média 1991=100) - Material de transporte*	IBGE	3
153	PIM - (média 1991=100) - Mecânica*	IBGE	3
154	PIM - (média 1991=100) - Metalúrgica*	IBGE	3
155	PIM - (média 1991=100) - Minerais não metálicos*	IBGE	3
156	PIM - (média 1991=100) - Papel e papelão*	IBGE	3
157	PIM - (média 1991=100) - Perfumaria, sabões e velas*	IBGE	3
158	PIM - (média 1991=100) - Química*	IBGE	3
159	PIM - (média 1991=100) - Têxtil*	IBGE	3
160	PIM - (média 1991=100) - Indústria da transformação*	IBGE	3
161	PIM - (média 1991=100) - Vestuário, calçados e artefatos de tecidos*	IBGE	3
162	PIM - (média 1991=100) - Bebidas*	IBGE	2
163	PIM - (média 1991=100) - Mobiliário*	IBGE	3
164	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco normal) - milhões (***)	Bacen	3
165	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco 1) - milhões (***)	Bacen	3
166	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco 2) - milhões (***)	Bacen	3
167	Operações de crédito totais do sistema financeiro - milhões (***)	Bacen	2
168	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - pessoa física(**)(***)	Bacen	1
169	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - pessoa jurídica(**)(***)	Bacen	1
170	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - total geral (**) (***)	Bacen	1
171	Meios de pagamento amplo - M3 - saldos - média de período - mil	Bacen	3
172	Base monetária restrita - média nos dias úteis do mês - mil	Bacen	3
173	Meios de pagamento - M1 - média nos dias úteis do mês - mil	Bacen	3
174	Meios de pagamento amplo - M2 - saldos - média do período - mil	Bacen	3

175	Meios de pagamento amplo - M4 - saldos - média do período - mil	Bacen	3
176	Índice Bovespa nominal - fechamento (***)	Bovespa	3
177	Spread (bps) C-Bond (***)	Bloomberg	3
178	Taxa de câmbio (***)	Bacen	3

(*) Dado divulgado sazonalmente ajustado pela instituição

(**) Não está em logaritmo

(***) Sem ajuste sazonal

Apêndice 2 – Dados, fontes e transformações – janeiro de 2000 a janeiro de 2004

- (0) - sem transformação
- (1) - primeira diferença
- (2) - logaritmo
- (3) - primeira diferença do logaritmo
- (4) - primeira diferença do logaritmo com dummy
- (5) - primeira diferença do logaritmo com tendência
- (6) - primeira diferença do logaritmo com constante, tendência e tendência quadrática

Série	Fonte	Tratamento
1 Índice nacional de vendas reais de supermercados (jan/94=100)	ABRAS	3
2 Número de consultas ao SPC	ACSP	3
3 Número de consultas ao Usecheque	ACSP	3
4 Pessoal empregado na indústria de transformação (média 1992=100)*	CNI	3
5 Horas trabalhadas na produção da indústria de transformação *	CNI	3
6 Salários reais*	CNI	3
7 Utilização da capacidade instalada*	CNI	3
8 Vendas reais*	CNI	3
9 Emprego formal - Administração pública direta e autárquica (dez/2002=100)	MTE	3
10 Agropecuária, extrativa vegetal e caça e pesca	MTE	3
11 Produtos alimentares e bebidas	MTE	3
12 Calçados	MTE	3
13 Construção civil	MTE	3
14 Comércio	MTE	4
15 Editorial e gráfico	MTE	4
16 Extrativa mineral	MTE	5
17 Fumo, couros e produtos similares	MTE	3
18 Índice geral	MTE	4
19 Material elétrico e de comunicação	MTE	3
20 Mecânica	MTE	3
21 Metalurgia	MTE	3
22 Minerais não-metálicos	MTE	3
23 Mobiliário	MTE	3
24 Material de transporte	MTE	3
25 Outros	MTE	3
26 Química e produtos farmacêuticos	MTE	3
27 Serviços	MTE	4
28 Serviços industriais de utilidade pública	MTE	4
29 Têxtil, vestuário e artefatos de couro	MTE	3
30 Indústria de transformação (total)	MTE	3
31 Taxa de desemprego aberto na Grande São Paulo	Seade	3
32 Índice do nível de ocupação no comércio (média 1985=100)	Seade	3
33 Taxa de desemprego oculto por desalento	Seade	3
34 Índice do nível de ocupação na indústria (média 1985=100)	Seade	3
35 Taxa de desemprego oculto	Seade	3
36 Índice do nível de ocupação total na Grande São Paulo (média 1985=100)	Seade	3
37 Índice do nível de ocupação em outros setores da economia (média 1985=100)	Seade	3

