

Reservado



**UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA**

**INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO**

**MESTRADO: ECONOMIA MONETÁRIA E FINANCEIRA**

**“ÍNDICES DE CONDIÇÕES MONETÁRIAS E FINANCEIRAS:**

**CONSTRUÇÃO DE UM INDICADOR PARA AS PRESSÕES INFLACIONISTAS”**

**Rodolfo da Fonseca Pignatelli Soares Varela Pinto**

**Orientação: Professor Dr. Maximiano Pinheiro**

**Júri:**

**Presidente: Professor Dr. Paulo Brito**

**Vogais: Professor Dr. Pedro Duarte Neves**

**Professor Dr. Maximiano Pinheiro**

**Janeiro/2004**

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA  
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO



MESTRADO: ECONOMIA MONETÁRIA E FINANCEIRA

“ÍNDICES DE CONDIÇÕES MONETÁRIAS E FINANCEIRAS:  
CONSTRUÇÃO DE UM INDICADOR PARA AS PRESSÕES INFLACIONISTAS”

Rodolfo da Fonseca Pignatelli Soares Varela Pinto

**Orientação:** Professor Dr. Maximiano Pinheiro

**Júri:**

Presidente: Professor Dr. Paulo Brito

Vogais: Professor Dr. Pedro Duarte Neves

Professor Dr. Maximiano Pinheiro

**Janeiro/2004**

São devidos agradecimentos ao Professor Dr. Maximiano Pinheiro, que orientou a elaboração desta tese, pelos seus valiosos comentários, sugestões e esclarecimentos, bem como pelo acompanhamento concedido.

Gostaria igualmente de deixar um agradecimento especial a Sofia Pignatelli, de quem recebi um forte incentivo, e que leu o manuscrito, contribuindo com importantes conselhos e sentido crítico que permitiram melhorar a qualidade do trabalho.

Uma palavra de agradecimento especial é ainda devida a Rita Lourenço e Nuno Leal, Sónia Costa e José Maria e todas as pessoas que, ao longo do trabalho, foram dando importantes sugestões, se disponibilizaram para a troca de opiniões e discussão de idéias e contribuíram com informação de base.

Por último, gostaria de agradecer às pessoas que comigo conviveram e de próximo me acompanharam ao longo do período de elaboração da tese, dando apoio e motivação permanentes e suportando a minha ausência e indisponibilidade constantes. Sem a sua ajuda e compreensão dificilmente este trabalho teria sido realizado.

Quaisquer erros ou omissões são da exclusiva responsabilidade do autor.

**ÍNDICE**

|  |           |
|--|-----------|
| <b>Índice .....</b>  | <b>4</b>  |
| <b>Resumo .....</b>  | <b>5</b>  |
| <b>Abstract .....</b>  | <b>6</b>  |
| <b>1. Introdução .....</b>   | <b>7</b>  |
| <b>2. Os Índices de Condições Monetárias: Origens e Utilizações .....</b>                  | <b>9</b>  |
| 2.1. <i>Aplicações e alguns exemplos .....</i>   | <i>11</i> |
| 2.2. <i>Principais limitações e críticas .....</i>   | <i>15</i> |
| 2.3. <i>Índices de Condições Financeiras – uma extensão aos ICMs .....</i>                 | <i>17</i> |
| <b>3. Construção de um ICF para a Zona Euro .....</b>                                      | <b>21</b> |
| 3.1. <i>Caracterização das variáveis utilizadas .....</i>                                  | <i>24</i> |
| 3.2. <i>A componente financeira - Análise em factores comuns .....</i>                     | <i>28</i> |
| 3.3. <i>Determinação dos coeficientes e apresentação do Índice.....</i>                    | <i>40</i> |
| <b>4. Análise dos Resultados .....</b>   | <b>46</b> |
| 4.1. <i>Confronto entre as estruturas, estática e dinâmica, subjacentes aos ICFs .....</i> | <i>46</i> |
| 4.2. <i>Análise do impacto dos factores comuns na evolução dos ICFs.....</i>               | <i>47</i> |
| 4.3. <i>Análise das projecção do indicador avançado dinâmico.....</i>                      | <i>51</i> |
| <b>5. Conclusão .....</b>  | <b>53</b> |
| <b>Anexos.....</b>   | <b>56</b> |
| <i>ANEXO A – Descrição das variáveis.....</i>  | <i>57</i> |
| <i>ANEXOS B – Resultados dos testes de raízes unitárias: Augmented Dickey-Fuller ....</i>  | <i>61</i> |
| <i>ANEXOS C – Resultados da Análise Factorial: Output do SPSS.....</i>                     | <i>63</i> |
| <i>ANEXOS D – Outputs Econométricos.....</i>   | <i>68</i> |
| <i>ANEXOS E – Multiplicadores de Longo Prazo.....</i>                                      | <i>78</i> |
| <i>ANEXOS F – Representações Gráficas.....</i>   | <i>80</i> |
| <b>Bibliografia.....</b>   | <b>84</b> |

## RESUMO

A investigação realizada incide sobre um conjunto alargado de questões relacionadas com os índices de condições monetárias/financeiras, instrumentos de política monetária que comportam informação acerca da forma como as alterações do sector financeiro da economia se manifestam na evolução da taxa de inflação ou da procura agregada.

Numa primeira secção, apresenta-se o resumo da pesquisa das origens, aplicações e principais deficiências e discussões referidas na literatura, bem como a justificação para a evolução a que estes índices têm sido sujeitos.

Numa segunda secção, propõe-se uma composição alternativa para os ICFs, a qual consiste na agregação às variáveis tradicionais, taxa de juro de curto prazo e taxa de câmbio, de um conjunto de três variáveis calculadas com base na análise em factores comuns (método das componentes principais). A aplicação desta metodologia tem como objectivo a sintetização das principais características estruturais do sector financeiro da economia e, assim, o contorno da problemática da dimensão das variáveis competidoras a entrar no índice e da justificação dos mecanismos de transmissão dos choques sobre aquele sector com reflexo na taxa de inflação.

Por último, desenvolve-se um estudo empírico para a Zona Euro, abrangendo o período compreendido entre 1991 e 2001, no qual foram focados aspectos como a origem, real e nominal, dos choques sobre as variáveis tradicionais, a forma como a inclusão dos factores condiciona o comportamento do ICF e a estrutura, estática e dinâmica, subjacente à construção do índice.

Os índices apresentados constituem indicadores coincidentes dinâmicos e indicadores avançados a um ano estáticos e dinâmicos das pressões inflacionistas. Deve ser, no entanto, realçado que esta última representação é original da presente investigação, pelo que exigiu uma avaliação da eficiência/qualidade dos resultados, tendo-se concluído pela consistência destes com a informação comportada pelo respectivo índice coincidente e com a teoria económica.

**ABSTRACT**

This investigation relies on a wide number of aspects related to monetary/financial conditions indexes. FCIs are relevant monetary policy instruments that contain useful information about how changes in the financial sector of the economy affect the evolution of the inflation rate or aggregate demand.

First, it is presented a summary of the research about the origins, applications and main deficiencies and discussions referred in the literature on the FCIs, as well as a justification for the evolution to which these indexes have been submitted.

In the second section it is proposed an alternative composition for the FCIs, which consists on the aggregation to the traditional variables, short-term interest rate and exchange rate, of three variables extracted by the application of the common factors analysis (principal components method). The use of this methodology had the purpose of synthesizing the main structural features of the financial sector of the economy, in order to solve theoretical problems as the dimension of the variables competing to be included in the index or the justification for transmission mechanisms of the shocks over that sector with effects on the inflation rate.

In the last section it is developed an empirical study for the Euro Zone, over the period between 1991 and 2001. This study focuses aspects as the origin, real and nominal, of the shocks suffered by the traditional variables; how the addition of the common factors affects the behaviour of the FCI; and the structure, static and dynamic, underling the construction of the index.

The indexes proposed constitute dynamic coincident indicators and static and dynamic one-year leading indicators of the inflationist pressures. However, it should be noted that this last version is original of this investigation, therefore requiring a qualitative evaluation of its results, of which we have concluded for the consistency and robustness between its information and the information on the correspondent coincident index.

## 1. INTRODUÇÃO

O desenvolvimento das economias modernas determinou a crescente importância do sector financeiro na formação das expectativas e tomadas de decisão por parte dos vários agentes económicos, pelo que a informação divulgada a este nível tem vindo a assumir uma relevância decisiva na condução de políticas.

Neste sentido, e num contexto onde a abundância e diversidade de informação têm contribuído para a falta de transparência e dificuldade de comunicação entre os intervenientes nos mercados, a utilização de instrumentos com as características dos índices de condições monetárias/financeiras assume particular relevo, na medida em que constituem formas sintéticas de extrair informação de variáveis com o mesmo cariz económico.

Efectivamente, estas ferramentas têm sido alvo de utilização bastante generalizada, constituindo publicações periódicas de bancos centrais, organizações multinacionais e diversas instituições financeiras, todavia, por outro lado, têm igualmente sido alvo de fortes críticas, nomeadamente por serem compostas por apenas duas variáveis – taxa de juro de curto prazo e taxa de câmbio, facto que tem motivado o desenvolvimento de extensões contendo informação adicional.

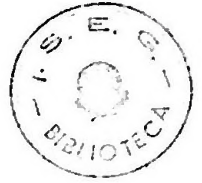
No entanto, embora a teoria económica vá de encontro com a ideia de que os movimentos do sector financeiro têm uma forte ligação com a evolução de variáveis-objectivo como a inflação e a procura agregada, os resultados empíricos obtidos com este tipo de índices compostos têm-se revelado pouco robustos. Este facto deve-se, em grande parte, à dificuldade de identificação das origens e canais de propagação à economia dos principais choques verificados nas variáveis financeiras, ocasionada, nomeadamente, pela diversidade de variáveis competidoras a entrar no índice.

A nossa investigação realiza, então, a criação de uma ponte entre esta literatura e a subjacente aos Índices de Difusão (análise em factores comuns) como forma de contornar as questões da composição do ICF e da justificação dos mecanismos de propagação inerentes aos seus elementos. Assim, através da aplicação do método das componentes principais, torna-se possível sintetizar a globalidade da informação do sector financeiro da economia num reduzido número de factores comuns, representativos das *driving forces* subjacentes a esse sector.

Desta forma, propõe-se a construção de um ICF que agregue aos elementos dos ICMs tradicionais os factores comuns financeiros, de modo a retirar indicações acerca da formação de pressões inflacionistas ou sobre a procura agregada, com origem no sector financeiro da economia.

A aplicação empírica desta construção incidiu sobre a Zona Euro, com referência ao período 1991 - 2001, e teve como variável-objectivo a inflação. Na análise foi efectuado o confronto de resultados entre ICFs em base real e nominal e entre construções dinâmicas e estáticas; foi analisado o impacto dos factores no índice, por comparação com uma versão reduzida do índice, composta apenas pelas variáveis “monetárias”; e procurou-se avaliar em que medida a informação contida no ICF, enquanto indicador avançado das pressões inflacionistas a um ano, era consistente com a do respectivo indicador coincidente.

O presente estudo está organizado da seguinte forma: na segunda secção é feito um resumo acerca das origens, utilizações e limitações dos índices de condições financeiras, justificando a perda de entusiasmo com este instrumento e conseqüente busca de extensões que pudessem contribuir com resultados mais consistentes e satisfatórios; na terceira secção procede-se à construção do índice, dando particular ênfase à análise em factores comuns e aos desenvolvimentos desta técnica; no quarto ponto são apresentados e analisados os resultados; o quinto ponto conclui.



## 2. OS ÍNDICES DE CONDIÇÕES MONETÁRIAS: ORIGENS E UTILIZAÇÕES

Nos finais da década de 80, pesquisas realizadas pelo Banco do Canadá concluíram que as pressões inflacionistas eram, no essencial, capturadas pelo *output gap*<sup>1</sup>. Deste resultado surgiu a motivação para a construção de uma medida síntese que incluísse os principais canais sugeridos pela teoria económica, através dos quais a política monetária afectava aquele agregado económico.

Foi com esta finalidade que se desenvolveu o Índice de Condições Monetárias (ICM), uma média ponderada dos desvios da taxa de juro de curto prazo e da taxa de câmbio em relação a um ano base, com os pesos a reflectirem a importância relativa dos efeitos dessas variações na procura agregada<sup>2</sup> ou na taxa de inflação. Assim, na sua forma mais simples, o ICM pode ser apresentado do seguinte modo:

$$\text{ICM}_t^i = \beta^i (r_t - r_0) + \alpha^i (\ln e_t - \ln e_0) \quad , \text{ com } \alpha^i = (1 - \beta^i) \quad (1)$$

onde  $\beta$  e  $\alpha$  representam, respectivamente, os contributos da taxa de juro de curto prazo e da taxa de câmbio para a explicação da evolução da variável-objectivo  $i =$  procura agregada, taxa de inflação.

Por construção, o ICM não tem capacidade para informar directamente acerca das alterações das condições monetárias, não permitindo, por isso, retirar conclusões sobre o nível destas face ao equilíbrio, nem avaliar se estão em linha com objectivos de política. Assim, a sua interpretação deverá recair sobre a sua evolução em relação a um período de referência, avaliando o maior ou menor grau de contracção/relaxamento e as pressões evidenciadas sobre a variável-objectivo, em cada momento. Deste modo, choques positivos sobre as taxas irão reflectir-se numa

<sup>1</sup> A este propósito, vide Freedman (1994).

<sup>2</sup> Vide Duguay (1994), Longworth e Poloz (1995).

contração das condições monetárias, com conseqüente formação de pressões para uma diminuição do produto e da inflação, enquanto choques negativos conduzirão a um relaxamento das condições, resultando em pressões no sentido oposto.

A construção destes índices deve ter como preocupação não só traduzir a teoria económica, mas também reproduzir as condições monetárias efectivamente presentes na economia. Nesta perspectiva, um aspecto metodológico relevante prende-se com a escolha entre o ICM real e o nominal.

No caso da variável-objectivo ser a procura agregada, parece existir um certo consenso de que as variáveis/mecanismos de transmissão para a sua explicação se situam na esfera real, pelo que se recomenda a utilização do ICM real. No caso da inflação, variável-objectivo do presente estudo, esta relação não é tão evidente, pelo que, de um modo geral, são adoptados outros de selecção, como a facilidade de construção ou a disponibilidade de dados, sendo, por isso, mais comum a adopção do ICM nominal na literatura, uma vez as variáveis nominais se encontram disponíveis com frequência diária.

Em nossa opinião, a solução mais adequada passa por actualizar periodicamente o ICM nominal com a informação do ICM real coincidente com a publicação de informação sobre o nível geral dos preços. Esta utilização complementar permitirá retirar conclusões do domínio com maior relevância, bem como da divergência dos índices em períodos de maior instabilidade de preços na economia.

### *2.1. Aplicações e alguns exemplos*

O grau de utilidade atribuído aos ICMs está directamente relacionado com a sua qualidade enquanto instrumentos de previsão. Neste sentido, a condição mínima a impor para que se justifique a construção destes índices é a de existência de causalidade à Granger, i.e., os valores passados e contemporâneos do ICM contribuírem, de facto, para a previsão das pressões futuras sobre a inflação. A verificação desta condição, para além de ser importante para o reconhecimento da utilidade do índice enquanto indicador avançado, também autojustifica a sua construção e utilização com esta finalidade.

De outra perspectiva, sabendo que os efeitos de alterações nas componentes do índice sobre a inflação ou a procura agregada se fazem sentir com algum desfasamento, o que a sua leitura permite, efectivamente, é extrair informação acerca das condições monetárias/financeiras futuras e, com base nestas, acerca das pressões inflacionistas já instaladas na economia. Desta possibilidade de antecipação das condições futuras, resulta uma maior margem de manobra para as autoridades monetárias definirem políticas, influenciarem cenários e evitarem evoluções pouco desejáveis para a economia.

No entanto, um aspecto importante a ter em conta na análise advém, precisamente, do facto dos efeitos das variações das variáveis explicativas se propagarem à economia com desfasamentos não coincidentes, pelo que variações que se anulem mutuamente, deixando o ICM inalterado, poderão comportar alterações na estrutura temporal da procura agregada. Estas alterações implicam uma modificação dos coeficientes do índice, situação que deve ser identificada atempadamente, de modo a evitar a tomada de decisões com base numa estrutura da economia, que já não prevalece (crítica de Sims).

Relativamente à sua aplicação prática, é como indicador avançado que o ICM tem beneficiado de uma utilização mais generalizada, sendo possível, inclusivamente, encontrar ICMs

publicados por vários bancos centrais, nomeadamente pelos bancos da Noruega, Suécia ou Finlândia, onde é utilizado como elemento adicional de orientação da política monetária. Embora com diferentes fins, também organismos multinacionais e instituições financeiras privadas como o FMI e a OCDE ou o *Deutsche Bank*, a *Merrill Lynch*, a *JP Morgan* e a *Goldman Sachs*, constroem e publicam índices deste tipo.

As suas características avançadas conduziram a desenvolvimentos que contemplaram a existência de uma certa persistência na transmissão dos impulsos monetários/financeiros, considerando os vários *lags* distribuídos com impacto em cada momento  $t$ , e não apenas o primeiro *lag* em que as alterações das taxas se transmitem à economia, ou a atribuição de um peso fixo. Assim construído, o índice assume a forma de um ICM dinâmico (ICMD)<sup>3</sup>, denominação que resulta do facto de ser considerada uma trajectória de variações dos instrumentos, onde cada *lag* nela incluído vem ponderado pela respectiva capacidade explicativa das pressões sobre a inflação ou a procura agregada. Esta particularidade reforça a qualidade do índice, permitindo avaliar com maior fiabilidade o grau de desejabilidade de diferentes opções de política.

Incorporando estes desfasamentos distribuídos, a equação (1) assume, então, a seguinte forma:

$$\text{ICDM}_t = \sum_{n=a}^g \beta_{t-n} (r_{t-n} - r_{0-n}) + \sum_{m=b}^l \alpha_{t-m} (\ln e_{t-m} - \ln e_{0-m}) \quad (2)$$

onde  $\beta$  e  $\alpha$  são os ponderadores das taxas de juro de curto prazo e de câmbio; e  $n = a, \dots, g$  e  $m = b, \dots, l$ , com  $n, m \in \mathbb{N}$ , representam os *lags* com que as variações destes instrumentos se reflectem na economia. Note-se que, no caso dinâmico, o somatório dos ponderadores não é a unidade.

---

<sup>3</sup> Vide a apresentação desta construção e a análise de alguns resultados em Batini e Turnbull (2001).

Por construção, o ICMD constitui um indicador coincidente das condições monetárias, gerado pelos impulsos monetários/financeiros já formados no mecanismo de transmissão. No entanto, a substituição dos multiplicadores na base do índice coincidente pelos multiplicadores de longo prazo calculados para o horizonte de previsão desejado, permite uma projecção das condições futuras, obtendo-se, assim, um indicador avançado.

Uma forma mais exigente de aferir a robustez do contributo dos ICMs na previsão das pressões inflacionistas, é a confirmação de que esta é causada à Granger pelas taxas de juro e de câmbio, mesmo quando se consideram outras variáveis, como o *output gap* ou os preços do petróleo, consideradas competidores naturais na sua explicação.

Se se concluir pela existência de causalidade à Granger e se o contributo preditivo for muito forte, poder-se-á evoluir para uma utilização mais abrangente, nomeadamente como objectivo operacional. No entanto, a opção por esta vertente deve estar condicionada pelo grau de controlabilidade que as autoridades monetárias são capazes de manter sobre as variáveis incluídas no índice, capacidade essa que é particularmente duvidosa no caso da taxa de câmbio, uma variável essencialmente endógena e fortemente vulnerável a choques provenientes de mercados externos.

Assim, a utilização destes índices como objectivo operacional comporta problemas relacionados com a falta de transparência na comunicação aos agentes económicos das reais intenções das autoridades monetárias, já que os índices podem vir distorcidos pela influência de factores externos.

Deste facto resulta o risco de perda da credibilidade dos decisores de política, dado que esta se encontra vulnerável à deseabilidade/capacidade de fazerem cumprir um nível previamente especificado para o ICM ou uma regra definida para alguma das variáveis nele incluídas.

Apesar das referidas condicionantes, o Banco do Canadá (*Bank of Canada* - BoC), pioneiro no uso do ICM, optou, em Fevereiro 1991, pela definição do índice como objectivo operacional, estratégia que veio igualmente a ser adoptada pela Reserva da Nova Zelândia (*Reserve Bank of New Zealand* - RBNZ), em 1996. Na prática, apenas estes bancos centrais o definiram nestes moldes, tendo a experiência do RBNZ sido a de mais curta duração.

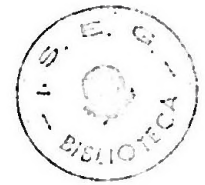
Este tipo de utilização implica a definição de uma trajectória desejável para o ICM, compatível com os objectivos de longo prazo para a inflação ou crescimento económico. Na presença de choques que o desviem desses objectivos, as autoridades monetárias deverão reajustar a trajectória, estabelecendo uma regra para a taxa de juro de curto prazo, condicional aos choques exógenos sobre a taxa de câmbio<sup>4</sup> e ao objectivo de política.

Em Batini e Turnbull (2001) é ainda mencionada a possibilidade do ICM ser concebido como regra de política monetária, todavia, as características do próprio índice determinam uma certa aproximação entre este conceito e o de objectivo operacional, pelo que parece natural que nas aplicações conhecidas não exista uma clara distinção entre estas duas vertentes.

No caso da regra depolítica, as autoridades monetárias irão corrigir quer os desvios da inflação face à inflação objectivo, quer os do produto em relação ao produto potencial, através da manipulação das condições monetárias. Esta manipulação consubstanciar-se-á na definição de uma regra de política para a variável taxa de juro, em respeito à qual o índice será normalizado e sobre a qual se intervirá, de modo a cumprir um dado objectivo previamente estabelecido para a taxa de câmbio.

---

<sup>4</sup> “...if there are exogenous shocks to the exchange rate, monetary policy actions should typically offset their effects on aggregate demand...” (Freedman - 1994).



## 2.2. Principais limitações e críticas

O maior entusiasmo na utilização dos ICMs fez-se sentir no início da década de 90, exactamente com a sua aplicação como *operational target* pelos bancos centrais do Canadá e Nova Zelândia. No entanto, um conjunto de questões de ordem técnica que entretanto foram sendo levantadas, juntamente com a dificuldade de interpretação e falta de transparência da informação contida no índice, conduziram a uma progressiva perda de importância do ICM como *target* intermédio de política monetária.

Efectivamente, encontra-se na literatura todo um leque de estudos, em especial na segunda metade da década de 90, que abordaram com especial ênfase as limitações dos ICMs. Serão aqui referidas algumas das críticas mais frequentes, contudo é remetida a análise aprofundada destas questões para, p.e., Eika, Ericsson e Nymoer (1996), King (1997) ou Peeters (1999). Na generalidade destes trabalhos é apontado que:

- a) Os pesos utilizados não são directamente observáveis. Em grande parte dos casos derivam de um modelo da economia, o que os torna dependentes deste e das premissas que lhe estão subjacentes;
- b) O impacto da dinâmica dos mecanismos de transmissão das variáveis sobre a variável-objectivo manifesta-se com diferentes velocidades, pelo que as ponderações aplicadas se encontram dependentes do horizonte temporal visado;
- c) Existe um problema de identificação dos choques, dado a taxa de juro de curto prazo ser um instrumento exógeno de política monetária e a taxa de câmbio uma variável endógena, que poderá estar a responder a alterações nas taxas de juro ou choques provenientes quer do mercado interno quer do externo. Esta dificuldade de interpretação acentua-se se considerarmos a necessidade de distinguir as alterações decorrentes de movimentos de equilíbrio das

componentes do índice, às quais não é desejável o banco central reagir, daquelas que efectivamente exigem a intervenção deste último.

Conclui-se, assim, pela falta de robustez da premissa de existência de um controlo directo das autoridades monetárias sobre o índice;

d) Os instrumentos utilizados no ICM tradicional não são os únicos elementos que influenciam as condições monetárias, pelo que a omissão de variáveis que comportem informação relevante poderá não só enviesar os coeficientes estimados, mas também inviabilizar a definição de uma relação estável entre o ICM e o produto ou a taxa de inflação. Estes enviesamentos podem, inclusivamente, à medida que a correlação entre as séries se altera, conduzir ao problema de não constância dos parâmetros, tornando inadequada a utilização do índice como objectivo operacional da política monetária;

e) O problema de não constância dos parâmetros é um dos pontos mais vulneráveis da técnica subjacente à construção do índice, visto poder ocorrer mediante as seguintes situações: *não-estacionaridade das séries*, que pode afectar a distribuição dos erros e a estabilidade do modelo; *exogeneidade dos instrumentos*, pela pode confundir a interpretação dos coeficientes; *má especificação das dinâmicas de transmissão*, que pode colocar em causa a invariância estrutural dos ponderadores e a estabilidade do modelo.

A perda de relevo dos ICMs no final dos anos 90, parcialmente consequente das críticas apontadas, não pode, todavia, ser dissociada da (in)capacidade das autoridades monetárias em manter um elevado grau de controlo sobre o índice, sobre as variáveis que lhe estão subjacentes e sobre o modo e transparência com que a informação nele contida é transmitida aos mercados. Efectivamente, a importância daquelas críticas veio reforçada por uma sucessão de problemas de comunicação e falta de transparência entre bancos centrais e agentes económicos, especificamente no caso das experiências do *Bank of Canada* (BoC) e do *Reserve Bank of New*

*Zealand* (RBNZ), que resultaram numa perda de credibilidade destes e motivaram uma postura de desconfiança por parte dos agentes do mercado, face às autoridades monetárias.

A sucessão de acontecimentos e críticas pouco favoráveis à boa condução de políticas, exigiram das autoridades monetárias uma ponderação das vantagens e dificuldades resultantes da utilização dos ICMs nas suas diversas vertentes. Se, por um lado, estes instrumentos traduzem-se em medidas sintéticas das condições monetárias e financeiras, de fácil construção, compreensão e passíveis de serem acompanhadas com grande actualidade, por outro lado podem gerar problemas significativos de comunicação das intenções dos bancos centrais, de identificação das forças subjacentes às alterações dos índices e de definição do momento adequado para a intervenção sobre os instrumentos de política, pelo que, para além dos cuidados/riscos inerentes às questões da transparência e da credibilidade, também o activismo automático da política monetária com base em ICMs deve ser visto com cautela.

Por estes motivos, é aconselhável aliar a avaliação dos índices a outros indicadores que contenham informação complementar, nomeadamente as condições de actividade prevaletentes, a política orçamental ou o grau de flexibilidade dos mercados, entre outros instrumentos de índole monetária e financeira, de modo a minimizar as limitações e riscos inerentes à sua utilização (Costa - 2000).

