

## PERSISTÊNCIA DA INFLAÇÃO: FACTOS OU ARTEFACTOS?\*

Carlos Robalo Marques\*\*

### 1. INTRODUÇÃO

A persistência da inflação tem consequências directas na definição e condução da política monetária. Por exemplo, a resposta apropriada por parte da autoridade económica a um choque sobre a inflação depende de o efeito do choque ser ou não persistente. Por outro lado, o horizonte para o qual a política monetária deve ser definida deve também levar em conta a persistência da inflação: em caso de um choque sobre a inflação, se esta for pouco persistente poderá ser controlada num período de tempo mais curto do que se for muito persistente. Portanto, o grau de persistência da inflação é um factor crucial na determinação da orientação de médio/longo prazo da política monetária.

Este artigo é uma contribuição para a literatura que discute e mede a persistência da inflação no contexto de modelos simples de séries temporais. O artigo discute a definição de persistência e as suas implicações para o processo de avaliação da persistência a nível empírico. Em particular, frisa-se a importância de a média da inflação dever ser definida por forma a levar em conta as altera-

ções no objectivo de inflação do banco central. O artigo também sugere uma nova medida de persistência que se baseia na correspondência existente entre persistência e reversão à média de uma série temporal. Esta nova medida tem a vantagem de não exigir a especificação e estimação de um modelo para a inflação.

Esta metodologia, incluindo a nova medida de persistência, é aplicada à estudo da persistência da inflação nos EUA, mostrando-se que as conclusões sobre o grau de persistência da inflação mudam de forma radical quando se alteram as hipóteses sobre a média da inflação. Em particular, a ideia generalizada de que a inflação foi mais persistente nas décadas de sessenta e setenta do que nos últimos vinte anos apenas se mantém válida quando se assume que a média da inflação foi constante em cada um dos dois períodos. Contudo tal hipótese não parece consistente com os dados.

O resto do artigo está organizado da seguinte forma. A secção 2 discute algumas questões relacionadas com a definição e medida da persistência. A secção 3 sugere uma medida simples e intuitiva de persistência que explora a relação entre reversão à média e persistência. A secção 4 reavalia a persistência da inflação nos EUA usando a nova medida de persistência e considerando medidas alternativas para a média da inflação. A secção 5 apresenta as principais conclusões.

### 2. DEFINIÇÃO E CÁLCULO DA PERSISTÊNCIA DA INFLAÇÃO: ALGUMAS QUESTÕES METODOLÓGICAS

Para efeitos deste artigo vamos definir persistência como sendo a “velocidade de convergência

\* As opiniões expressas no artigo são de inteira responsabilidade do autor e não coincidem necessariamente com a posição do Banco de Portugal. Este artigo corresponde a uma versão substancialmente reduzida de um artigo com o mesmo título publicado na série de *Working Papers* do Banco Central Europeu e do Banco de Portugal. Pelas sugestões úteis, agradeço especialmente a Stephen Cecchetti, Matteo Cicarelli, Jordi Gali, Andrew Levin, Benoît Mojon, James Stock e participantes na Conferência “*Inflation Persistence Network*” organizada pelo BCE que teve lugar em Frankfurt, em Dezembro de 2004. Agradeço igualmente a Daniel Dias, Francisco Dias, Maximiano Pinheiro, Pedro Neves, Nuno Alves e José Maria Brandão de Brito, pelas discussões enriquecedoras sobre o tema deste artigo.

\*\* Departamento de Estudos Económicos.

para o equilíbrio por parte da inflação na sequência de um choque”. Esta definição de persistência é semelhante a algumas definições disponíveis na literatura (veja-se, por exemplo, Willis (2003) ou Pivetta e Reis (2003)), mas tem a vantagem de evidenciar duas ideias importantes à própria definição: a ideia de velocidade e a ideia de equilíbrio. Se a velocidade de retorno para o equilíbrio na sequência de um choque for baixa dizemos que a inflação é persistente; se for alta dizemos que a inflação não é persistente.

Uma questão importante que se pode levantar quando se calcula a persistência da inflação é a de saber se o nível de equilíbrio da inflação deve ser visto como endógeno ou exógeno face aos choques sobre a inflação. No contexto da abordagem de modelos de séries temporais a persistência é calculada sob a hipótese de que os choques não afectam a média da série da inflação pelo que o nível de equilíbrio de longo prazo da inflação ou, por outras palavras, o objectivo de inflação do banco central, tem que ser visto como exógeno face aos choques<sup>(1)</sup>. Assim, no contexto desta abordagem, calcular a persistência da inflação significa dar resposta à seguinte questão: com que velocidade é que a inflação reverte para o objectivo do banco central em resposta a um choque?

Um segundo ponto importante que interessa frisar e que segue directamente da definição de persistência é o facto de qualquer estimativa da persistência ter que ser entendida como condicional numa dada hipótese para a inflação de equilíbrio de longo prazo. Como veremos mais à frente, existe um *trade-off* entre a persistência e o grau de flexibilidade da inflação de equilíbrio que se assumir em cada caso: para uma dada série de inflação, obtém-se o valor máximo da persistência quando se assume que a média da inflação é constante no período amostral, mas pode fazer-se tender a persistência estimada para zero, desde que se assumam

---

(1) No contexto dos modelos de séries temporais, a inflação reverte para a sua média incondicional, depois de um choque, pelo que a média da série representa aqui o nível de equilíbrio da inflação de longo prazo. Além disso, se assumirmos que, no longo prazo, a inflação é determinada pela política monetária, podemos pensar na inflação de equilíbrio de longo prazo como sendo dada pelo objectivo (implícito ou explícito) de inflação do Banco Central. Deste modo, no que se segue, as expressões “equilíbrio de longo prazo da inflação”, “objectivo de inflação do Banco Central” e “média da inflação” serão usadas como sinónimas.

uma inflação de equilíbrio suficientemente flexível. Deste modo, é importante ter em mente que qualquer estimativa da persistência depende de forma crucial da hipótese específica que for assumida para a inflação de equilíbrio que serve de base ao seu cálculo e que, como tal, o grau de razoabilidade de tal estimativa depende em última instância de quão realista é a inflação de equilíbrio assumida no exercício.