38	Taxa de desemprego oculto por trabalho precário	Seade	3
39	Índice do nível de ocupação em serviços (média 1985=100)	Seade	3
40	Taxa de desemprego total	Seade	3
41	Consumo aparente de álcool - barril (mil)	ANP	3
42	Consumo aparente de derivados de petróleo - barril (mil)	ANP	3
43	Consumo aparente de óleo diesel - barril (mil)	ANP	3
44	Consumo aparente de gasolina - barril (mil)	ANP	3
45	Consumo aparente de gás GLP - barril (mil)	ANP	3
46	Consumo aparente de óleo combustível - barril (mil)	ANP	3
47	Produção de gás natural - barril (milhões)	ANP	3
48	Produção de petróleo - barril (milhões)	ANP	3
49	Consumo de energia elétrica - comércio	Eletrobras	3
50	Consumo de energia elétrica - indústria	Eletrobras	3
51	Consumo de energia elétrica - outros setores	Eletrobras	3
52	Consumo de energia elétrica - residência	Eletrobras	3
53	Consumo de energia elétrica - total	Eletrobras	3
54	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Setor automotivo	Fcesp	3
55	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - (média 1998=100) - Autopeças	Fcesp	3
56	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens de consumo	Fcesp	3
57	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Calçados	Fcesp	3
58	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Cine-foto-som e óticas	Fcesp	3
59	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Concessionárias de veículos	Fcesp	3
60	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Materiais de construção	Fcesp	3
61	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens duráveis	Fcesp	3
62	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Farmácias e perfumarias	Fcesp	3
63	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Comércio geral	Fcesp	3
64	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Lojas de departamento	Fcesp	3
65	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Móveis e decoração	Fcesp	3
66	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens não duráveis	Fcesp	3
67	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Comércio sem concessionárias	Fcesp	3
68	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens semiduráveis	Fcesp	3
69	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Supermercados	Fcesp	3
70	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Tecidos	Fcesp	3
71	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Vestuário	Fcesp	3
72	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Lojas de utilidades domésticas	Fcesp	2
73	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP (média 1998=100) - Setor automotivo	Fcesp	3
74	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Autopeças	Fcesp	3
75	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens de consumo	Fcesp	3
76	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Calçados	Fcesp	3
77	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Cine-foto-som e óticas	Fcesp	3
78	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Concessionárias de veículos	Fcesp	3
79	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Materiais de construção	Fcesp	3
80	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens duráveis	Fcesp	3
81	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Farmácias e perfumarias	Fcesp	3
82	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Comércio geral	Fcesp	3
83	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Lojas de departamento	Fcesp	3
84	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Lojas de utilidades domésticas	Fcesp	3
85	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Móveis e decoração	Fcesp	3
86	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens não duráveis	Fcesp	3
87	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Comércio sem concessionárias	Fcesp	3
88	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens semiduráveis	Fcesp	3
89	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Supermercados	Fcesp	3
90	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Tecidos	Fcesp	3
91	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Vestuário	Fcesp	3
92	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Animais e derivados	FGV	3
93	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Extrativa mineral	FGV	3
94	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Fibras vegetais	FGV	3
95	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Cereais e grãos	FGV	3
96	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Total	FGV	3
97	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Total	FGV	3
98	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Total	FGV	3
99	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Total	FGV	3

100	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Lavouras para exportação	FGV	3
101	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Legumes e frutas	FGV	3
102	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Mão de obra	FGV	3
103	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Oleaginosas	FGV	3
104	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Outros	FGV	3
105	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Raízes e tubérculos	FGV	3
106	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Materiais e serviços	FGV	3
107	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos alimentares	FGV	3
108	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Bebidas	FGV	3
109	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Borracha	FGV	3
110	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Couros e peles	FGV	3
111	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos farmacêuticos	FGV	3
112	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Fumo	FGV	3
113	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Madeira	FGV	3
114	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Material elétrico	FGV	3
115	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos de matérias plásticas	FGV	3
116	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Material de transporte	FGV	3
117	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Mecânica	FGV	3
118	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Metalurgia	FGV	3
119	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Minerais não metálicos	FGV	3
120	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Mobiliário	FGV	3
121	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Papel e papelão	FGV	3
122	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Perfumaria e sabões	FGV	3
123	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Química	FGV	3
124	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Tecidos e calçados	FGV	3
125	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Indústria da transformação	FGV	3
126	IPCA (janeiro 1995=100) - Alimentação e bebidas	IBGE	3
127	IPCA (janeiro 1995=100) - Artigos de residência	IBGE	3
128	IPCA (janeiro 1995=100) - Comunicação	IBGE	3
129	IPCA (janeiro 1995=100) - Despesas pessoais	IBGE	3
130	IPCA (janeiro 1995=100) - Educação	IBGE	3
131	IPCA (janeiro 1995=100) - Índice geral	IBGE	6
132	IPCA (janeiro 1995=100) - Habitação	IBGE	3
133	IPCA (janeiro 1995=100) - Saúde	IBGE	6
134	IPCA (janeiro 1995=100) - Transporte	IBGE	3
135	IPCA (janeiro 1995=100) - Vestuário	IBGE	3
136	Taxa de swap pré x di - média de período - 180 dias - %a.a. (**) (***)	BM&F	1
137	Taxa de swap pré x di - média de período - 30 dias - %a.a. (**) (***)	BM&F	1
138	Taxa de swap pré x di - média de período - 360 dias - %a.a. (**) (***)	BM&F	1
139	Taxa de swap pré x di - média de período - 60 dias - %a.a. (**) (***)	BM&F	1
140	Taxa de swap pré x di - média de período - 90 dias - %a.a. (**) (***)	BM&F	1
141	Selic acumulada no mês anualizada - %a.a. (**) (***)	Bacen	0
142	Produção Industrial Mensal - Produtos alimentares (média 1991 = 100)*	IBGE	3
143	PIM - (média 1991=100) - Borracha*	IBGE	3
144	PIM - (média 1991=100) - Couros e peles*	IBGE	3
145	PIM - (média 1991=100) - Extrativa mineral*	IBGE	3
146	PIM - (média 1991=100) - Farmacêutica*	IBGE	3
147	PIM - (média 1991=100) - Fumo*	IBGE	3
148	PIM - (média 1991=100) - Indústria geral*	IBGE	3
149	PIM - (média 1991=100) - Madeira*	IBGE	3
150	PIM - (média 1991=100) - Material elétrico e de comunicação*	IBGE	3
151	PIM - (média 1991=100) - Produtos de matérias plásticas*	IBGE	3
152	PIM - (média 1991=100) - Material de transporte*	IBGE	3
153	PIM - (média 1991=100) - Mecânica*	IBGE	3
154	PIM - (média 1991=100) - Metalúrgica*	IBGE	3
155	PIM - (média 1991=100) - Minerais não metálicos*	IBGE	3
156	PIM - (média 1991=100) - Papel e papelão*	IBGE	3
157	PIM - (média 1991=100) - Perfumaria, sabões e velas*	IBGE	3
158	PIM - (média 1991=100) - Química*	IBGE	3
159	PIM - (média 1991=100) - Têxtil*	IBGE	3
160	PIM - (média 1991=100) - Indústria da transformação*	IBGE	3
161	PIM - (média 1991=100) - Vestuário, calçados e artefatos de tecidos*	IBGE	3