### *2.3. Índices de Condições Financeiras – uma extensão aos ICMs*

Uma das críticas referidas prende-se com o facto dos ICMs apenas incluírem como variáveis explicativas do impacto da actuação do banco central na inflação e na procura agregada, a taxa de juro de curto prazo e a taxa de câmbio, omitindo outros elementos de índole financeira, como

os índices bolsistas ou os preços de outros activos, devido à dificuldade de percepção quer do seu efeito directo, quer do mecanismo de transmissão de choques que lhes está subjacente<sup>5</sup>.

De facto, do ponto de vista teórico<sup>6</sup>, existe uma forte motivação para incluir as taxas de juro e de câmbio como indicadores de conduta da política monetária, nomeadamente pelos efeitos bem-estar e rendimento, gerados pelo reflexo das alterações nos preços sobre as decisões de consumo e investimento dos agentes (Modigliani - 1971); pelo canal do crédito, que afecta a capacidade das empresas de captar recursos para financiar os seus investimentos (Bernankle e Gertler - 1995); pela influência nos termos de troca (Freedman - 1995); ou ainda pelo facto de incorporarem informação acerca das evoluções futuras dos preços e do produto, não só via mecanismo de transmissão, mas também pela captação das expectativas do mercado sobre as pressões inflacionistas futuras (Grande - 1997 e Mayes e Virén - 2001), expectativas essas que “são formadas com base nos preços dos activos que, por sua vez, dependem dos ganhos futuros descontados de diversas taxas de crescimento cujo valor é antecipado pelos agentes económicos” (Goodhart e Hofmann - 2001).

No entanto, da perspectiva do ICM como indicador, justificou-se a evolução para um índice mais completo, surgindo, assim, o ICF, o qual, tipicamente, agrega às componentes do ICM tradicional, uma taxa de juro representativa de longo prazo (10 anos) e um índice de preços de acções, embora também se encontrem construções incluindo, por exemplo, os preços da habitação<sup>7</sup>.

A falta de robustez e os resultados pouco conclusivos destas construções são geralmente justificadas pelas dificuldades em identificar os canais/mecanismos de propagação dos choques, e em realizar uma adequada selecção dos elementos a incluir no índice. Por outro lado, a

---

<sup>5</sup> Sobre este assunto vide Roger (1993).

<sup>6</sup> A este propósito vide, por exemplo, Smets (1997), Monteiro e Silva (2000) ou Goodhart e Hofmann (2000a, 2000b, 2001).

<sup>7</sup> Em Goodhart e Hofmann (2001) é apresentada uma construção com este formato.

diversidade, dispersão e falta de dados consistentes ao nível daquelas variáveis, são aspectos que comportam uma dificuldade acrescida de agregação da informação e posterior associação a um canal de transmissão específico.

A discussão em torno do índice não se limita, no entanto, às variáveis que o deverão compor, sendo extensiva aos pesos a atribuir a cada uma delas. Assim, quanto ao modo de cálculo dos ponderadores, são geralmente referidos quatro métodos alternativos<sup>8</sup>:

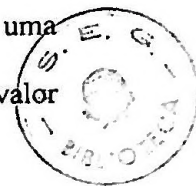
- a) Modelos estruturais de pequena dimensão, compostos por duas equações – uma relacionando a inflação com o *output gap* (tipo Curva de Phillips), e outra relacionando este último com os desvios das variáveis que compõem o ICF – onde os ponderadores correspondem às elasticidades implícitas na equação de procura agregada estimada;
- b) Modelos VAR, e que os pesos resultam das funções de resposta geradas pelos impulsos nas variáveis escolhidas para a construção do índice;
- c) Simulações de modelos macro-económicos de larga escala, que procuram representar aspectos estruturais da economia e incorporam um leque muito alargado de variáveis, bem como as suas inter-relações. Contudo a opção por este tipo de modelos conduz a um *trade-off* entre um mais vasto conjunto de informação e maiores problemas de falta de dados e erros de especificação, cuja identificação e repercussões se tornam difíceis de apurar (crítica de Sims);
- d) Metodologia de Stock e Watson (2000)<sup>9 10</sup>, onde é realizada uma regressão sobre um valor futuro óptimo estimado para a variável-objectivo, da qual são extraídos os coeficientes teóricos

---

<sup>8</sup> Vide, por exemplo, Duguay (1994), Mayes e Virén (1998), Deutsche Bank (1999) ou Stock and Watson (2000).

<sup>9</sup> Técnica também utilizada pela Goldman Sachs.

<sup>10</sup> Para uma discussão mais detalhada, vide Stock e Watson (2000) e Mayes e Virén (2000b, 2001).



a atribuir às variáveis do índice<sup>11</sup>. De realçar que, da própria concepção do modelo, resulta uma relação de dependência entre os estimadores obtidos e o horizonte de previsão, dado o valor óptimo da variável-objectivo evoluir ao longo do tempo.

Esta discussão em torno da modelização mais adequada a adoptar na construção do índice oferece resultados alternativos acerca da importância relativa a atribuir aos diferentes tipos de informação financeira, sendo, por isso, um assunto ainda sem consenso.

Por outro lado, e apesar de prevalecer a ideia de que os ICFs contêm informação útil acerca das pressões inflacionistas futuras, deve ter-se presente que apenas capta alguns dos factores que as influenciam, pelo que não será de esperar que denote uma relação estável com a taxa de inflação (Costa - 2000). Desta forma, de modo a facilitar a identificação e extracção da informação contida no indicador, as autoridades monetárias deverão adicionar às previsões, publicações que incluam ou dêem a intuição acerca da evolução provável da política monetária<sup>12</sup>.

<sup>11</sup> Como condição *a priori*, esta abordagem exige a cointegração entre as variáveis incluídas na regressão – Bryan, Cechetti e O'Sullivan (2001).

<sup>12</sup> Sobre este assunto vide, por exemplo, Mayes (1999) ou Tarkka e Mayes (1999).

### 3. CONSTRUÇÃO DE UM ICF PARA A ZONA EURO

Tendo em vista o contorno dos problemas identificados na construção dos ICFs, ao nível da selecção das variáveis e justificação dos respectivos mecanismos de transmissão, propõe-se uma forma alternativa de construção destes índices, utilizando a técnica estatística que se encontra na base dos Índices de Difusão<sup>13</sup> – a análise em factores comuns.

Assim, no que concerne à construção, o índice será formado pela agregação de duas componentes com características e propósitos distintos. A primeira componente, ou componente tradicional, é composta pelas variáveis taxa de juro de curto prazo e taxa de câmbio e assenta nos fundamentos teóricos que estiveram na base da adopção do ICM como *operational target* pelos bancos centrais do Canadá e da Nova Zelândia, os quais são referidos numa vasta literatura como os principais mecanismos de transmissão através dos quais as pressões inflacionistas se reflectem sobre a procura agregada.

A segunda componente resulta da aplicação do método das componentes principais, uma técnica que permite extrair de um conjunto alargado de séries um pequeno número de factores comuns, com reduzida perda de informação, os quais são utilizados como variáveis do índice. Esta metodologia permite contornar o problema da escolha das variáveis financeiras a agregar à componente tradicional e da justificação do mecanismo de transmissão subjacente.

Quanto à origem dos choques, a perda de transparência inerente, por construção, a esta técnica vem minimizada, simultaneamente, pela presença da componente tradicional no índice e pelo facto das variáveis sujeitas à análise factorial serem de índole financeira o que restringe a incerteza a um sector específico da economia.

---

<sup>13</sup> Índices que, à semelhança dos ICMs, pertencem à classe dos indicadores avançados.

A aplicação empírica do ICF com estas duas componentes incidiu sobre a Zona Euro e pretende-se que constitua um instrumento útil de análise da formação de pressões inflacionistas com origem no sector financeiro da economia, para os anos de 1991 a 2001.

Dada a recente formação desta região como espaço monetário único, as estatísticas disponíveis revelaram-se limitadas em termos de diversidade e dimensão, tendo início em períodos demasiado recentes para serem incluídas no presente estudo. Verificou-se ainda que a reconstrução das informações estatísticas nacionais para períodos mais recuados se revelou uma tarefa de difícil praticabilidade, dado o reduzido leque de séries construídas de forma consistente para períodos longos, a inexistência desses dados com a periodicidade desejada e a não harmonização/homogeneização dos métodos e pressupostos adoptados pelos vários países na compilação da informação nacional. Este conjunto de aspectos reduziu consideravelmente o universo de variáveis passíveis de serem utilizadas na análise factorial, situação que condicionou os resultados obtidos.

Relativamente à propagação dos choques sobre as condições financeiras, uma vez que os desvios verificados nos elementos do ICF se transmitem com uma certa persistência, para além da construção estática (representada na equação (1)), procedemos à distribuição dos respectivos ponderadores pelos vários momentos incluídos na trajectória de impacto sobre a variável-objectivo, originado por um choque naqueles instrumentos, num dado momento  $t$ . Assim, cada *lag* foi introduzido como se de uma nova variável se tratasse, assumindo um ponderador específico – construção dinâmica.

Considerando as características e componentes apresentadas, o índice de condições financeiras descrito assume, então, a seguinte forma genérica:

$$ICF_t = \sum_{n=a}^g \beta_{t-n} (r_{t-n} - r_{0-n}) + \sum_{m=b}^l \alpha_{t-m} (e_{t-m} - e_{0-m}) + \sum_{j=1}^q \sum_{h_j=c_j}^{y_j} \delta_{j,t-h_j} (f_{j,t-h_j} - f_{j,0-h_j}), \quad (3)$$

com  $n, m, h_j \in \mathbb{N}$ ; onde  $r, e, f_j$  são, respectivamente, a taxa de juro de curto prazo, a taxa de câmbio e os factores comuns calculados com base no método das componentes principais;  $\beta, \alpha, \delta_j$  correspondem aos coeficientes de cada um daqueles instrumentos;  $j = 1 \dots q$  representa o conjunto de factores comuns considerados;  $a, b, c_j (g, l, y_j)$  são o primeiro (último) *lag* em que o choque sofrido num dado momento pelas variáveis explicativas tem impacto sobre as condições financeiras;  $t$  é o momento para o qual estamos a avaliar as condições financeiras; e  $0$  a data base de referência. Ao contrário do caso estático, o somatório dos ponderadores não é a unidade.

Assim, perante desvios positivos de qualquer das componentes do ICF, que ocorrerão mediante aumentos das taxas de juro de curto prazo, apreciações da taxa de câmbio ou variações dos factores financeiros no sentido de um arrefecimento da economia<sup>14</sup>, verificar-se-á uma contracção das condições financeiras em relação ao ano  $0$  de referência. As flutuações provocadas no índice por movimentos neste sentido serão interpretadas como indiciadoras da existência de pressões, ao nível do sector financeiro, no sentido de um arrefecimento da economia e, conseqüentemente, de uma descida da taxa de inflação. Ao invés, movimentos no sentido oposto reflectem a existência de pressões expansionista sobre as condições financeiras, que incentivarão o crescimento da procura agregada e elevação da taxa de inflação.

Note-se, todavia, que o facto do índice incluir vários instrumentos dificulta a percepção do canal de origem dos choques, em especial, devido à possibilidade das variáveis se moverem em sentidos diferentes, originando situações de mútua anulação do impacto que a variação de cada variável, considerada individualmente, teria no ICF, podendo gerar confusão na interpretação do índice.

---

<sup>14</sup> A interpretação sobre o impacto na economia (sinal de entrada no índice) de choques nos factores, está sujeita à caracterização destes, que, por sua vez, se encontra condicionada ao relevo dos vários elementos que os compõem.

### 3.1. Caracterização das variáveis utilizadas

As observações das variáveis reportam-se ao período compreendido entre Março de 1991 e Dezembro de 2001, sendo esperado que estes dez anos permitam captar características estruturais do sector financeiro da Zona Euro, que contribuam para o âmbito da nossa investigação.

No entanto, é importante ter presente que a queda continuada das taxas de juro ao longo da década de 90, ocasionada pelo processo de convergência para a União Monetária Europeia, constitui um aspecto conjuntural que domina grande parte do período em análise e pode conduzir a dificuldades acrescidas na leitura e interpretação deste. De facto, a evolução da taxa de juro no período induziu ao relaxamento das condições financeiras, situação de estímulo à economia e geradora de inflação. Assim, uma leitura isolada da evolução do índice, ignorando que a variável-objectivo também depende de outros factores e sectores da economia, pode conduzir à definição daquele período como sendo marcadamente inflacionista. Deste modo, demonstra-se que a relação entre o sector financeiro e a evolução de variáveis económicas, como a inflação ou o *output gap*, não é necessariamente estável, pelo que choques verificados naquele sector, embora influenciem, não determinam necessariamente a evolução destas últimas.

Relativamente à periodicidade das séries, adoptou-se uma base mensal por forma a retirar proveito da maior frequência com que se encontra disponível a generalidade da informação de natureza financeira. As fontes utilizadas na recolha destes dados foram a Infostat, Eurostat, Bloomberg e Reuters.

Como referido, seleccionámos para variáveis a incluir de forma explícita no índice os instrumentos de política monetária sugeridos na literatura para construção dos ICMs. Para taxa de juro de curto prazo foi considerada a taxa efectiva da “Euribor a 3 meses”, e para taxa de

câmbio a taxa efectiva do Euro (vide anexos A, A.I. e A.II.). Serão apresentados resultados considerando estas taxas em termos nominais e reais, pretendendo-se, desta forma, relevar a divergência de informação subjacente à esfera de base à formação de pressões inflacionistas.

A informação contida nas restantes variáveis – segunda componente – vem incluída de “forma implícita” num número reduzido de factores comuns, estimados pela aplicação da metodologia das componentes principais<sup>15</sup>.

Apesar de se ter procurado abranger o máximo de informação acerca do sector financeiro, as já mencionadas dificuldades na obtenção de séries adequadas à análise em factores comuns limitaram consideravelmente a dimensão/diversidade da informação. Entre estas séries destaca-se a dos índices de preços da habitação, cuja relevância é realçada em vários estudos, designadamente em Goodhart e Hoffman (2000).

Por outro lado, sendo o método das componentes principais uma ferramenta que explora as correlações entre as variáveis iniciais, foi necessário seleccionar o conjunto de variáveis com grau de correlação adequado à sua aplicação, de modo a não incorres em situações de sobreposição de informação, o que condicionou ainda mais o leque de variáveis disponíveis. Esta selecção das séries contrasta com a metodologia dos Índices de Difusão, onde o critério é o da quantidade, sendo consideradas séries de toda a economia, independentemente das suas características, sector, âmbito e eventual sobreposição da informação nelas contida.

Deixa-se em aberto, a possibilidade de, em estudos futuros, alargar/actualizar/diversificar a base de dados, nomeadamente pela utilização de séries que não sejam influenciadas de forma tão determinante por especificidades conjunturais, pela progressiva compilação de um maior número de séries para períodos mais recuados ou ainda pelo surgimento de informação acerca

---

<sup>15</sup> A referência a algumas extensões a esta técnica, a descrição dos seus procedimentos e a análise da sua adequabilidade e factores extraídos serão aspectos abordados com algum pormenor na próxima secção deste capítulo.

de novas variáveis que, entretanto, surjam no mercado e possam contribuir para a obtenção de melhores resultados, e de que são exemplo os produtos financeiros estruturados, entre outros instrumentos financeiros.

Como passo prévio à aplicação do método das componentes principais, é necessário proceder ao tratamento das variáveis, tornando-as compatíveis entre si e eliminando eventuais efeitos de dominância de umas sobre outras. Este tratamento foi efectuado através das operações de estacionarização e normalização.

O resumo dos procedimentos no sentido de induzir estacionaridade sobre as variáveis vem apresentado na seguinte tabela:

**Tabela I – Estacionarização das classes de variáveis**

| <i>Classes Económicas*</i>                     | <i>Operação de Estacionarização**</i> |
|--|---------------------------------------|
| Agregados Monetários                           | Segunda diferença de logaritmos       |
| Taxas de Juro                                  | Primeira diferença                    |
| Taxas de Juro de Longo Prazo                   | Primeira diferença                    |
| <i>Securities</i>                              | Segunda diferença de logaritmos       |
| Índices  | Segunda diferença de logaritmos       |
| <i>Yields</i> de Dívida emitida por Corporates | Primeira diferença                    |

\* A composição de cada classe pode ser consultada no anexo A.

\*\* Os resultados dos testes de raízes unitárias *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) relativos a estas operações são apresentados no anexo B, Tabela B.II.

Por uma questão de simplicidade, dada a diversidade das séries e a não homogeneidade do seu comportamento dinâmico, optámos pelo seu agrupamento segundo a respectiva classe económica, adoptando iguais procedimentos para as variáveis que as compõem.

A transformação das séries em processos estacionários permite a passagem das variáveis para um estado de equilíbrio estatístico em torno de um nível médio fixo, i.e., com propriedades probabilísticas estáveis ao longo do tempo.

Este procedimento transformou este conjunto de variáveis, de modo que os factores gerados com a aplicação da técnica de análise factorial, independentemente da sua interpretação e relação com a taxa de inflação, em substância, constituem variações da taxa de rendibilidade da driving force que lhes está subjacente, a qual corresponde a uma taxa de rendibilidade.

A segunda operação, aplicada sobre as séries estacionarizadas, foi a normalização, e teve como finalidade o contornar de problemas originados pela não homogeneização das escalas de medida das diferentes variáveis, situação que poderia conduzir a uma distorção dos resultados, com uma variável a dominar outra ou as restantes. Assim, as eventuais incompatibilidades associadas a diferentes unidades de medida foram corrigidas, mantendo-se as proporções temporais em cada variável, o que permite comparações inter-variáveis em cada momento.

Esta operação consiste na transformação de cada uma das variáveis estacionarizadas,  $x_i^*$  (onde  $i = 1, \dots, n$  corresponde ao conjunto de variáveis consideradas), em processos de média zero e desvio padrão igual a um, evitando a sobrevalorização (*overweighting*) das séries com maior variância. Prosseguimos, então, com a subtração da sua média ao valor assumido em cada momento e a divisão desta diferença pelo seu desvio padrão, do seguinte modo:

$$x_{it} = \frac{(x_i^* - \bar{x}_i)}{\sigma_{x_i^*}},$$

onde  $t = 1, \dots, T$  corresponde à dimensão das observações;  $\bar{x}_i$  é a média de cada uma das séries estacionarizadas e  $\sigma_{x_i^*}$  é o desvio padrão dessas mesmas variáveis.

Foi sobre estas variáveis transformadas que aplicámos o método de estimação dos factores comuns pelas componentes principais.

No próximo ponto será apresentado um breve *survey* dos últimos avanços no âmbito deste método, com referência às principais críticas, aplicações e resultados relevantes. O resumo

destes avanços permitirá compreender a opção pelo método das componentes principais, em detrimento da análise em factores comuns desenvolvida nos Índices de Difusão.

### 3.2. A componente financeira - Análise em factores comuns

A selecção dos instrumentos representativos dos principais mecanismos de transmissão dos choques verificados no domínio financeiro tem-se revelado como o aspecto mais discutível das extensões apresentadas aos ICMs. Esta problemática tem vindo a ser agravada pelo facto, já referido, dos resultados dos estudos realizados serem mistos e pouco robustos, no que respeita à especificação do modelo, escolha da amostra e horizonte temporal<sup>16</sup>.

Assim, neste estudo, optámos pela agregação à componente tradicional dos ICMs dos factores gerados pela aplicação do método das componentes principais. Esta técnica estatística tem como principais vantagens o permitir, simultaneamente, contornar o problema da selecção das variáveis, dado suportar a inclusão de um conjunto alargado de séries, e sintetizar num número reduzido de factores as *driving forces* subjacentes à propagação dos choques verificados na globalidade daquelas séries sobre a taxa de inflação, dando assim solução ao problema da selecção dos mecanismos de transmissão e respectiva justificação.

A origem do método apresentado recua aos modelos de factores tradicionais, introduzidos na macroeconomia por Sargent e Sims (1977) e Geweke (1977), cuja intuição se baseia na ideia de que existem movimentos comuns entre as séries temporais macroeconómicas, motivados por um pequeno número de fontes que dependem dinamicamente dos choques comuns<sup>17</sup>. Nestes

---

<sup>16</sup> Sobre este assunto, vide Stock e Watson (2000).

<sup>17</sup> Note-se, todavia, que estes modelos assumem restrições de identificação, nomeadamente a incapacidade para suportar um número alargado de séries, a imposição de ortogonalidade entre as componentes idiossincráticas e a prévia normalização das variáveis.

modelos, cada série temporal<sup>18</sup> é representada pela soma de duas componentes mutuamente ortogonais: a componente comum, de reduzida dimensão, que captura a maior parte da correlação multivariada, e a componente idiossincrática.

Para representar algebricamente estes modelos de factores *standard*, representemos por  $X_n^T := (x_{it})$ , com  $i = 1, \dots, n$  e  $t = 1, \dots, T$ , o conjunto rectangular finito,  $n \times T$ , de processos estocásticos observáveis, onde os vectores de dimensão  $n$ ,  $\{x_{nt} = (x_{1t} \dots x_{nt})', t \in Z, n \in N\}$ , são estacionários, e denotemos por  $\{\chi_{it}\}$  e  $\{\xi_{it}\}$ , respectivamente, as componentes comum e idiossincrática, não observáveis e mutuamente ortogonais. A componente comum é gerada pelo conjunto  $q$  de factores comuns,  $\{F_{jt}\}$ , com  $j = 1, \dots, q$ , e  $q$  muito pequeno relativamente a  $n$ ; a componente específica caracteriza-se pela restrição de mútua ortogonalidade entre os seus processos.

Nestes modelos, os factores são introduzidos contemporaneamente, assumindo a seguinte forma estática:

$$x_{it} = \chi_{it} + \xi_{it} = a_{i1}F_{1t} + a_{i2}F_{2t} + \dots + a_{iq}F_{qt} + \xi_{it} = a_i F_t + \xi_{it} \quad (3.2.1.)$$

onde os ponderadores  $a_{ij} := (a_{i1}, \dots, a_{iq})$  representam o contributo de cada factor  $F_{jt} := (F_{1t}, \dots, F_{qt})'$  na explicação de  $x_{it}$ .

Embora os referidos autores tenham ainda generalizado este modelo para métodos de previsão multivariados assentes em estruturas dinâmicas, este procedimento depara-se com uma limitação, devido à condição de mútua ortogonalidade entre os processos idiossincráticos associados a diferentes variáveis *cross-section*. Esta limitação consiste na impossibilidade de utilizar séries longas e conjuntos muito alargados de variáveis, no entanto, aquela condição é

---

<sup>18</sup> Considera-se como séries temporais ou variáveis da grelha, as séries ajustadas de estacionaridade e normalizadas, de acordo com o descrito no ponto anterior.



fundamental, uma vez que a sua não verificação resultará na perda de identificação do modelo, para qualquer  $n$  finito.

Em 1983, os estudos de Chamberlain e Rothschild (1983) conseguiram um relaxamento desta premissa de ortogonalidade entre as componentes específicas, possibilitando a existência de alguma correlação *cross-section* e a utilização de séries de dimensão *cross-section* infinita, todavia, esta evolução teve como contrapartida a perda da dinâmica no modelo.

Mais recentemente foram atingidos novos desenvolvimentos, conjugando a abordagem dinâmica de Sargent e Sims (1977) e Geweke (1977) com os avanços proporcionados ao nível estático por Chamberlain e Rothschild (1983), tendo-se conseguido proceder ao tratamento de vastos conjuntos de séries de grandes dimensões, mantendo a dinâmica no modelo.

É no âmbito destes desenvolvimentos que se destacam as técnicas de Stock e Watson (1998) e de Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2002c), que comportam diversos avanços no que se refere à tarefa de previsão, e que estão na origem dos Índices de Difusão.

Em ambas as técnicas a previsão da componente comum resulta da projecção dos factores comuns estimados sobre um espaço gerado por agregados lineares das séries de dados originais, presentes e passados, construídos de forma consistente e calculados de modo a minimizar o rácio da variância da componente específica face à comum. A componente idiossincrática é, geralmente, estimada com base nos métodos univariados tradicionais ou em VARs.

Os modelos de base são dinâmicos podem, então, ser apresentados na seguinte forma genérica:

$$x_{it} = \chi_{it} + \xi_{it} = b_{i1}(L)u_{1t} + b_{i2}(L)u_{2t} + \dots + b_{iq}(L)u_{qt} + \xi_{it} = b_i(L)u_t + \xi_{it} \quad (3.2.2.)$$

onde o vector de choques comuns  $\{u_t := (u_{1t} \dots u_{qt})', t \in Z\}$  é um processo de ruídos brancos não-observáveis, ortogonais e com dimensão  $q$  (sendo  $q$  muito pequeno

relativamente a  $n$ );  $b_{ij}(L) := \sum_{k=0}^{\infty} b_{ij,k} L^k$ ,  $i = 1, \dots, n$ ,  $j = 1, \dots, q$  são filtros  $nq$ , cujos quadrados são somáveis; e o vector de componentes específicas  $\{\xi_{it} := (\xi_{i1} \dots \xi_{in})'\}$ ,  $t \in Z$  } é um processo estacionário de média zero, relativamente ao qual é admitida a existência de correlação fraca entre as componentes idiossincráticas de variáveis de diferentes *cross-section*. Sobre a relação entre os processos  $\{u_{it}, t \in Z\}$  e  $\{\xi_{it}, t \in Z\}$  é imposta a condição de mútua ortogonalidade, da qual decorre, igualmente, a condição de mútua ortogonalidade para a relação entre as componentes comuns e específica,  $\{\chi_{it}, i = 1, \dots, n, t \in Z\}$  e  $\{\xi_{it}, i = 1, \dots, n, t \in Z\}$ .

A abordagem de Stock e Watson (1998) propõe que os agregados lineares sejam estimados pela projecção da componente comum nas componentes principais estáticas - combinações lineares das variáveis originais, construídas por forma a explicar o máximo da variância destas últimas. As componentes principais encontram-se ordenadas de acordo com a percentagem de variância que explicam das variáveis iniciais e têm a mesma dimensão destas. Como restrições de construção são impostas as condições de normalização das variáveis, para média zero e variância unitária, e de não correlação entre aquelas componentes. Assim, a primeira componente principal é a combinação linear das variáveis originais com variância máxima, sendo, em princípio, responsável por grande parte da variância total, enquanto a última é a que comporta menos informação, mantendo a restrição de não correlação com qualquer outra das combinações.

A estimação da componente comum assenta na matriz dos coeficientes de correlação simples, aos quais é atribuída igual ponderação, independentemente das suas características avançadas, coincidentes ou atrasadas. Estando o modelo baseado unicamente nas variâncias-covariâncias contemporâneas, a primeira componente principal não é necessariamente *leading*. Por outro lado, o facto da dimensão do espaço de factores comuns ser geralmente definida como o número de componentes principais capaz de explicar uma variância superior à explicada por cada uma

das variáveis considerada individualmente<sup>19</sup>, conduz a que, no limite, para conseguir uma boa previsão, possa ser necessário seleccionar um número de componentes principais com a mesma dimensão estática do espaço dos agregados gerados pelas variáveis originais. Esta particularidade do modelo, de não exploração da informação contida nas relações *leading-lagging* entre as variáveis seleccionadas, traduz-se numa pior filtragem das características comuns das variáveis, o que tem como principal consequência uma menor eficácia no apuramento dos movimentos destas.