Deve dizer-se que a literatura, até certo ponto, reconheceu a ligação existente entre persistência e a forma como a média da série é tratada, e tentou lidar com a questão através da identificação de alterações estruturais da média (veja-se, por exemplo, Burdekin e Syklos (1999), Bleaney (2001), Levin e Piger, (2004), O’Reilly e Whelan (2004)). Habitualmente este tipo de artigos começa por investigar a persistência assumindo uma média constante para a inflação e, numa segunda fase, prossegue a análise investigando a existência de alterações de nível nessa mesma média através de testes estatísticos. Em geral, a conclusão é a de que a persistência vem significativamente reduzida quando se leva em conta a possibilidade de alterações na média da inflação. Contudo, uma grande limitação desta abordagem reside precisamente no facto de ela restringir a média a ser uma “função constante” ou uma “função constante por troços” pelo que se pode sempre colocar a dúvida sobre se o grau de persistência estimado é uma característica real dos dados ou um resultado espúrio derivado das hipóteses restritivas impostas sobre a média. Além disso, poder-se-á sempre argumentar que não nos podemos restringir apenas aos resultados dos testes estatísticos para decidir se a média assim obtida é ou não realista do ponto de vista económico.

Como abordagem alternativa sugere-se que no cálculo da persistência se leve em conta a possibilidade de uma média variável no tempo calculada fora do modelo estimado. De facto, pelo menos para alguns países Europeus, durante o período de convergência nominal ocorrido na década de oitenta e noventa, considerar a possibilidade de uma média variável no tempo (como forma de aproximar um objectivo de inflação variável no tempo por parte do Banco Central) é claramente uma alternativa mais realista do que considerar simplesmente a possibilidade de algumas alterações discretas na média. Como veremos mais à

frente este facto tem implicações muito significativas para o grau de persistência estimado.

A existência de uma média variável no tempo pode ser o resultado do facto de por vezes os bancos centrais alterarem as suas regras de decisão ou deixarem a inflação flutuar. A adopção de novas regras de decisão pode ser justificada no contexto de modelos nos quais se assume que o banco central e os agentes privados não conhecem os valores de equilíbrio do verdadeiro modelo para a economia e como tal usam métodos de aprendizagem adaptativos para a aprender acerca do mundo onde vivem (veja-se, por exemplo, Cogley 2002). Como explicação alternativa podemos também pensar que, por vezes, o banco central devido a restrições de natureza económica ou política, poderá ter que deixar a inflação flutuar (desta forma implicitamente alterando o seu objectivo de inflação)<sup>(2)</sup>.

Na secção 4, a persistência da inflação será calculada condicionada em diferentes hipóteses para uma média variável no tempo, as quais incluem simples tendências lineares e o conhecido filtro HP. Este exercício permite-nos mostrar que, como se seria de esperar, as estimativas da persistência dependem de forma crucial da média que em cada caso seja assumida.

### 3. UMA MEDIDA ALTERNATIVA DE PERSISTÊNCIA

Nesta secção sugere-se uma medida de persistência simples e intuitiva que se baseia na relação entre persistência e reversão à média. Perceber a relação entre persistência e reversão à média é importante porque nos permite uma melhor compreensão das implicações da persistência para o perfil temporal de uma dada série temporal e nos ajuda a perceber a intuição por detrás da nova medida de persistência.

(2) Durante os anos setenta e oitenta, os problemas de balança de pagamentos em alguns países eram por vezes vistos como mais importantes do que as consequências negativas derivadas de um processo inflacionista, pelo que foram implementadas políticas de taxas de câmbio para corrigir os desequilíbrios externos, ainda que à custa de mais elevada inflação futura. No contexto da nossa abordagem situações deste tipo podem ser vistas como implicando um nível de inflação de equilíbrio ou um objectivo (implícito) de inflação do banco central variável no tempo.

Como é habitual na literatura, vamos admitir que a inflação segue um processo autoregressivo estacionário de ordem  $p$  (AR( $p$ )), que podemos representar por

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

e reparameterizar na forma

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta y_{t-j} + (\rho - 1)[y_{t-1} - \mu] + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

onde

$$\rho = \sum_{j=1}^p \beta_j \quad (3.3)$$

$$\delta_j = - \sum_{i=1+j}^p \beta_i \quad (3.4)$$

$$\mu = \frac{\alpha}{1 - \rho} \quad (3.5)$$

No contexto deste modelo a persistência define-se como a velocidade com a inflação reverte à sua média depois de um choque na variável residual,  $\varepsilon_t$ . Para calcular a persistência foram propostas na literatura diversas medidas, as quais incluem a “soma dos coeficientes autoregressivos”, que representaremos por  $\rho$ , e é definido em (3.3), o “espectro na frequência zero”, a “maior raiz autoregressiva” e a “meia-vida”<sup>(3)</sup>.

Admita-se agora que  $y_t$  é um processo estacionário com  $0 < \rho < 1$ . Uma característica identificadora de qualquer processo estacionário reside no facto de ele exibir reversão à média. Na equação (3.2) a presença de reversão à média é implicada pela presença do termo  $(\rho - 1)[y_{t-1} - \mu]$ . Se no período  $(t-1)$  a série  $y$  está acima (abaixo) da média, no período seguinte o desvio  $[y_{t-1} - \mu]$  contribuirá significativamente para uma variação negativa (positiva) da série, através do coeficiente  $(\rho - 1)$ , deste modo trazendo a série para mais perto da média. Naturalmente, a reversão à média será tanto maior quanto maior (em valor absoluto) for o coeficiente  $\lambda = (\rho - 1)$ . Uma vez que medimos persistência através de  $\rho$  e reversão à média através de  $\lambda = (\rho - 1)$ , concluímos que a reversão à média e persistência estão inversamente relacionadas: alta

(3) Para a definição destas medidas de persistência e uma discussão detalhada das suas principais limitações, ver, Andrews and Chen (1994) e Marques (2004).

persistência implica baixa reversão à média e vice-versa.

Esta correspondência entre persistência e reversão a média permite-nos levar a cabo uma avaliação preliminar da persistência através da simples inspecção visual de duas séries diferentes: num gráfico com duas séries estacionárias aquela que exibir a menor reversão média, ou seja, aquela que cruzar a média menos frequentemente é aquela que terá maior persistência.