162	PIM - (média 1991=100) - Bebidas*	IBGE	2
163	PIM - (média 1991=100) - Mobiliário*	IBGE	3
164	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco normal) - milhões (***)	Bacen	3
165	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco 1) - milhões (***)	Bacen	3
166	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco 2) - milhões (***)	Bacen	3
167	Operações de crédito totais do sistema financeiro - milhões (***)	Bacen	2
168	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - pessoa física(**)(***)	Bacen	1
169	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - pessoa jurídica(**)(***)	Bacen	1
170	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - total geral (**)(***)	Bacen	1
171	Meios de pagamento amplo - M3 - saldos - média de período - mil	Bacen	3
172	Base monetária restrita - média nos dias úteis do mês - mil	Bacen	3
173	Meios de pagamento - M1 - média nos dias úteis do mês - mil	Bacen	3
174	Meios de pagamento amplo - M2 - saldos - média do período - mil	Bacen	3
175	Meios de pagamento amplo - M4 - saldos - média do período - mil	Bacen	3
176	Índice Bovespa nominal - fechamento (***)	Bovespa	3
177	Spread (bps) C-Bond (***)	Bloomberg	3
178	Taxa de câmbio (***)	Bacen	3

(*) Dado divulgado sazonalmente ajustado pela instituição

(**) Não está em logaritmo

(***) Sem ajuste sazonal

Apêndice 3 – Commonality para 178 e 82 séries de tempo - VAR

Série	178 obs. commonality	82 obs. commonality
1 Índice nacional de vendas reais de supermercados (jan/94=100)	0,56088	0,5973
2 Número de consultas ao SCPC	0,34041	-
3 Número de consultas ao Usecheque	0,40735	0,33226
4 Pessoal empregado na indústria de transformação (média 1992=100)*	0,52436	0,54139
5 Horas trabalhadas na produção da indústria de transformação *	0,13662	-
6 Salários reais*	0,40291	0,43364
7 Utilização da capacidade instalada*	0,42953	0,317
8 Vendas reais*	0,35672	0,31212
9 Emprego formal - Administração pública direta e autárquica (dez/2002=100)	0,089748	-
10 Agropecuária, extrativa vegetal e caça e pesca	0,10088	-
11 Produtos alimentares e bebidas	0,22413	-
12 Calçados	0,24789	-
13 Construção civil	0,27141	-
14 Comércio	0,46788	0,50345
15 Editorial e gráfico	0,45279	0,46662
16 Extrativa mineral	0,17804	-
17 Fumo, couros e produtos similares	0,21626	-
18 Índice geral	0,45939	0,47253
19 Material elétrico e de comunicação	0,20551	-
20 Mecânica	0,50682	0,50704
21 Metalurgia	0,61008	0,64329
22 Minerais não-metálicos	0,54993	0,52663
23 Mobiliário	0,41634	0,44
24 Outros	0,18679	-
25 Química e produtos farmacêuticos	0,44907	0,46287
26 Serviços	0,43016	0,415
27 Serviços industriais de utilidade pública	0,19115	-