A abordagem de Forni *et al.* (2002c) – *análise em factores dinâmicos generalizados com estimação unilateral*, assenta a estimação da componente comum na estrutura dinâmica de covariâncias dos dados, atribuindo uma maior importância às variáveis que possuem maior *communality*<sup>20</sup>, por contrapartida à matriz dos coeficientes de correlação simples utilizada no método anterior, que introduz as variáveis contemporaneamente. Deste esquema de ponderação resulta uma maior concentração da variância total das variáveis originais nas primeiras componentes principais, sendo possível extrair um número de factores comuns<sup>21</sup> inferior ao do método de Stock e Watson, mantendo idêntica capacidade explicativa.

Desta forma, por via da exploração da informação adicional conseguida ao nível do domínio frequência, acerca dos movimentos comuns entre as variáveis em todos os *leads* e *lags*, introduz-se uma importante propriedade de eficiência, na medida em que existe uma melhor identificação dos movimentos comuns subjacentes às variáveis do painel.

Em termos de procedimentos, esta técnica consiste na aplicação da inversa de Fourier às matrizes de densidade espectral de ambas as componentes, comum e específica<sup>22</sup>, por forma a

---

<sup>19</sup> Critério dos valores próprios maiores que 1 – relembra-se que, pelo facto de se considerarem as variáveis normalizadas, a variância de cada uma, individualmente, é igual a 1.

<sup>20</sup> Por *i*-ésima *communality* entende-se a variância da *i*-ésima variável inicial captada pelas componentes principais (soma dos quadrados dos seus coeficientes para essa *i*-ésima variável).

<sup>21</sup> Considerando o mesmo critério dos valores próprios maiores que 1.

<sup>22</sup> Para desenvolvimentos mais técnicos, vide apêndice de Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2001).

extrair as suas autocovariâncias e variâncias-covariâncias, em todos os *leads* e *lags*. Aquelas matrizes são obtidas com base na decomposição das componentes principais dinâmicas<sup>23</sup>, onde, para cada frequência da grelha, são determinados e ordenados os vectores e valores próprios espectrais.

Num segundo passo, aplica-se um programa de optimização, sujeito à condição de maximização do rácio da variância da componente agregada comum relativamente à idiossincrática. No essencial, este programa reduz-se a um *problema de valores próprios generalizados*, geradores de um conjunto de combinações lineares de  $x_{1t}, \dots, x_{nt}$ , com dimensão  $r$  (componentes principais dinâmicas) e  $r < q$ , cujo valor comporta uma maior concentração da variância total das variáveis originais nas primeiras componentes principais que a abordagem de Stock e Watson, o que revela a anteriormente referida propriedade de eficiência.

A terceira etapa consiste na projecção das componentes comuns estimadas sobre o espaço gerado pelos vectores próprios generalizados associados aos valores próprios generalizados, espaço este que converge para o óptimo quando o número de observações ( $T$ ) e de séries ( $n$ ) tende para infinito, pelo que, nestas condições, também a previsão daquelas componentes tenderá para o óptimo<sup>24</sup>.

Refira-se que, das condições de ortogonalidade entre a componente comum e o processo idiossincrático<sup>25</sup>, em todos os *leads* e *lags*, e da tendência de  $T$  e  $n$  para infinito, temos que a previsão obtida para a componente comum, resultante da projecção desta sobre o espaço gerado pelas  $r$  componentes principais dinâmicas, vai coincidir com a projecção dos processos estocásticos originais sobre esse mesmo espaço.

---

<sup>23</sup> Para um maior detalhe, vide Brillinger (1981) e a abordagem do domínio das frequências desenvolvida em Forni *et al.* (2000).

<sup>24</sup> Esta convergência baseia-se numa teoria assintótica relevante, cuja abordagem é remetemos para Altissimo *et al.* (2001) e Forni, *et al.* (2002).

<sup>25</sup> Condição imposta *a priori*, de acordo com o mencionado em (3.2.2.).

Embora os Índices de Difusão construídos com base nestas abordagens introduzam alguma inovação no que se refere à estimação dos factores comuns, o seu desenvolvimento visou a criação de ferramentas específicas para o tratamento de informação do todo da economia, tendo por objectivo a construção de previsores ou indicadores coincidentes directamente para a evolução da inflação.

Contudo, o nosso objectivo não é a previsão directa da inflação<sup>26</sup>, mas focar um conjunto de variáveis restrito, que capte movimentos estruturais do sector financeiro e permita identificar a formação de impulsos comuns às variáveis desta natureza, potencialmente desencadeadores de futuras pressões inflacionistas.

Assim, embora seja aceitável a adopção a análise factorial como forma de contornar o problema da agregação destas variáveis e ultrapassar a questão da explicação dos mecanismos de transmissão, não parece justificar-se o recurso a técnicas tão complexas, cuja potência e valor acrescentado em termos de resultados é, por enquanto, marginal, relativamente a métodos menos evoluídos. Acresce que a aplicação da análise espectral (Forni *et al.* - 2002c) exige a utilização de uma grande dimensão de séries, revelando-se, por isso, desadequada à exploração da base de dados aqui utilizada.

Estando o nosso interesse na análise factorial reduzido à estimação dos factores comuns, de uma perspectiva metodológica, a condição anteriormente mencionada de mútua ortogonalidade entre os processos comum e específico,  $\chi_{it}$  e  $\xi_{it}$ , assume particular relevância, na medida em que torna possível dividir a previsão de  $x_{it}$  em previsões separadas destes processos. Assim, para a previsão do processo relevante,  $\chi_{it}$ , optámos pela adopção do método das componentes principais.

---

<sup>26</sup> Deve ser mantido presente que, nestes casos de construções únicas, à estimação da componente comum é acrescida a estimação, por outros métodos, da componente específica.

A extracção dos factores comuns foi realizada com base na versão estática do modelo, apresentada em (3.2.1.), utilizando como *inputs* o conjunto de séries resultante das operações de estacionarização e normalização sobre as variáveis originais.

Devido a estas transformações nas variáveis, a determinação das componentes principais foi obtida através da matriz dos coeficientes de correlação simples, em detrimento da matriz de variâncias-covariâncias. Aquela matriz foi explorada como medida de associação linear entre as variáveis, através do cálculo do coeficiente de correlação de Pearson, tendo-se imposto a condição de existência de alguma significância, de modo a garantir que as variáveis partilhavam factores comuns.

Numa primeira etapa, procurámos aferir a adequação da utilização da análise factorial ao tratamento da nossa grelha de informação, tendo, para tal, realizado um conjunto de testes - esfericidade de Bartlett estatística Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e medidas de adequação da amostra (MSA<sup>27</sup>), todos com recurso à análise da matriz dos coeficientes de correlação (anexo C, Tabela C.I).

O indicador KMO compara os coeficientes de correlação simples com os valores dos coeficientes de correlação parcial, devendo assumir um valor próximo de 1. O resultado obtido foi de 0.770 (conforme Tabela II) indicando que as correlações parciais, estimativas das correlações entre os factores comuns, se aproximam de zero, o que traduz um grau médio de adequabilidade à aplicação da análise factorial.

A esfericidade de Bartlett testa a hipótese da matriz dos coeficientes de correlação ser a matriz identidade, com determinante igual a 1, situação que não se verifica, dado o nível de

---

<sup>27</sup> *Measure of Sampling Adequacy.*

significância associado de 0,000 levar à rejeição daquela hipótese, mostrando que existe correlação entre as variáveis consideradas.

**Tabela II - Testes KMO e de Bartlett**

| KMO and Bartlett's Test                          |         | KMO         | Análise Factorial |
|--|---------|-------------|-------------------|
| Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy. | 0,770   | 0,90 - 1,00 | Muito Boa         |
| Bartlett's Test of Sphericity:                   |         | 0,80 - 0,90 | Boa               |
| Approx. Chi-Square                               | 795,329 | 0,70 - 0,80 | Média             |
| Df   | 45      | 0,60 - 0,70 | Razoável          |
| Sigf.  | 0,000   | 0,50 - 0,60 | Má                |
|  |         | <0,50       | Inaceitável       |

As medidas MSA encontram-se na diagonal principal da matriz anti-imagem (Anexo C, Tabela C.III) e traduzem a adequação amostral de cada variável à análise factorial, devendo ser consideradas apenas aquelas com valor MSA próximo de 1. Os valores fora da diagonal principal representam o simétrico da matriz de correlações e deverão ser próximos de 0. A introdução de outras variáveis foi testada, no entanto, o baixo valor do seu MSA, conjuntamente com o facto de deteriorarem os resultados dos testes anteriores, levaram à sua exclusão da análise.

Tendo confirmado a adequação da análise factorial ao tratamento das “nossas” séries, procedemos à aplicação do método das componentes principais, transformando o conjunto de variáveis correlacionadas,  $X_n := \{X_1, X_2, \dots, X_k; n = 1, \dots, k\}$ , num conjunto  $n$  de agregados, com  $n = 1, \dots, k$  (combinações lineares das  $n$  variáveis originais), ortogonais entre si e ordenados por ordem decrescente de importância, consoante a percentagem da variância das variáveis originais explicada.

Estes agregados correspondem aos valores próprios,  $\lambda_n$ , e vêm ordenados ao longo da diagonal principal na matriz das correlações. Os vectores próprios,  $w := \{w_{n1}, w_{n2}, \dots, w_{nk}; n = 1, \dots, k\}$ ,

associados àqueles valores próprios, correspondem aos ponderadores atribuídos a cada uma das variáveis originais que compõem as combinações lineares.

Assim, de uma forma genérica, a  $i$ -ésima componente principal,  $F_i$ , pode ser representada do seguinte modo:

$$F_i = w_{i1}X_1 + w_{i2}X_2 + \dots + w_{ik}X_k,$$

onde a variância de  $F_i$  é dada por  $Var(F_i) = \lambda_i$ ; e os elementos  $w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{ik}$  constituem o vector próprio correspondente.

Previamente à aplicação desta técnica, a proporção da variância de cada variável explicada por si própria é de 1 (totalidade), a que corresponde uma comunalidade de 1, de modo que se tem tantas componentes principais quanto o número de variáveis. Após a extracção dos factores, o valor da comunalidade de cada variável passa a variar entre 0 e 1, sendo próximo de zero quando os factores comuns têm uma reduzida capacidade explicativa dessa variável e próximo de 1 quando as variáveis têm uma forte correlação com os factores retidos (vide *output* obtido na tabela III).

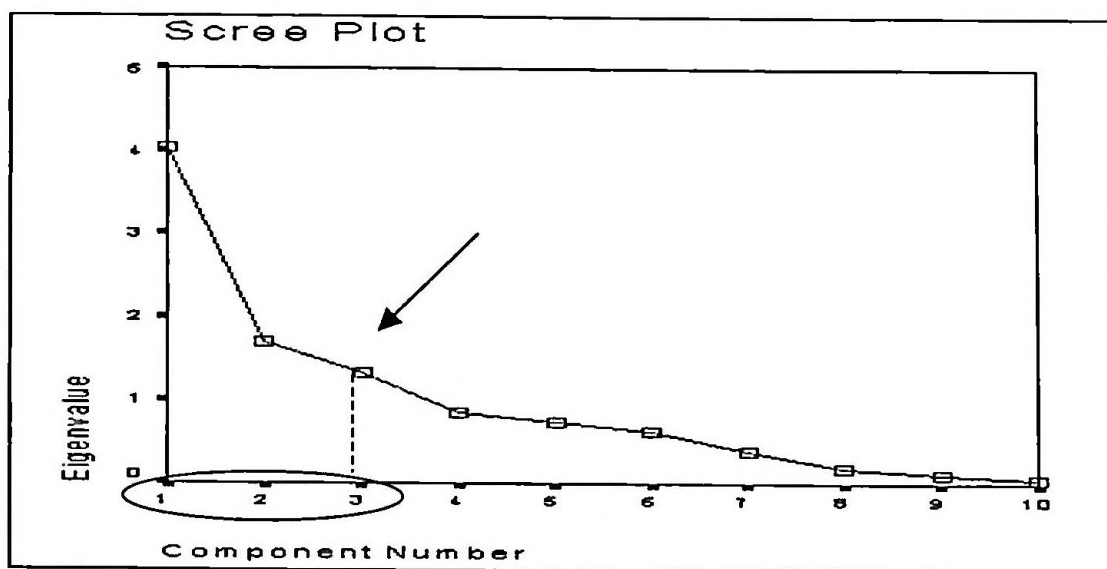
**Tabela III – Comunalidades**

| <i>Communalities</i> |         |            |
|----------------------|---------|------------|
|                      | Initial | Extraction |
| IRLP2                | 1,000   | 0,871      |
| IR_CHS               | 1,000   | 0,275      |
| E_3A5                | 1,000   | 0,883      |
| E_5A7                | 1,000   | 0,909      |
| E_7A10               | 1,000   | 0,903      |
| M3_M1                | 1,000   | 0,595      |
| SX5E                 | 1,000   | 0,780      |
| COMTY                | 1,000   | 0,720      |
| SMFI                 | 1,000   | 0,556      |
| SCGOV                | 1,000   | 0,553      |

*Extraction Method: Principal Component Analysis.*

Relativamente ao número de factores a reter, foram adoptados os critérios de Kaiser (valores próprios maiores que 1) e de “scree plot” (Gráfico I), opções que geram soluções credíveis, nomeadamente quando o número de variáveis é inferior a 30, como é o caso. Por outro lado, estes métodos justificam-se pelo facto de se procurar que os factores comportem uma capacidade explicativa superior à das variáveis consideradas individualmente. Assim, pela tabela C.IV do anexo C, são extraídos três factores.

Gráfico I – *Scree plot*: valores próprios em relação ao número de factores retidos



A análise do gráfico corrobora a retenção dos três factores, onde os valores próprios representados em relação ao número de factores retidos, são os que conferem uma maior inclinação da recta, i.e., um maior afastamento entre os valores próprios.

Retomando a tabela C.IV do anexo C, conclui-se que a variância total explicada se mantém após rotação<sup>28</sup>, embora a variância explicada por factor se altere. Tendo presente que a interpretação de cada factor deve recair sobre os valores anteriores à rotação, temos então que o primeiro

<sup>28</sup> A rotação ortogonal dos factores foi realizada através do método Varimax.

factor explica 40,3% da variância da totalidade das variáveis originais, o segundo 16,8%, o terceiro 13,3% e o conjunto dos três factores cerca de 70,4 % da variância.

A matriz das componentes, apresentada na tabela C.V do mesmo anexo, permite identificar os pesos (*factor loadings*) que correlacionam as variáveis com os factores. Com base nos valores obtidos e na análise do gráfico das componentes após rotação (anexo C, Gráfico II), podemos identificar os diferentes factores comuns, com os subconjuntos de variáveis, cujos coeficientes assumem maiores valores absolutos. Desta forma, concluímos que:

- a) O primeiro factor (Fac1\_TxJuro) apresenta fortes correlações positivas com as variáveis IR\_LP2, IR\_CHOUS, EG\_3A5, EG\_5A7 e EG\_7A10 que se encontram, globalmente, relacionadas com a evolução das taxas de juro de médio/longo prazo. Dada a interpretação do factor, é de esperar que esta variável apresente uma relação inversa com a taxa de inflação;
- b) O segundo factor (Fac2\_ScMon) encontra-se significativamente correlacionado com SMFI\_T, SCGov\_T e M3\_M1, estando associado a títulos emitidos pelo sector monetário e financeiro e governos centrais dos países da Zona Euro e ainda ao agregado monetário M3 descontado do M1. Assim, este factor deverá apresentar uma relação positiva com a variável-objectivo;
- c) O terceiro factor (Fac3\_Index) apresenta uma forte correlação positiva com as variáveis-índices SX5E e CD\_COMDT, podendo ser genericamente associado ao movimento de índices de natureza financeira. Este factor deve apresentar, igualmente, uma relação no mesmo sentido da taxa de inflação.

### **3.3. Determinação dos coeficientes e apresentação do Índice**

Nesta secção é abordada a construção do ICF em termos reais e nominais, e com estruturas dinâmica e estática. O índice será ainda apresentado como indicador coincidente e avançado a um ano das pressões inflacionistas instaladas ao nível do sector financeiro.

A construção obedeceu a um conjunto de procedimentos, restrições e testes de significância que passamos a expor sucintamente.

i) Construção de um VAR em ordem à taxa de inflação, utilizando como variáveis explicativas os elementos do índice de condições monetárias, os três factores extraídos da análise factorial e ainda o preço do *brent* em *US-dollars*, variável que foi incluída na regressão com o intuito de reflectir o efeito de eventuais choques da oferta, mas que não aparece no ICF.

A taxa de juro de curto prazo foi estacionarizada em primeiras diferenças e a taxa de câmbio em primeiras diferenças de logaritmos; os factores, dado consistirem em combinações lineares de variáveis já estacionarizadas, todas elas transformadas como variações de taxas de rendibilidade, não necessitaram de ser sujeitos a qualquer transformação; o *brent* e o Índice Harmonizado de Preços no Consumidor foram estacionarizados em segundas diferenças de logaritmos, pelo que podem ser lidos como taxas de rendibilidade, leitura consistente com a interpretação dos restantes elementos da regressão (vide resultados dos testes ADF na Tabela B.I. do anexo B).

Pelo facto de nenhuma das variáveis consideradas ter sido sujeita a ajustes de sazonalidade, para além da constante, foram ainda incluídas na regressão as necessárias *dummies* sazonais.

Por forma a determinar a ordem do VAR, foi realizado um conjunto de regressões testando desfasamentos até doze meses, considerando o mesmo número de *lags* para todas as variáveis

explicativas. A ordem foi escolhida com base no critério de Schwartz, condicional à rejeição da hipótese de existência de autocorrelação entre as variáveis (teste AR) e à imposição de, pelo menos, alguns elementos do ICF possuírem uma capacidade explicativa significativa da taxa de crescimento da inflação nos *lags* mais afastados.

Os resultados destes testes apontaram para a adopção de VARs de ordem 8 em ambos os ICFs de base real e nominal, de acordo com a seguinte tabela (os *outputs* econométricos finais que suportam esta escolha encontram-se, respectivamente, nos pontos D1.I e D2.I do anexo D):

**Tabela IV – Aplicação do critério de Schwartz na escolha da ordem do VAR**

| <i>Critério de Schwartz</i> |          |          |        |        |        |                 |        |        |        |        |
|-----------------------------|----------|----------|--------|--------|--------|-----------------|--------|--------|--------|--------|
| <i>Lags</i>                 | 3        | 4        | 5      | 6      | 7      | 8 <sup>29</sup> | 9      | 10     | 11     | 12     |
| Real                        | -6,933** | -6,952** | -7,042 | -6,865 | -6,722 | -6,741          | -6,501 | -6,476 | -6,286 | -6,244 |
| Nominal                     | -6,934** | -6,947** | -7,049 | -6,863 | -6,735 | -6,761          | -6,512 | -6,494 | -6,317 | -6,258 |

\* e \*\* - Indicação de existência de autocorrelação entre as variáveis com níveis de significância de 5% e 1%, respectivamente.

ii) Realização de um segundo conjunto de testes, com vista à avaliação da existência individual de causalidade à Granger entre cada uma das variáveis dos ICFs e a variação da taxa de inflação (vide resultados dos *outputs* econométricos nos pontos D1.II e D2.II do anexo D).

No âmbito destes testes, procedeu-se à redução do modelo a uma forma mais simples, através da imposição de restrições sobre os vários desfasamentos de cada variável, excluindo aqueles cujo contributo explicativo se revelou marginal e sem impacto sobre a estabilidade do modelo. Sobre este modelo restrito tornou-se a testar, para cada uma das variáveis, a existência de causalidade

<sup>29</sup> Os *p-values* do teste AR para os VARs real e nominal são, respectivamente, de 0,529 e 0,378, pelo que se rejeita a hipótese nula de existência de autocorrelação entre as variáveis consideradas.

à Granger (teste de Wald), tendo-se concluído pelo reforço da potência explicativa individual das variáveis<sup>30</sup>.

Complementarmente, realizaram-se ainda testes de causalidade individual e conjunta para todas as variáveis seleccionadas e para ambas as construções, real e nominal, nas formas irrestrita e restrita do modelo, incluindo o *output gap*<sup>31</sup> na regressão, por forma a verificar se a significância de algum dos factores não se manifestava por “simpatia” com este agregado, tendo-se concluído pela potência dos resultados iniciais, tanto para os factores, na generalidade dos desfasamentos considerados, como para os elementos excluídos da regressão (vide *outputs* econométricos nos pontos D1.VI-D1.VII e D2.VI-D2.VII do anexo D).

iii) Com a obtenção da forma restrita do modelo, foi possível identificar os desfasamentos relevantes para cada elemento dos ICFs, bem como os respectivos contributos contemporâneos para a explicação da variação da taxa de inflação. Foi com base nestes contributos que, posteriormente, se procedeu à estimação dos multiplicadores de longo prazo, através da simulação de choques unitários, aplicados individualmente sobre as taxas de juro de curto prazo e de câmbio e sobre os três factores.

Integrando os choques mensais até doze meses, retiraram-se os multiplicadores estáticos associados a cada factor. Multiplicando estes pesos fixos pelos desvios ocorridos nas variáveis do índice relativamente a um momento base de referência,  $b_s$ , obtivemos a seguinte forma genérica para o ICF estático, enquanto indicador avançado a um ano:

$$\text{ICF}_{t+h} = \sum_q b_{t+h}^q (q_t - q_{b_s}) \quad , \quad \text{com} \quad \sum_q b^q = 1 \quad (3.3.1)$$

---

<sup>30</sup> Vide *outputs* sobre o modelo restrito e testes de significância individual das variáveis para ambos os modelos nos pontos D1.III-D1.V e D2.III-D2.V do anexo D.

<sup>31</sup> O *output gap* foi calculado como a diferença entre o logaritmo do *GDP* da Zona Euro e a série gerada pela aplicação do filtro Hodrick- Prescott (HP) a esta mesma variável, com um parâmetro de 14400, dado tratar-se de uma série com base mensal. A escolha deste agregado como *benchmark* deve-se ao facto de constituir o elemento tradicionalmente utilizado e com capacidades mais robustas na previsão da taxa de inflação.

onde  $\sum_q$  representa o somatório dos desvios nos vários elementos do ICF - taxa de juro de curto prazo ( $r$ ), logaritmo da taxa de câmbio ( $e$ ), e factores financeiros ( $f1, f2$  e  $f3$ ), com  $q = r, \ln e, f1, f2, f3$ ;  $h = 12$  corresponde ao horizonte de previsão considerado; os pesos  $b^q$  correspondem aos multiplicadores de longo prazo calculados como valor acumulado dos multiplicadores mensais gerados pelos choques unitários simulados em cada uma das componentes do ICF.

No caso do ICF assente numa estrutura de distribuição de lags dinâmica, foram utilizados directamente os multiplicadores mensais, em vez dos acumulados.

No índice dinâmico coincidente, cada um dos multiplicadores mensais foi aplicado aos choques que formam o índice síntese das condições financeiras prevalecentes num dado momento  $t$ , relativamente a um momento base  $b_d$ . Algebricamente, este indicador assume a seguinte forma:

$$\begin{aligned} \text{ICF}_t = & \delta_0^r (r_t - r_{b_d}) + \dots + \delta_{12}^r (r_{t-12} - r_{b_d-12}) + \delta_0^e (e_t - e_{b_d}) + \dots + \delta_{12}^e (e_{t-12} - e_{b_d-12}) + \\ & + \delta_0^{f1} (f1_t - f1_{b_d}) + \dots + \delta_{12}^{f1} (f1_{t-12} - f1_{b_d-12}) + \delta_0^{f2} (f2_t - f2_{b_d}) + \dots + \delta_{12}^{f2} (f2_{t-12} - \\ & - f2_{b_d-12}) + \delta_0^{f3} (f3_t - f3_{b_d}) + \dots + \delta_{12}^{f3} (f3_{t-12} - f3_{b_d-12}), \end{aligned}$$

onde  $\delta_i^q$  são os multiplicadores associados aos desfasamentos  $i = 0, \dots, 12$ , para cada variável  $q$  do ICF considerado.

Tal como no caso estático, a equação anterior pode ser representada na seguinte forma reduzida:

$$\text{ICF}_t = \sum_q \sum_{i=0}^{12} \delta_i^q (q_{t-i} - q_{b_d-i}) \tag{3.3.2}$$

Não tendo sido encontradas na literatura sugestões de indicadores avançados dinâmicos, procurou-se avançar uma construção com estas características.

A construção do indicador avançado dinâmico para um ano, por oposição ao estático, exigiu o cálculo dos multiplicadores de longo prazo para o período de mais doze meses sobre os doze já calculados. O procedimento seguido foi semelhante ao descrito para o índice coincidente, tendo-se apenas substituído os multiplicadores anteriormente utilizados, pelos multiplicadores mensais com início a partir do horizonte de previsão definido, de modo que os multiplicadores efectivamente utilizados correspondem ao período de doze a vinte e quatro meses. Desta forma, em termos algébricos, podemos generalizar a representação apresentada em (3.3.2) para:

$$\text{ICF}_{t+h} = \sum_q \sum_{k=h}^{h+12} \lambda_k^q (q_{t+12-k} - q_{b_t+12-k}) \quad (3.3.3)$$

onde  $\lambda_k^q$  são os multiplicadores de longo prazo associados a cada um dos meses que compõem o horizonte de previsão  $k$ , com  $k = h, \dots, h+12$ , e  $h = 12$ , como no caso estático.

Um aspecto fundamental a realçar nas projecções que resultam destes índices, prende-se com o facto de se considerar que as condições da economia, para o horizonte de previsão visado, se mantêm iguais às subjacentes ao cálculo dos multiplicadores de longo prazo. A solidez desta premissa assenta no pressuposto de que os multiplicadores, sendo calculados a partir dos coeficientes e desfasamentos extraídos do VAR sobre o período compreendido entre Março de 1991 e Dezembro de 2001, captam o essencial das características estruturais da economia neste período, embora tenhamos presente que estas se podem alterar durante o horizonte de previsão considerado (crítica de Sims), existindo, assim, um factor de incerteza a relevar com tanto maior ênfase quanto mais alargado for o prazo para o qual se realiza a projecção.

De seguida apresentam-se os contributos de cada variável, em percentagem, para a evolução do ICF, sendo os respectivos comentários remetidos para o próximo capítulo.