Estamos agora em condições de introduzir uma nova medida de persistência, que iremos representar por  $\gamma$ , e que se define como a “probabilidade incondicional de um dado processo estacionário não cruzar média no período  $t$ ”. Um estimador natural para  $\gamma$  vem dado por

$$\hat{\gamma} = 1 - \frac{n}{T} \quad (3.6)$$

onde  $n$  representa o número de vezes que a série cruza a média num intervalo de tempo com  $T+1$  observações.

Intuitivamente, o uso de  $\gamma$  como medida de persistência pode ser justificado como uma simples implicação que segue directamente da própria definição de persistência. Se uma série persistente é aquela que converge lentamente para o equilíbrio (i.e., a sua média) depois de um choque, então esta série, por definição, deve exibir um baixo grau de reversão à média, ou seja, deve cruzar a média infrequentemente. Identicamente uma série não persistente deve reverter à média com bastante frequência. E  $\gamma$  é simplesmente uma medida de quão frequentemente uma dada série cruza a respectiva média. Do ponto de vista económico e político é obviamente importante para o banco central saber se a inflação reverte ou não frequentemente para a sua média, isto é, para o objectivo de inflação do próprio banco central.

Note-se que  $\gamma$ , por definição, e  $\hat{\gamma}$  por construção, estão sempre entre zero e um. Contudo pode mostrar-se<sup>(4)</sup> que para um ruído branco simétrico de média zero se tem  $E[\hat{\gamma}] = 0.5$ , pelo que valores de  $\hat{\gamma}$  em torno de 0.5 são sinal de ausência de persistência significativa (comportamento ruído branco) enquanto que valores significativamente acima de 0.5 são indicação de persistência elevada. Por

(4) Ver Marques (2004).

seu turno, valores abaixo de 0.5 são indicadores de autocorrelação negativa na série.

É importante notar que, ao contrário de  $\rho$ , que só é definido quando o processo gerador de dados (PGD) segue um processo autoregressivo puro,  $\gamma$  é definido independentemente do PGD subjacente. Neste sentido  $\gamma$  é uma medida de persistência de aplicação mais generalizada do que  $\rho$ . Para ver que assim é tomemos o caso mais simples de um processo Arma(1,1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon + \theta \varepsilon_{t-1} \quad (3.7)$$

No modelo (3.7) o parâmetro  $\rho$  (a soma dos coeficientes autoregressivos) deixa de ser o parâmetro de interesse, uma vez que deixa de medir a persistência da série  $y_t$ . A solução, em termos empíricos, implica usar um processo autoregressivo puro para aproximar o verdadeiro modelo Arma, mas tal solução dará, muito provavelmente, origem a enviesamentos adicionais na medida de persistência, especialmente se a aproximação fornecida pelo processo autoregressivo não for boa. Pelo contrário,  $\gamma$ , enquanto medida de persistência, é definida independentemente do PGD subjacente. Além disso o seu estimador,  $\hat{\gamma}$ , tem também a vantagem de não requerer a especificação e estimação de um modelo para o processo de inflação. Por esta razão,  $\hat{\gamma}$  está imune às consequências resultantes da má especificação do modelo e, pela sua natureza não paramétrica, é de esperar que seja um estimador robusto na presença de *outliers* nos dados<sup>(5)</sup>.

Vejamos agora como se podem fazer testes de alteração de persistência quando se usa  $\gamma$  como medida de persistência. Admitamos que a série  $y_t$  é gerada por um processo estacionário e defina-se a série  $x_t$  como sendo igual a 1 se a série  $y_t$  cruza a média no período  $t$ , e igual a zero, em caso contrário. Agora temos  $\hat{\gamma} = 1 - \bar{x}$  pelo que  $\hat{\gamma}$  pode ser calculado regredindo  $x_t$  numa constante, i.e., estimando o modelo  $x_t = \alpha + v_t$  por mínimos quadrados, de onde se obtém  $\hat{\alpha} = \bar{x} = 1 - \hat{\gamma}$ . Agora suponha-se que estamos a investigar a persistência para um período  $t = 1, 2, \dots, T$  e queremos testar se existe

(5) Num artigo recente, Dias e Marques (2005) mostram que de facto  $\hat{\gamma}$ , para a classe de processos estacionários autoregressivos, é um estimador com melhores propriedades do que o estimador dos mínimos quadrados para  $\rho$ , nomeadamente no que se refere ao não enviesamento e robustez contra *outliers*.

alteração no grau de persistência no período  $t = s$ , de tal modo que a persistência para o sub-período  $t = 1, 2, \dots, s - 1$  difere da persistência para o sub-período  $t = s, s + 1, \dots, T$ . Podemos estimar o modelo

$$x_t = \alpha_1 + \alpha_2 d_t + u_t \quad (3.8)$$

onde  $d_t$  é uma variável *dummy* que toma o valor zero para os períodos antes da alteração da persistência ( $t < s$ ) e é igual 1 dali em diante ( $t \geq s$ ). Em (3.8) temos que  $\alpha_1 = 1 - \gamma_1$  e  $\alpha_2 = \gamma_1 - \gamma_2$  onde  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  são as medidas de persistência no primeiro e segundo sub-período, respectivamente. Deste modo, para testar se houve alteração de persistência do primeiro para o segundo sub-período basta testar se  $\alpha_2$  é significativamente diferente de zero em (3.8). Em geral os resíduos  $u_t$  estarão autocorrelacionados, pelo que o teste da significância estatística de  $\alpha_2$  deve ser calculado usando um estimador para o desvio padrão de  $\hat{\alpha}_2$  que seja robusto à autocorrelação.

#### 4. PERSISTÊNCIA E REVERSÃO À MÉDIA: REAVALIAÇÃO DA PERSISTÊNCIA NOS EUA

Parece existir actualmente na literatura a ideia generalizada de que a inflação foi mais persistente nos anos sessenta e setenta do que nos anos oitenta e noventa. Por exemplo, Levin and Piger (2004) escrevem, “existe um acordo generalizado de que a persistência da inflação foi muito alta no período que se estende desde 1965 até à desinflação do início dos anos oitenta. Contudo, existe um forte debate sobre se a persistência da inflação se manteve elevada ou se diminuiu depois desta data”<sup>(6)</sup>.

