

POLÍTICA ECONÔMICA E CREDIBILIDADE: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS E TÉCNICAS ECONÔMÉTRICAS*

César A. O. Tejada¹
Marcelo Savino Portugal²

Resumo

O objetivo deste artigo é fazer uma revisão da literatura empírica sobre a credibilidade da política econômica, dando atenção especial às técnicas econométricas usadas. Os trabalhos são divididos em dois grupos com base nas técnicas econométricas utilizadas, porém, dentro dos grupos principais, faz-se referência aos quatro regimes de condução da política monetária utilizados no mundo real: metas de agregados monetários, *peg* da taxa de câmbio, metas de inflação e política monetária preventiva sem âncora nominal explícita. Também se faz referência, quando possível, aos modelos teóricos subjacentes. A literatura brasileira é revista em uma seção específica.

Palavras-chave: credibilidade, política monetária, modelos econométricos.

Classificação no JEL: E50, E52.

Abstract

This paper presents a survey of the empirical literature on credibility aspects of economic policy. Special attention is given to the discussion of the econometric technique used. The literature surveyed is comprised of two groups, based on the type of econometric technique used. Within each group the survey is divided into four different regimes of monetary policy: monetary aggregates targets, exchange rate peg, inflation targets and preventive monetary policy without an implicit but not an explicit nominal anchor. The corresponding theoretical models are also discussed to certain extent. The Brazilian empirical literature on this subject is surveyed in a separate section.

Key Words: credibility, monetary policy, econometric models.

JEL Classification: E50, E52.

1 INTRODUÇÃO

Os esforços realizados pelo Brasil e outros países para controlar a inflação têm levado as autoridades econômicas a prestar estreita atenção à credibilidade da política econômica, particularmente durante as últimas décadas. A questão da credibilidade da política econômica pode aparecer em duas situações distintas. Na primeira, a taxa de inflação tem superado um certo nível crítico e os *policymakers* decidem reduzi-la; neste caso, os *policymakers* têm perdido sua credibilidade porque têm sido incapazes de impedir que a situação se deteriore. Então, eles têm de provar que têm a determinação e a capacidade para corrigir a situação. A segunda situação ocorre quando a inflação tem sido colocada sob controle e os *policymakers* desejam mantê-la dentro de um intervalo especificado. Os *policymakers* provaram sua capacidade para reduzir a inflação e a questão da credibilidade está essencialmente relacionada a poderem manter a taxa de inflação dentro da meta anunciada.

No caso do Brasil, a economia tem se caracterizado por uma alta e crescente taxa de inflação por muito tempo. A partir de 1986, foram implementados vários planos de estabilização que não conseguiram reduzir a taxa de inflação de forma consistente. Somente o

* Agradecemos a colaboração na pesquisa de Graziela Krabbe, Patrícia Palermo e Amanda Pimenta (bolsistas PIBIC/CNPq), e Gustavo Russomano (Bolsista FAPERGS).

¹ Professor da Universidade de Passo Fundo.

² Professor do Programa de Pós-Graduação da UFRGS e pesquisador do CNPq.

Plano Real, implementado em 1994, atingiu tal objetivo. Assim, as duas situações colocadas anteriormente se aplicam ao caso brasileiro. Uma explicação do fracasso dos planos anteriores tem a ver com a falta de credibilidade neles e o sucesso do Plano Real, com a conquista de credibilidade obtida pelo mesmo. A fonte mais conhecida da falta de credibilidade é a inconsistência dinâmica das políticas econômicas. Mishkin (1997) ilustra a noção de inconsistência dinâmica traçando um paralelo com uma situação familiar para muitos pais. Quando se encontram em lugar público, os pais sempre ficam tentados a ceder aos gritos de uma criança para não testemunhar um potencialmente embaraçador surto de choro e raiva, mesmo que digam à criança que essa é a última vez e que não cederão no futuro. Mas, no longo prazo, essa atitude se torna contra-produtiva, porque a criança esperará que os pais cedam uma e outra vez; portanto, ela se tornará mais e mais exigente. A ameaça dos pais não funciona simplesmente porque não é crível aos olhos da criança. Em tal situação, a ameaça dos pais é "inconsistente dinamicamente", uma expressão utilizada para descrever uma atitude ou política que pode ser considerada desejável em circunstâncias imediatas mas, que pode ser danosa no longo prazo porque origina uma deterioração da situação. Num outro exemplo, os clássicos gregos nos contam também da estória de Ulisses, que ao retornar para os braços de sua esposa Penélope teve que se amarrar ao mastro do navio para não ser seduzido pelo canto das sereias. A ação de Ulisses consiste uma forma de fazer uma "promessa crível" com vistas a resolver o problema de inconsistência dinâmica.³

A noção de inconsistência dinâmica foi primeiramente aplicada à análise da política econômica por Kydland e Prescott (1977). O problema da inconsistência dinâmica refere-se a que uma política ótima avaliada no início de um horizonte de planejamento não continua sendo ótima numa data posterior. Tal problema surge por causa do comportamento *forward-looking* dos agentes econômicos e pela incapacidade dos *policymakers* de se comprometerem previamente com as políticas anunciadas. Após a publicação do artigo de Kydland e Prescott, a credibilidade da política econômica tem sido muito estudada em teoria econômica.⁴

No mundo real, segundo Mishkin (1997, 1999), ao longo das últimas décadas, as principais estratégias de controle da inflação que têm sido implementadas pelos *policymakers* são quatro:⁵ (1) metas de taxa de câmbio, em suas diversas variantes (padrão-ouro, fixação do valor da moeda doméstica à de um importante país de baixa inflação, *crawling pegs*, bandas cambiais e os *currency boards*); (2) metas de agregados monetários; (3) metas de inflação; (4) política monetária com uma âncora nominal implícita (ou política monetária preventiva sem âncora nominal explícita).