Tabelas V e VI<sup>32</sup> - Contributo de cada variável para a evolução do respectivo ICF (%)<sup>33</sup>

| ICF em base Real – VAR (8): Indicador Avançado a 1 ano |          |          |
|--|----------|----------|
|  | Dinâmico | Estático |
| Taxa de Juro Real                                      | 65,5     | 44,8     |
| Taxa de Câmbio Real                                    | 19,5     | 14,7     |
| Factor1 TxJuro   | 13,2     | 3,3      |
| Factor2 ScMon  | 0,3      | 27,4     |
| Factor3 Index  | 1,5      | 9,8      |

| ICF em base Nominal – VAR (8): Indicador Avançado a 1 ano |          |          |
|---|----------|----------|
|   | Dinâmico | Estático |
| Taxa de Juro Nominal                                      | 91,7     | 94,3     |
| Taxa de Câmbio Nominal                                    | 2,2      | 1,3      |
| Factor1 TxJuro  | 2,7      | 0,4      |
| Factor2 ScMon   | 3,0      | 3,6      |
| Factor3 Index   | 0,3      | 0,4      |

Os pesos apresentados para ambas as construções, real e nominal, foram calculados como o rácio entre os multiplicadores mensais acumulados de cada variável para o período de análise, e

a soma dos seus valores absolutos, de modo que  $b^q = \frac{y_q}{\sum_q y_q}$ , com  $b^q$

$= \sum^x (\text{multiplicadores mensais}_q)$  e  $x = \text{horizonte de análise}$ , e  $\sum_q b^q = 1$ .

<sup>32</sup> Vide tabela efectivamente utilizada, com valores dos multiplicadores mensais para os períodos intermédios, nas tabela E.I e E.II do anexo E.

<sup>33</sup> A relação presente no índice dinâmico coincidente, por construção, é idêntica à do índice avançado estático.

#### **4. ANÁLISE DOS RESULTADOS**

Neste último capítulo é realizada uma análise gráfica comparativa das construções obtidas no capítulo anterior, no entanto esta análise incidirá apenas sobre o caso real, sendo as representações nominais remetidas para anexo. Esta opção deve-se ao facto do ICF nominal apresentar um coeficiente associado à variável taxa de juro de curto prazo (vide Tabelas V e VI, pg. 47) com peso superior a 90%, pelo que os andamentos do índice e da variável são muito próximos. Assim, a construção real parece mais credível, na medida em que a informação financeira assume uma influência significativa<sup>34</sup>.

Para que os diferentes índices pudessem ser comparáveis, procedeu-se à uniformização das séries, fixando Janeiro de 1995 como o momento base comum.

Na análise gráfica deve ter-se presente que o período focado vem marcado pelo processo de constituição da União Monetária Europeia, caracterizado pela convergência da taxa de inflação para um nível baixo e estável, inferior a 2%. Por este motivo, os resultados podem revelar a dominância de certos aspectos conjunturais sobre os estruturais.

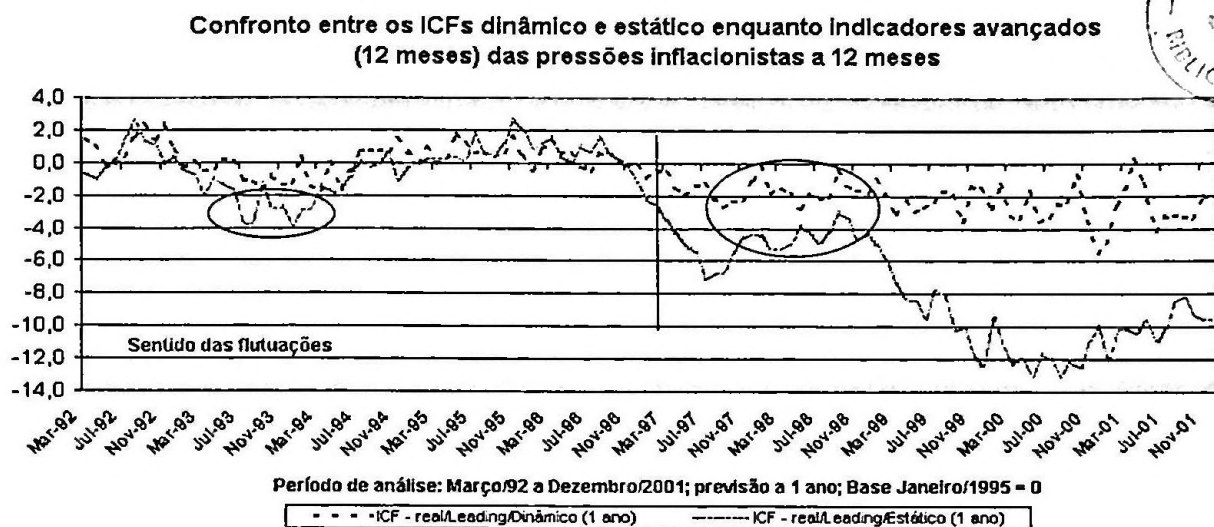
##### ***4.1. Confronto entre as estruturas, estática e dinâmica, subjacentes aos ICFs***

A diferença entre estas estruturas reside no facto de, na versão estática, os pesos de agregação se basearem nos impactos acumulados das taxas de juro e de câmbio nos preços, ao fim de 1 ano, e, na dinâmica, os coeficientes de agregação não somarem a unidade e não serem constantes ao longo do horizonte de análise.

---

<sup>34</sup> Note-se que, em diversos estudos, se opta pela publicação do ICF nominal com os coeficientes do índice real, de modo a acompanhar a evolução do índice com maior frequência ou para avaliar a evolução das condições prevaletentes, considerando que inflação se mantém constante.

**Gráfico II - ICF dinâmico vs. ICF estático: indicadores avançados a 1 ano das pressões inflacionistas – base real**



Com excepção de um período em 93, as evoluções apresentadas pelos índices são semelhantes até Mar/97, momento após o qual se assiste a uma divergência da sua evolução, apenas atenuada ao longo de 1998.

Esta divergência deve-se a dois períodos de forte relaxamento das condições financeiras evidenciados no caso estático, nos primeiros semestres de 97 e 98, que não são acompanhados na representação dinâmica.

Note-se, no entanto, que a existência de evoluções tão díspares não é um resultado esperado, pelo que a determinação dos motivos desta diferença deverão ser aprofundados.

#### 4.2. Análise do impacto dos factores comuns na evolução dos ICFs

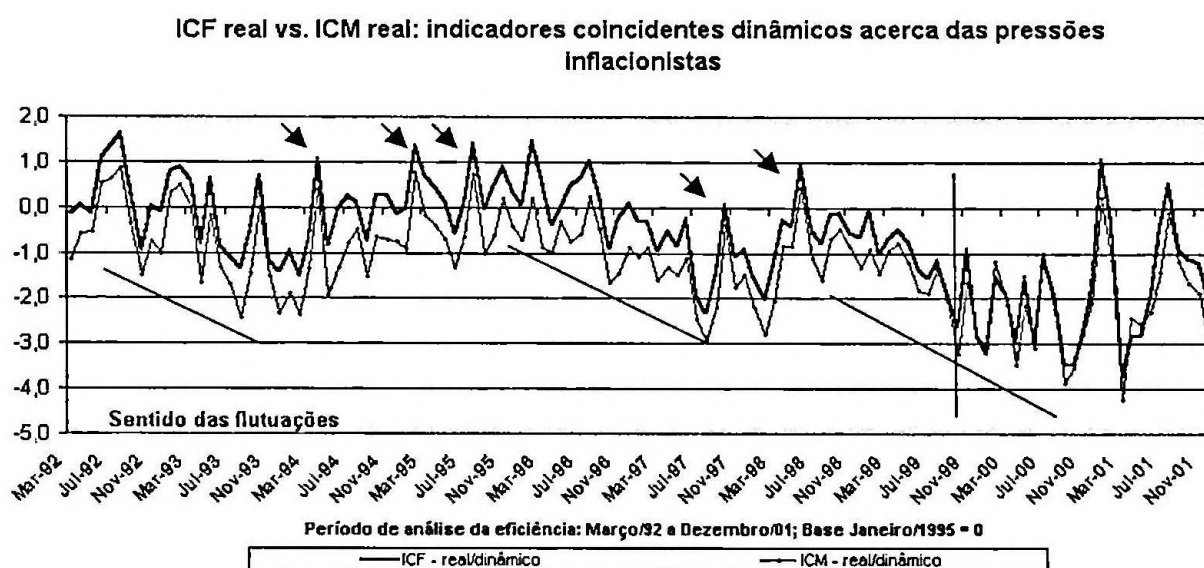
Nesta secção é analisado em que medida a introdução dos factores financeiros<sup>35</sup> nos ICFs afectou a sua evolução, por contraste com os respectivos 'ICMs'. Note-se, todavia, que estes

<sup>35</sup> Doravante denominaremos estas construções por ICMs, dado incluírem, apenas, os elementos que os compõem, no entanto serão mantidos os coeficientes e, portanto, a relação taxa de juro/taxa de câmbio resultante dos ICFs calculados.

ICMs continuam condicionados pelos factores comuns, uma vez que são mantidos os coeficientes aplicados às variáveis taxa de juro e taxa de câmbio.

Os confrontos serão efectuados para os casos coincidente e avançado dinâmicos e avançado estático, em termos reais.

### Gráfico III - ICF real vs. ICM real: indicadores coincidentes das pressões inflacionistas – construção dinâmica



A principal conclusão da análise gráfica é de que os movimentos de longo prazo presentes no ICF também são captados pelo 'ICM' apresentado.

Ainda relativamente às formações de médio/longo prazo, são identificáveis três períodos de maior relaxamento das condições financeiras. No entanto, ao contrário dos dois primeiros, que são interrompidos por uma fase mais curta de contracção, o último é interrompido pela formação de *swings* acentuados.

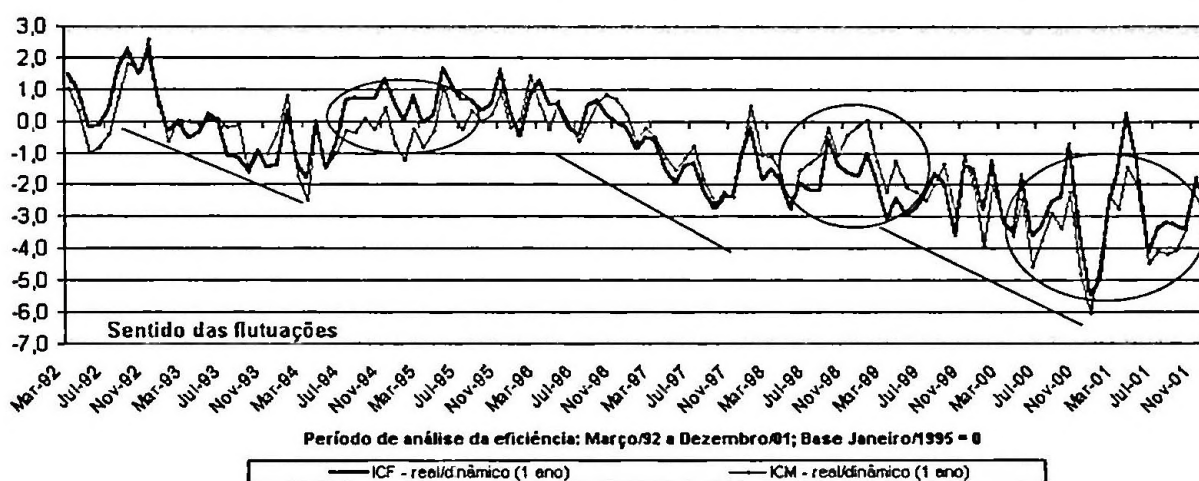
Merece ainda destaque o facto de, em média, a presença dos factores financeiros atribuir um nível de maior contracção das condições prevaletentes que a componente tradicional, sendo,

contudo, de assinalar que após o último trimestre de 99 existe uma maior convergência entre os andamentos.

Até esta data, as convergências sucediam, essencialmente, nos picos de maior contracção, aos quais as variáveis da componente tradicional respondiam de forma mais acentuada.

#### Gráfico IV - ICF real vs. ICM real: indicadores avançados a um ano das pressões inflacionistas – construção dinâmica

ICF real vs. ICM real: Indicadores avançados dinâmicos (12 meses) acerca das pressões inflacionistas

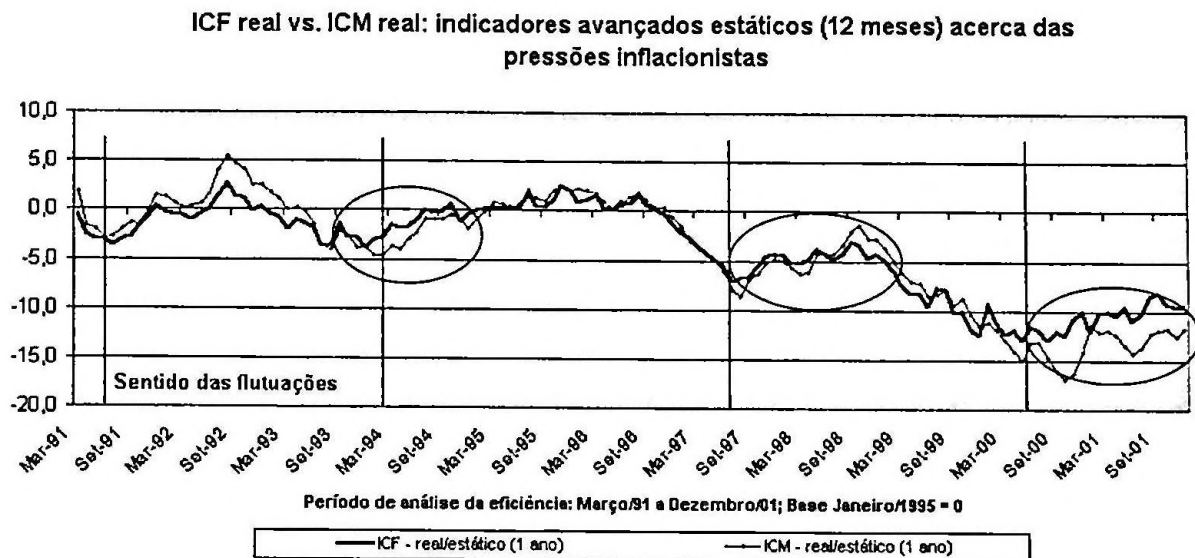


O caso dos indicadores dinâmicos avançados, e relativamente às formações de médio/longo prazo, é possível identificar três ciclos completos e o início de um quarto, por volta de Dez/00, cujas primeiras consequências (pressões para um arrefecimento das pressões inflacionistas) se tenderão a manifestar a partir de Dez/01.

Estes ciclos são formados por um *rally* de relaxamento das condições prevaletentes mais pronunciado e por um movimento de contracção mais moderado, dos quais resulta uma tendência global de formação de pressões inflacionistas.

Parece ainda existir propensão para uma maior divergência nas fases de inversão de tendência (contração), com o ICF a iniciar os movimentos com alguma antecedência face ao 'ICM', no entanto esta evidência é mais clara na representação estática (gráfico seguinte).

**Gráfico V - ICF real vs. ICM real: indicadores avançados das pressões inflacionistas a um ano – construção estática**



Um primeiro aspecto a assinalar prende-se com o facto da representação estática captar os mesmos movimentos estruturais que a dinâmica, identificando, igualmente, a formação de 3 ciclos e o domínio de pressões no sentido de um aumento do nível geral dos preços.

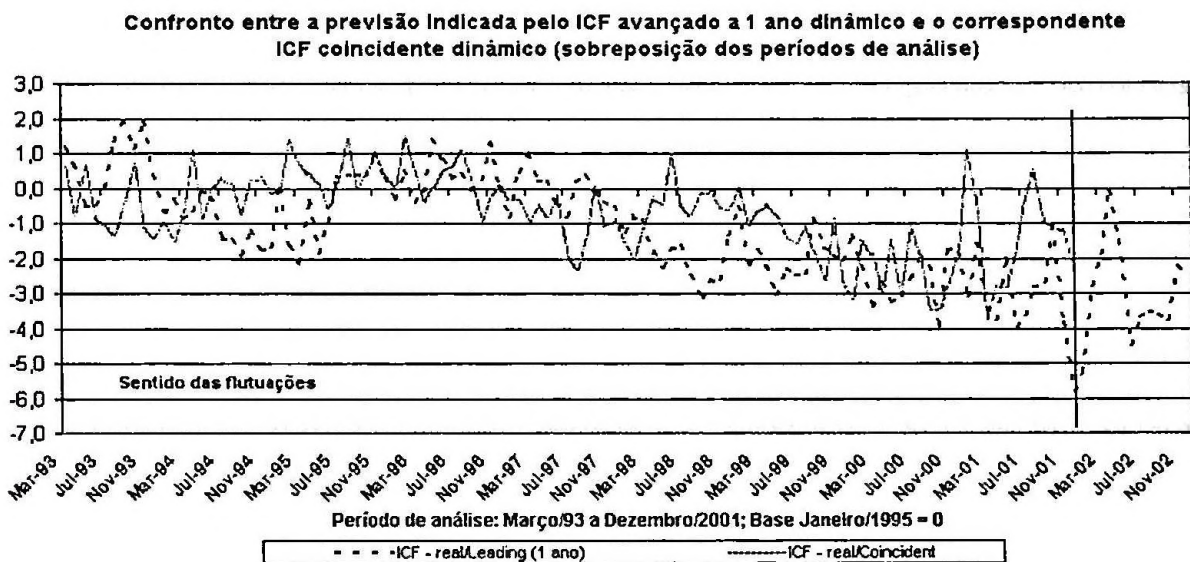
Inclusivamente, esses movimentos revelam-se de uma forma mais evidente que no caso dinâmico, sendo possível precisar com maior segurança a sua duração. Assim, o primeiro ciclo encontra-se compreendido entre Jun/91 e Dez/93 (2,5 anos), o segundo entre Dez/93 e Set/97 (3,5 anos) e o terceiro entre Set/97 e Set/00 (3 anos).

É ainda possível constatar que os factores moderam os movimentos de maior contração/relaxamento das condições financeiras (ex: contrações de Set/92, Set/95, Set/98 e relaxamentos de Mar/94, Mar/97, Mar/01).

### 4.3. Análise das projecção do indicador avançado dinâmico

Nesta última secção do ponto 4, procurámos validar a capacidade preditiva das projecções dos índices dinâmicos avançados. A eficiência da informação evidenciada nas previsões foi testada pela sobreposição nos respectivos indicadores coincidentes<sup>36</sup>.

**Gráfico VI – Sobreposição do ICF enquanto indicador avançado a um ano das pressões inflacionistas no respectivo indicador coincidente – base real**



As tendências globais dos dois indicadores são consistentes, o que nos permite concluir pela robustez das construções, no entanto sobressaem algumas diferenças que importa relevar.

A análise gráfica evidencia que o indicador avançado tem movimentos, em média, ligeiramente menos acentuados que os do coincidente e tende a reagir com algum desfasamento aos movimentos mais bruscos de inversão de tendência.

<sup>36</sup> Note-se que este confronto apenas é apresentado para o caso dinâmico, dada a ausência de indicador coincidente com estrutura estática.

Contudo, note-se que, após esta reacção desfasada, o indicador avançado tende, por norma, para o nível em que se encontra o coincidente.

Relativamente à projecção/previsão apresentada para o período de Dez/01 a Dez/02, apesar do *swing* acentuado, o índice parece estar a acumular “forças” para uma fase de maior contracção das condições financeiras – situação que, recorrendo à análise do período como um todo, é compatível, em termos de duração, com a formação de um novo ciclo.

A existência de *swings* parece ser o facto mais anormal, tendo em conta a evolução ao longo do período de análise, pelo que se poderá ponderar a hipótese da formação de um novo ciclo com uma tendência implícita no sentido de uma contracção das condições financeiras.

## 5. CONCLUSÃO

O estudo aqui realizado abordou um conjunto alargado de questões associadas ao índice de condições monetárias/financeiras, um instrumento de política monetária geralmente utilizado como indicador avançado das pressões instaladas no sector financeiro da economia, com efeitos sobre a taxa de inflação ou a procura agregada. Paralelamente procurou-se estabelecer uma ponte entre este índice e os Índices de Difusão, os quais também possuem, por construção características de indicadores avançados.

Foi, então, proposta uma forma alternativa de construção dos ICFs, que mantivesse as características predictivas de ambos os índices e as suas vantagens e, simultaneamente, minimizasse as suas limitações. Assim, foram agregadas às variáveis do ICM tradicional (taxa de juro de curto prazo e taxa de câmbio), que reflectem a teoria económica, um conjunto de factores comuns (*driving forces* subjacentes aos desvios ocorridos no sector financeiro), gerados pela aplicação do método das componentes principais a um subconjunto de variáveis de índole financeira.

O recurso a esta técnica estatística de base ao desenvolvimento dos Índices de Difusão permitiu, simultaneamente, enriquecer o ICF em termos de informação, contornando o problema da selecção das variáveis, e ainda justificar os canais de propagação dos choques financeiros sobre a variável-objectivo.

Com base nesta proposta foi realizado um estudo empírico, com a construção de um ICF para a inflação na Zona Euro, para o período de 1991 a 2001.

A aplicação da técnica de análise factorial permitiu retirar três factores comuns. O primeiro foi identificado como representativo das taxas de juro de longo prazo; o segundo comporta informação sobre títulos emitidos na Zona Euro e sobre agregados monetários; o terceiro factor

encontra-se associado à evolução de índices de preços de activos. A capacidade explicativa da evolução da taxa de inflação por estes factores foi testada pela construção de um modelo VAR restrito, tendo-se concluído pela rejeição da hipótese de não existência de causalidade à Granger da inflação, o que autojustificou a inclusão dos factores no índice e constitui suporte de que as variáveis financeiras comportam informação relevante acerca dos agregados económicos.

Os resultados da aplicação empírica permitiram verificar que o índice nominal vem dominado pelo peso da taxa de juro, superior a 90%. Assim, foi privilegiada a análise do caso real, o qual evidenciou um peso significativo da componente financeira.

Da comparação entre a evolução dos indicadores coincidente e avançado dinâmicos e avançado estático, considerando a inclusão dos factores financeiros e a sua exclusão, concluiu-se que os movimentos estruturais são evidenciados por todos os índices. Ao nível das formações de médio/longo prazo, identificaram-se três ciclos (com cerca de 3 anos cada) e o início de um quarto, por volta de Dez/00, o que indicia a formação de pressões no sentido de um arrefecimento das pressões inflacionistas a partir de Dez/01.

Parece ainda existir alguma tendência para uma maior divergência nas fases de inversão de tendência, com o ICF a antecipar os movimentos face à componente tradicional.

Por último, foi possível constatar que, de um modo geral, a inclusão dos factores moderou o nível dos picos de contracção ou relaxamento.

Da avaliação da capacidade preditiva do índice dinâmico avançado, parcialmente baseado em Batini e Turnbull (2000), por sobreposição da sua evolução no respectivo índice coincidente, concluiu-se que a informação é globalmente consistente, pese embora a existência de algumas diferenças.

Assim, destaca-se o facto do indicador coincidente tender a antecipar as inversões de tendência, as quais apenas se manifestam no avançado com algum desfasamento. No entanto, deve ser notado que o indicador avançado tende a convergir para o nível em que se encontra o coincidente.

Por fim, da projecção do indicador avançado para o período de Dez/01 a Dez/02 foi possível verificar a formação de um novo ciclo, eventualmente com uma tendência global subjacente de contracção das condições financeiras, a qual é indiciada pelos *swings* acentuados que marcam este período.

Assim, da aplicação empírica realizada, e apesar das melhorias a que pode ser sujeita mediante um investimento mais profundo na base de dados e na aplicação de um modelo mais adequado para a determinação dos coeficiente de agregação, tendo em conta que os factores financeiros causam à Granger variação da taxa de inflação, em nossa opinião, pode-se afirmar que existem vantagens em desenvolver ICFs com esta apresentação alternativa, dadas a robustez e consistência global dos resultados obtidos, que indiciam o seu potencial enquanto indicadores avançados e auxiliares de política monetária.

**ANEXOS**

**ANEXO A – Descrição das variáveis**

**Fontes:** Eurostat, Infostat, Bloomberg, Reuters.

Dados Mensais

**A.I. Taxa de Juro Efectiva de Curto Prazo**

|   | <i><u>código</u></i> |
|---|----------------------|
| 1. Taxa de juro de curto prazo (nominal):                           | EUR_3nm              |
| 2. Taxa de juro de curto prazo (real):                              | EUR_3rl              |
| 3. Taxa de juro de curto prazo (real) utilizada como factor do ICF: | EUR_3rlA             |

**Descrição das séries:**

1. Euribor a 3 meses, construída com médias de período. Taxa de rendibilidade anualizada
2. Euribor a 3 meses, construída com médias de período e anualizada, descontada da taxa de inflação mensal anualizada, calculada como primeiras diferenças de logaritmos do Índice Harmonizado de Preços no Consumidor.
3. Série EUR\_3rl corrigida da sazonalidade induzida pela série da taxa de inflação. A sazonalidade foi corrigida pelo cálculo da diferença de EUR\_3rl relativamente à sua média móvel; determinação, nesta nova série, da média de cada mês; construção de EUR\_3rlA como a diferença entre os valores para cada mês em EUR\_3rl e as respectivas médias mensais.

**Unidade:** taxa de rendibilidade (%).

**A.II. Taxa de Câmbio efectiva para a Zona Euro**

|                                       | <i><u>código</u></i> |
|---------------------------------------|----------------------|
| 1. Taxa de câmbio efectiva (nominal): | TxC_efnm             |
| 2. Taxa de câmbio efectiva (real):    | TxC_efrl             |

**Descrição das séries (Infostat):**

Taxa de Câmbio - Grupo Estreito:

1. "ECB Nominal effective exch. rate, ECB EER core group of currencies against Euro".
2. "ECB Real effective exch. rate CPI deflated, ECB EER core group of currencies against Euro".

Cálculos efectuados com base em médias ponderadas das taxas de câmbio bilaterais do Euro. Os pesos são baseados nos bens manufacturados em 1995-97, comercializados com os parceiros comerciais da seguinte lista, e captam efeitos de terceiros mercados.

Parceiros comerciais: EUA, Japão, Suíça, Reino Unido, Suécia, Dinamarca, Noruega, Canadá, Australia, Hong Kong, Coreia do Sul e Singapura. A Grécia faz parte dos parceiros comerciais até Dezembro de 2000.

**Unidade:** unidades de índice.

**A.III. Agregados Monetários**

*código*

Agregado monetário (diferença entre M3 e M1):

**M3\_M1**

**Descrição das séries (Eurostat):**

1. "Monetary Union (MU), Index of Notional Stocks, Central Government and MFIs (with ECB) [G plus U] reporting sector - Monetary aggregate M1, All currencies combined - Monetary Union (MU) counterpart, Other residents and other general government".
2. "Monetary Union (MU), Index of Notional Stocks, Central Government and MFIs (with ECB) [G plus U] reporting sector - Monetary aggregate M3, All currencies combined - Monetary Union (MU) counterpart, Other residents and other general government".