Nesta secção investiga-se a asserção de Levin e Piger através da reavaliação da persistência da inflação para os EUA. Para isso comparam-se as estimativas da persistência para dois grandes períodos (os anos sessenta e setenta, por um lado, e os anos oitenta e noventa, por outro) que se obtêm impondo primeiro uma média constante para a inflação dentro de cada período e, de seguida, per-

mitindo uma média variável no tempo. Como medidas de persistência usar-se-á  $\rho$ , a “soma dos coeficientes autoregressivos”, e  $\gamma$ , a “probabilidade incondicional de o processo não cruzar a média no período  $t'$ ”, introduzida na secção anterior. As estimativas de  $\gamma$  são obtidas através da equação (3.6), enquanto que as estimativas para  $\rho$  são obtidas por estimação da equação (A.2) descrita no Apêndice.

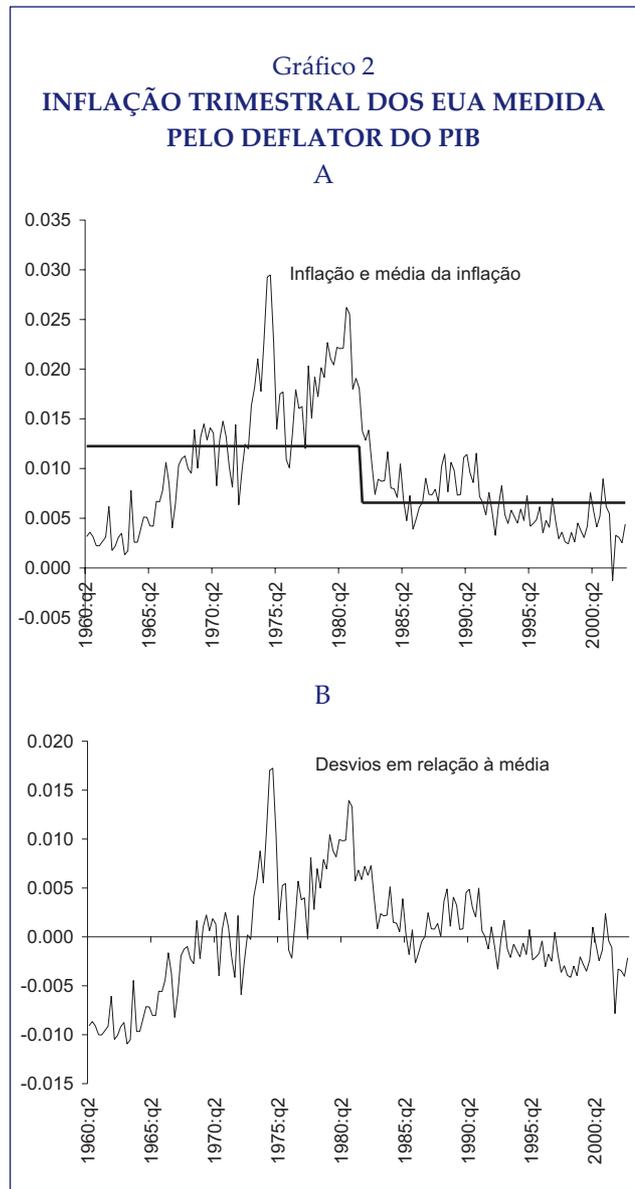
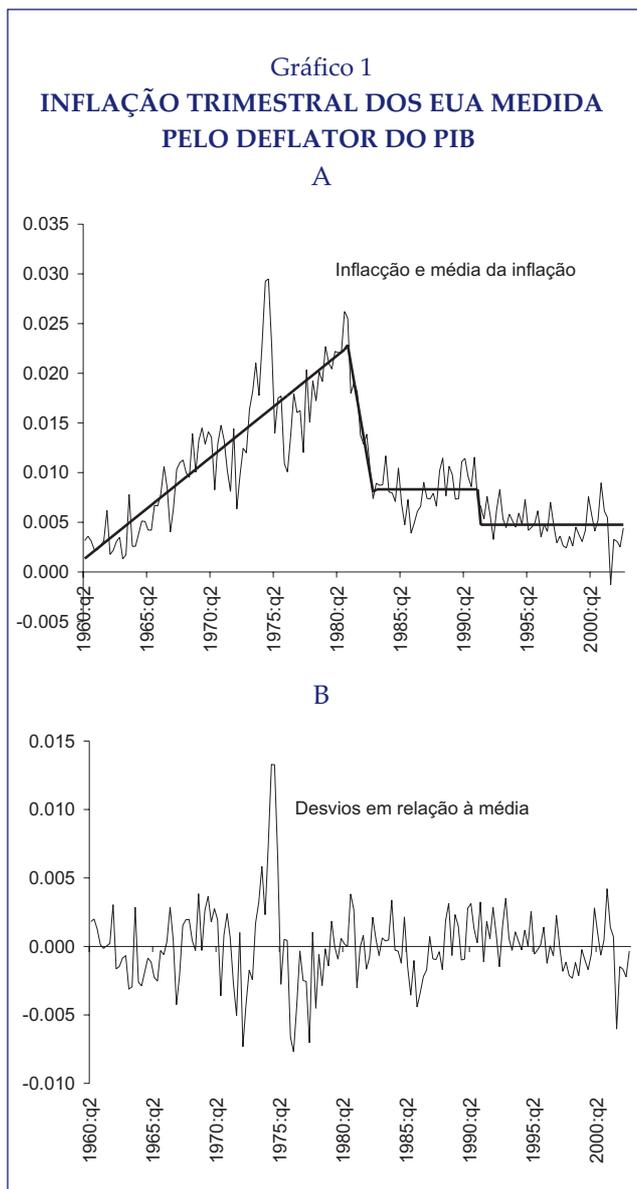
O Gráfico 1 apresenta a inflação trimestral nos EUA desde 1960q2 até 2002q4, medida pelo deflator do PIB. Esta série foi analisada, entre outros, por Taylor (2000), Cogley e Sargent (2001), Pivetta e Reis (2003) e Levin e Piger (2004). Começamos por analisar a média da inflação neste período amostral. Uma simples inspecção visual do Gráfico 1 sugere que podemos basicamente identificar três períodos distintos. Um primeiro período durante o qual a inflação exhibe uma clara tendência crescente e que vai desde o princípio da amostra até sensivelmente ao fim de 1980.