Fazendo um rápido e amplo resumo, pode-se dizer que a primeira estratégia seguida foi o regime de taxa de câmbio fixa estabelecido em Bretton Woods, que entrou em colapso em inícios da década de 1970, de forma que a maioria dos países passou a adotar o regime de metas de agregados monetários, cujo principal expoente é, ainda, a Alemanha. Dados os problemas apresentados na mensuração e controle dos agregados monetários, vários países da Europa passaram a adotar um sistema de bandas cambiais com a criação do Mecanismo Cambial Europeu em 1979. Esse sistema foi abandonado após alguns ataques especulativos no início da década de 1990, tendo sido substituído, em alguns países, por regimes de metas de inflação. Como é usual, os países em desenvolvimento têm seguido um padrão parecido, embora com alguma defasagem. O Brasil também experimentou um padrão semelhante, pois usou um regime de banda cambial no período de março de 1995 a janeiro de 1999 e, mudando

³ Giavazzi e Pagano (1988) adaptaram a solução de Ulisses para o caso da disciplina imposta pelo Sistema Monetário Europeu aos Bancos Centrais na Europa.

⁴ Ver, por exemplo, Persson e Tabellini (2000) e Drazen (2000).

⁵ Mishkin (1997, 1999) também discute as principais vantagens e desvantagens de cada estratégia.

para um regime de metas de inflação a partir de meados de 1999. A quarta estratégia tem como principal expoente os Estados Unidos.⁶

Em termos econométricos também existem estudos, porém em menor grau se comparados aos estudos teóricos. Segundo nosso conhecimento, não existe um trabalho que agrupe as diferentes técnicas econométricas utilizadas para analisar o papel da credibilidade da política econômica. Portanto, o objetivo deste artigo é fazer uma revisão da literatura empírica sobre a credibilidade da política econômica, dando atenção especial às técnicas econométricas usadas. Agrupam-se os trabalhos com base nas técnicas econométricas utilizadas, contudo, dentro dos grupos principais, na medida do possível, faz-se referência aos quatro regimes de condução da política monetária utilizados no mundo real mencionados anteriormente: metas de agregados monetários, *peg* da taxa de câmbio, metas de inflação e política monetária preventiva sem âncora nominal. Também se faz referência, quando possível, aos modelos teóricos subjacentes.

2 ALGUNS PROBLEMAS

Além dos problemas econométricos presentes quando se realiza qualquer estudo empírico, outros se apresentam ao analisar o papel da credibilidade na política econômica: a crítica de Lucas e os problemas do Peso (*Peso Problem*) e problemas de aprendizado.

2.1 A Crítica de Lucas⁷

Lucas (1976) advertiu sobre os perigos do uso dos modelos econométricos por entender que, provavelmente, funcionariam pobremente frente a mudanças de regime, dada a forma como eram desenhados e estimados. Portanto, criticou seu uso na análise de política econômica pela seguinte razão:

"... given that the structure of an econometric model consists of optimal decision rules for economic agents, and that optimal decisions rules vary systematically with changes in the structure of series relevant to the decision maker, it follows that any change in policy will systematically alter the structure of econometric models." [Lucas (1976, p.41)].

No caso dos estudos dos efeitos da credibilidade, esse problema está sempre presente, uma vez que se espera que uma mudança de política crível tenha efeitos imediatos e perceptíveis sobre a estrutura dos modelos estimados. Se a crítica está correta, torna-se muito séria quando não se modela separadamente a formação de expectativas dos agentes econômicos e suas estratégias de comportamento, visto que, se ambas são confundidas, isso leva a um fracasso nas previsões, quando, após uma mudança crível de regime, altera-se o processo estocástico das séries. Se uma nova política econômica tem credibilidade e os agentes alteram suas expectativas, os parâmetros do modelo estimado antes da reforma devem ter mudado após a implementação da nova política, o que levaria a uma falha nas previsões, se essa mudança nos parâmetros não for considerada. Como ficará claro na revisão da literatura, a maioria dos testes desenhados tem como base ou está relacionada de alguma maneira, à Crítica de Lucas.

2.2 *Peso Problem* e o Problema de Aprendizado

Aparece um *peso problem* quando os participantes do mercado antecipam uma mudança futura discreta na política econômica (e atribuem uma probabilidade positiva a esse evento) que não se materializa dentro do período amostral examinado. Como a mudança de política não ocorre durante o período de análise, as expectativas racionais *ex-post* parecem viesadas. Esse problema está presente na análise da credibilidade das políticas econômicas, especialmente quando se analisam regimes de taxa de câmbio fixa, quando se estima a

⁶ Sobre a estratégia americana, ver principalmente Blinder (1998).

⁷ Para uma revisão da crítica de Lucas, ver Favero e Hendry (1992).

reputação dos *policymakers*, etc. Por exemplo, supondo que existe um regime de taxa de câmbio fixa, a possibilidade de uma mudança no regime cambial cria um *peso problem*, visto que afeta a distribuição esperada da taxa de câmbio, mesmo que tal mudança não venha a se concretizar.