28	Têxtil, vestuário e artefatos de couro	0,49121	0,50272
29	Indústria de transformação (total)	0,53652	0,5671
30	Material de transporte	0,37939	0,42093
31	Taxa de desemprego aberto na Grande São Paulo	0,12916	-
32	Índice do nível de ocupação no comércio (média 1985=100)	0,092537	-
33	Taxa de desemprego oculto por desalento	0,24472	-
34	Índice do nível de ocupação na indústria (média 1985=100)	0,084101	-
35	Taxa de desemprego oculto	0,050336	-
36	Índice do nível de ocupação total na Grande São Paulo (média 1985=100)	0,15522	-
37	Índice do nível de ocupação em outros setores da economia (média 1985=100)	0,078115	-
38	Taxa de desemprego oculto por trabalho precário	0,058837	-
39	Índice do nível de ocupação em serviços (média 1985=100)	0,1426	-
40	Taxa de desemprego total	0,11125	-
41	Consumo aparente de álcool - barril (mil)	0,41812	0,4004
42	Consumo aparente de derivados de petróleo - barril (mil)	0,52574	0,55575
43	Consumo aparente de óleo diesel - barril (mil)	0,40997	0,46319
44	Consumo aparente de gasolina - barril (mil)	0,44668	0,5108
45	Consumo aparente de gás GLP - barril (mil)	0,47776	0,46023
46	Consumo aparente de óleo combustível - barril (mil)	0,23288	-
47	Produção de gás natural - barril (milhões)	0,52524	0,67465
48	Produção de petróleo - barril (milhões)	0,5085	0,67949
49	Consumo de energia elétrica - comércio	0,23674	-
50	Consumo de energia elétrica - indústria	0,22698	-
51	Consumo de energia elétrica - outros setores	0,089892	-
52	Consumo de energia elétrica - residência	0,16931	-
53	Consumo de energia elétrica - total	0,22572	-
54	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Setor automotivo	0,51338	0,66249
55	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - (média 1998=100) - Autopeças	0,34156	-
56	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens de consumo	0,69186	0,73756
57	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Calçados	0,21708	-
58	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Cine-foto-som e óticas	0,18706	-
59	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Concessionárias de veículos	0,49004	0,64946
60	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Materiais de construção	0,35323	-
61	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens duráveis	0,4143	0,37422
62	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Farmácias e perfumarias	0,34094	-
63	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Comércio geral	0,69832	0,7387
64	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Lojas de departamento	0,27664	-
65	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Móveis e decoração	0,22183	-
66	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens não duráveis	0,58366	0,66014
67	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Comércio sem concessionárias	0,69299	0,72337
68	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens semiduráveis	0,27606	-
69	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Supermercados	0,59299	0,66548
70	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Tecidos	0,33726	-
71	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Vestuário	0,18858	-
72	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Lojas de utilidades domésticas	0,14815	-
73	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP (média 1998=100) - Setor automotivo	0,50222	0,6655
74	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Autopeças	0,32506	-
75	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens de consumo	0,66927	0,71174
76	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Calçados	0,23052	-
77	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Cine-foto-som e óticas	0,13385	-
78	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Concessionárias de veículos	0,47932	0,65071
79	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Materiais de construção	0,3636	-
80	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens duráveis	0,41684	0,37821
81	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Farmácias e perfumarias	0,33871	-

82	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Comércio geral	0,65713	0,71683
83	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Lojas de departamento	0,26647	-
84	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Lojas de utilidades domésticas	0,30124	-
85	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Móveis e decoração	0,22816	-
86	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens não duráveis	0,58886	0,6669
87	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Comércio sem concessionárias	0,66815	0,69854
88	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens semiduráveis	0,2642	-
89	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Supermercados	0,59812	0,67265
90	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Tecidos	0,30273	-
91	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Vestuário	0,17605	-
92	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Animais e derivados	0,37611	-
93	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Extrativa mineral	0,3458	-
94	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Fibras vegetais	0,12385	-
95	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Cereais e grãos	0,36821	-
96	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Total	0,58397	0,6595
97	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Total	0,45896	0,42945
98	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Total	0,8033	0,83772
99	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Total	0,75866	0,75323
100	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Lavouras para exportação	0,31425	-
101	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Legumes e frutas	0,17051	-
102	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Mão de obra	0,50941	0,57927
103	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Oleaginosas	0,30875	-
104	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Outros	0,22304	-
105	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Raízes e tubérculos	0,16663	-
106	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Materiais e serviços	0,68464	0,7154
107	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Indústria da transformação	0,81456	0,84672
108	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos alimentares	0,58953	0,57358
109	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Bebidas	0,25605	-
110	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Borracha	0,39048	-
111	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Couros e peles	0,28819	-
112	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos farmacêuticos	0,15382	-
113	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Fumo	0,12091	-
114	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Madeira	0,34812	-
115	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Material elétrico	0,61625	0,62546
116	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos de matérias plásticas	0,50511	0,49732
117	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Material de transporte	0,51319	0,54576
118	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Mecânica	0,63404	0,64739
119	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Metalurgia	0,65293	0,67377
120	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Minerais não metálicos	0,47514	0,49881
121	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Mobiliário	0,32348	-
122	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Papel e papelão	0,51029	0,54942
123	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Perfumaria e sabões	0,39961	-
124	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Química	0,55062	0,59133
125	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Tecidos e calçados	0,49354	0,50538
126	IPCA (janeiro 1995=100) - Alimentação e bebidas	0,58801	0,59243
127	IPCA (janeiro 1995=100) - Artigos de residência	0,59534	0,62661
128	IPCA (janeiro 1995=100) - Comunicação	0,031332	0,030002
129	IPCA (janeiro 1995=100) - Despesas pessoais	0,54005	0,55379
130	IPCA (janeiro 1995=100) - Educação	0,46725	0,45471
131	IPCA (janeiro 1995=100) - Índice geral	0,61515	0,63689
132	IPCA (janeiro 1995=100) - Habitação	0,38039	0,3968
133	IPCA (janeiro 1995=100) - Saúde	0,51553	0,4931
134	IPCA (janeiro 1995=100) - Transporte	0,33076	0,38836
135	IPCA (janeiro 1995=100) - Vestuário	0,29503	0,28039