Um segundo período durante os quais a inflação apresenta uma acentuada tendência decrescente e que envolve basicamente os anos de 1981 e 1982. Finalmente, um terceiro período, de 1983 para a frente, durante o qual a inflação não apresenta uma tendência clara, crescente ou decrescente. Alguns autores ainda decompõem este último período em dois sub-períodos de acordo com os diferentes níveis médios da inflação: o primeiro que começa em 1983 e termina em meados de 1991 (que corresponde a uma inflação média mais elevada) e o segundo que começa em meados de 1991 até ao final da amostra (com uma inflação média mais baixa).

O Gráfico 1 apresenta também a média da inflação para cada um destes sub-períodos, onde duas tendências lineares simples durante os dois primeiros sub-períodos e uma média constante com uma alteração de nível em 1991q3, durante o terceiro sub-período, foram usadas como forma de aproximar a média da inflação. O painel inferior do Gráfico 1 apresenta a série dos desvios em relação à média assim definida.

Algumas das análises desenvolvidas na literatura para os EUA, na parte respeitante à forma como a média da inflação é tratada, podem ser vistas como casos especiais do Gráfico 1. Por exemplo, Taylor (2000) calcula a persistência para dois períodos diferentes: o primeiro que cobre os anos

(6) Na mesma linha ver Cogley and Sargent (2001), Willis (2003) and Guerrieri (2002). Para uma visão oposta ver Pivetta and Reis (2003) and Stock (2001), os quais argumentam que não existe suficiente evidência para concluir por uma alteração na persistência da inflação.



sessenta e setenta e o segundo que vai sensivelmente desde a segunda metade dos anos oitenta até ao fim do período amostral. Dentro de cada sub-período a média é assumida como constante. O painel superior do Gráfico 2 apresenta a inflação assim como a respectiva média para os sub-períodos: 1960q2-1981q4 e 1982q1-2002q4. No painel inferior apresentam-se os desvios da série da inflação em relação a estas duas médias. É a persistência destas séries que, com algumas diferenças menores devido a ligeiras alterações nos

períodos amostrais, é analisada em Taylor (2000). Taylor conclui que a persistência foi maior durante a primeira parte da amostra<sup>(7)</sup>.

Se usarmos  $\rho$  como medida de persistência obtemos uma estimativa pontual de 0.92 para o período 1960q2-1981q4 e de 0.73 para o período 1982q1-2002q4, o que sugere que a persistência poderá ser maior no primeiros destes sub-períodos (veja-se Quadro 1). Se usarmos  $\gamma$  como medida de persistência obtemos 0.83 para o primeiro sub-período e 0.80 para o segundo sub-período.

Em termos formais foram feitos testes de alteração da persistência usando quer  $\gamma$  quer  $\rho$  como medidas alternativas de persistência. Os testes sobre  $\gamma$  foram feitos de acordo com o descrito na secção 3, i.e., estimando a equação (3.8) e calculando

(7) Mais especificamente, Taylor (2000) considera os períodos 1960q2-1979q1 e 1982q1-1999q3, pelo que os anos de 1980 e 1981 são excluídos da análise. O autor obtém uma estimativa para  $\rho$  de 0.94, para o primeiro sub-período, e de 0.74, para o segundo.

Quadro 1

## PERSISTÊNCIA DA INFLAÇÃO NOS EUA

Período	Tipo de média			Filtro HP <sup>(d)</sup>
	Constante <sup>(a)</sup>	Duas tendências lineares e uma constante <sup>(b)</sup>	Duas tendências lineares e duas constantes <sup>(c)</sup>	
	Estimativas de $\rho$			
1960q2-2002q4	0.91	0.58	0.45	0.42
1960q2-1980q4	0.92(+)	0.45	0.45	0.41
1981q1-2002q4	0.73(*)	0.79	0.45	0.30
1960q2-1983q1		0.45	0.45	0.43
1983q2-2002q4		0.80	0.45	0.27
	Estimativas de $\gamma$			
1960q2-2002q4	0.81	0.70	0.63	0.60
1960q2-1980q4	0.83(+)	0.66	0.66	0.61
1981q1-2002q4	0.80(*)	0.74	0.60	0.59
1960q2-1983q1		0.64	0.64	0.64
1983q2-2002q4		0.77	0.62	0.56

Nota:

(a) Caso do Gráfico 2; (b) Caso do Gráfico 3; (c) Caso do Gráfico 1; (d) Caso do Gráfico 4;

(+) Refere-se ao período 1960q2-1981q4; (\*) Refere-se ao período 1982q1-2002q4;

t-rácios para  $\hat{\alpha}_2$  robustos à autocorrelação. Os testes sobre  $\rho$  foram feitos através da estimação dos modelos (A.3) a (A.6), que se encontram descritos no Apêndice.

Se usarmos apenas  $\gamma$  como medida de persistência concluiremos que não existe evidência forte favorável à ideia de uma alteração de persistência entre os dois sub-períodos (o t-rácio para  $\hat{\alpha}_2$  na equação (3.8) é apenas 0.36). A mesma conclusão se obtém se usarmos  $\rho$  como medida de persistência desde que tomemos os resultados dos modelos (A.3) e (A.5). Contudo a conclusão, no que se refere a  $\rho$ , altera-se se retivermos antes os resultados dos modelos (A.4) e (A.6). De acordo com estes modelos, que estão menos sujeitos a sofrer de sobreparametriação e portanto permitem, em princípio, uma inferência mais eficiente do que os modelos (A.3) e (A.5), a hipótese nula do mesmo  $\rho$  para os dois sub-períodos pode ser rejeitada.