Formalmente,⁸ assume-se que as políticas econômicas podem ser mensuradas através de algumas variáveis Z_t . Supõe-se, por simplicidade que, se $Z_t = 0$, não existe mudança de política, enquanto se $Z_t = 1$, existe mudança de política. Portanto, os casos em que $Z_t = 0$ e $Z_t = 1$ podem ser referidos como dois diferentes regimes de política econômica. Como as mudanças em Z_t podem ser difíceis de prever, considera-se como uma variável aleatória e usa-se z_t para representar suas realizações.

Denota-se com R_{t+1} o retorno financeiro sobre ativos mantidos do tempo t até $t + 1$, outra variável aleatória cujas realizações serão r_{t+1} . A quantia que os agentes esperam lucrar por manter um ativo, como o câmbio, dependerá do conjunto de informação disponível Ω_t . Isso significa que o excesso de retorno que os agentes receberão é

$$e_{t+1} = R_{t+1} - E(R_{t+1} | \Omega_t) \quad (1)$$

onde $E(\cdot)$ é o operador de expectativas e assume-se que e_t tem média zero e variância serialmente não correlacionada, o que implica que os mercados são eficientes.

Em virtude de que a política econômica pode afetar variáveis econômicas, tais como a taxa de câmbio, parece razoável permitir que o estado da política no seguinte período, Z_{t+1} , afete os retornos atuais e os retornos esperados. Portanto, pode-se definir o excesso de retorno ou retorno não-esperado para um regime particular como

$$w_{t+1} = R_{t+1}(Z_{t+1}) - E(R_{t+1} | \Omega_t, Z_{t+1}). \quad (2)$$

A diferença entre e_t e w_t é que w_t não leva em consideração a possibilidade de que a política econômica pode mudar. Em particular, pode-se mostrar que⁹

$$e_{t+1} = w_{t+1} + \nabla E(R_{t+1} | \Omega_t) \times (Z_{t+1} - E(Z_{t+1} | \Omega_t)) \quad (3)$$

onde $\nabla E(R_{t+1} | \Omega_t) = E(R_{t+1}(1) | \Omega_t) - E(R_{t+1}(0) | \Omega_t)$ é a diferença esperada nos retornos originada por uma mudança na política econômica. Em virtude de Z_t poder tomar somente valores 0 ou 1, $E(Z_{t+1} | \Omega_t)$ é a probabilidade com que foi esperado o regime 1, e a expressão $z_{t+1} - E(Z_{t+1} | \Omega_t)$ é uma medida do grau em que o regime foi uma surpresa.

Se a probabilidade de observar o regime 1 não for muito alta, podem-se esperar muitas observações de $z_t = 0$ nos dados. Para cada uma dessas observações, os excessos de retorno que se observam não são e_t , mas w_t . Embora tenha se assumido que e_t tem média 0, a equação (3) mostra que a média de w_t geralmente não será igual a 0. Isto é, na medida em que o regime seja relevante para os excessos de retorno e a frequência dos regimes não seja exatamente como se espera, a média de w_t não será 0. Esse problema deveria aparecer somente em pequenas amostras uma vez que, em grandes amostras, a lei dos grandes números assegurará $z_{t+1} - E(Z_{t+1} | \Omega_t) = 0$ (a menos que os agentes sistematicamente errem ao prever a frequência com que ocorrem os regimes).

Esse é um exemplo do chamado *peso problem*, que aparece quando a distribuição esperada de z_t é diferente, em alguma maneira, da distribuição que se observa nos dados. No exemplo, os retornos observados serão anormalmente altos ou baixos, fato que acontece em razão de se observar w_t , e não e_t . Portanto, a possibilidade de mudanças de política econômica tende a criar *peso problems*.

Até aqui foi assumido que os agentes podem imediatamente dizer quando a política muda: eles simplesmente devem observar z_t . Por exemplo, a política pode ser um regime de taxa de câmbio fixa, cujas mudanças são de conhecimento público. Porém, supondo-se que a

⁸ Esta formalização está baseada em Amano et al. (1997).

⁹ Ver Amano et al. (1997, p. 4).

política não é anunciada publicamente ou que as mudanças na taxa de câmbio não são claramente anunciadas, os agentes devem inferir gradualmente se uma mudança teve lugar, observando os resultados atuais. Esse problema é conhecido como um Problema de aprendizado uma vez que os agentes apreendem somente gradualmente se uma mudança de política tem tido lugar. De forma parecida ao *peso problem*, pode-se formalizar como:

$$e_{t+1} = w_{t+1} + \nabla E(R_{t+1} | \Omega_t) \times \Pr(Z_{t+1} | \Omega_t) \quad (4)$$

onde $\Pr(Z_{t+1} | \Omega_t)$ é a probabilidade com que os agentes esperam que o regime não tenha mudado de 0 para 1. Quando eles apreendem que o regime tem mudado, essa probabilidade se aproxima a 0, de forma que w_{t+1} se aproxima a e_{t+1} .

Note-se que ambos os problemas são similares, mas não são iguais. *Peso problems* ocorrem quando nenhuma mudança de regime tem ocorrido, mas foi esperada; problemas de aprendizado ocorrem quando tem ocorrido uma mudança de regime, mas os agentes não têm certeza se esse é o caso.