136	Taxa de swap pré x di - média de período - 180 dias - %a.a. (**) (***)	0,52699	0,60257
137	Taxa de swap pré x di - média de período - 30 dias - %a.a. (**) (***)	0,48222	0,57111
138	Taxa de swap pré x di - média de período - 360 dias - %a.a. (**) (***)	0,50947	0,5711
139	Taxa de swap pré x di - média de período - 60 dias - %a.a. (**) (***)	0,49818	0,58334
140	Taxa de swap pré x di - média de período - 90 dias - %a.a. (**) (***)	0,53573	0,62151
141	Selic acumulada no mês anualizada - %a.a. (**) (***)	0,52995	0,54812
142	Índice Bovespa nominal - fechamento (***)	0,21006	-
143	Taxa de câmbio (***)	0,25704	-
144	Spread (bps) C-Bond (***)	0,19572	-
145	Produção Industrial Mensal - Produtos alimentares (média 1991 = 100)*	0,25845	-
146	PIM - (média 1991=100) - Borracha*	0,29195	-
147	PIM - (média 1991=100) - Couros e peles*	0,14957	-
148	PIM - (média 1991=100) - Extrativa mineral*	0,46713	0,6511
149	PIM - (média 1991=100) - Farmacêutica*	0,31131	-
150	PIM - (média 1991=100) - Fumo*	0,081317	-
151	PIM - (média 1991=100) - Indústria geral*	0,53119	0,4899
152	PIM - (média 1991=100) - Madeira*	0,15065	-
153	PIM - (média 1991=100) - Material elétrico e de comunicação*	0,29719	-
154	PIM - (média 1991=100) - Mecânica*	0,35161	-
155	PIM - (média 1991=100) - Metalúrgica*	0,31323	-
156	PIM - (média 1991=100) - Minerais não metálicos*	0,23172	-
157	PIM - (média 1991=100) - Mobiliário*	0,41793	-
158	PIM - (média 1991=100) - Papel e papelão*	0,18141	-
159	PIM - (média 1991=100) - Perfumaria, sabões e velas*	0,39764	-
160	PIM - (média 1991=100) - Produtos de matérias plásticas*	0,26777	-
161	PIM - (média 1991=100) - Química*	0,52622	0,6535
162	PIM - (média 1991=100) - Têxtil*	0,31289	-
163	PIM - (média 1991=100) - Indústria da transformação*	0,52168	0,41722
164	PIM - (média 1991=100) - Material de transporte*	0,36845	0,30007
165	PIM - (média 1991=100) - Vestuário, calçados e artefatos de tecidos*	0,29782	-
166	PIM - (média 1991=100) - Bebidas*	0,1658	-
167	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - pessoa física(**)(***)	0,34442	0,35525
168	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - pessoa jurídica(**)(***)	0,35013	0,40087
169	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - total geral (**) (***)	0,35757	0,3948
170	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco normal) - milhões (***)	0,087967	-
171	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco 1) - milhões (***)	0,07611	-
172	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco 2) - milhões (***)	0,25917	-
173	Operações de crédito totais do sistema financeiro - milhões (***)	0,16056	-
174	Meios de pagamento amplo - M3 - saldos - média de período - mil	0,091154	-
175	Base monetária restrita - média nos dias úteis do mês - mil	0,098256	-
176	Meios de pagamento - M1 - média nos dias úteis do mês - mil	0,14446	-
177	Meios de pagamento amplo - M2 - saldos - média do período - mil	0,16393	-
178	Meios de pagamento amplo - M4 - saldos - média do período - mil	0,23192	-

Apêndice 4 – Commonality para 178 e 96 séries de tempo – Regra de Taylor

Série	178 obs. commonality	96 obs. commonality
1 Índice nacional de vendas reais de supermercados (jan/94=100)	0,57636	0,65228
2 Número de consultas ao SCPC	0,47042	-
3 Número de consultas ao Usecheque	0,49057	0,46342
4 Pessoal empregado na indústria de transformação (média 1992=100)*	0,2939	-
5 Horas trabalhadas na produção da indústria de transformação *	0,24099	-
6 Salários reais*	0,57878	0,55679
7 Utilização da capacidade instalada*	0,7253	0,75306
8 Vendas reais*	0,40071	0,44942
9 Emprego formal - Administração pública direta e autárquica (dez/2002=100)	0,22314	-
10 Agropecuária, extrativa vegetal e caça e pesca	0,15563	-
11 Produtos alimentares e bebidas	0,43979	-
12 Calçados	0,33624	-
13 Construção civil	0,54816	0,52182
14 Comércio	0,39155	-
15 Editorial e gráfico	0,39004	-
16 Extrativa mineral	0,28766	-
17 Fumo, couros e produtos similares	0,53087	0,47937
18 Índice geral	0,50696	0,52283
19 Material elétrico e de comunicação	0,36632	-
20 Mecânica	0,42101	0,44062
21 Metalurgia	0,43247	-
22 Minerais não-metálicos	0,55686	0,55518
23 Mobiliário	0,61376	0,6042
24 Outros	0,47813	0,49159
25 Química e produtos farmacêuticos	0,39866	-
26 Serviços	0,5545	0,53473
27 Serviços industriais de utilidade pública	0,28178	-
28 Têxtil, vestuário e artefatos de couro	0,53137	0,49358
29 Indústria de transformação (total)	0,53239	0,52356
30 Material de transporte	0,32884	-
31 Taxa de desemprego aberto na Grande São Paulo	0,3476	-
32 Índice do nível de ocupação no comércio (média 1985=100)	0,19689	-
33 Taxa de desemprego oculto por desalento	0,097572	-
34 Índice do nível de ocupação na indústria (média 1985=100)	0,31428	-
35 Taxa de desemprego oculto	0,18777	-
36 Índice do nível de ocupação total na Grande São Paulo (média 1985=100)	0,36786	-
37 Índice do nível de ocupação em outros setores da economia (média 1985=100)	0,24532	-
38 Taxa de desemprego oculto por trabalho precário	0,27648	-
39 Índice do nível de ocupação em serviços (média 1985=100)	0,30748	-
40 Taxa de desemprego total	0,37058	-
41 Consumo aparente de álcool - barril (mil)	0,53816	0,58687
42 Consumo aparente de derivados de petróleo - barril (mil)	0,68225	0,65345
43 Consumo aparente de óleo diesel - barril (mil)	0,67222	0,65376
44 Consumo aparente de gasolina - barril (mil)	0,5956	0,62924
45 Consumo aparente de gás GLP - barril (mil)	0,50953	-
46 Consumo aparente de óleo combustível - barril (mil)	0,27286	-
47 Produção de gás natural - barril (milhões)	0,24228	-
48 Produção de petróleo - barril (milhões)	0,38274	-
49 Consumo de energia elétrica - comércio	0,29302	-
50 Consumo de energia elétrica - indústria	0,31573	-