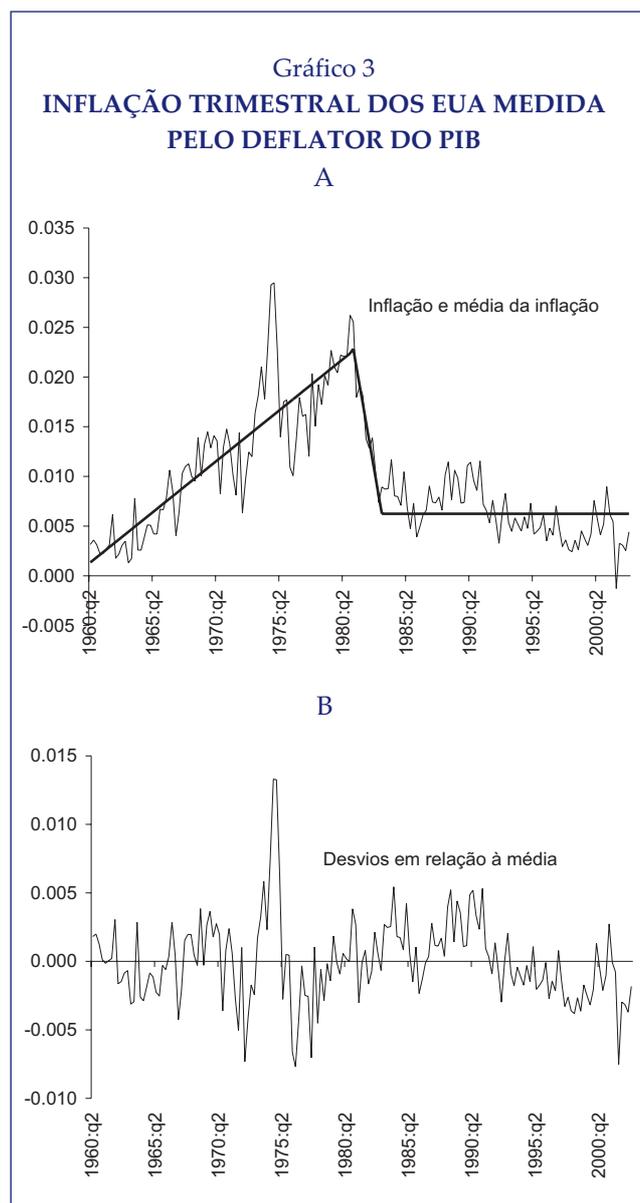
Portanto, sob a hipótese de uma média constante para cada sub-período, pode argumentar-se que a persistência da inflação nos EUA foi muito elevada nos anos sessenta e setenta e que além disso existe alguma evidência (ainda que dependente do tipo de modelo) de que a persistência da inflação diminuiu nas últimas duas décadas.

A hipótese de uma média constante para cada sub-período constitui certamente uma limitação importante da abordagem anterior. Provavelmen-

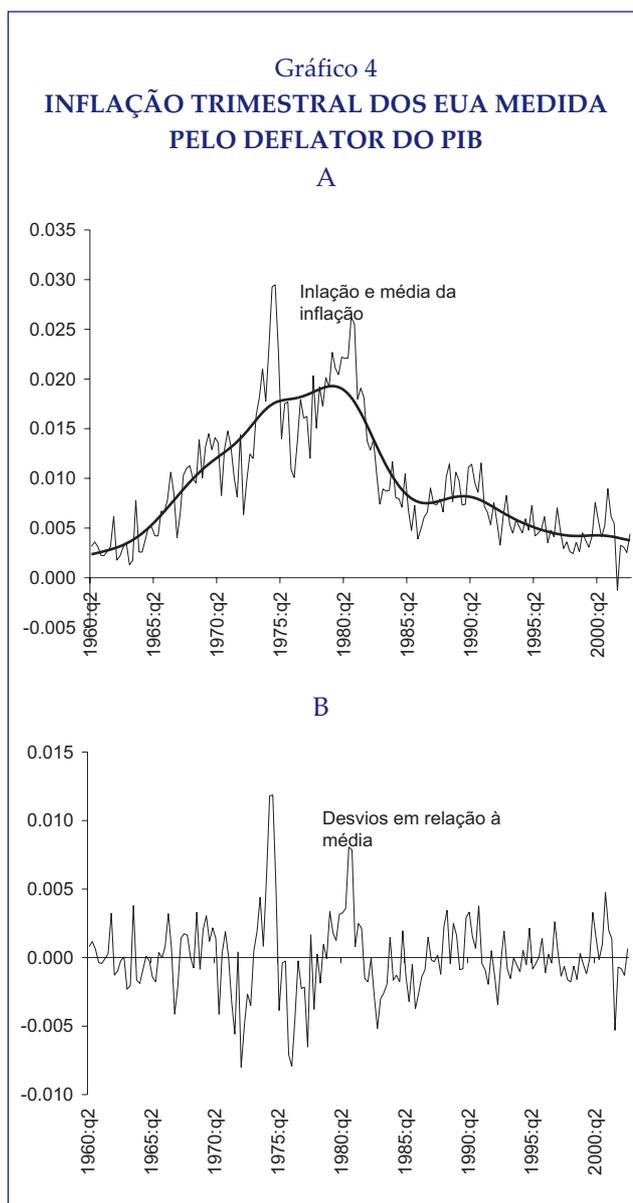
te, muitos econométricos argumentarão que durante o primeiro sub-período (1960-1981), em vez de um processo com reversão à média, é mais razoável encarar a série de inflação no Gráfico 2 como um processo não estacionário. De facto, um teste para este período revela que a hipótese nula de uma raiz unitária não pode ser rejeitada, resultado que lança fortes dúvidas sobre a utilidade em calcular a persistência de inflação durante este período, sob a hipótese de uma média constante<sup>(8)</sup>. Naturalmente, acresce que os testes acima sobre a significância estatística da diferença entre  $\rho$ s ou entre  $\gamma$ s, para os dois sub-períodos, não são válidos se a série dos desvios em relação à média não for estacionária.

Para vermos como os resultados podem mudar assumamos agora que a média da inflação durante os dois sub-períodos, 1960q2-1980q4 e 1981q1-1983q1, pode ser aproximada por duas tendências lineares como no Gráfico 1. Esta nova possibilidade encontra-se representada no Gráfico 3 (painel superior), a qual difere do Gráfico 1 pelo facto de assumir uma média constante sem quebra de nível para todo o sub-período 1983q2-2002q4.

(8) O valor do teste ADF é -1.53, pelo que a hipótese nula de uma raiz unitária para o sub-período 1960q2-1981q4 não é rejeitada num teste com uma nível de significância de 10%.