3. O MÉTODO DE ERRO DE PREVISÃO

O primeiro e mais simples teste de credibilidade da política monetária é o método de erro de previsão, ainda que se deva ressaltar que é um método indireto por não estimar uma variável de credibilidade para uma determinada política e seus efeitos, mas simplesmente analisar seus efeitos.

O método consiste em estimar alguma relação econômica ao longo do período anterior à reforma econômica (por exemplo, um plano de estabilização) e fazer previsões com base na relação estimada sobre o período pós-reforma. Obtém-se, então, evidência de uma reforma crível se a relação estimada sub (ou super)estima de forma sistemática os valores pós-reforma da variável de interesse. Por exemplo, estima-se um modelo do processo inflacionário ao longo do período pré-reforma e fazem-se previsões da inflação sobre o período pós-reforma. Deve-se inferir evidência de uma redução nas expectativas inflacionárias e, portanto, evidência da credibilidade da política econômica se o modelo superestima sistematicamente a inflação no período pós-reforma. Vejam-se algumas aplicações.

3.1 Regimes de metas de agregados monetários

Nesta subseção, analisam-se os estudos empíricos sobre a credibilidade dos regimes de metas de agregados monetários.

Blanchard (1984) analisou a política desinflacionária aplicada nos Estados Unidos em outubro de 1979, que esteve baseada em metas de agregados monetários.¹⁰ Na verdade, seu objetivo foi testar a crítica de Lucas sobre a instabilidade dos parâmetros após uma mudança de regime; assim, sua análise foi indireta, visto que não usou uma medida de credibilidade. Blanchard (1984) usou duas ferramentas: a curva de Phillips e a estrutura a termo da taxa de juros. Os resultados encontrados rejeitam a hipótese de credibilidade para ambos os casos.

No caso da curva de Phillips, Blanchard (1984) estimou o seguinte modelo

$$w_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_t^e + \alpha_3 u_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde w_t é a taxa de aumento de salários; π_{t-1} , a taxa de inflação defasada; π_t^e , a taxa de inflação esperada e u_t , a taxa de desemprego.

Com o uso de observações trimestrais, o autor estimou o modelo até 1979.3 e adicionou observações à amostra até chegar a 1983.2. O resultado obtido foi de pouca evidência de instabilidade dos parâmetros e os testes de estabilidade subamostral confirmaram esse resultado. Em seqüência, ele estimou os erros de previsão um passo à frente (erro de previsão = taxa atual de aumento de salários – taxa estimada de aumento de salários).

¹⁰ O período analisado corresponde à época em que Paul Volcker assumiu a presidência do Federal Reserve. Ver Blanchard (1984, pp. 211-212.)

O modelo estimado só começou a superestimar a inflação quatro trimestres depois, o que sugere que a política desinflationária não foi crível de início e que, talvez, tenha levado tempo para ser estabelecida.

No caso da relação de estrutura a termo, o modelo estimado, usando dados trimestrais, foi

$$R_t^L = \alpha_0 + \beta_0 R_t^S + \sum_{i=1}^{19} \beta_i R_{t-i}^S + \sum_{i=0}^{19} \lambda_i \Pi_{t-i} + \delta_0 V + \varepsilon_t ; \quad \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

onde R_t^L é a taxa de juros dos títulos de longo prazo; R_t^S , a taxa de juros dos títulos de curto prazo; Π_t , a taxa de inflação e V , um índice de variabilidade da taxa de juros dos títulos de curto prazo.

Considerando o mesmo procedimento e período amostral anteriores, Blanchard (1984) não encontrou evidência de uma mudança clara nos coeficientes, exceto no último ano, e o ajustamento da equação estimada piorou ao ser estendido o período de estimação. Os erros de previsão um passo à frente foram positivos até 1982.3, o que mostra que a política não foi crível no início, tal como aconteceu no caso da curva de Phillips.

3.2 Regimes de *pegging* da taxa de câmbio

Nesta subseção, apresentam-se os estudos empíricos sobre a credibilidade dos regimes de *peg* de taxa de câmbio que usam o método de erro de previsão.¹¹

Christensen (1987a) analisou a política desinflationária implementada na Dinamarca a partir de outubro de 1982. A única diferença em relação a Blanchard (1984) é que o modelo estimado permite uma formulação geral dinâmica da curva de Phillips. O período amostral completo é 1974.1 a 1985.1 e a amostra total foi subdividida em subamostras que vão desde 1974.4 a 1982.3, 1974.4 a 1983.4 e de 1974.4 a 1985.1, sendo o modelo estimado para cada uma delas. Analisando os parâmetros estimados, Christensen (1987a) verificou que não houve mudança significativa nos seus valores, o que foi confirmado com um teste de Chow de mudança estrutural em 1982.3. Portanto, o autor concluiu que não há indícios significativos de que tal política fosse crível.

Kremers (1990) estudou a experiência da Irlanda a partir da sua entrada no Sistema Monetário Europeu em 1979, com a adoção de uma política de taxa de câmbio (semi) fixa como política desinflationária. Sua análise buscava verificar se tal política forneceu disciplina à política antiinflação e, assim, reforçou a credibilidade da mesma, conseguindo reduzir o impacto negativo sobre a economia.