**Unidade:** saldos.

#### **A.IV. Taxas de Juro da Zona Euro**

|   | <u><i>código</i></u> |
|---|----------------------|
| 1. Taxa de juro do crédito à habitação:                         | iR_CHous             |
| 2. M_002 - IR.L.REUTERS.I2.M ( <i>designação da Eurostat</i> ): | IRLP_2               |

#### **Descrição das séries:**

1. Taxas de Juro das instituições de crédito e outras instituições monetárias e financeiras da Zona Euro: Taxa de juro do crédito à habitação (particulares + emigrantes).
2. Taxa de Juro representativa de Longo Prazo para a Zona Euro – médias de período.

**Unidade:** taxa de rendibilidade (%).

#### **A.V. Securities**

|  | <u><i>código</i></u> |
|--|----------------------|
| 1. <i>Securities</i> emitidas pelo sector monetário/financeiro da Zona Euro: | Smfi_T               |
| 2. <i>Securities</i> emitidas pelos Governos Centrais da Zona Euro:          | SCGov_T              |

#### **Descrição das séries (Eurostat):**

“Securities other than shares issued by euro area residents and non-residents:

1. Issues denominated in euro by issuing sector: Monetary financial Institutions – total.
2. Issues denominated in euro by issuing sector: Central Governments – total.

**Unidade:** valores em euros.

#### **A.VI. Índices Accionistas**

|  | <u><i>código</i></u> |
|--|----------------------|
| 1. Eurostoxx:                              | SX5E                 |
| 2. Futuro a 6 meses sobre o <i>brent</i> : | CD_Comdt             |

**Descrição das séries:**

1. Índice composto dos índices de acções da Zona Euro.
2. Índice dos futuros a 6 meses sobre o *brent*.

**Unidade:** cotações oficiais de final de mês.

**A.VII. Yields de Corporates**

|  | <u><i>código</i></u> |
|--|----------------------|
| 1. EG02 Yield to Maturity ( <i>designação na Eurostat</i> ): | EG2_3a5              |
| 2. EG03 Yield to Maturity ( <i>designação na Eurostat</i> ): | EG3_5a7              |
| 3. EG04 Yield to Maturity ( <i>designação na Eurostat</i> ): | EG4_7a10             |

**Descrição das séries:**

“Yields to maturity” de financiamentos directos dos governos da Zona Euro a *corporates* – divisão por prazos: “3 a 5 anos”, “5 a 7 anos” e “7 a 10 anos”.

Descrição na Eurostat: “Yields Euro EMU Corporates, Industrials EMU Direct Governments”.

**Unidade:** taxa da rendibilidade (%).

**ANEXOS B – Resultados dos testes de raízes unitárias: *Augmented Dickey-Fuller***

**Tabela B.I – Variáveis dos Índices de Condições Monetárias**

| Variáveis                            | Níveis   |       | t-rácios     | [R,n] |
|--------------------------------------|----------|-------|--------------|-------|
|                                      | t-rácios | [R,n] |              |       |
| <u>Taxas Euribor efectivas (3 m)</u> |          |       | 1ª dif:      |       |
| nominal                              | -2,1309  | [T,3] | -3,886**     | [C,2] |
| real                                 | -8,552** | [T,4] | -8,169**     | [C,4] |
| <u>Taxas de Câmbio efectivas</u>     |          |       | 1ª dif logs: |       |
| nominal                              | -2,719   | [T,1] | -7,889**     | [C,5] |
| real                                 | -2,759   | [T,1] | -7,811**     | [C,5] |

**Tabela B.II – Variáveis incluídas na Análise Factorial**

| Variáveis                   | Níveis   |         | t-rácios     | [R,n] |
|-----------------------------|----------|---------|--------------|-------|
|                             | t-rácios | [R,n]   |              |       |
| <u>Agregados Monetários</u> |          |         | 2ª dif logs: |       |
| M1_M3                       | -1,106   | [CTS,5] | -8,686**     | [C,3] |
| <u>Taxas de Juro</u>        |          |         | 1ª dif:      |       |
| iR_Chous                    | -2,447   | [T,3]   | -3,521**     | [C,4] |
| iRLP_2                      | -2,590   | [T,4]   | -3,716**     | [C,3] |
| <u>Securities</u>           |          |         | 2ª dif logs: |       |
| Smf_T                       | -1,078   | [CTS,5] | -11,432**    | [C,4] |
| SCGov_T                     | -7,788** | [CTS,0] | -10,045**    | [C,2] |
| <u>Índices</u>              |          |         | 2ª dif logs: |       |
| SX5E                        | -2,046   | [T,2]   | -8,537**     | [C,4] |
| CD_Comdt                    | -2,443   | [T,3]   | -8,498**     | [C,4] |
| <u>Yields de Dívida</u>     |          |         | 1ª dif:      |       |
| EG02_3a5                    | -2,721   | [T,4]   | -3,916**     | [C,3] |
| EG03_5a7                    | -2,522   | [T,4]   | -4,224**     | [C,3] |
| EG04_7a10                   | -2,654   | [T,4]   | -3,702**     | [C,3] |

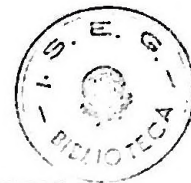


Tabela B.III – Variáveis utilizadas na estimação dos multiplicadores de longo prazo

| Variáveis    | Níveis   |         | t-rácios                  | [R,n] |
|--------------|----------|---------|---------------------------|-------|
|              | t-rácios | [R,n]   |                           |       |
| <u>IHPC</u>  | -2,0374  | [CTS,1] | 2° dif logs:<br>-8,490**  | [C,4] |
| <u>Y Gap</u> | -3,493** | [C,4]   | nível<br>-3,493**         | [C,4] |
| <u>Brent</u> | -2,,353  | [T,4]   | 2° dif logs:<br>-8,45'0** | [C,4] |

## Notas:

1. A tabela apresenta os rácios t das estimativas OLS de  $\alpha$  na seguinte regressão:

$$\Delta y = \mu + \gamma t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \beta \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

2. [R,n]: R especifica o tipo de regressão (T= com constante e tendência; C= com constante e sem tendência; e CTS= com constante, tendência e sazonalidade); n corresponde ao número de *lags*.

3. \* e \*\* correspondem à rejeição da hipótese nula ( $\alpha=0$ ) com níveis de significância de 5% e 1%, respectivamente, de acordo com os valores críticos de MacKinnon (1991).

4. 1ª dif: primeiras diferenças.

5. 1ª dif logs: primeiras diferenças de logaritmos.

6. 2ª dif logs: segundas diferenças de logaritmos.

**ANEXOS C – Resultados da Análise Factorial: Output do SPSS**

**Tabela C.I – Matriz de Correlações**

| Correlation Matrix <sup>a</sup> |          |        |            |        |        |        |        |        |        |             |             |
|---------------------------------|----------|--------|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------------|-------------|
|                                 |          | IRLP2  | IR_Ch<br>s | E_3A5  | E_5A7  | E_7A10 | M3_M1  | SX5E   | Comty  | Smfi_<br>T3 | SCgov<br>T3 |
| Correlation                     | IRLP2    | 1,000  | 0,374      | 0,807  | 0,871  | 0,889  | -0,049 | -0,259 | -0,134 | -0,158      | -0,014      |
|                                 | IR_CHS   | 0,374  | 1,000      | 0,387  | 0,386  | 0,287  | -0,044 | -0,025 | -0,062 | -0,057      | -0,043      |
|                                 | E_3A5    | 0,807  | 0,387      | 1,000  | 0,877  | 0,908  | -0,078 | -0,240 | -0,156 | -0,137      | -0,050      |
|                                 | E_5A7    | 0,871  | 0,386      | 0,877  | 1,000  | 0,888  | -0,047 | -0,305 | -0,192 | -0,150      | -0,029      |
|                                 | E_7A10   | 0,889  | 0,287      | 0,908  | 0,888  | 1,000  | -0,084 | -0,283 | -0,170 | -0,159      | -0,044      |
|                                 | M3_M1    | -0,049 | -0,044     | -0,078 | -0,047 | -0,084 | 1,000  | 0,255  | 0,086  | 0,350       | 0,319       |
|                                 | SX5E     | -0,259 | -0,025     | -0,240 | -0,305 | -0,283 | 0,255  | 1,000  | 0,526  | 0,180       | -0,021      |
|                                 | COMTY    | -0,134 | -0,062     | -0,156 | -0,192 | -0,170 | 0,086  | 0,526  | 1,000  | 0,022       | 0,057       |
|                                 | SMFI_T3  | -0,158 | -0,057     | -0,137 | -0,150 | -0,159 | 0,350  | 0,180  | 0,022  | 1,000       | 0,302       |
|                                 | SCgov_T3 | -0,014 | -0,043     | -0,050 | -0,029 | -0,044 | 0,319  | -0,021 | 0,057  | 0,302       | 1,000       |
| Sig. (1-tailed)                 | IRLP2    |        | 0,000      | 0,000  | 0,000  | 0,000  | 0,292  | 0,001  | 0,064  | 0,037       | 0,439       |
|                                 | IR_CHS   | 0,000  |            | 0,000  | 0,000  | 0,000  | 0,310  | 0,387  | 0,241  | 0,259       | 0,313       |
|                                 | E_3A5    | 0,000  | 0,000      |        | 0,000  | 0,000  | 0,190  | 0,003  | 0,039  | 0,060       | 0,287       |
|                                 | E_5A7    | 0,000  | 0,000      | 0,000  |        | 0,000  | 0,297  | 0,000  | 0,014  | 0,044       | 0,371       |
|                                 | E_7A10   | 0,000  | 0,000      | 0,000  | 0,000  |        | 0,172  | 0,001  | 0,026  | 0,035       | 0,311       |
|                                 | M3_M1    | 0,292  | 0,310      | 0,190  | 0,297  | 0,172  |        | 0,002  | 0,164  | 0,000       | 0,000       |
|                                 | SX5E     | 0,001  | 0,387      | 0,003  | 0,000  | 0,001  | 0,002  |        | 0,000  | 0,020       | 0,406       |
|                                 | COMTY    | 0,064  | 0,241      | 0,039  | 0,014  | 0,026  | 0,164  | 0,000  |        | 0,401       | 0,260       |
|                                 | SMFI_T3  | 0,037  | 0,259      | 0,060  | 0,044  | 0,035  | 0,000  | 0,020  | 0,401  |             | 0,000       |
|                                 | SCgov_T3 | 0,439  | 0,313      | 0,287  | 0,371  | 0,311  | 0,000  | 0,406  | 0,260  | 0,000       |             |

a. Determinant = 2,056E-03.

**Tabela C.II – Inversa da Matriz de Correlações**

| Inverse of Correlation Matrix |        |            |        |        |        |        |        |        |             |              |  |
|-------------------------------|--------|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------------|--------------|--|
|                               | IRLP2  | IR_Ch<br>s | E_3A5  | E_5A7  | E_7A10 | M3_M1  | SX5E   | Comty  | Smfi_<br>T3 | SCgo<br>v T3 |  |
| IRLP2                         | 6,153  | -0,657     | 1,434  | -2,447 | -4,433 | -0,098 | 0,033  | -0,22  | 0,129       | -0,131       |  |
| IR_CHS                        | -0,657 | 1,352      | -0,822 | -0,351 | 1,232  | 0,076  | -0,153 | 0,083  | -0,003      | 0,02         |  |
| E_3A5                         | 1,434  | -0,822     | 7,347  | -2,563 | -5,507 | 0,101  | -0,221 | -0,038 | -0,077      | 0,024        |  |
| E_5A7                         | -2,447 | -0,351     | -2,563 | 6,929  | -1,413 | -0,283 | 0,451  | 0,127  | 0,062       | 0,038        |  |
| E_7A10                        | -4,433 | 1,232      | -5,507 | -1,413 | 10,92  | 0,184  | 0,103  | 0,135  | 0,033       | 0,079        |  |
| M3_M1                         | -0,098 | 0,076      | 0,101  | -0,283 | 0,184  | 1,306  | -0,365 | 0,089  | -0,304      | -0,331       |  |
| SX5E                          | 0,033  | -0,153     | -0,221 | 0,451  | 0,103  | -0,365 | 1,663  | -0,788 | -0,18       | 0,251        |  |
| COMTY                         | -0,22  | 0,083      | -0,038 | 0,127  | 0,135  | 0,089  | -0,788 | 1,43   | 0,132       | -0,158       |  |
| SMFI_T3                       | 0,129  | -0,003     | -0,077 | 0,062  | 0,033  | -0,304 | -0,18  | 0,132  | 1,247       | -0,29        |  |
| SCgov_T3                      | -0,131 | 0,02       | 0,024  | 0,038  | 0,079  | -0,331 | 0,251  | -0,158 | -0,29       | 1,212        |  |

Tabela C.III – Matriz Anti-Imagem

| Anti-image Matrices    |          |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
|------------------------|----------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Anti-image Covariance  |          | IRLP2             | IR_Ch<br>s        | E_3A5             | E_5A7             | E_7A10            | M3_M1             | SX5E              | Comty             | Smfi_<br>T3       | SCgo<br>v T3      |
|                        | IRLP2    | 0,163             | -0,079            | 0,032             | -0,057            | -0,066            | -0,012            | 0,003             | -0,025            | 0,017             | -0,018            |
|                        | IR_CHS   | -0,079            | 0,740             | -0,083            | -0,037            | 0,083             | 0,043             | -0,068            | 0,043             | -0,002            | 0,012             |
|                        | E_3A5    | 0,032             | -0,083            | 0,136             | -0,050            | -0,069            | 0,010             | -0,018            | -0,004            | -0,008            | 0,003             |
|                        | E_5A7    | -0,057            | -0,037            | -0,050            | 0,144             | -0,019            | -0,031            | 0,039             | 0,013             | 0,007             | 0,005             |
|                        | E_7A10   | -0,066            | 0,083             | -0,069            | -0,019            | 0,092             | 0,013             | 0,006             | 0,009             | 0,002             | 0,006             |
|                        | M3_M1    | -0,012            | 0,043             | 0,010             | -0,031            | 0,013             | 0,766             | -0,168            | 0,048             | -0,187            | -0,209            |
|                        | SX5E     | 0,003             | -0,068            | -0,018            | 0,039             | 0,006             | -0,168            | 0,601             | -0,331            | -0,087            | 0,125             |
|                        | COMTY    | -0,025            | 0,043             | -0,004            | 0,013             | 0,009             | 0,048             | -0,331            | 0,700             | 0,074             | -0,091            |
|                        | Smfi_T3  | 0,017             | -0,002            | -0,008            | 0,007             | 0,002             | -0,187            | -0,087            | 0,074             | 0,802             | -0,192            |
| SCgov_T3               | -0,018   | 0,012             | 0,003             | 0,005             | 0,006             | -0,209            | 0,125             | -0,091            | -0,192            | 0,825             |                   |
| Anti-image Correlation | IRLP2    | ,819 <sup>*</sup> | -0,228            | 0,213             | -0,375            | -0,541            | -0,035            | 0,010             | -0,074            | 0,047             | -0,048            |
|                        | IR_CHS   | -0,228            | ,678 <sup>*</sup> | -0,261            | -0,115            | 0,321             | 0,057             | -0,102            | 0,059             | -0,002            | 0,016             |
|                        | E_3A5    | 0,213             | -0,261            | ,800 <sup>*</sup> | -0,359            | -0,615            | 0,032             | -0,063            | -0,012            | -0,025            | 0,008             |
|                        | E_5A7    | -0,375            | -0,115            | -0,359            | ,886 <sup>*</sup> | -0,162            | -0,094            | 0,133             | 0,040             | 0,021             | 0,013             |
|                        | E_7A10   | -0,541            | 0,321             | -0,615            | -0,162            | ,766 <sup>*</sup> | 0,049             | 0,024             | 0,034             | 0,009             | 0,022             |
|                        | M3_M1    | -0,035            | 0,057             | 0,032             | -0,094            | 0,049             | ,603 <sup>*</sup> | -0,248            | 0,065             | -0,238            | -0,263            |
|                        | SX5E     | 0,010             | -0,102            | -0,063            | 0,133             | 0,024             | -0,248            | ,626 <sup>*</sup> | -0,511            | -0,125            | 0,177             |
|                        | COMTY    | -0,074            | 0,059             | -0,012            | 0,040             | 0,034             | 0,065             | -0,511            | ,570 <sup>*</sup> | 0,099             | -0,120            |
|                        | Smfi_T3  | 0,047             | -0,002            | -0,025            | 0,021             | 0,009             | -0,238            | -0,125            | 0,099             | ,708 <sup>*</sup> | -0,236            |
|                        | SCgov_T3 | -0,048            | 0,016             | 0,008             | 0,013             | 0,022             | -0,263            | 0,177             | -0,120            | -0,236            | ,540 <sup>*</sup> |

a. Measures of Sampling Adequacy (MSA).

Tabela C.IV – Variância Total Explicada – extração dos três factores

| Total Variance Explained |                     |               |              |                                  |               |              |                                |               |                  |
|--------------------------|---------------------|---------------|--------------|----------------------------------|---------------|--------------|--------------------------------|---------------|------------------|
| Com-<br>ponent           | Initial Eigenvalues |               |              | Extraction Sums Squared Loadings |               |              | Rotation Sums Squared Loadings |               |                  |
|                          | Total               | % of Variance | Cumulative % | Total                            | % of Variance | Cumulative % | Total                          | % of Variance | Cumulati<br>ve % |
| 1                        | 4,026               | 40,261        | 40,261       | 4,026                            | 40,261        | 40,261       | 3,770                          | 37,705        | 37,705           |
| 2                        | 1,686               | 16,861        | 57,122       | 1,686                            | 16,861        | 57,122       | 1,658                          | 16,581        | 54,286           |
| 3                        | 1,332               | 13,323        | 70,445       | 1,332                            | 13,323        | 70,445       | 1,616                          | 16,159        | 70,445           |
| 4                        | 0,840               | 8,401         | 78,846       |                                  |               |              |                                |               |                  |
| 5                        | 0,732               | 7,325         | 86,171       |                                  |               |              |                                |               |                  |
| 6                        | 0,634               | 6,342         | 92,513       |                                  |               |              |                                |               |                  |
| 7                        | 0,388               | 3,878         | 96,391       |                                  |               |              |                                |               |                  |
| 8                        | 0,190               | 1,899         | 98,290       |                                  |               |              |                                |               |                  |
| 9                        | 0,113               | 1,126         | 99,415       |                                  |               |              |                                |               |                  |
| 10                       | 0,058               | 0,585         | 100,000      |                                  |               |              |                                |               |                  |

Extraction Method: Principal Component Analysis.

**Tabelas C.V e C.VI – Matrizes de Componentes e de Componentes Após Rotação**

| Component Matrix <sup>a</sup> |           |       |        | Rotated Component Matrix <sup>aa</sup> |           |        |        |
|-------------------------------|-----------|-------|--------|--|-----------|--------|--------|
|                               | Component |       |        |  | Component |        |        |
|                               | 1         | 2     | 3      |  | 1         | 2      | 3      |
| IRLP2                         | 0,941     | 0,148 | 0,027  | IRLP2                                  | 0,935     | -0,028 | -0,182 |
| IR_ChS                        | 0,940     | 0,130 | 0,050  | IR_ChS                                 | 0,933     | -0,055 | -0,170 |
| E_3A5                         | 0,923     | 0,152 | 0,089  | E_3A5                                  | 0,930     | -0,051 | -0,122 |
| E_5A7                         | 0,915     | 0,168 | 0,075  | E_5A7                                  | 0,924     | -0,030 | -0,124 |
| E_7A10                        | 0,458     | 0,132 | 0,217  | E_7A10                                 | 0,508     | -0,060 | 0,112  |
| M3_M1                         | -0,168    | 0,733 | -0,174 | M3_M1                                  | 0,005     | 0,742  | 0,212  |
| SX5E                          | -0,250    | 0,617 | -0,335 | SX5E                                   | -0,011    | 0,737  | -0,101 |
| Comty                         | -0,094    | 0,590 | -0,443 | Comty                                  | -0,132    | 0,732  | 0,048  |
| Smfi_T3                       | -0,291    | 0,345 | 0,719  | Smfi_T3                                | -0,161    | 0,134  | 0,858  |
| SCgov_T3                      | -0,417    | 0,439 | 0,643  | SCgov_T3                               | -0,053    | -0,004 | 0,847  |

*Extraction Method: Principal Components Analysis*

*Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization*

a. 3 components extracted.

aa. Rotation converged in 6 iterations.

**Tabela C.VII – Matriz de Transformação das Componentes**

| Component Transformation Matrix |       |        |        |  |
|---------------------------------|-------|--------|--------|--|
| Component                       | 1     | 2      | 3      |  |
| 1                               | 0,946 | -0,152 | -0,285 |  |
| 2                               | 0,267 | 0,864  | 0,428  |  |
| 3                               | 0,181 | -0,481 | 0,858  |  |

*Extraction Method: Principal Components Analysis*

*Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization*

Tabela C.VIII – Matriz dos Coeficientes dos Scores das Componentes

| Component Score Coefficient Matrix |           |        |        |
|------------------------------------|-----------|--------|--------|
|                                    | Component |        |        |
|                                    | 1         | 2      | 3      |
| IRLP2                              | 0,252     | 0,025  | 0,026  |
| IR_ChS                             | 0,158     | -0,028 | 0,141  |
| E_3A5                              | 0,253     | 0,011  | 0,031  |
| E_5A7                              | 0,248     | 0,031  | -0,012 |
| E_7A10                             | 0,248     | 0,013  | -0,001 |
| M3_M1                              | 0,053     | 0,445  | 0,085  |
| SX5E                               | 0,059     | 0,009  | 0,555  |
| Comty                              | 0,084     | -0,072 | 0,571  |
| Smfi_T3                            | -0,007    | 0,446  | -0,041 |
| SCgov_T3                           | 0,011     | 0,466  | -0,129 |

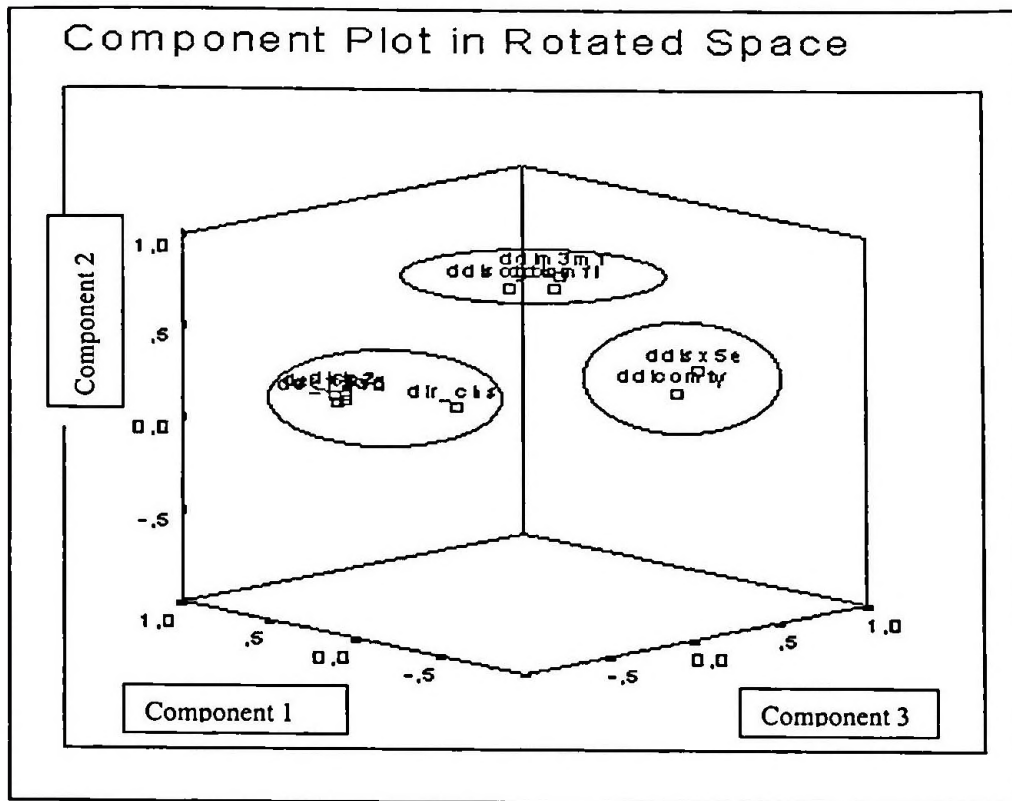
Extraction Method: Principal Components Analysis  
 Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization  
 Component Scores

Tabela C.IX - Matriz das Covariâncias dos Scores das Componentes

| Component Score Covariance Matrix |       |       |       |
|-----------------------------------|-------|-------|-------|
| Component                         | 1     | 2     | 3     |
| 1                                 | 1,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2                                 | 0,000 | 1,000 | 0,000 |
| 3                                 | 0,000 | 0,000 | 1,000 |

Extraction Method: Principal Components Analysis  
 Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization  
 Component scores

Gráfico C.I – Representação Espacial das Componentes



ANEXOS D – Outputs EconométricosOutput D.1 – Índice de Condições Financeiras Real**D.1.I – Ordem do VAR (8): modelo irrestrito, incluindo todos os factores**

Estimating the unrestricted reduced form by OLS. The present sample is: 1991 (11) to 2001 (12).

1 equations estimated.