O quadro de resultados é agora bem diferente. Se olharmos para o painel inferior do Gráfico 3 e pensarmos a persistência em termos de reversão à média, verificamos que agora deixa de ser claro que a persistência no período 1960-1980 tenha sido superior à persistência no período 1981-2002. Antes pelo contrário, os resultados que agora se obtêm apontam no sentido oposto. Em primeiro lugar, para a totalidade do período em análise obtêm-se uma estimativa de 0.58 para  $\rho$  e de 0.70 para  $\gamma$ , valores que sugerem ausência de persistência significativa. Em segundo lugar, em claro contraste com a situação anterior, obtemos estimativas da persistência para o primeiro sub-período que são menores do que as que se obtêm para o segundo sub-período. De facto, para o sub-período 1960q2-1980q4 temos agora uma estimativa pontu-



al de 0.45 para  $\rho$  e de 0.66 para  $\gamma$  enquanto que as estimativas para o sub-período 1981q1-2002q4 são 0.79 e 0.74, respectivamente (veja-se Tabela 1). Portanto, verifica-se assim que uma vez que se leve em conta a possibilidade de uma média variável no tempo (aproximada por uma tendência linear) no período 1960-1983, obtêm-se uma inflação menos persistente nos anos sessenta e setenta do que nos anos oitenta e noventa.

Parece importante frisar este resultado porque ele vai contra a ideia generalizadamente aceite de que a inflação nos EUA foi mais persistente nos anos sessenta e setenta do que nas últimas duas décadas. Posto de uma forma diferente, a evidência a favor da ideia de que a inflação foi mais persistente nos anos sessenta e setenta depende de forma crucial da hipótese implícita de que o objec-

tivo de inflação por parte do banco central foi constante no tempo, durante todo o período em análise. Todavia, esta hipótese, como vimos, não parece consistente com os dados. Assumir uma média constante para a inflação nos anos sessenta e setenta implica que a inflação apareça como um processo sem reversão à média e este facto, por sua vez, tem a consequência indesejável de que a política monetária seria incapaz de determinar a inflação no médio/longo prazo.

Naturalmente, esta não é a história final, uma vez que olhando para a série de inflação podemos pensar em muitas outras alternativas razoáveis para a média da inflação. Por exemplo, se agora assumirmos duas médias diferentes para o sub-período 1983-2002, como em Levin and Piger (2004) acabaremos com a situação descrita no Gráfico 1. Neste caso obtemos estimativas para  $\rho$  que se caracterizam pela sua constância. No Quadro 1 vemos que para todos os sub-períodos considerados temos uma estimativa de  $\rho$  igual a 0.45 e como tal a ideia que resulta do Gráfico 1 é a de que a persistência da inflação desapareceu. Esta conclusão é confirmada pelas estimativas de  $\gamma$  que variam entre 0.60 e 0.66<sup>(9)</sup>.

A abordagem anterior sobre a forma de medir a média da inflação, pode ser criticada pelo facto de que, sob o ponto de vista económico, uma tendência linear para o período 1960-1980, poderá não constituir uma hipótese razoável para o objectivo de inflação do banco central. Uma solução menos subjectiva (no sentido de que não é definida depois de olhar para os dados da inflação) para aproximar a média da inflação consiste em usar, por exemplo, o bem conhecido filtro HP. O uso do filtro HP como forma de aproximar a média da inflação pode ser justificado por se tratar de uma técnica que garante que os desvios da inflação em relação à média são estacionários. E a estacionaridade destes desvios constitui um requisito mínimo para que faça sentido levar a cabo um exercício de avaliação do grau de persistência da inflação. A nova situação está representada no Gráfico 4.

Verificamos agora que, sob a hipótese de um filtro HP para a média, a persistência da inflação basicamente desapareceu (a estimativa para  $\rho$  é

0.42 e para  $\gamma$  é 0.60). Além disso, de acordo com os testes realizados, também não existe evidência de alteração de persistência entre os dois sub-períodos considerados.

Resumindo, esta secção mostra que os resultados sobre a persistência da inflação se podem alterar de forma dramática quando se alteram as hipóteses sobre a média da inflação. Em particular, a evidência sobre se a inflação é ou não persistente ou se a persistência da inflação foi mais alta nos anos sessenta e setenta do que nas duas últimas décadas, depende em última instância e de forma crucial do tipo de média que se assuma para a inflação durante o período da análise. Este artigo considera algumas medidas estatísticas para a média da inflação mas, naturalmente, outras poderiam ter sido ensaiadas. Contudo, o ponto que interessa ter presente é o de que o grau de confiança nas estimativas da persistência depende em último lugar de quão realista seja a média da inflação enquanto aproximação ao verdadeiro objectivo de inflação do banco central.

## 5. CONCLUSÕES

Este artigo é uma contribuição para a literatura sobre medidas de persistência da inflação no contexto dos modelos univariados de séries temporais. O artigo discute a definição de persistência e as suas implicações para o processo de cálculo e interpretação dos resultados. Em particular, enfatiza-se a necessidade de a média da inflação ser devidamente tratada por forma a levar em conta as alterações do objectivo de inflação do banco central, o que poderá exigir a consideração de uma média variável no tempo.

O artigo também sugere uma nova medida de persistência que se baseia na correspondência entre persistência e reversão à média. Esta nova medida tem âmbito de aplicação mais vasto do que a medida geralmente usada na literatura, dada pela “soma dos coeficientes autoregressivos” e tem a vantagem de não exigir a especificação e estimação de um modelo para a inflação. Além disso é sugerido um estimador para a nova medida o qual, por construção, está imune a potenciais erros de especificação, e que, dada a sua natureza não paramétrica, é previsivelmente um estimador robusto na presença de outliers nos dados.

(9) Note-se que 0.60, enquanto estimativa para  $\gamma$ , não é estatisticamente muito diferente de 0.50 (persistência zero).