Kremers (1990) partiu da seguinte expressão para as expectativas de inflação :

$$\pi_t^e = \mathbf{x}_t^e \mathbf{a}_1 + \mathbf{z}_{1t-1} \mathbf{a}_2 \quad (7)$$

onde π_t^e é a taxa de inflação esperada; \mathbf{x}_t^e , um vetor de variáveis de expectativas explicativas ($\mathbf{x}_t^e = [x_{1t}^e \ x_{2t}^e]$, onde x_{1t}^e é a inflação esperada para o Reino Unido e x_{2t}^e é a inflação esperada para os países incluídos no Mecanismo Cambial Europeu (ERM), excluindo a Irlanda); \mathbf{z}_{1t-1} um vetor ($1 \times m$) de variáveis explicativas defasadas (fatores de custo e de competitividade) e \mathbf{a}_1 e \mathbf{a}_2 são os correspondentes vetores (2×1) e ($m \times 1$) de coeficientes.

No caso das variáveis de expectativas, Kremers (1990, p. 122) assumiu expectativas racionais para seu tratamento econométrico. Assim

$$\pi_t^e = E(\pi_t | \mathbf{z}_{t-1}) = \pi_t - u_t \quad (8a)$$

¹¹ Os trabalhos empíricos sobre a credibilidade dos regimes de banda cambial baseados no modelo de Krugman (1991) e seus desenvolvimentos posteriores não são apresentados em virtude de que a modelagem é completamente diferente à iniciada por Kydland e Prescott (1977). Uma revisão sobre os modelos teóricos de bandas cambiais e suas aplicações empíricas pode ser vista em Garber e Svensson (1995).

$$\mathbf{x}_t^e = E(\mathbf{x}_t | \mathbf{z}_{2t-1}) = \mathbf{x}_t - \mathbf{v}_t \quad (8b)$$

onde $E(\cdot)$ denota o valor esperado de uma certa variável dado o conjunto de informação disponível; $\mathbf{z}_{t-1} = (\mathbf{z}_{1t-1} \mathbf{z}_{2t-1})$ onde \mathbf{z}_{2t-1} contém a informação subjacente a \mathbf{x}_t^e e $(u_t \mathbf{v}_t)$ é um vetor de perturbações que se assume com média zero e matriz de variâncias e covariâncias constante e independente de \mathbf{z}_{t-1} .

Como o objetivo de Kremers (1990) foi fazer inferências sobre os coeficientes da equação (7), deve-se expressar tal equação em termos de variáveis observáveis; assim, substituindo as equações (8a) e (8b) na equação (7) obtém-se

$$\pi_t = \mathbf{h}_t \mathbf{a} + \mathbf{w}_t \quad (9)$$

onde $\mathbf{h}_t = (\mathbf{x}_t \mathbf{z}_{t-1})$, $\mathbf{a} = (\mathbf{a}_1' \mathbf{a}_2')$ e $\mathbf{w}_t = u_t - \mathbf{v}_t \mathbf{a}_1$. Note-se, através das equações (8a) e (8b), que \mathbf{h}_t e \mathbf{w}_t estão correlacionados, não sendo, portanto, possível usar mínimos quadrados ordinários (MQO). Para resolver esse problema e levar em conta a endogeneidade de \mathbf{x}_t , o autor assumiu que as expectativas de \mathbf{x}_t são formadas de acordo com:

$$\mathbf{x}_t^e = E(\mathbf{x}_t | \mathbf{z}_{2t-1}) = \mathbf{z}_{2t-1} \mathbf{B} \quad (10)$$

onde \mathbf{B} é uma matriz $(n \times 2)$ de coeficientes.

Na forma como está colocado, o modelo pode ser estimado usando-se o estimador de Variáveis Instrumentais (IV),¹² que é um estimador de dois estágios: no primeiro, as variáveis explicativas da equação (9) são estimadas usando-se MQO sobre os instrumentos; no segundo, é derivada a estimativa de IV de \mathbf{a} fazendo-se uma regressão sobre esses valores ajustados.

Na implementação empírica de Kremers (1990), as duas variáveis de expectativas explicativas (a inflação no Reino Unido e a inflação no resto do ERM) foram tratadas como endógenas. Os instrumentos escolhidos foram a inflação do Reino Unido defasada um trimestre, a inflação mundial defasada quatro trimestres, os preços do petróleo defasados cinco trimestres e a inflação no ERM defasada um trimestre. Foram considerados dois tipos de variáveis explicativas exógenas (\mathbf{z}_{t-1} na notação): variáveis defasadas de custo e a competitividade defasada. O modelo foi estimado, inicialmente, para o período 1965.1 a 1979.4, conseguindo-se ajustar um modelo parcimonioso e adequado econômica e econometricamente.