F-test on all regressors except unrestricted,  $F(56,54)=4.372[0.000]**$  variables entered unrestricted:

Seasonal\_10 Constant Seasonal Seasonal\_1 Seasonal\_2 Seasonal\_3  
Seasonal\_4 Seasonal\_5 Seasonal\_6 Seasonal\_7 Seasonal\_8 Seasonal\_9

F-tests on retained regressors,  $F(1, 54)$

|            |            |          |    |            |            |             |
|------------|------------|----------|----|------------|------------|-------------|
| DLTxPI_1   | 0.422756   | [0.5183] |    | DLTxPI_2   | 0.793233   | [0.3771]    |
| DLTxPI_3   | 8.12881    | [0.0062] | ** | DLTxPI_4   | 0.644797   | [0.4255]    |
| DLTxPI_5   | 0.643400   | [0.4260] |    | DLTxPI_6   | 0.147046   | [0.7029]    |
| DLTxPI_7   | 0.0104937  | [0.9188] |    | DLTxPI_8   | 0.530793   | [0.4694]    |
| DDLbrt_1   | 2.05059    | [0.1579] |    | DDLbrt_2   | 3.10466    | [0.0837]    |
| DDLbrt_3   | 9.78543    | [0.0028] | ** | DDLbrt_4   | 3.36688    | [0.0720]    |
| DDLbrt_5   | 0.399477   | [0.5300] |    | DDLbrt_6   | 0.364683   | [0.5484]    |
| DDLbrt_7   | 0.326403   | [0.5702] |    | DDLbrt_8   | 0.100504   | [0.7524]    |
| DTxJ_rl_1  | 0.248066   | [0.6205] |    | DTxJ_rl_2  | 0.196636   | [0.6592]    |
| DTxJ_rl_3  | 2.85300    | [0.0970] |    | DTxJ_rl_4  | 0.00251414 | [0.9602]    |
| DTxJ_rl_5  | 0.00278116 | [0.9581] |    | DTxJ_rl_6  | 1.16690    | [0.2848]    |
| DTxJ_rl_7  | 0.117869   | [0.7327] |    | DTxJ_rl_8  | 0.195151   | [0.6604]    |
| Fc1_Jur_1  | 5.34415    | [0.0246] | *  | Fc1_Jur_2  | 5.08334    | [0.0282] *  |
| Fc1_Jur_3  | 1.87215    | [0.1769] |    | Fc1_Jur_4  | 1.92647    | [0.1708]    |
| Fc1_Jur_5  | 0.121979   | [0.7283] |    | Fc1_Jur_6  | 0.215338   | [0.6445]    |
| Fc1_Jur_7  | 0.0628740  | [0.8030] |    | Fc1_Jur_8  | 9.06628    | [0.0040] ** |
| Fc3_Ind_1  | 0.00197756 | [0.9647] |    | Fc3_Ind_2  | 0.103161   | [0.7493]    |
| Fc3_Ind_3  | 0.0881658  | [0.7677] |    | Fc3_Ind_4  | 0.0385429  | [0.8451]    |
| Fc3_Ind_5  | 0.514336   | [0.4764] |    | Fc3_Ind_6  | 0.00109834 | [0.9737]    |
| Fc3_Ind_7  | 4.44302    | [0.0397] | *  | Fc3_Ind_8  | 8.53446    | [0.0051] ** |
| Fc2_Sc_1   | 0.248446   | [0.6202] |    | Fc2_Sc_2   | 0.140246   | [0.7095]    |
| Fc2_Sc_3   | 6.96216    | [0.0109] | *  | Fc2_Sc_4   | 13.8658    | [0.0005] ** |
| Fc2_Sc_5   | 3.83370    | [0.0554] |    | Fc2_Sc_6   | 0.0228585  | [0.8804]    |
| Fc2_Sc_7   | 0.651893   | [0.4230] |    | Fc2_Sc_8   | 0.0135408  | [0.9078]    |
| DLTxC_rl_1 | 3.72553    | [0.0588] |    | DLTxC_rl_2 | 0.225854   | [0.6365]    |
| DLTxC_rl_3 | 0.973683   | [0.3282] |    | DLTxC_rl_4 | 1.04800    | [0.3105]    |
| DLTxC_rl_5 | 1.16478    | [0.2853] |    | DLTxC_rl_6 | 0.290243   | [0.5923]    |
| DLTxC_rl_7 | 6.36981    | [0.0146] | *  | DLTxC_rl_8 | 1.95155    | [0.1681]    |

correlation of actual and fitted

DLTxPI 0.92892

DLTxPI :Portmanteau 12 lags = 11.313

DLTxPI :AR 1- 7  $F(7, 47) = 0.87972 [0.5297]$

DLTxPI :Normality  $\chi^2(2) = 0.20161 [0.9041]$

DLTxPI :ARCH 7  $F(7, 40) = 0.10516 [0.9977]$

Vector portmanteau 12 lags = 9.5621

Vector AR 1-7  $F(7, 47) = 0.87972 [0.5297]$

Vector normality  $\chi^2(2) = 0.20161 [0.9041]$

$R^2(LR) = 0.81932$   $R^2(LM) = 0.81932$

$R^2 = 0.862902$   $F(67,54) = 5.0728 [0.0000]$   $\sigma = 0.0135378$  DW = 2.01

RSS = 0.009896738016 for 68 variables and 122 observations

Instability tests, variance: 0.116624 joint: 12.2253

Information Criteria: SC=-6.74192; HQ=-7.67002; FPE=0.000285425

**D.1.II - Significância individual dos factores – teste de causalidade à Granger**

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(8,54)=0.4865  
[0.8605]

Zero restrictions on: DTxJ\_rl\_1 DTxJ\_rl\_2 DTxJ\_rl\_3 DTxJ\_rl\_4  
DTxJ\_rl\_5 DTxJ\_rl\_6 DTxJ\_rl\_7 DTxJ\_rl\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(8,54)=2.1414  
[0.0473]\*

Zero restrictions on: DLTxC\_rl\_1 DLTxC\_rl\_2 DLTxC\_rl\_3 DLTxC\_rl\_4  
DLTxC\_rl\_5 DLTxC\_rl\_6 DLTxC\_rl\_7 DLTxC\_rl\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(8,54)=2.4694  
[0.0233]\*

Zero restrictions on: Fc1\_Jur\_1 Fc1\_Jur\_2 Fc1\_Jur\_3 Fc1\_Jur\_4  
Fc1\_Jur\_5 Fc1\_Jur\_6 Fc1\_Jur\_7 Fc1\_Jur\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(8,54)=3.1411  
[0.0054]\*\*

Zero restrictions on: Fc2\_Sc\_1 Fc2\_Sc\_2 Fc2\_Sc\_3 Fc2\_Sc\_4 Fc2\_Sc\_5  
Fc2\_Sc\_6 Fc2\_Sc\_7 Fc2\_Sc\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(8,54)=1.7802  
[0.1014]

Zero restrictions on: Fc3\_Ind\_1 Fc3\_Ind\_2 Fc3\_Ind\_3 Fc3\_Ind\_4  
Fc3\_Ind\_5 Fc3\_Ind\_6 Fc3\_Ind\_7 Fc3\_Ind\_8

**D.1.III – Modelo com restrições nos lags e excluindo o Factor 1**

Estimating the unrestricted reduced form by OLS. The present sample is:  
1991 (11) to 2001 (12).

1 equations estimated.

F-test on all regressors except unrestricted, F(35,79)=6.6477  
[0.0000]\*\*

variables entered unrestricted:

Constant Seasonal\_2 Seasonal\_3 Seasonal\_5 Seasonal\_6 Seasonal\_8  
Seasonal\_9 Seasonal\_10

F-tests on retained regressors, F(1, 79)

|            |            |          |    |            |           |          |    |
|------------|------------|----------|----|------------|-----------|----------|----|
| DLTxPI_1   | 78.3915    | [0.0000] | ** | DLTxPI_2   | 76.7701   | [0.0000] | ** |
| DLTxPI_3   | 45.8381    | [0.0000] | ** | DLTxPI_4   | 33.0118   | [0.0000] | ** |
| DLTxPI_5   | 25.5839    | [0.0000] | ** | DLTxPI_6   | 14.4761   | [0.0003] | ** |
| DLTxPI_7   | 13.4686    | [0.0004] | ** | DLTxPI_8   | 0.167144  | [0.6838] |    |
| DDLbrt_1   | 3.93753    | [0.0507] |    | DDLbrt_2   | 2.06403   | [0.1548] |    |
| DDLbrt_3   | 4.43660    | [0.0384] | *  | DDLbrt_4   | 9.19724   | [0.0033] | ** |
| DDLbrt_5   | 2.13679    | [0.1478] |    | DDLbrt_6   | 2.23827   | [0.1386] |    |
| DTxJ_rl_8  | 0.00827541 | [0.9277] |    | DLTxC_rl_1 | 8.36028   | [0.0050] | ** |
| DLTxC_rl_2 | 0.724354   | [0.3973] |    | DLTxC_rl_6 | 0.0354178 | [0.8512] |    |
| DLTxC_rl_7 | 4.81455    | [0.0312] | *  | Fc1_Jur_1  | 4.70236   | [0.0331] | *  |
| Fc1_Jur_2  | 8.45797    | [0.0047] | ** | Fc1_Jur_3  | 2.55183   | [0.1142] |    |
| Fc1_Jur_4  | 0.545985   | [0.4622] |    | Fc1_Jur_6  | 0.490340  | [0.4858] |    |
| Fc1_Jur_7  | 1.55451    | [0.2162] |    | Fc2_Sc_3   | 23.7083   | [0.0000] | ** |
| Fc2_Sc_4   | 26.4637    | [0.0000] | ** | Fc2_Sc_5   | 11.3807   | [0.0012] | ** |
| Fc2_Sc_8   | 0.804391   | [0.3725] |    | Fc3_Ind_1  | 0.0702028 | [0.7917] |    |
| Fc3_Ind_3  | 0.228337   | [0.6341] |    | Fc3_Ind_4  | 3.87234   | [0.0526] |    |
| Fc3_Ind_5  | 5.90493    | [0.0174] | *  | Fc3_Ind_6  | 1.40159   | [0.2400] |    |
| Fc3_Ind_7  | 0.149922   | [0.6997] |    |            |           |          |    |

correlation of actual and fitted

DLTxPI 0.89321

DLTxPI :Portmanteau 12 lags = 13.703

DLTxPI :AR 1- 7 F(7, 72) = 0.96124 [0.4660]

DLTxPI :Normality Chi<sup>2</sup>(2) = 2.491 [0.2878]

DLTxPI :ARCH 7 F(7, 65) = 0.42168 [0.8854]

DLTxPI :Xi<sup>2</sup> F(70, 8) = 0.15932 [1.0000]

Vector portmanteau 12 lags = 11.858

Vector AR 1-7 F(7, 72) = 0.96124 [0.4660]

Vector normality Chi<sup>2</sup>(2) = 2.491 [0.2878]

Vector Xi<sup>2</sup> F(70, 8) = 0.15932 [1.0000]

Modelling DLTxPI by OLS. The present sample is: 1991 (11) to 2001 (12)

| Variable    | Coefficient | Std.Error | t-value | t-prob | PartR <sup>2</sup> | Instab |
|-------------|-------------|-----------|---------|--------|--------------------|--------|
| Constant    | -0.0061293  | 0.0025143 | -2.438  | 0.0170 | 0.0700             | 0.10   |
| DLTxPI_1    | -0.89440    | 0.10102   | -8.854  | 0.0000 | 0.4981             | 0.16   |
| DLTxPI_2    | -0.96389    | 0.11001   | -8.762  | 0.0000 | 0.4928             | 0.06   |
| DLTxPI_3    | -0.89604    | 0.13235   | -6.770  | 0.0000 | 0.3672             | 0.08   |
| DLTxPI_4    | -0.70820    | 0.12326   | -5.746  | 0.0000 | 0.2947             | 0.35   |
| DLTxPI_5    | -0.62206    | 0.12298   | -5.058  | 0.0000 | 0.2446             | 0.20   |
| DLTxPI_6    | -0.43835    | 0.11521   | -3.805  | 0.0003 | 0.1549             | 0.33   |
| DLTxPI_7    | -0.37561    | 0.10235   | -3.670  | 0.0004 | 0.1457             | 0.57*  |
| DLTxPI_8    | -0.24144    | 0.59057   | -0.409  | 0.6838 | 0.0021             | 0.05   |
| DDLbrt_1    | 0.0021004   | 0.0010585 | 1.984   | 0.0507 | 0.0475             | 0.05   |
| DDLbrt_2    | 0.0019244   | 0.0013395 | 1.437   | 0.1548 | 0.0255             | 0.09   |
| DDLbrt_3    | 0.0027991   | 0.0013289 | 2.106   | 0.0384 | 0.0532             | 0.02   |
| DDLbrt_4    | 0.0040319   | 0.0013295 | 3.033   | 0.0033 | 0.1043             | 0.03   |
| DDLbrt_5    | 0.0017727   | 0.0012127 | 1.462   | 0.1478 | 0.0263             | 0.11   |
| DDLbrt_6    | 0.0015169   | 0.0010139 | 1.496   | 0.1386 | 0.0276             | 0.05   |
| DTxJ_rl_8   | -0.054413   | 0.59815   | -0.091  | 0.9277 | 0.0001             | 0.06   |
| DLTxC_rl_1  | -0.027970   | 0.0096734 | -2.891  | 0.0050 | 0.0957             | 0.07   |
| DLTxC_rl_2  | 0.0081453   | 0.0095704 | 0.851   | 0.3973 | 0.0091             | 0.53*  |
| DLTxC_rl_6  | -0.0017706  | 0.0094084 | -0.188  | 0.8512 | 0.0004             | 0.27   |
| DLTxC_rl_7  | -0.020727   | 0.0094460 | -2.194  | 0.0312 | 0.0574             | 0.35   |
| Fc1_Jur_1   | -0.0033674  | 0.0015529 | -2.168  | 0.0331 | 0.0562             | 0.65*  |
| Fc1_Jur_2   | 0.0050408   | 0.0017333 | 2.908   | 0.0047 | 0.0967             | 0.45   |
| Fc1_Jur_3   | -0.0029256  | 0.0018314 | -1.597  | 0.1142 | 0.0313             | 0.07   |
| Fc1_Jur_4   | -0.0012946  | 0.0017520 | -0.739  | 0.4622 | 0.0069             | 0.05   |
| Fc1_Jur_6   | -0.0011534  | 0.0016471 | -0.700  | 0.4858 | 0.0062             | 0.08   |
| Fc1_Jur_7   | 0.0021871   | 0.0017542 | 1.247   | 0.2162 | 0.0193             | 0.11   |
| Fc2_Sc_3    | 0.010278    | 0.0021108 | 4.869   | 0.0000 | 0.2308             | 0.16   |
| Fc2_Sc_4    | 0.012967    | 0.0025207 | 5.144   | 0.0000 | 0.2509             | 0.14   |
| Fc2_Sc_5    | 0.0072078   | 0.0021366 | 3.374   | 0.0012 | 0.1259             | 0.18   |
| Fc2_Sc_8    | 0.0014413   | 0.0016071 | 0.897   | 0.3725 | 0.0101             | 0.12   |
| Fc3_Ind_1   | 0.00037435  | 0.0014129 | 0.265   | 0.7917 | 0.0009             | 0.07   |
| Fc3_Ind_3   | 0.00082906  | 0.0017350 | 0.478   | 0.6341 | 0.0029             | 0.05   |
| Fc3_Ind_4   | 0.0042768   | 0.0021734 | 1.968   | 0.0526 | 0.0467             | 0.12   |
| Fc3_Ind_5   | 0.0057913   | 0.0023833 | 2.430   | 0.0174 | 0.0695             | 0.12   |
| Fc3_Ind_6   | 0.0033086   | 0.0027947 | 1.184   | 0.2400 | 0.0174             | 0.11   |
| Fc3_Ind_7   | 0.00083031  | 0.0021444 | 0.387   | 0.6997 | 0.0019             | 0.10   |
| Seasonal_2  | 0.0041799   | 0.0068646 | 0.609   | 0.5443 | 0.0047             | 0.07   |
| Seasonal_3  | -0.0058220  | 0.0069544 | -0.837  | 0.4050 | 0.0088             | 0.12   |
| Seasonal_5  | -0.0096306  | 0.0066610 | -1.446  | 0.1522 | 0.0258             | 0.11   |
| Seasonal_6  | -0.0061483  | 0.0063943 | -0.962  | 0.3392 | 0.0116             | 0.08   |
| Seasonal_8  | 0.0073734   | 0.0059571 | 1.238   | 0.2195 | 0.0190             | 0.50*  |
| Seasonal_9  | 0.040030    | 0.0058195 | 6.879   | 0.0000 | 0.3746             | 0.08   |
| Seasonal_10 | 0.021574    | 0.0065188 | 3.310   | 0.0014 | 0.1218             | 0.07   |

R<sup>2</sup> = 0.797816 F(42,79) = 7.4222 [0.0000] \sigma=0.0135922 DW = 2.13

RSS = 0.01459508852 for 43 variables and 122 observations

Instability tests, variance: 0.102859 joint: 7.55526

Information Criteria: SC = -7.33787; HQ = -7.92476; FPE = 0.000249864  
R<sup>2</sup>(LR) = 0.746527 R<sup>2</sup>(LM) = 0.746527

**D.1.IV - Teste de causalidade à Granger das variáveis no modelo restrito:**

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes  
F(1,79)=0.0082754[0.9277]  
Zero restrictions on: DTxJ\_rl\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(4,79)=3.8259  
[0.0068]\*\*  
Zero restrictions on: DLTxC\_rl\_1 DLTxC\_rl\_2 DLTxC\_rl\_6 DLTxC\_rl\_7

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(6,79)=2.5603  
[0.0256]\*  
Zero restrictions on: Fc1\_Jur\_1 Fc1\_Jur\_2 Fc1\_Jur\_3 Fc1\_Jur\_4  
Fc1\_Jur\_6 Fc1\_Jur\_7

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(4,79)=7.8721  
[0.0000]\*\*  
Zero restrictions on: Fc2\_Sc\_3 Fc2\_Sc\_4 Fc2\_Sc\_5 Fc2\_Sc\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(6,79)=1.1778  
[0.3267]  
Zero restrictions on: Fc3\_Ind\_1 Fc3\_Ind\_3 Fc3\_Ind\_4 Fc3\_Ind\_5  
Fc3\_Ind\_6 Fc3\_Ind\_7

**D.1.V – Significância individual dos lags eliminados:**

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(25,54)=1.0254  
[0.4542]  
Zero restrictions on:  
DDLbrt\_7 DDLbrt\_8 DTxJ\_rl\_1 DTxJ\_rl\_2 DTxJ\_rl\_3 DTxJ\_rl\_4 DTxJ\_rl\_5  
DTxJ\_rl\_6 DTxJ\_rl\_7 DLTxC\_rl\_3 DLTxC\_rl\_4 DLTxC\_rl\_5 DLTxC\_rl\_8  
Fc1\_Jur\_5 Fc1\_Jur\_8 Fc2\_Sc\_1 Fc2\_Sc\_2 Fc2\_Sc\_6 Fc2\_Sc\_7 Fc3\_Ind\_2  
Fc3\_Ind\_8 Seasonal Seasonal\_1 Seasonal\_4 Seasonal\_7

**D.1.VI – Robustez dos elementos do ICF, incluindo o output gap no modelo restrito:**

Estimating the unrestricted reduced form by OLS. The present sample is:  
1991 (11) to 2001 (12)  
1 equations estimated  
F-test on all regressors except unrestricted, F(43,71)=5.3701  
[0.0000]\*\*  
variables entered unrestricted:  
Constant Seasonal\_2 Seasonal\_3 Seasonal\_5 Seasonal\_6 Seasonal\_8  
Seasonal\_9 Seasonal\_10

F-tests on retained regressors, F(1, 71)

|            |           |          |    |            |            |          |    |
|------------|-----------|----------|----|------------|------------|----------|----|
| DLTxPI_1   | 73.3823   | [0.0000] | ** | DLTxPI_2   | 70.6142    | [0.0000] | ** |
| DLTxPI_3   | 42.0850   | [0.0000] | ** | DLTxPI_4   | 29.0367    | [0.0000] | ** |
| DLTxPI_5   | 20.1364   | [0.0000] | ** | DLTxPI_6   | 11.4849    | [0.0011] | ** |
| DLTxPI_7   | 9.44692   | [0.0030] | ** | DLTxPI_8   | 0.476872   | [0.4921] |    |
| DDLbrt_1   | 3.23832   | [0.0762] |    | DDLbrt_2   | 1.73524    | [0.1920] |    |
| DDLbrt_3   | 3.44304   | [0.0677] |    | DDLbrt_4   | 6.88399    | [0.0106] | *  |
| DDLbrt_5   | 1.24406   | [0.2685] |    | DDLbrt_6   | 1.62753    | [0.2062] |    |
| DTxJ_rl_8  | 0.204786  | [0.6523] |    | DLTxC_rl_1 | 7.45783    | [0.0080] | ** |
| DLTxC_rl_2 | 1.04818   | [0.3094] |    | DLTxC_rl_6 | 0.0664910  | [0.7973] |    |
| DLTxC_rl_7 | 6.02513   | [0.0166] | *  | Fc1_Jur_1  | 3.02590    | [0.0863] |    |
| Fc1_Jur_2  | 9.85623   | [0.0025] | ** | Fc1_Jur_3  | 1.41998    | [0.2374] |    |
| Fc1_Jur_4  | 0.231265  | [0.6321] |    | Fc1_Jur_6  | 0.127861   | [0.7217] |    |
| Fc1_Jur_7  | 0.548802  | [0.4613] |    | Fc2_Sc_3   | 20.8941    | [0.0000] | ** |
| Fc2_Sc_4   | 25.8094   | [0.0000] | ** | Fc2_Sc_5   | 11.2496    | [0.0013] | ** |
| Fc2_Sc_8   | 0.809214  | [0.3714] |    | Fc3_Ind_1  | 0.00385932 | [0.9506] |    |
| Fc3_Ind_3  | 0.158994  | [0.6913] |    | Fc3_Ind_4  | 4.01863    | [0.0488] | *  |
| Fc3_Ind_5  | 6.94611   | [0.0103] | *  | Fc3_Ind_6  | 1.97491    | [0.1643] |    |
| Fc3_Ind_7  | 0.391708  | [0.5334] |    | Ygap_1     | 0.0881332  | [0.7674] |    |
| Ygap_2     | 0.162615  | [0.6880] |    | Ygap_3     | 1.39184    | [0.2420] |    |
| Ygap_4     | 0.435656  | [0.5114] |    | Ygap_5     | 0.0557889  | [0.8140] |    |
| Ygap_6     | 0.0257250 | [0.8730] |    | Ygap_7     | 0.955586   | [0.3316] |    |
| Ygap_8     | 2.06264   | [0.1553] |    |            |            |          |    |

correlation of actual and fitted

DLTxPI 0.90134

DLTxPI :Portmanteau 12 lags = 16.371

DLTxPI :AR 1- 7 F(7, 64) = 1.0085 [0.4338]

DLTxPI :Normality Chi<sup>2</sup>(2)= 0.668 [0.7161]

DLTxPI :ARCH 7 F(7, 57) = 0.17596 [0.9892]

Vector portmanteau 12 lags = 14.121

Vector AR 1-7 F(7, 64) = 1.0085 [0.4338]

Vector normality Chi<sup>2</sup>(2)= 0.668 [0.7161]R<sup>2</sup>(LR) = 0.764833 R<sup>2</sup>(LM) = 0.764833**D.1.VII – Significância individual dos factores no modelo restrito, incluindo o output gap**Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(1,71)=0.20479  
[0.6523]

Zero restrictions on: DTxJ\_rl\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(4,71)=4.0773  
0.0050]\*\*

Zero restrictions on: DLTxC\_rl\_1 DLTxC\_rl\_2 DLTxC\_rl\_6 DLTxC\_rl\_7

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(6,71)=2.2607  
[0.0471]\*Zero restrictions on: Fc1\_Jur\_1 Fc1\_Jur\_2 Fc1\_Jur\_3 Fc1\_Jur\_4  
Fc1\_Jur\_6 Fc1\_Jur\_7Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(4,71)=7.3904  
[0.0000]\*\*

Zero restrictions on: Fc2\_Sc\_3 Fc2\_Sc\_4 Fc2\_Sc\_5 Fc2\_Sc\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(6,71)=1.3664  
[0.2401]Zero restrictions on: Fc3\_Ind\_1 Fc3\_Ind\_3 Fc3\_Ind\_4 Fc3\_Ind\_5  
Fc3\_Ind\_6 Fc3\_Ind\_7

## Output D.2 – Índice de Condições Financeiras Nominal

## D.2.I – Ordem do VAR (8): modelo irrestrito, incluindo todos os factores

Estimating the unrestricted reduced form by OLS. The present sample is: 1991 (11) to 2001 (12).

1 equations estimated.