51	Consumo de energia elétrica - outros setores	0,24733	-
52	Consumo de energia elétrica - residência	0,30491	-
53	Consumo de energia elétrica - total	0,32621	-
54	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Setor automotivo	0,56853	0,64111
55	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - (média 1998=100) - Autopeças	0,3403	-
56	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens de consumo	0,78366	0,87645
57	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Calçados	0,35468	0,47846
58	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Cine-foto-som e óticas	0,3335	-
59	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Concessionárias de veículos	0,5424	0,62278
60	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Materiais de construção	0,31889	-
61	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens duráveis	0,46756	0,54085
62	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Farmácias e perfumarias	0,39409	0,42801
63	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Comércio geral	0,74986	0,86972
64	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Lojas de departamento	0,47422	0,62299
65	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Móveis e decoração	0,17693	-
66	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens não duráveis	0,73522	0,80348
67	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Comércio sem concessionárias	0,77129	0,86592
68	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Bens semiduráveis	0,50544	0,40299
69	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Supermercados	0,73356	0,80136
70	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Tecidos	0,28099	-
71	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Vestuário	0,39641	-
72	Faturamento real do comércio varejista da RMSP - Lojas de utilidades domésticas	0,38939	-
73	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP (média 1998=100) - Setor automotivo	0,60805	0,68164
74	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Autopeças	0,30987	-
75	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens de consumo	0,79424	0,88399
76	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Calçados	0,29063	-
77	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Cine-foto-som e óticas	0,23383	-
78	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Concessionárias de veículos	0,58522	0,664
79	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Materiais de construção	0,32861	-
80	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens duráveis	0,46264	0,50826
81	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Farmácias e perfumarias	0,43303	0,43454
82	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Comércio geral	0,75211	0,86896
83	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Lojas de departamento	0,46761	0,59872
84	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Lojas de utilidades domésticas	0,45006	-
85	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Móveis e decoração	0,1465	-
86	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens não duráveis	0,73556	0,80617
87	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Comércio sem concessionárias	0,7869	0,87334
88	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Bens semiduráveis	0,53104	0,44531
89	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Supermercados	0,7361	0,80682
90	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Tecidos	0,25846	-
91	Vendas físicas do comércio varejista da RMSP - Vestuário	0,44297	-
92	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Animais e derivados	0,36501	-
93	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Extrativa mineral	0,42056	-
94	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Fibras vegetais	0,21061	-
95	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Cereais e grãos	0,60975	0,61866
96	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Total	0,4486	0,427
97	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Total	0,60186	0,59061
98	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Total	0,83073	0,85108
99	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Total	0,81323	0,82139
100	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Lavouras para exportação	0,47937	0,451
101	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Legumes e frutas	0,32671	-
102	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Mão de obra	0,28015	-
103	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Oleaginosas	0,27023	-
104	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Outros	0,3483	-