A partir daí, Kremers (1990, p. 127) estendeu o período de estimação do modelo para o período inteiro de 1965.1 a 1986.4. Contudo, o modelo fracassou em quase todos os testes de diagnóstico, o que o levou a procurar a fonte desse fracasso. Dessa forma, primeiramente, voltou a estimar o modelo inicial por meio de IV recursivos, começando com a amostra 1965.1 a 1972.4 e, de forma sucessiva, estendendo-a até abranger o período inteiro. Como uma forma de testar os erros das previsões, Kremers (1990) usou o que ele chamou de *one-step residuals*, que são uma seqüência do último resíduo de cada uma das sucessivas regressões. Se eles são normalmente distribuídos com média 0, devem ficar ao redor de 0, e quase 95% deles devem ficar dentro da banda delimitada por dois erros-padrão da equação estimada. Os desvios-padrão das equações estimadas e os *one-step residuals* foram dispostos num gráfico, no qual se verificou que o desvios-padrão aumentaram desde o início do ERM e, principalmente, que os *one-step residuals* foram positivos desde 1980.2 até 1982.2. Este último fato mostrou que, durante os primeiros anos do ERM, a inflação na Irlanda foi, inicialmente, maior do que a prevista com base no modelo pré-ERM, o que indica que, de início, não houve mudança nas expectativas dos agentes privados.¹³

Quando, entretanto, a análise foi estendida para o período inteiro, verificou-se que, finalmente, a nova política conseguiu credibilidade. Isso foi obtido estimando-se o modelo

¹² Kremers (1990, p. 122-123) discutiu outros métodos e os respectivos problemas que apresentam; também discutiu as vantagens de se usar o estimador de IV e as fórmulas para sua utilização.

¹³ Talvez por causa da incerteza sobre a nova política cambial. Ver Kremers (1990, p. 128).

para o período inteiro e incluindo nele variáveis *dummies* multiplicativas sobre os coeficientes da inflação do Reino Unido e do ERM (bem como para seus instrumentos) para dividir o período em pré-ERM e pós-ERM. Essa nova equação estimada conseguiu satisfazer a todos os testes de diagnóstico. A presença de efeitos de credibilidade da nova política cambial foi indicada por dois fatos: primeiro, existiu uma queda da importância do coeficiente sobre a inflação do UK relativo a essa da inflação do ERM; segundo, durante o período do ERM, o nível defasado de competitividade tornou-se um determinante importante da inflação esperada.

Kremers (1990, p.134) concluiu que seus resultados estão de acordo com as prescrições do modelo de sinalização de Vickers (1986), uma vez que, havendo muita incerteza sobre o tipo do *policymaker* quando a Irlanda entrou no ERM, as autoridades preferiram, inicialmente, adotar uma taxa de câmbio bastante rígida e permitir perdas de competitividade para sinalizar seu tipo (forte). No entanto, uma vez construída a credibilidade, as autoridades não permitiram perdas adicionais de competitividade.

Massoller (1997) analisou a credibilidade de dois programas de estabilização no Uruguai: o plano conhecido como a *Tablita* (outubro de 1978 a novembro de 1982) e o programa de estabilização implementado de dezembro de 1990 até março de 1995. Os dois programas usaram intensivamente a taxa de câmbio e anúncios de políticas para influenciar as expectativas inflacionárias dos agentes privados. Massoller (1997) estimou uma função de demanda por moeda convencional. Controlando outros fatores, a superestimação sistemática dos encaixes reais durante a desinflação foi interpretada como decorrente das expectativas de inflação e/ou desvalorização maiores que os anúncios oficiais, isto é, falta de credibilidade. Massoller (1997) mostrou, para as duas experiências estudadas, que houve credibilidade bastante baixa de início, contudo, transcorrido algum tempo, ela foi obtida.

3.3 Regimes de metas de inflação

A evidência econométrica sobre os regimes de metas de inflação é ainda limitada, tendo em vista que há pouco tempo foram adotados em diferentes países. No entanto, existem alguns trabalhos a respeito.¹⁴

3.3.1 Metas e expectativas da inflação

Este enfoque usa os dados de pesquisas realizadas, entrevistando especialistas em previsão¹⁵ sobre suas expectativas da inflação para avaliar a credibilidade das metas de inflação.

A principal metodologia foi desenvolvida por Johnson (1997), que estudou a credibilidade e o sucesso da política monetária em 18 países entre 1984 e 1995. Ele usou os dados de previsões econômicas que o *Economic Forecasts: A Monthly Worldwide Survey* passou a publicar mensalmente desde 1984. A pesquisa abrangeu dezoito países, cada um dos quais contendo uma grande lista de especialistas;¹⁶ desses dezoito, seis países têm regimes de metas de inflação (Austrália, Canadá, Finlândia, Nova Zelândia, Suécia e o Reino Unido). Deve-se salientar que a metodologia é estatística e não econométrica, tendo sido usados dois enfoques.

O primeiro enfoque consiste em comparar as previsões e os pontos meios das bandas das metas de inflação, cujo resultado é uma medida direta da credibilidade das metas de inflação. Em cada país em que foi adotado o regime de metas de inflação, denotado pelo sobrescrito *C*, no ano *t*, existe uma previsão da inflação do especialista *I*, a qual foi denotada

¹⁴ Um curto, mas bom *survey* sobre essa subseção é o de St-Amant e Tessier (1998).

¹⁵ Mais conhecido como *forecasters*.

¹⁶ Ver a lista de países, o número de especialistas em previsão e outros detalhes do estudo em Johnson (1997, p. 363-366).

por $F_t^{i,C}$. Para a previsão de cada período, os *policymakers* no país com metas de inflação, C , têm anunciado uma meta de inflação, T_t^C . O modelo usado para analisar a credibilidade do anúncio da meta num país com metas de inflação é :

$$F_t^{i,C} = C^C + g_t^C + T_t^C + e_t^{i,C} \quad (11)$$

onde C^C é um índice global de credibilidade no país C para esse período de metas. O período de metas abrange n^C anos no país C ; assim, o índice t abrange de 1, ..., n^C . A variável g_t^C é aleatória com média 0 e variância $\text{Var}(g^C)$, que mede a credibilidade específica-ao-ano e que é comum a todos os especialistas. Em cada país, existe um valor de g_t^C em cada ano do período de metas. Além disso, $e_t^{i,C}$ possui média zero e variância $\text{Var}(e^{i,C})$.