F-test on all regressors except unrestricted,  $F(56,54)=4.478[0.000]**$  variables entered unrestricted:

|             |            |            |            |            |            |
|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| Seasonal_4  | Seasonal_5 | Seasonal_6 | Seasonal_7 | Seasonal_8 | Seasonal_9 |
| Seasonal_10 | Constant   | Seasonal   | Seasonal_1 | Seasonal_2 | Seasonal_3 |

F-tests on retained regressors,  $F(1, 54)$

|            |           |          |    |            |            |          |    |
|------------|-----------|----------|----|------------|------------|----------|----|
| DLTxPI_1   | 51.4318   | [0.0000] | ** | DLTxPI_2   | 38.8772    | [0.0000] | ** |
| DLTxPI_3   | 21.5792   | [0.0000] | ** | DLTxPI_4   | 12.1177    | [0.0010] | ** |
| DLTxPI_5   | 10.9490   | [0.0017] | ** | DLTxPI_6   | 8.78917    | [0.0045] | ** |
| DLTxPI_7   | 7.12208   | [0.0100] | *  | DLTxPI_8   | 6.25315    | [0.0155] | *  |
| DDLbrt_1   | 2.80471   | [0.0998] |    | DDLbrt_2   | 3.20855    | [0.0789] |    |
| DDLbrt_3   | 10.4301   | [0.0021] | ** | DDLbrt_4   | 3.67251    | [0.0606] |    |
| DDLbrt_5   | 0.576124  | [0.4511] |    | DDLbrt_6   | 0.442945   | [0.5085] |    |
| DDLbrt_7   | 0.272018  | [0.6041] |    | DDLbrt_8   | 0.240723   | [0.6257] |    |
| DTxJ_nm_1  | 0.157232  | [0.6933] |    | DTxJ_nm_2  | 0.104341   | [0.7479] |    |
| DTxJ_nm_3  | 3.39852   | [0.0707] |    | DTxJ_nm_4  | 0.00212058 | [0.9634] |    |
| DTxJ_nm_5  | 0.286964  | [0.5944] |    | DTxJ_nm_6  | 0.588955   | [0.4462] |    |
| DTxJ_nm_7  | 0.222353  | [0.6392] |    | DTxJ_nm_8  | 0.341438   | [0.5614] |    |
| Fc1_Jur_1  | 5.44649   | [0.0234] | *  | Fc1_Jur_2  | 4.74505    | [0.0338] | *  |
| Fc1_Jur_3  | 1.89775   | [0.1740] |    | Fc1_Jur_4  | 1.73746    | [0.1930] |    |
| Fc1_Jur_5  | 0.0401165 | [0.8420] |    | Fc1_Jur_6  | 0.223055   | [0.6386] |    |
| Fc1_Jur_7  | 0.0835899 | [0.7736] |    | Fc1_Jur_8  | 8.69200    | [0.0047] | ** |
| Fc3_Ind_1  | 0.0461530 | [0.8307] |    | Fc3_Ind_2  | 0.00825464 | [0.9279] |    |
| Fc3_Ind_3  | 0.0632606 | [0.8024] |    | Fc3_Ind_4  | 0.107395   | [0.7444] |    |
| Fc3_Ind_5  | 0.671876  | [0.4160] |    | Fc3_Ind_6  | 0.0273116  | [0.8694] |    |
| Fc3_Ind_7  | 3.87682   | [0.0541] |    | Fc3_Ind_8  | 7.63300    | [0.0078] | ** |
| Fc2_Sc_1   | 0.296667  | [0.5882] |    | Fc2_Sc_2   | 0.201030   | [0.6557] |    |
| Fc2_Sc_3   | 7.37188   | [0.0089] | ** | Fc2_Sc_4   | 15.5390    | [0.0002] | ** |
| Fc2_Sc_5   | 4.29815   | [0.0429] | *  | Fc2_Sc_6   | 0.0719233  | [0.7896] |    |
| Fc2_Sc_7   | 0.922370  | [0.3411] |    | Fc2_Sc_8   | 0.0909940  | [0.7641] |    |
| DLTxC_nm_1 | 3.30618   | [0.0746] |    | DLTxC_nm_2 | 0.389591   | [0.5351] |    |
| DLTxC_nm_3 | 1.29631   | [0.2599] |    | DLTxC_nm_4 | 1.60264    | [0.2110] |    |
| DLTxC_nm_5 | 1.43550   | [0.2361] |    | DLTxC_nm_6 | 0.308346   | [0.5810] |    |
| DLTxC_nm_7 | 7.13252   | [0.0100] | ** | DLTxC_nm_8 | 1.67425    | [0.2012] |    |

correlation of actual and fitted

DLTxPI 0.93036

DLTxPI :Portmanteau 12 lags = 12.028

DLTxPI :AR 1- 7  $F(7, 47) = 1.0998 [0.3789]$

DLTxPI :Normality  $\chi^2(2) = 0.013777 [0.9931]$

DLTxPI :ARCH 7  $F(7, 40) = 0.15048 [0.9930]$

Vector portmanteau 12 lags = 10.246

Vector AR 1-7  $F(7, 47) = 1.0998 [0.3789]$

Vector normality  $\chi^2(2) = 0.013777 [0.9931]$

$R^2(LR) = 0.822843$   $R^2(LM) = 0.822843$

$R^2 = 0.865575$   $F(67,54) = 5.1897 [0.0000]$   $\sigma = 0.0134052$  DW = 2.03

RSS = 0.009703745613 for 68 variables and 122 observations

Instability tests, variance: 0.116775 joint: 12.353

Information Criteria: SC = -6.76161; HQ = -7.68971; FPE = 0.000279859

## D.2.II - Significância individual dos factores – teste de causalidade à Granger

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(8,54)=0.51486  
[0.8400]

Zero restrictions on: DTxJ\_nm\_1 DTxJ\_nm\_2 DTxJ\_nm\_3 DTxJ\_nm\_4  
DTxJ\_nm\_5 DTxJ\_nm\_6 DTxJ\_nm\_7 DTxJ\_nm\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(8,54)=2.3476  
[0.0303]\*

Zero restrictions on: DLTxC\_nm\_1 DLTxC\_nm\_2 DLTxC\_nm\_3 DLTxC\_nm\_4  
DLTxC\_nm\_5 DLTxC\_nm\_6 DLTxC\_nm\_7 DLTxC\_nm\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(8,54)=2.3725  
[0.0288]\*

Zero restrictions on: Fc1\_Jur\_1 Fc1\_Jur\_2 Fc1\_Jur\_3 Fc1\_Jur\_4  
Fc1\_Jur\_5 Fc1\_Jur\_6 Fc1\_Jur\_7 Fc1\_Jur\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(8,54)=3.4221  
[0.0030]\*\*

Zero restrictions on: Fc2\_Sc\_1 Fc2\_Sc\_2 Fc2\_Sc\_3 Fc2\_Sc\_4 Fc2\_Sc\_5  
Fc2\_Sc\_6 Fc2\_Sc\_7 Fc2\_Sc\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(8,54)=1.7511  
[0.1077]

Zero restrictions on: Fc3\_Ind\_1 Fc3\_Ind\_2 Fc3\_Ind\_3 Fc3\_Ind\_4  
Fc3\_Ind\_5 Fc3\_Ind\_6 Fc3\_Ind\_7 Fc3\_Ind\_8

## D.2.III – Modelo com restrições nos lags e excluindo o Factor\_1 e o brent

Estimating the unrestricted reduced form by OLS. The present sample  
is: 1991 (12) to 2001 (12). 1 equation estimated

F-test on all regressors except unrestricted, F(33,84)=7.8688  
[0.0000]\*\*

variables entered unrestricted:

Constant Seasonal\_2 Seasonal\_8 Seasonal\_9 Seasonal\_10

F-tests on retained regressors, F(1, 84)

|            |           |          |    |            |          |          |    |
|------------|-----------|----------|----|------------|----------|----------|----|
| DLTxPI_1   | 97.2846   | [0.0000] | ** | DLTxPI_2   | 84.0675  | [0.0000] | ** |
| DLTxPI_3   | 63.2004   | [0.0000] | ** | DLTxPI_4   | 39.1554  | [0.0000] | ** |
| DLTxPI_5   | 24.2141   | [0.0000] | ** | DLTxPI_6   | 18.3418  | [0.0000] | ** |
| DLTxPI_7   | 16.2049   | [0.0001] | ** | DLTxPI_8   | 8.44010  | [0.0047] | ** |
| DDLbrt_1   | 3.32490   | [0.0718] |    | DDLbrt_2   | 1.20354  | [0.2758] |    |
| DDLbrt_3   | 7.62644   | [0.0071] | ** | DDLbrt_4   | 12.3003  | [0.0007] | ** |
| DTxJ_nm_2  | 0.0484778 | [0.8263] |    | DTxJ_nm_3  | 1.39648  | [0.2406] |    |
| DTxJ_nm_8  | 0.113837  | [0.7367] |    | DLTxC_nm_1 | 7.28945  | [0.0084] | ** |
| DLTxC_nm_3 | 1.77623   | [0.1862] |    | DLTxC_nm_7 | 9.74210  | [0.0025] | ** |
| Fc1_Jur_1  | 5.53318   | [0.0210] | *  | Fc1_Jur_2  | 5.53380  | [0.0210] | *  |
| Fc1_Jur_3  | 1.18527   | [0.2794] |    | Fc1_Jur_4  | 3.09874  | [0.0820] |    |
| Fc1_Jur_6  | 0.293181  | [0.5896] |    | Fc1_Jur_7  | 1.27871  | [0.2614] |    |
| Fc2_Sc_3   | 22.6113   | [0.0000] | ** | Fc2_Sc_4   | 37.7786  | [0.0000] | ** |
| Fc2_Sc_5   | 18.3802   | [0.0000] | ** | Fc2_Sc_7   | 0.954009 | [0.3315] |    |
| Fc2_Sc_8   | 3.61192   | [0.0608] |    | Fc3_Ind_4  | 3.27596  | [0.0739] |    |
| Fc3_Ind_5  | 6.21052   | [0.0147] | *  | Fc3_Ind_6  | 4.41952  | [0.0385] | *  |
| Fc3_Ind_8  | 4.88639   | [0.0298] | *  |            |          |          |    |

correlation of actual and fitted  
DLTxPI 0.89501

DLTxPI :Portmanteau 12 lags = 11.196  
 DLTxPI :AR 1- 7 F(7, 77) = 1.3937 [0.2202]  
 DLTxPI :Normality Chi^2(2)= 2.3751 [0.3050]  
 DLTxPI :ARCH 7 F(7, 70) = 0.66396 [0.7016]  
 DLTxPI :Xi^2 F(66, 17) = 0.28287 [0.9999]  
 Vector portmanteau 12 lags = 9.7045  
 Vector AR 1-7 F(7, 77) = 1.3937 [0.2202]  
 Vector normality Chi^2(2) = 2.3751 [0.3050]  
 Vector Xi^2 F(66, 17) = 0.28287 [0.9999]

Modelling DLTxPI by OLS. The present sample is: 1991 (11) to 2001 (12)

| Variable    | Coefficient | Std.Error  | t-value | t-prob | PartR^2 | Instab |
|-------------|-------------|------------|---------|--------|---------|--------|
| Constant    | -0.010035   | 0.0016950  | -5.920  | 0.0000 | 0.2920  | 0.18   |
| DLTxPI_1    | -0.91593    | 0.093519   | -9.794  | 0.0000 | 0.5302  | 0.37   |
| DLTxPI_2    | -0.88083    | 0.096440   | -9.133  | 0.0000 | 0.4953  | 0.02   |
| DLTxPI_3    | -0.83851    | 0.10589    | -7.919  | 0.0000 | 0.4245  | 0.13   |
| DLTxPI_4    | -0.60496    | 0.092167   | -6.564  | 0.0000 | 0.3364  | 0.41   |
| DLTxPI_5    | -0.49480    | 0.098395   | -5.029  | 0.0000 | 0.2293  | 0.21   |
| DLTxPI_6    | -0.43886    | 0.091689   | -4.786  | 0.0000 | 0.2123  | 0.28   |
| DLTxPI_7    | -0.34637    | 0.084815   | -4.084  | 0.0001 | 0.1640  | 0.53*  |
| DLTxPI_8    | -0.20999    | 0.066687   | -3.149  | 0.0023 | 0.1045  | 0.11   |
| DDLbrt_1    | 0.0015889   | 0.00094958 | 1.673   | 0.0979 | 0.0319  | 0.03   |
| DDLbrt_2    | 0.0010681   | 0.0010155  | 1.052   | 0.2959 | 0.0128  | 0.07   |
| DDLbrt_3    | 0.0031120   | 0.0010629  | 2.928   | 0.0044 | 0.0916  | 0.03   |
| DDLbrt_4    | 0.0031016   | 0.00088358 | 3.510   | 0.0007 | 0.1266  | 0.03   |
| DTxJ_nm_2   | 0.20142     | 0.58627    | 0.344   | 0.7320 | 0.0014  | 0.08   |
| DTxJ_nm_3   | -0.60655    | 0.59154    | -1.025  | 0.3081 | 0.0122  | 0.09   |
| DTxJ_nm_8   | -0.20456    | 0.54725    | -0.374  | 0.7095 | 0.0016  | 0.04   |
| DLTxC_nm_1  | -0.021930   | 0.0083716  | -2.620  | 0.0104 | 0.0747  | 0.09   |
| DLTxC_nm_3  | 0.011061    | 0.0080284  | 1.378   | 0.1719 | 0.0218  | 0.11   |
| DLTxC_nm_7  | -0.026053   | 0.0083904  | -3.105  | 0.0026 | 0.1019  | 0.71*  |
| Fc1_Jur_1   | -0.0035021  | 0.0014794  | -2.367  | 0.0202 | 0.0618  |        |
| 0.85**      |             |            |         |        |         |        |
| Fc1_Jur_2   | 0.0041694   | 0.0017033  | 2.448   | 0.0164 | 0.0659  | 0.28   |
| Fc1_Jur_3   | -0.0014819  | 0.0015979  | -0.927  | 0.3563 | 0.0100  | 0.15   |
| Fc1_Jur_4   | -0.0028650  | 0.0016314  | -1.756  | 0.0827 | 0.0350  | 0.17   |
| Fc1_Jur_6   | 0.0013250   | 0.0015771  | 0.840   | 0.4032 | 0.0082  | 0.14   |
| Fc2_Sc_3    | 0.0088258   | 0.0019129  | 4.614   | 0.0000 | 0.2003  | 0.09   |
| Fc2_Sc_4    | 0.014309    | 0.0023252  | 6.154   | 0.0000 | 0.3082  | 0.16   |
| Fc2_Sc_5    | 0.0087755   | 0.0020072  | 4.372   | 0.0000 | 0.1836  | 0.24   |
| Fc2_Sc_7    | 0.0019910   | 0.0018552  | 1.073   | 0.2862 | 0.0134  | 0.50*  |
| Fc2_Sc_8    | 0.0033721   | 0.0017133  | 1.968   | 0.0523 | 0.0436  | 0.07   |
| Fc3_Ind_4   | 0.0028361   | 0.0015500  | 1.830   | 0.0708 | 0.0379  | 0.10   |
| Fc3_Ind_5   | 0.0050130   | 0.0019104  | 2.624   | 0.0103 | 0.0749  | 0.09   |
| Fc3_Ind_6   | 0.0046738   | 0.0018525  | 2.523   | 0.0135 | 0.0697  | 0.15   |
| Fc3_Ind_8   | -0.0036135  | 0.0015221  | -2.374  | 0.0198 | 0.0622  | 0.05   |
| Seasonal_2  | 0.011749    | 0.0063162  | 1.860   | 0.0663 | 0.0391  | 0.14   |
| Seasonal_8  | 0.012015    | 0.0051684  | 2.325   | 0.0225 | 0.0598  | 0.49*  |
| Seasonal_9  | 0.044284    | 0.0050178  | 8.825   | 0.0000 | 0.4782  | 0.12   |
| Seasonal_10 | 0.026796    | 0.0060920  | 4.399   | 0.0000 | 0.1854  | 0.16   |

R^2 = 0.798007 F(36,85) = 9.328 [0.0000] \sigma = 0.0130975 DW = 1.93  
 RSS = 0.0145812627 for 37 variables and 122 observations  
 Instability tests, variance: 0.0619235 joint: 7.12521  
 Information Criteria: SC = -7.57508; HQ = -8.08008  
 R^2(LR) = 0.755581 R^2(LM) = 0.755581

**D.2.IV - Teste de causalidade à Granger das variáveis no modelo restrito:**

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(3,85) =0.4359  
[0.7279]

Zero restrictions on: DTxJ\_nm\_2 DTxJ\_nm\_3 DTxJ\_nm\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(3,85)=6.5688  
[0.0005]\*\*

Zero restrictions on: DLTxC\_nm\_1 DLTxC\_nm\_3 DLTxC\_nm\_7

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(5,85)=3.1298  
[0.0122]\*

Zero restrictions on: Fc1\_Jur\_1 Fc1\_Jur\_2 Fc1\_Jur\_3 Fc1\_Jur\_4  
Fc1\_Jur\_6

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(5,85)=8.6038  
[0.0000]\*\*

Zero restrictions on: Fc2\_Sc\_3 Fc2\_Sc\_4 Fc2\_Sc\_5 Fc2\_Sc\_7 Fc2\_Sc\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(4,85)=3.1978  
[0.0170]\*

Zero restrictions on: Fc3\_Ind\_4 Fc3\_Ind\_5 Fc3\_Ind\_6 Fc3\_Ind\_8

**D.2.V – Significância individual dos lags eliminados:**

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(31,54)=0.87557  
[0.6491]

Zero restrictions on:

DDLbrt\_5 DDLbrt\_6 DDLbrt\_7 DDLbrt\_8 DTxJ\_nm\_1 TxJ\_nm\_4 DTxJ\_nm\_5  
DTxJ\_nm\_6 DTxJ\_nm\_7 DLTxC\_nm\_2 DLTxC\_nm\_4 DLTxC\_nm\_5 DLTxC\_nm\_6  
DLTxC\_nm\_8 Fc1\_Jur\_5 Fc1\_Jur\_7 Fc1\_Jur\_8 Fc2\_Sc\_1 Fc2\_Sc\_2 Fc2\_Sc\_6  
Fc3\_Ind\_1 Fc3\_Ind\_2 Fc3\_Ind\_3 Fc3\_Ind\_7 Seasonal Seasonal\_1 Seasonal\_3  
Seasonal\_4 Seasonal\_5 Seasonal\_6 Seasonal\_7

**D.2.VI – Robustez dos elementos do ICF, incluindo o *output gap* no modelo restrito:**

Estimating the unrestricted reduced form by OLS. The present sample  
is: 1991 (12) to 2001 (12).

1 equations estimated.

F-test on all regressors except unrestricted, F(41,76)=6.5241  
[0.0000]\*\*

variables entered unrestricted:

Seasonal\_9 Seasonal\_10 Constant Seasonal\_2 Seasonal\_8

F-tests on retained regressors, F(1, 76)

|           |          |          |    |            |         |          |    |
|-----------|----------|----------|----|------------|---------|----------|----|
| DLTxPI_1  | 99.7271  | [0.0000] | ** | DLTxPI_2   | 83.2753 | [0.0000] | ** |
| DLTxPI_3  | 63.4476  | [0.0000] | ** | DLTxPI_4   | 38.3875 | [0.0000] | ** |
| DLTxPI_5  | 20.9368  | [0.0000] | ** | DLTxPI_6   | 14.9547 | [0.0002] | ** |
| DLTxPI_7  | 11.0409  | [0.0014] | ** | DLTxPI_8   | 5.86039 | [0.0179] | *  |
| DDLbrt_1  | 3.50059  | [0.0652] |    | DDLbrt_2   | 1.75409 | [0.1893] |    |
| DDLbrt_3  | 8.65834  | [0.0043] | ** | DDLbrt_4   | 11.1238 | [0.0013] | ** |
| DTxJ_nm_2 | 0.223794 | [0.6375] |    | DTxJ_nm_3  | 1.01087 | [0.3179] |    |
| DTxJ_nm_8 | 0.698185 | [0.4060] |    | DLTxC_nm_1 | 6.20225 | [0.0149] | *  |

|            |                     |            |                    |    |
|------------|---------------------|------------|--------------------|----|
| DLTxC_nm_3 | 1.88961 [0.1733]    | DLTxC_nm_7 | 12.5710 [0.0007]   | ** |
| Fc1_Jur_1  | 3.61509 [0.0610]    | Fc1_Jur_2  | 6.82432 [0.0108]   | *  |
| Fc1_Jur_3  | 0.366917 [0.5465]   | Fc1_Jur_4  | 2.25452 [0.1374]   |    |
| Fc1_Jur_6  | 0.580145 [0.4486]   | Fc1_Jur_7  | 0.303694 [0.5832]  |    |
| Fc2_Sc_3   | 21.2674 [0.0000] ** | Fc2_Sc_4   | 38.5586 [0.0000]   | ** |
| Fc2_Sc_5   | 19.3172 [0.0000] ** | Fc2_Sc_7   | 0.543311 [0.4633]  |    |
| Fc2_Sc_8   | 2.56122 [0.1137]    | Fc3_Ind_4  | 4.47624 [0.0376]   | *  |
| Fc3_Ind_5  | 8.32986 [0.0051] ** | Fc3_Ind_6  | 5.89172 [0.0176]   | *  |
| Fc3_Ind_8  | 5.55755 [0.0210] *  | Ygap_1     | 0.158011 [0.6921]  |    |
| Ygap_2     | 0.149093 [0.7005]   | Ygap_3     | 1.07379 [0.3034]   |    |
| Ygap_4     | 0.0784065 [0.7802]  | Ygap_5     | 0.0169084 [0.8969] |    |
| Ygap_6     | 0.0103088 [0.9194]  | Ygap_7     | 0.748796 [0.3896]  |    |
| Ygap_8     | 2.35507 [0.1290]    |            |                    |    |

correlation of actual and fitted

DLTxPI 0.90548  
 DLTxPI :Portmanteau 12 lags = 17.258  
 DLTxPI :AR 1- 7 F(7, 69) = 1.5304 [0.1716]  
 DLTxPI :Normality Chi<sup>2</sup>(2) = 3.578 [0.1671]  
 DLTxPI :ARCH 7 F(7, 62) = 0.27953 [0.9597]  
 Vector portmanteau 12 lags = 14.737  
 Vector AR 1-7 F(7, 69) = 1.5304 [0.1716]  
 Vector normality Chi<sup>2</sup>(2) = 3.578 [0.1671]  
 R<sup>2</sup>(LR) = 0.778741 R<sup>2</sup>(LM) = 0.778741

## D.2.VII – Significância individual dos factores no modelo restrito, incluindo o *output gap*

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(3,77)=0.6376 [0.5931]

Zero restrictions on: DTxJ\_nm\_2 DTxJ\_nm\_3 DTxJ\_nm\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(3,77)=7.7225 [0.0001]\*\*

Zero restrictions on: DLTxC\_nm\_1 DLTxC\_nm\_3 DLTxC\_nm\_7

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(5,77)=2.7613 [0.0239]\*

Zero restrictions on: Fc1\_Jur\_1 Fc1\_Jur\_2 Fc1\_Jur\_3 Fc1\_Jur\_4 Fc1\_Jur\_6

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(5,77)=8.5065 [0.0000]\*\*

Zero restrictions on: Fc2\_Sc\_3 Fc2\_Sc\_4 Fc2\_Sc\_5 Fc2\_Sc\_7 Fc2\_Sc\_8

Wald test for linear restrictions: SubsetLinRes F(4,77)=3.6806 [0.0085]\*\*

Zero restrictions on: Fc3\_Ind\_4 Fc3\_Ind\_5 Fc3\_Ind\_6 Fc3\_Ind\_8

## ANEXOS E – Multiplicadores de Longo Prazo

Tabela E.I – Multiplicadores Dinâmicos do ICF em base Real

| MULTIPLICADORES DINÂMICOS - REAIS              |         |          |             |            |           |           |
|--|---------|----------|-------------|------------|-----------|-----------|
| INDICADORES COINCIDENTE E AVANÇADO A 12 MESES* |         |          |             |            |           |           |
| (-1)*COEFICIENTE DE CADA FACTOR                |         |          |             |            |           |           |
|  | meses   | mDTxJuro | mDLTxCâmbio | mF1 TxJuro | mF2 ScMon | mF3 Index |
| SUPORTE AO INDICADOR<br>COINCIDENTE            | t+1     | 0,0000   | 0,0000      | 0,0000     | 0,0000    | 0,0000    |
|  | t+1     | 0,0000   | 0,0280      | 0,0034     | 0,0000    | -0,0004   |
|  | t+2     | 0,0000   | -0,0332     | -0,0081    | 0,0000    | 0,0003    |
|  | t+3     | 0,0000   | 0,0027      | 0,0069     | -0,0103   | -0,0008   |
|  | t+4     | 0,0000   | 0,0045      | -0,0001    | -0,0038   | -0,0036   |
|  | t+5     | 0,0000   | 0,0033      | -0,0017    | 0,0061    | -0,0019   |
|  | t+6     | 0,0000   | -0,0018     | 0,0008     | 0,0074    | 0,0025    |
|  | t+7     | 0,0000   | 0,0216      | -0,0025    | -0,0018   | 0,0024    |
|  | t+8     | 0,0544   | -0,0214     | 0,0010     | -0,0033   | 0,0001    |
|  | t+9     | -0,0487  | -0,0007     | 0,0012     | 0,0006    | -0,0008   |
|  | t+10    | -0,0089  | 0,0061      | 0,0000     | 0,0008    | -0,0004   |
|  | t+11    | 0,0061   | -0,0036     | -0,0018    | -0,0004   | 0,0001    |
| t+12   | 0,0082  | -0,0019  | 0,0016      | -0,0021    | -0,0001   |           |
| SUPORTE AO INDICADOR<br>AVANÇADO               | t+12    | 0,0082   | -0,0019     | 0,0016     | -0,0021   | -0,0001   |
|  | t+13    | -0,0046  | 0,0039      | -0,0001    | -0,0003   | -0,0007   |
|  | t+14    | 0,0035   | -0,0006     | -0,0004    | 0,0020    | -0,0001   |
|  | t+15    | -0,0039  | 0,0004      | -0,0001    | 0,0015    | 0,0008    |
|  | t+16    | 0,0037   | 0,0031      | -0,0002    | -0,0011   | 0,0005    |
|  | t+17    | 0,0079   | -0,0047     | 0,0002     | -0,0011   | -0,0002   |
|  | t+18    | -0,0105  | -0,0004     | 0,0004     | 0,0003    | -0,0004   |
|  | t+19    | -0,0035  | 0,0021      | -0,0002    | 0,0004    | -0,0001   |
|  | t+20    | 0,0042   | -0,0004     | -0,0004    | -0,0001   | 0,0001    |
|  | t+21    | 0,0026   | -0,0007     | 0,0003     | -0,0005   | 0,0000    |
|  | t+22    | -0,0018  | 0,0011      | 0,0000     | 0,0000    | -0,0001   |
|  | t+23    | 0,0004   | -0,0003     | -0,0001    | 0,0006    | 0,0000    |
| t+24   | -0,0011 | 0,0001   | 0,0000      | 0,0002     | 0,0002    |           |

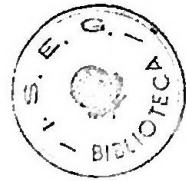
\* Cada multiplicador mensal multiplica pelo respectivo desvio da variável face ao momento de referência.

Tabela E.II – Multiplicadores Estáticos do ICF em base Nominal

| MULTIPLICADORES DINÂMICOS -NOMINAIS            |        |          |             |            |           |           |
|--|--------|----------|-------------|------------|-----------|-----------|
| INDICADORES COINCIDENTE E AVANÇADO A 12 MESES* |        |          |             |            |           |           |
| (-1)*COEFICIENTE DE CADA FACTOR                |        |          |             |            |           |           |
|  | meses  | MDTxJuro | mDLTxCâmbio | mF1 TxJuro | mF2 ScMon | mF3 Index |
| SUPORTE AO INDICADOR<br>COINCIDENTE            | t+1    | 0,0000   | 0,0000      | 0,0000     | 0,0000    | 0,0000    |
|  | t+1    | 0,0000   | 0,0219      | 0,0035     | 0,0000    | 0,0000    |
|  | t+2    | -0,2014  | -0,0201     | -0,0074    | 0,0000    | 0,0000    |
|  | t+3    | 0,7910   | -0,0120     | 0,0052     | -0,0088   | 0,0000    |
|  | t+4    | -0,5471  | 0,0103      | 0,0017     | -0,0062   | -0,0028   |
|  | t+5    | -0,0268  | 0,0047      | -0,0020    | 0,0047    | -0,0024   |
|  | t+6    | -0,0350  | -0,0020     | -0,0026    | 0,0086    | 0,0000    |
|  | t+7    | 0,1355   | 0,0227      | 0,0017     | -0,0034   | 0,0045    |
|  | t+8    | 0,1617   | -0,0220     | 0,0008     | -0,0036   | 0,0032    |
|  | t+9    | -0,2286  | 0,0016      | -0,0002    | 0,0032    | -0,0041   |
|  | t+10   | -0,0038  | 0,0017      | -0,0004    | 0,0014    | -0,0005   |
|  | t+11   | 0,0398   | -0,0003     | -0,0007    | -0,0013   | 0,0006    |
| t+12   | 0,1333 | -0,0033  | 0,0013      | -0,0029    | 0,0005    |           |
| SUPORTE AO INDICADOR<br>AVANÇADO               | t+12   | 0,1333   | -0,0033     | 0,0013     | -0,0029   | 0,0005    |
|  | t+13   | -0,1373  | 0,0016      | 0,0001     | 0,0001    | -0,0012   |
|  | t+14   | -0,0201  | 0,0022      | -0,0007    | 0,0022    | -0,0005   |
|  | t+15   | 0,0213   | 0,0009      | -0,0004    | 0,0011    | 0,0007    |
|  | t+16   | 0,0599   | 0,0014      | 0,0006     | -0,0015   | 0,0012    |
|  | t+17   | -0,0078  | -0,0040     | 0,0002     | -0,0006   | 0,0000    |
|  | t+18   | -0,0549  | 0,0008      | -0,0002    | 0,0010    | -0,0010   |
|  | t+19   | 0,0097   | 0,0005      | -0,0002    | 0,0003    | 0,0000    |
|  | t+20   | 0,0276   | 0,0001      | 0,0001     | -0,0007   | 0,0004    |
|  | t+21   | 0,0137   | -0,0010     | 0,0003     | -0,0006   | 0,0000    |
|  | t+22   | -0,0374  | 0,0005      | -0,0001    | 0,0004    | -0,0004   |
|  | t+23   | -0,0015  | 0,0007      | -0,0002    | 0,0006    | 0,0000    |
| t+24   | 0,0155 | 0,0002   | 0,0000      | -0,0001    | 0,0003    |           |

\* Cada multiplicador mensal multiplica pelo respectivo desvio da variável face ao momento de referência.