105	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Agrícola - Raízes e tubérculos	0,30278	-
106	IGP-M (janeiro 1995=100) - INCC - Materiais e serviços	0,79936	0,81115
107	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Indústria da transformação	0,83392	0,85416
108	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos alimentares	0,69618	0,69352
109	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Bebidas	0,29382	-
110	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Borracha	0,45925	-
111	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Couros e peles	0,31408	-
112	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos farmacêuticos	0,22653	-
113	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Fumo	0,34039	-
114	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Madeira	0,52822	0,55945
115	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Material elétrico	0,72199	0,7242
116	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Produtos de matérias plásticas	0,54146	0,56594
117	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Material de transporte	0,6265	0,65559
118	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Mecânica	0,70554	0,68758
119	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Metalurgia	0,66569	0,68167
120	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Minerais não metálicos	0,66483	0,6792
121	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Mobiliário	0,49838	0,46047
122	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Papel e papelão	0,61041	0,63598
123	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Perfumaria e sabões	0,49004	0,50507
124	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Química	0,61687	0,62969
125	IGP-M (janeiro 1995=100) - IPA - Industrial - Tecidos e calçados	0,46553	0,49763
126	IPCA (janeiro 1995=100) - Alimentação e bebidas	0,6986	0,71674
127	IPCA (janeiro 1995=100) - Artigos de residência	0,67733	0,67977
128	IPCA (janeiro 1995=100) - Comunicação	0,24742	0,31825
129	IPCA (janeiro 1995=100) - Despesas pessoais	0,29029	0,33291
130	IPCA (janeiro 1995=100) - Educação	0,30137	0,27754
131	IPCA (janeiro 1995=100) - Índice geral	0,6926	0,68087
132	IPCA (janeiro 1995=100) - Habitação	0,36553	0,36607
133	IPCA (janeiro 1995=100) - Saúde	0,5309	0,50418
134	IPCA (janeiro 1995=100) - Transporte	0,48888	0,48222
135	IPCA (janeiro 1995=100) - Vestuário	0,17864	0,21464
136	Taxa de swap pré x di - média de período - 180 dias - %a.a. (**) (***)	0,58998	0,63401
137	Taxa de swap pré x di - média de período - 30 dias - %a.a. (**) (***)	0,56423	0,61955
138	Taxa de swap pré x di - média de período - 360 dias - %a.a. (**) (***)	0,58718	0,62719
139	Taxa de swap pré x di - média de período - 60 dias - %a.a. (**) (***)	0,52445	0,58743
140	Taxa de swap pré x di - média de período - 90 dias - %a.a. (**) (***)	0,52204	0,58452
141	Selic acumulada no mês anualizada - %a.a. (**) (***)	0,68499	0,71799
142	Índice Bovespa nominal - fechamento (***)	0,41108	0,39735
143	Taxa de câmbio (***)	0,3737	0,37763
144	Spread (bps) C-Bond (***)	0,45352	0,45671
145	Produção Industrial Mensal - Produtos alimentares (média 1991 = 100)*	0,38791	-
146	PIM - (média 1991=100) - Borracha*	0,56725	0,55693
147	PIM - (média 1991=100) - Couros e peles*	0,2901	-
148	PIM - (média 1991=100) - Extrativa mineral*	0,32401	-
149	PIM - (média 1991=100) - Farmacêutica*	0,35515	-
150	PIM - (média 1991=100) - Fumo*	0,30591	-
151	PIM - (média 1991=100) - Indústria geral*	0,56501	0,52976
152	PIM - (média 1991=100) - Madeira*	0,28591	-
153	PIM - (média 1991=100) - Material elétrico e de comunicação*	0,53425	0,49176
154	PIM - (média 1991=100) - Mecânica*	0,53487	0,49994
155	PIM - (média 1991=100) - Metalúrgica*	0,38842	-
156	PIM - (média 1991=100) - Minerais não metálicos*	0,46679	-
157	PIM - (média 1991=100) - Mobiliário*	0,68022	0,67684
158	PIM - (média 1991=100) - Papel e papelão*	0,38483	-

159	PIM - (média 1991=100) - Perfumaria, sabões e velas*	0,43412	-
160	PIM - (média 1991=100) - Produtos de matérias plásticas*	0,34219	-
161	PIM - (média 1991=100) - Química*	0,13548	-
162	PIM - (média 1991=100) - Têxtil*	0,34826	-
163	PIM - (média 1991=100) - Indústria da transformação*	0,68461	0,63328
164	PIM - (média 1991=100) - Material de transporte*	0,38143	0,48256
165	PIM - (média 1991=100) - Vestuário, calçados e artefatos de tecidos*	0,47703	0,48985
166	PIM - (média 1991=100) - Bebidas*	0,52015	0,59605
167	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - pessoa física(**)(***)	0,43258	0,4524
168	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - pessoa jurídica(**)(***)	0,51375	0,53297
169	Taxa média mensal (prefixada) das operações de crédito c/recursos livres - total geral (**)(***)	0,46923	0,47684
170	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco normal) - milhões (***)	0,15189	-
171	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco 1) - milhões (***)	0,19802	-
172	Operações de crédito do sistema financeiro (Risco 2) - milhões (***)	0,32152	-
173	Operações de crédito totais do sistema financeiro - milhões (***)	0,46208	0,47646
174	Meios de pagamento amplo - M3 - saldos - média de período - mil	0,44912	-
175	Base monetária restrita - média nos dias úteis do mês - mil	0,55115	0,55831
176	Meios de pagamento - M1 - média nos dias úteis do mês - mil	0,36797	-
177	Meios de pagamento amplo - M2 - saldos - média do período - mil	0,1218	-
178	Meios de pagamento amplo - M4 - saldos - média do período - mil	0,11395	-