Note-se que o termo C^C é comum a todos os anos e a todos os especialistas no país C . Se $C^C = 0$, o período completo de metas de inflação no país C teve credibilidade. Porém, pode ocorrer, num ano específico, o caso de que a meta de inflação não seja crível; assim, uma extração específica-ao-ano de g_t^C pode ser diferente de 0. Caso não existam extrações específicas-ao-ano de g_t^C , sua variância será 0 e as metas serão igualmente críveis (ou igualmente não-críveis) durante todos os anos do período de metas de inflação. Observe-se que ambas as medidas, as estimativas de C^C e de $\text{Var}(g^C)$, são relevantes. Se a estimativa de C^C é negativa, então a meta é “conservadora”, isto é, os especialistas acreditaram que o ponto meio da banda meta foi facilmente atingido. Se a estimativa de C^C é positiva, a meta não foi crível durante todo o período de metas. No caso de $\text{Var}(g^C)$, um país necessita de um baixo valor de $\text{Var}(g^C)$ para ter uma estratégia de metas de inflação bem-sucedida mesmo que o valor de C^C seja 0. Um valor específico-ao-ano de g_t^C sinaliza que os especialistas, como um grupo, não acreditaram na meta anunciada nesse ano particular t .¹⁷

Considerando os valores de $e_t^{i,C}$ como a variação entre os especialistas em torno da previsão média do grupo, a estimativa de $\text{Var}(e^{i,C})$ pode ser tomada como uma medida de credibilidade, que representaria uma medida específica-ao-especialista. Contudo, Johnson (1997) também não centrou sua análise nesta medida da credibilidade.

Os parâmetros C^C , $\text{Var}(g^C)$ e $\text{Var}(e^{i,C})$ foram estimados para cada país considerando o período inteiro em que foram implementadas as metas de inflação, usando-se o modelo de Análise da Variância com único fator. Nessa abordagem, a equação (7) é reescrita como

$$F_t^{i,C} - T_t^C = C^C + g_t^C + e_t^{i,C} \quad (12)$$

Quando se consideram os valores de g_t^C e $e_t^{i,C}$ como sendo tirados de uma distribuição aleatória dos valores possíveis, o modelo é também conhecido como um modelo Anova com efeitos aleatórios. Johnson (1997) assumiu que g_t^C e $e_t^{i,C}$ são variáveis normais independentes e que as extrações de g_t^C através dos anos são variáveis independentes. Com esses pressupostos, estimou $\text{Var}(g^C)$ e $\text{Var}(e^{i,C})$ usando um modelo de componentes-da-variância que gera, além das estimativas dessas variâncias, intervalos de confiança aproximados sobre essas estimativas.¹⁸ A hipótese nula a ser testada é de que $\text{Var}(g^C)$ é igual a 0; caso ela não possa ser rejeitada, não existem efeitos de credibilidade específicos-aos-anos. Quando $\text{Var}(g^C)$ é diferente de 0, as estimativas dos componentes da variância são combinadas com o desvio médio anual da previsão com respeito à meta, para estimar C^C . A nova hipótese nula é de que o valor de C^C é igual a 0. Caso essa não possa ser rejeitada, e

¹⁷ Embora Johnson (1997) reconheça a importância de g_t^C , não a incluiu nas estimativas, deixando isso para pesquisa futura.

¹⁸ Ver Johnson (1997, p. 372).

também a hipótese nula de que $\text{Var}(g^C)$ é igual a 0 não possa ser rejeitada, a meta é completamente crível.

O problema com esse enfoque é a necessidade de um grande número de observações para testar as hipóteses; portanto, somente pode ser usado em alguns países. Isso levou Johnson (1997) a desenvolver um segundo enfoque, que inicia reconhecendo esse problema e que, adicionalmente, alguns países têm um número pequeno de especialistas em previsão na pesquisa. Nesse enfoque, utiliza-se a comparação das previsões da inflação com a inflação atual para gerar informação sobre a credibilidade da política monetária.

Assim, a inflação atual no país C no ano t , denotada π_t^C , desvia-se da inflação meta T_t^C , por $B^C + b_t^C$ de acordo com :

$$\pi_t^C = B^C + b_t^C + T_t^C \quad (13)$$

Em países que não têm metas de inflação explícitas, T_t^C não é informação pública. O termo B^C representa a incapacidade média de um banco central no país C alcançar sua meta de inflação ao longo do período inteiro, caso o Banco Central escolha e consiga atingir a meta durante o período de amostra de t anos, $B^C = 0$. Embora isso possa acontecer ao longo da amostra completa, em anos específicos, o Banco Central pode não atingir a meta, o que é representado por valores diferentes de 0 do termo b_t^C , que é extraído de uma distribuição b^C com média 0 e variância $\text{Var}(b^C)$. Esta última variável é usada como uma medida do sucesso da política monetária: uma autoridade monetária bem-sucedida deve ser capaz de atingir a meta desejada durante a maior parte do tempo. Resumindo, caso $B^C = 0$, o Banco Central tem controle suficiente sobre a inflação de forma que atinge a meta no longo prazo; no curto prazo, como o Banco Central enfrenta choques, b_t^C , impede-se que atinja suas metas em alguns anos particulares.