Finalmente, esta metodologia incluindo a nova medida de persistência, é usada para reavaliar a persistência da inflação nos EUA. A principal conclusão é a de que os resultados sobre a persistência se alteram de forma dramática quando as hipóteses sobre a média se alteram. Em particular, a ideia generalizadamente aceita de que a inflação nos EUA foi mais persistente nos anos sessenta e setenta do que nas últimas duas décadas apenas se obtém quando se admite que a média da inflação foi constante em cada um dos sub-períodos analisados. Todavia, a hipótese de uma média constante para a inflação, nos anos sessenta e setenta, aparece como pouco realista pois tem a implicação de que a inflação deixa de apresentar reversão à média. E este facto, por sua vez, tem a consequência indesejável de que a política monetária seria incapaz de controlar a inflação no médio/longo prazo.

### REFERENCIAS

- Andrews, D.W.K., Chen H-Y, (1994), "Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.12, No.2, 187-204;
- Bleaney, M., (2001), "Exchange rate regimes and inflation persistence", *IMF Staff Papers*, Vol. 47, No.3;
- Burdekin R.C.K., Syklos P.L., (1999), "Exchange rate regimes and shifts in inflation persistence: does nothing else matter?", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 31, No.2, 235-247;
- Cogley, T., (2002), "A simple adaptive measure of core inflation", *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 34, No.1, 94-113;
- Cogley T., Sargent, T., (2001), "Evolving post-war II U.S. inflation dynamics", *NBER, Macroeconomics Annual* edited by Ben S. Bernanke and Kenneth Rogoff;
- Dias, D., Marques, C. Robalo, (2005), "Using mean reversion as a measure of persistence", *European Central Bank, WP. No. 450*;
- Guerrieri, L., (2002), "The inflation persistence of staggered contracts", *Board of Governors of the Federal Reserve System*;
- Kieler, M., (2003), "Is inflation higher in the euro area than in the United States?", *IMF country Report No.03/298*;
- Kozicki, S., Tinsley, P.A., (2002), "Alternative sources of the lag dynamics of inflation", *RWP 02-12, Federal Reserve Bank of Kansas City*;
- Levin A. T., Piger J. M., (2004), "Is inflation persistence intrinsic in industrial economies"? *European Central Bank, WP No.334*;
- Marques, C. Robalo, (2004), "Inflation persistence: facts or artefacts?" *European Central Bank, WP No. 371*;
- Murray C. J., and Papell D. H., (2002), "The purchasing power parity persistence paradigm", *Journal of International Economics*, 56, 1-19;
- O'Reilly G., Whelan, K., (2004), "Has euro-area inflation persistence changed over time?" *European Central Bank, WP No. 335*;
- Pivetta F., Reis, R., (2003) "The persistence of inflation in the United States", *mimeo*;
- Stock, J., (2001), "Comment", *NBER, Macroeconomics Annual*, edited by Ben S. Bernanke and Kenneth Rogoff;
- Taylor, J.B., (2000), "Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms", *European Economic Review*, 44, 1389-1408;
- Willis, J. L., (2003), "Implications of structural changes in the U.S. economy for pricing behavior and inflation dynamics", *Economic Review, First Quarter 2003, Federal Reserve Bank of Kansas City*;

## APÊNDICE

TESTES DE ALTERAÇÃO DE PERSISTÊNCIA QUANDO SE USA  
 $\rho$  COMO MEDIDA DE PERSISTÊNCIA

Para testar a existência de alterações de persistência quando esta é medida pela “soma dos coeficientes autoregressivos” admite-se um modelo autoregressivo bastante geral

$$z_t = \sum_{j=1}^p \beta_j z_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{A.1})$$

reparametrizado na forma

$$z_t = \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta z_{t-j} + \rho z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.2})$$

com

$$\rho = \sum_{j=1}^p \beta_j, \quad \delta_j = - \sum_{i=1+j}^p \beta_i$$

onde  $z_t$  é a série dos desvios relativamente à média. Para realizar o teste sobre  $\rho$  foram estimados os seguintes modelos:

$$z_t = \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta z_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j d_t \cdot \Delta z_{t-j} + \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 d_t \cdot z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.3})$$

$$z_t = \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta z_{t-j} + \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 d_t \cdot z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.4})$$

$$z_t = \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta d_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta z_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j d_t \cdot \Delta z_{t-j} + \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 d_t \cdot z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.5})$$

$$z_t = \sum_{j=0}^{p-1} \theta_j \Delta d_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta z_{t-1} + \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 d_t \cdot z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.6})$$

onde  $d_t$  é uma variável *dummy* que é igual a zero antes da data da alteração da persistência ( $t < s$ ) e

igual a 1 depois dessa data ( $t \geq s$ ) e  $\Delta d_t$  é uma variável *dummy* que é igual a 1 no período da alteração ( $t = s$ ) e zero nos restantes períodos.

Note-se que enquanto os modelos (A.3) e (A.5) levam em conta a possibilidade de alterações em todos os coeficientes autoregressivos, os modelos (A.4) e (A.6) ao assumirem que  $\phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_{p-1} = 0$  impõem que a alteração no parâmetro da persistência (a soma dos coeficientes autoregressivos) advém apenas de uma alteração no primeiro coeficiente autoregressivo, i.e.,  $\beta_1$ . Embora esta possa parecer uma hipótese muito restritiva o facto é que se verificou que os modelos (A.3) e (A.5) tendem a apresentar muitos coeficientes  $\phi_j$  não significativos, o que sugere que estes modelos poderão estar sobreparametrizados, facto que poderá ter implicações ao nível da potência dos testes.

Note-se por outro lado que os modelos (A.3) e (A.4) apresentam problemas de especificação. Estes problemas derivam do facto de nestes modelos as observações ocorridas antes do período da alteração na persistência ( $t = s$ ) estarem a ser usadas para estimar os parâmetros de um modelo que apenas é válido para as observações ocorridas depois da alteração (i.e.  $t \geq s$ ). A introdução das variáveis *dummy*  $\Delta d_{t-j}$  permite ultrapassar este problema porque estimar o modelo (A.5) ou o modelo (A.6) é basicamente equivalente a estimar duas regressões independentes na quais se leva em conta o facto de o segundo modelo dever ser estimado apenas com informação gerada depois da alteração ter tido lugar. Saber se é ou não importante levar em conta este problema e estimar os modelos (A.5) e (A.6) em vez dos modelos (A.3) e (A.4) é basicamente uma questão empírica. No nosso caso verificou-se ser importante estimar todos os modelos pois, por vezes, as conclusões do teste variavam de acordo com o tipo de modelo.