Apêndice 5 - Efeito de um choque de um desvio padrão da taxa de juros

	sem fatores			com cbond			fhlr(5)		
Period	PIMSA	IPCAN	SELICF	PIMSA	IPCAN	SELICF	PIMSA	IPCAN	SELICF
1	0,0000	0,0000	5,0833	0,0000	0,0000	4,9436	0,0000	0,0000	3,1769
	0,0000	0,0000	(0,3550)	0,0000	0,0000	(0,3470)	0,0000	0,0000	(0,2246)
2	-0,9929	0,0533	3,5736	-0,9639	-0,0209	3,1906	-0,7247	0,0059	2,0051
	(0,2232)	(0,0683)	(0,5726)	(0,2203)	(0,0612)	(0,5452)	(0,2057)	(0,0661)	(0,3807)
3	-0,5538	0,1293	3,2839	-0,4749	-0,0428	2,7195	-0,2413	0,0467	1,8286
	(0,1817)	(0,1128)	(0,4935)	(0,1876)	(0,0893)	(0,4700)	(0,2252)	(0,1250)	(0,4157)
4	-0,7953	0,1971	2,6350	-0,7127	-0,0955	2,1697	-0,4386	0,0721	1,3135
	(0,2038)	(0,1632)	(0,5528)	(0,2115)	(0,1195)	(0,5190)	(0,2276)	(0,1719)	(0,4397)
5	-0,6637	0,2589	2,1902	-0,6019	-0,1616	1,7489	-0,4157	0,0834	1,1162
	(0,2197)	(0,2167)	(0,5916)	(0,2314)	(0,1532)	(0,5694)	(0,2035)	(0,2104)	(0,4226)
6	-0,6695	0,3067	1,7180	-0,6147	-0,2380	1,3584	-0,3716	0,1454	1,0718
	(0,2352)	(0,2734)	(0,6337)	(0,2516)	(0,1889)	(0,6219)	(0,2119)	(0,2453)	(0,4592)
7	-0,5866	0,3420	1,3316	-0,5561	-0,3178	1,0347	-0,3841	0,1841	0,8908
	(0,2448)	(0,3303)	(0,6534)	(0,2629)	(0,2260)	(0,6518)	(0,2133)	(0,2776)	(0,4619)
8	-0,5295	0,3646	0,9818	-0,5172	-0,3982	0,7592	-0,3203	0,2086	0,6753
	(0,2504)	(0,3863)	(0,6646)	(0,2699)	(0,2653)	(0,6716)	(0,2148)	(0,3102)	(0,4639)
9	-0,4526	0,3764	0,6911	-0,4650	-0,4763	0,5353	-0,2839	0,2186	0,4360
	(0,2515)	(0,4400)	(0,6614)	(0,2714)	(0,3073)	(0,6749)	(0,2174)	(0,3441)	(0,4561)
10	-0,3831	0,3791	0,4462	-0,4182	-0,5506	0,3557	-0,2087	0,2205	0,2603
	(0,2498)	(0,4908)	(0,6514)	(0,2695)	(0,3519)	(0,6683)	(0,2180)	(0,3772)	(0,4592)
11	-0,3127	0,3747	0,2485	-0,3721	-0,6198	0,2168	-0,1437	0,2181	0,1372
	(0,2457)	(0,5383)	(0,6337)	(0,2649)	(0,3987)	(0,6512)	(0,2202)	(0,4099)	(0,4623)
12	-0,2486	0,3651	0,0912	-0,3310	-0,6831	0,1129	-0,1040	0,2046	0,0423
	(0,2402)	(0,5824)	(0,6126)	(0,2586)	(0,4466)	(0,6277)	(0,2245)	(0,4411)	(0,4621)

Desvio padrão: simulação de Monte Carlo (10000 replicações)

Period	sw(8)			cbond e fhlr(3)		
	PIMSA	IPCAN	SELICF	PIMSA	IPCAN	SELICM
1	0,0000	0,0000	2,9356	0,0000	0,0000	3,5216
	0,0000	0,0000	(0,2170)	0,0000	0,0000	(0,2465)
2	-0,2375	-0,0562	1,5802	-0,8727	-0,0574	2,6640
	(0,2189)	(0,0885)	(0,4706)	(0,2138)	(0,0622)	(0,4055)
3	-0,3359	-0,1559	0,9547	-0,5385	-0,0813	2,7076
	(0,2953)	(0,1775)	(0,6470)	(0,2470)	(0,1069)	(0,4973)
4	-0,5017	-0,2531	1,1533	-0,7123	-0,1306	2,1303
	(0,3433)	(0,2629)	(0,7944)	(0,2712)	(0,1400)	(0,5755)
5	-0,5345	-0,3301	1,0148	-0,6950	-0,2465	1,6267
	(0,3699)	(0,3415)	(0,8653)	(0,2704)	(0,1667)	(0,5935)
6	-0,5372	-0,4039	1,2506	-0,6131	-0,3253	1,3627
	(0,3751)	(0,4087)	(0,8744)	(0,2839)	(0,1962)	(0,6214)
7	-0,1559	-0,4656	0,7363	-0,5337	-0,4062	0,9512
	(0,3783)	(0,4637)	(0,8438)	(0,2974)	(0,2316)	(0,6408)
8	-0,1015	-0,4676	0,2161	-0,4349	-0,4835	0,6940
	(0,3798)	(0,5104)	(0,8176)	(0,3131)	(0,2721)	(0,6655)
9	-0,1508	-0,4508	0,1451	-0,3526	-0,5444	0,4862
	(0,3795)	(0,5511)	(0,8023)	(0,3238)	(0,3172)	(0,6807)
10	-0,1849	-0,4324	0,0788	-0,2981	-0,5984	0,3145
	(0,3761)	(0,5938)	(0,8083)	(0,3310)	(0,3644)	(0,6845)
11	-0,1442	-0,4280	-0,0563	-0,2525	-0,6423	0,2475
	(0,3762)	(0,6398)	(0,8097)	(0,3333)	(0,4131)	(0,6746)
12	-0,1055	-0,4328	-0,0354	-0,2327	-0,6832	0,1801
	(0,3779)	(0,6851)	(0,8068)	(0,3335)	(0,4632)	(0,6560)

Desvio padrão: simulação de Monte Carlo (10000 replicações)