ANEXOS F – Representações Gráficas



F.1. Confronto entre ICFs em base real e nominal

Gráfico 1 - ICF real vs. ICF nominal: indicadores coincidentes das pressões inflacionistas – construção dinâmica

ICF real vs. ICF nominal: indicadores coincidentes dinâmicos acerca das pressões inflacionistas

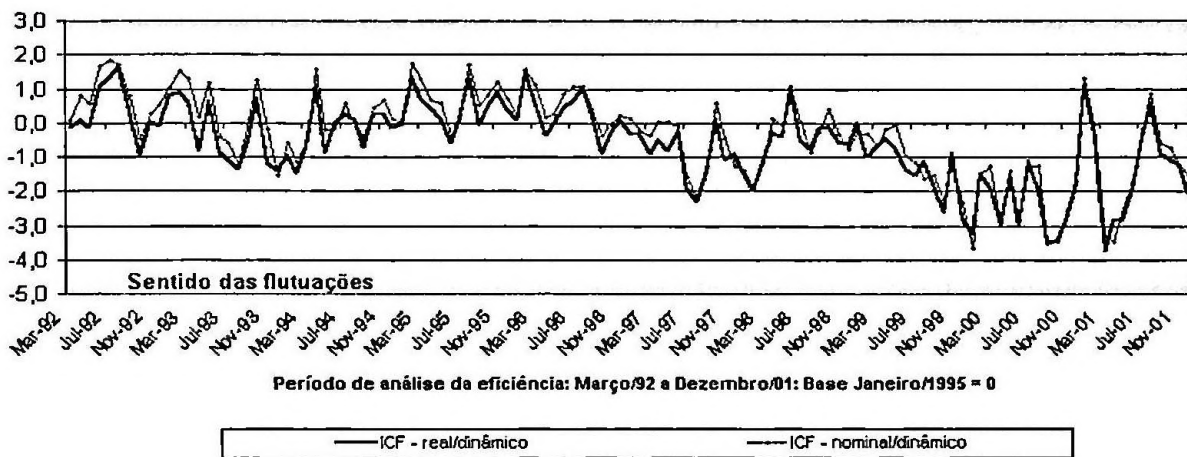


Gráfico 2 - ICF real vs. ICF nominal: indicadores avançados a um ano das pressões inflacionistas – construção dinâmica

ICF real vs. ICF nominal: indicadores avançados dinâmicos (12 meses) acerca das pressões inflacionistas

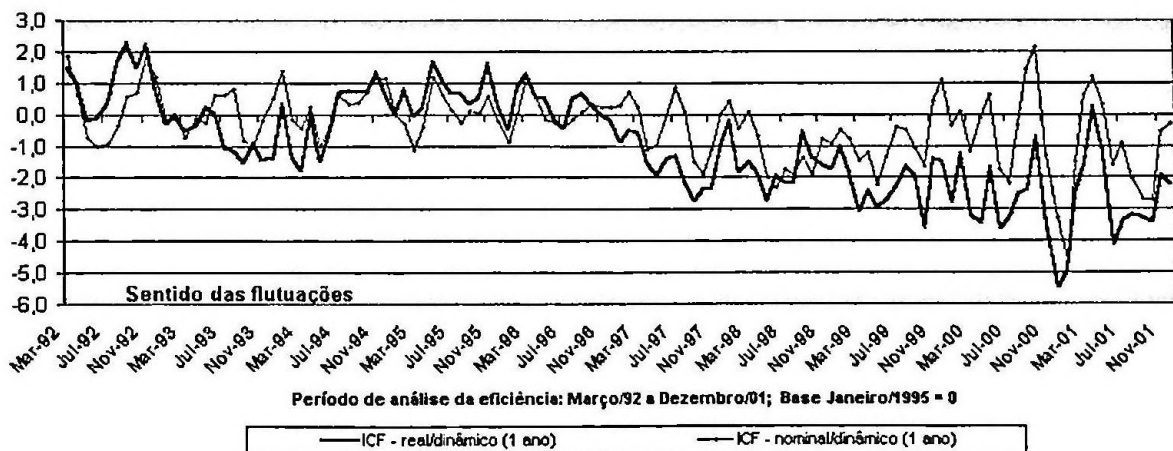
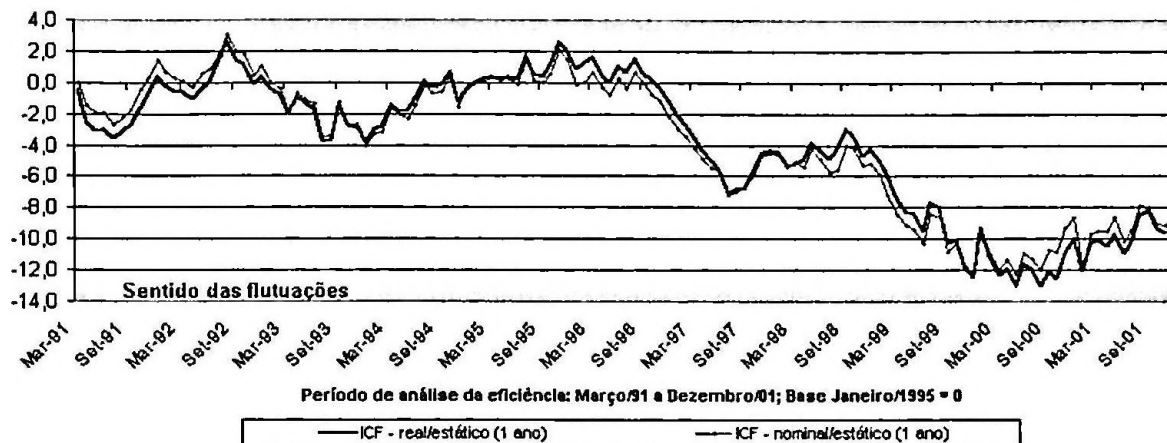


Gráfico 3 - ICF real vs. ICF nominal: indicadores avançados a um ano das pressões inflacionistas – construção estática

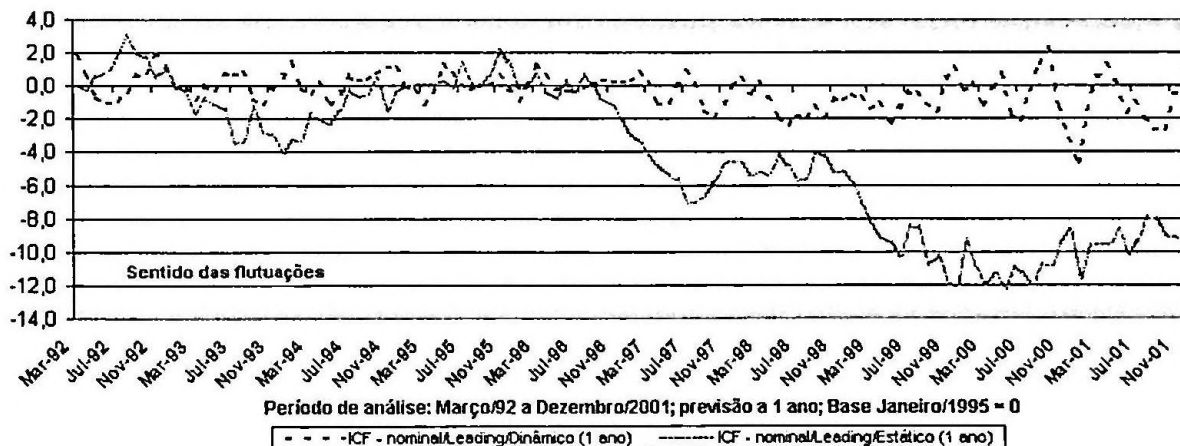
ICF real vs. ICF nominal: Indicadores avançados estáticos (12 meses) acerca das pressões inflacionistas



F.2. Confronto entre estruturas, dinâmica e estática – caso nominal

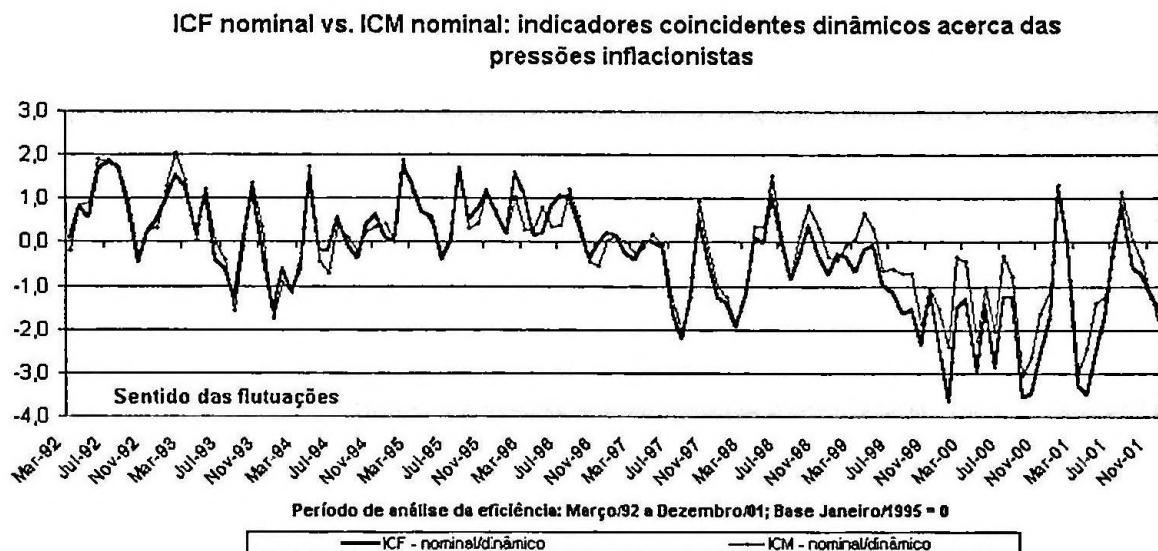
Gráfico 4 - ICF dinâmico vs. ICF estático: indicadores avançados a 1 ano das pressões inflacionistas

Confronto entre os ICFs dinâmico e estático enquanto indicadores avançados (12 meses) das pressões inflacionistas

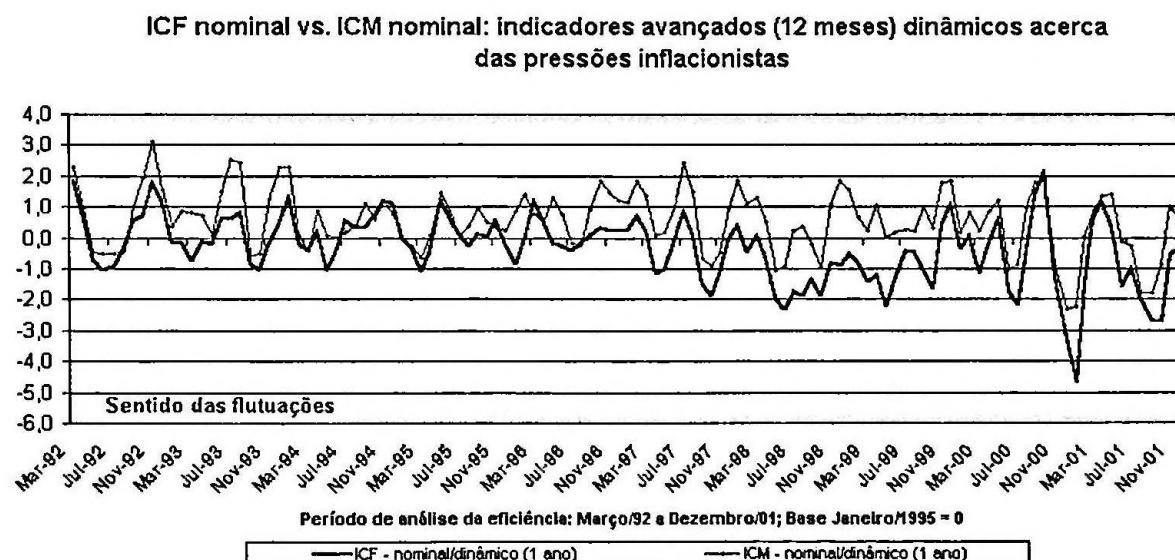


**F.3. Confronto entre os ICFs nominais e as respectivas representações excluindo os factores financeiros (“ICMs”) – caso nominal**

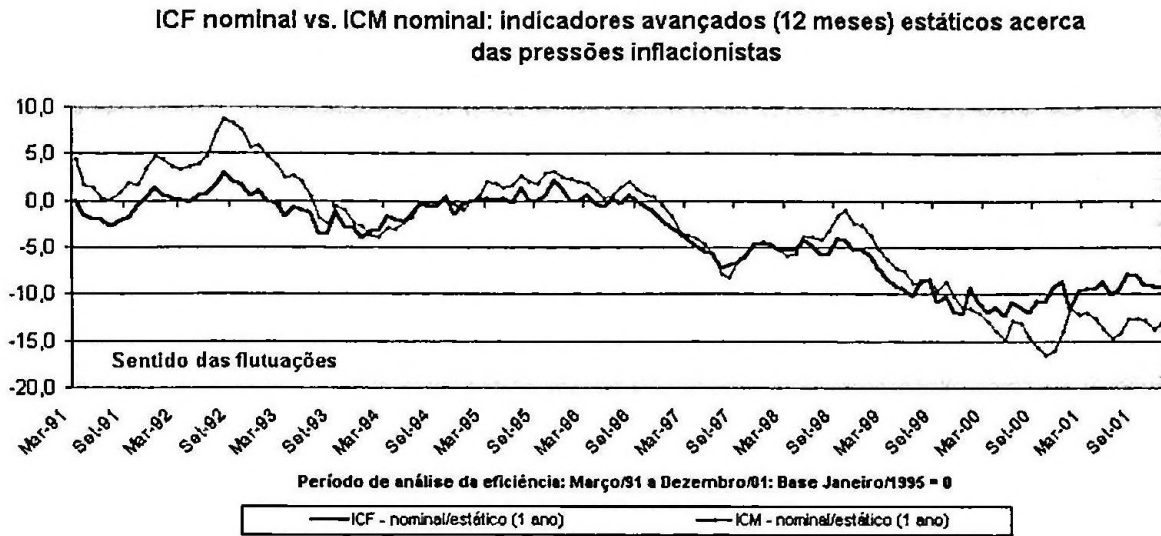
**Gráfico 5 - ICF nominal vs. ICM nominal: indicadores coincidentes das pressões inflacionistas – construção dinâmica**



**Gráfico 6 - ICF nominal vs. ICM nominal: indicadores avançados a um ano das pressões inflacionistas – construção dinâmica**



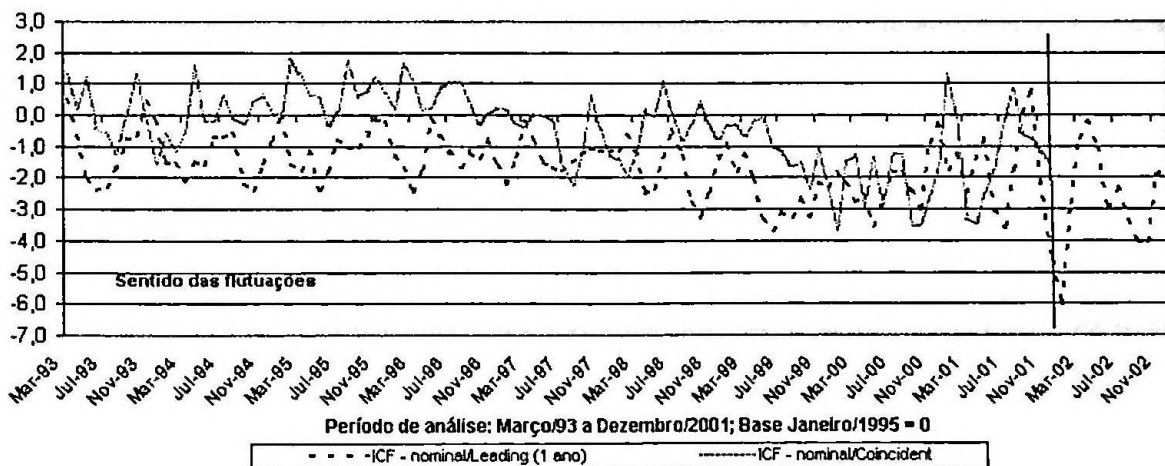
**Gráfico 7 - ICF nominal vs. ICM nominal: indicadores avançados das pressões inflacionistas – construção estática**



**F.4. Projecção do ICF enquanto indicador avançado no respectivo indicador coincidente – caso nominal**

**Gráfico 8 – Sobreposição do ICF enquanto indicador avançado das pressões inflacionistas a um ano no respectivo indicador coincidente**

Confronto entre a previsão indicada pelo ICF avançado dinâmico a 1 ano e o correspondente ICF coincidente dinâmico (sobreposição dos períodos de análise)



**BIBLIOGRAFIA**

Altissimo, F., Bassanetti, A., Cristadoro, R., Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L. e Veronese, G. (2001), Euro Coin: A real time coincident indicator of the Euro Area business cycle. *CEPR discussion paper*, No 3108. London, Centre of Economic Policy Research.

Angelini, E., Henry, J., Mestre, R. (2001a), A multi-country trend indicator for euro area average inflation: computation and properties. *European Central Bank Working Papers Series*, No 60.

Angelini, E., Henry, J., Mestre, R. (2001b), Diffusion Index-Based Inflation Forecasts for the Euro Area. *European Central Bank Working Papers Series*, No 61.

Ball, L. (1998), Policy Rules for Open Economies. *NBER Working paper*, No 6760.

Bank of Canada (1995), *Monetary Policy Report*. Bank of Canada, Ottawa.

Batini, N. e Turnbull, K. (2000), Monetary Conditions Indices for the UK: a Survey. *External MPC Unit Discussion Paper*, No 1, Bank of England.

Bernanke, B. e Gertler, M. (1995), Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9 (4), 27-48.

Bernanke, B. e Gertler, M. (1999), Monetary Policy and Asset Prices. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*. Quarto trimestre de 1999, 17-51.

- Brillinger, D.R. (1981), *Time Series: Data Analysis and Theory*. Holden-Day, San Francisco.
- Bryan, M.F., Cechetti, S.G. e O'Sullivan, R. (2001), Asset prices in the measurement of Inflation. *De Nederlandsche Bank Staff Report*, No 62.
- Chamberlain, G. e Rothschild, M. (1983), Arbitrage, factor structure and mean-variance analysis in large asset markets. *Econometrica* 51, 1305-1324.
- Costa, S. (2000), Índices de Condições Monetárias. *Boletim Económico do Banco de Portugal*, Setembro.
- Deutsch Bundesbank (1999), Taylor interest rate and monetary conditions index. *Monthly Report*, Abril.
- Duguay, P. (1994), Empirical evidence on the strength of the monetary transmission mechanism in Canada – an aggregate approach. *Journal of Monetary Economics* 33, 39-61.
- Eika, K.H., Ericsson, N.R. e Nymoen, R. (1996), Hazards in implementing a monetary conditions index. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58 (4), 765-790.
- Ericsson, N.R., Jansen, E.S., Kerbeshian, N.A. e Nymoen, R. (1998), Interpreting a monetary conditions index in economic policy. *BIS, Conference papers*, vol. 6, Agosto.
- Esteves, P. (2003), Índices de Condições Monetárias para Portugal. *Boletim Económico do Banco de Portugal*, Junho.
- Forni, M. e Lippi, M. (2001), The generalized dynamic factor model: representation theory. *Econometric Theory* 17, 1113-1141.

Forni, M. e Reichlin, L. (1998), Let's Get Real: A factor analytical approach to disaggregated business cycle dynamics. *Review of Economic Studies*, 65 (3), Julho, 453-473.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. e Reichlin, L. (2000), The generalized dynamic factor model: identification and estimation. *The Review and of Economics and Statistics* 82, 540-554.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. e Reichlin, L. (2001), Coincident and leading indicators for the Euro Area. *The Economic Journal* 111, 62-85.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. e Reichlin, L. (2002A), Do financial variables help forecasting inflation and real activity in the Euro Area. *CEPR discussion paper*, No 3146. London, Centre of Economic Policy Research.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. e Reichlin, L. (2002B), The generalized dynamic factor model: consistency and rates. Unpublished.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. e Reichlin, L. (2002C), The generalized dynamic factor model: one-sided estimation and forecasting. *CEPR discussion paper*, No 3432. London, Centre of Economic Policy Research.

Freedman, C. (1994), The use of indicators and the monetary conditions index in Canada, in: Baliño, T.J.T. e Cottarelli, C. (Eds.) *Frameworks for Monetary stability - Policy Issues and Country Experiences*. IMF, Washington, pp.458-4476.

Freedman, C. (1995), The Canadian experience with targets for reducing and controlling inflation, in: Leiderman e Svensson, L. (Eds.) *Inflation Targets*. CEPR, London.

Freedman, C. (1995), The role of monetary conditions and the monetary conditions index in Canada. *Bank of Canada Review*, Outono, 53-59.

Gerlach, S. e Smets, F. (2000), MCIs and Monetary Policy. *European Economic Review* 44, 1677-1700.

Geweke, J. (1977), The dynamic factor analysis of economic time series, in: D.J.Aigner e A.S. Goldberger (Eds.), *Latent Variables in Socio-Economic Models*. North Holland, Amsterdam.

Goldman Sachs (1999), The Goldman Sachs Financial Conditions Index: still accommodative after all these years. *Global Economics*, paper No 26, 7 de Setembro.

Goldman Sachs, *European Weekly Analyst*, vários.

Goodhart, C.A.E. (2001), What weight should be given to asset prices in measurement of Inflation?. *Economic Journal*, vol.111 (Junho), F336-357.

Goodhart, C.A.E. e Hofmann, B. (2000a), Do assets prices help to predict Consumer Price Inflation?. *The Manchester School*, 68, Supplement, 122-1400.

Goodhart, C.A.E. e Hofmann, B. (2000b), Financial variables and the conduct monetary policy. *Sveriges Riksbank Working Paper*, No 112.

Goodhart, C.A.E. e Hofmann, B. (2001), Asset prices, financial conditions and the transmission of monetary policy. *Paper prepared for the conference on 'Asset Prices, Exchange Rates, and Monetary Policy*, Stanford University, Março 2-3.

Grande, G. (1997), Properties of monetary condition index. *Temi di discussioni* #324, Banca d'Italia.

Hodrick, R. e Prescott, E. (1981), Post-war U.S. Business Cycles: an empirical investigation. *Working Paper, Carnegie-Mellon University; printed in journal of Money, Credit and Banking*, 29 (1997), 1-16.

IMF, *World Economic Outlook*, vários.

Kalman, R.E. (1960), A new approach to linear filtering and prediction problems. *Transaction of the ASME – Journal of Basic Engineering*, Março, 35-45.

King, M. (1997), Monetary Policy and the Exchange Rate. *Bank of England, Quarterly Bulletin*, Maio, 225-227.

King, R.G. e Rebelo, S.T. (1993), Low Frequency Filtering and Real Business Cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 207-231.

Longworth, D. e Poloz, S. (1995), The monetary transmission mechanism and policy formulation in Canada: An overview. *BIS, Financial Structure and the Monetary Transmission Mechanism*, CB394.

Machado, J.F., Marques, C.R., Neves, P.D. e Silva, A.G. (2001), Using the First Principal Component as a Core Inflation Indicator. *Banco de Portugal Discussion Papers*, 9/2001.

Marques, C.R., Neves, P.D. e Sarmiento, L.M. (2000), Evaluating core inflation indicators. *Banco de Portugal Working Paper*, No3.

Mayes, D.G. (1999), The evolution of voluntary rules for the European Central Bank. *Contemporary Politics and Economics of Europe*, vol. 8 (4), 357-386.

Mayes, D.G. e Virén, M. (1998), The Exchange Rate and Monetary Conditions in the Euro Area. *Bank of Finland Discussion Paper*, 27/1998

Mayes, D.G. e Virén, M. (2000b) The Exchange Rate and Monetary Conditions in the Euro Area. *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol.136 (2), 199-231.

Mayes, D.G. e Virén, M. (2001), Financial Conditions Indexes. *Bank of Finland Discussion Paper*, 17/2001.

Modigliani, F. (1971), Monetary Policy and Consumption, in: Federal Reserve Bank of Boston. *Consumer Spending and Monetary Policy: the Linkages*.

Monteiro, J., Silva e F. (2000), A informação sobre expectativas de inflação contida nos preços dos activos financeiros. *Boletim Económico do Banco de Portugal* (Dezembro), 13-25.

OECD, *Economic Outlook*, vários.

Peeters, H.M.M. (1999), Measuring monetary conditions in Europe: use and limitations of the MCI. *De Economist* 147, No 2, 183-203.

Reserve Bank of Australia (1998), Pitfalls in the use of Monetary Conditions Indexes. *Reserve Bank Bulletin*, Agosto.

Reserve Bank of New Zealand (1996), Summary indicators of monetary conditions. *Reserve Bank Bulletin*, 59 (3), 223-228.

Reserve Bank of New Zealand (1998), Monetary Policy implementation: changing to operating procedures. Summary indicators of monetary conditions. *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, vol. 62, No 1, Março.

Roger, S. (1993), Asset Prices and Monetary Policy. *Mimeo, Reserve Bank of New Zealand*.

Sargent, T.J. e Sims, C.A. (1977), Business Cycle modelling without pretending to have to much *a priori* economic theory, in: C.A. Sims (Ed.), *New Methods in Business Research*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis.

Siklos, P.L. (2000), Is the MCI a useful signal of Monetary Policy Conditions?. *International Finance* 3:3, 413-437.

Smets, F. (1997), Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence. *CEPR discussion Paper*, No 1751.

Stock, J. e Watson, M. (1998), Diffusion Indexes. *NBER Working Paper*, No 6702.

Stock, J. e Watson, M. (1999), Forecasting Inflation. *Journal of Monetary Economics* 44, 293-335.

Stock, J. e Watson, M. (2000), Forecasting output and inflation: the role of asset prices. *Sveriges Risbank of Stockholm – School of Economics Conference on Asset markets Policy*, Stockholm – Janeiro.

Tarkka, J., Mayes, D.G. (1999), The value of publishing official Central Bank forecasts. *Bank of Finland Discussion Paper*, 22/1999

Thiessen, G. G. (1995), Uncertainty and the transmission of monetary policy. The HERMES-Ogleadon Lecture, *Bank of Canada Review* (Verão),41-58.



Verdelhan, A. (1998), Construction d'un indicateur des conditions monétaires pour la zone euro. *Bulletin de la Banque de France*, No 588, Outubro.