Combinando as equações (11) e (13), obtém-se :

$$F_t^{i,C} - \pi_t^C = CC - BC + g_t^C - b_t^C + e_t^{i,C} \quad (14)$$

onde o lado esquerdo da equação (14) representa o erro de previsão feito pelo especialista i no ano t no país C . Combinando os termos e rearranjando-os, obtém-se :

$$F_t^{i,C} - \pi_t^C = E^C + u_t^C + e_t^{i,C} \quad (15)$$

onde $E^C = C^C - B^C$ representa (aproximadamente) o erro médio de previsão feito no país C ao longo de um período de amostra e o termo $u_t^C = g_t^C - b_t^C$, o desvio específico-ao-ano com respeito ao nível usual de erro de previsão para o país C nesse período de amostra. Normalmente, um pequeno erro de previsão é interpretado como um sucesso na política monetária.¹⁹ Os parâmetros da equação (15) são estimados da mesma forma que os da equação (12).

A aplicação do primeiro enfoque mostrou, para todos os países em que foi possível, que as metas de inflação foram críveis, exceto no Reino Unido. A aplicação do segundo enfoque mostrou que 14 dos 18 países estudados tiveram erros médios positivos de previsão no seguinte ano.²⁰ Usando testes- t convencionais, 8 dos 18 países mostraram desinflações inesperadas ao longo dos 13 anos. Também se observou que não se podem considerar todas as observações em todos os anos como equivalentes. Em quase todos os países, existem anos em que o erro médio de previsão foi diferente de zero, isto é, houve valores não-zero de u_t^C ;

¹⁹ Embora possam existir outras combinações que produzam pequenos erros de previsão. Ver Johnson (1997, p. 374). Por isso, o que realmente se está medindo é o sucesso da política monetária e não exatamente a sua credibilidade.

²⁰ Ver as figuras com os erros de previsão em Johnson (1997, pp.. 376-382).

portanto, houve erros específicos-ao-ano ao longo dos anos, os quais devem ser levados em conta na análise. Isso mostra a utilidade da abordagem Anova.

Deve-se salientar que os seis países que seguem metas de inflação estão dentro dos oito com desinflação inesperada, isto é, cujo regime de metas de inflação teve credibilidade. Também se pode notar que a credibilidade não foi obtida instantaneamente.

Perrier (1998) analisou a credibilidade da política monetária canadense, que adotou o regime de metas de inflação desde 1992. Os dados considerados cobrem o período de 1984 a 1996, sendo aplicada a mesma metodologia de Johnson (1997). Os resultados apoiaram a hipótese de que o estabelecimento de metas explícitas de inflação reforçou a credibilidade da política monetária canadense.

As principais limitações desta metodologia são: a) não permite levar em conta a influência da conjuntura econômica sobre as previsões dos agentes; b) a credibilidade é difícil de definir e, certamente, não é uma variável binária (a política monetária tem credibilidade ou não), como o próprio Perrier (1998, p. 17) reconhece, e dever-se-ia permitir que essa variável mudasse ao longo do tempo.

3.3.2 A performance fora-da-amostra usando modelos VAR

Huh (1996) analisou a experiência do regime de metas de inflação no Reino Unido desde 1993, utilizando a performance fora-da-amostra dos modelos ajustados para a década de 1980. O modelo superestimou as taxas de juros de curto prazo e de longo prazo enquanto sua previsão da inflação encontrava-se na trajetória esperada para o período recente. Huh (1996) concluiu que esse fato poderia ser explicado pela maior credibilidade da política monetária britânica desde a adoção do regime de metas de inflação. Veja-se sua metodologia.

Huh (1996) usou um modelo VAR com seis variáveis ajustado para os dados do Reino Unido da seguinte maneira:

$$\mathbf{X}_t = \sum_{i=1}^n \mathbf{B}_i \mathbf{X}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (16)$$

com $E[\boldsymbol{\varepsilon}(t) \boldsymbol{\varepsilon}(s)'] = \boldsymbol{\Sigma}$ se $s = t$; e $\mathbf{X} = \{y, u, \pi, e, sr, lr\}$, onde y é taxa de crescimento do PIB real; u , a taxa de desemprego; π , a taxa de inflação; e , a taxa de câmbio nominal; lr , a taxa de juros de longo prazo e sr , a taxa de juros de curto prazo que serve como a medida-chave da política monetária.

O modelo foi, inicialmente, estimado usando-se dados trimestrais de 1972.1 a 1990.2 para, depois, examinar-se a estabilidade dessa especificação, analisando-se os resíduos gerados pelo ajustamento do modelo, para os dados do período amostral que não foi usado na estimação, isto é, 1990.2 a 1995.3. As previsões da inflação, com base no modelo estimado, subestimaram a inflação atual e superestimaram as taxas de juros, o que sugere que houve uma quebra perceptível no período amostral completo. Para confirmar essa suspeita, Huh (1996) usou um VAR com *prioris* bayesianos (um BVAR), visando melhorar o ajuste das previsões de longo prazo.

Para escolher os *prioris*, Huh (1996), primeiramente, estimou um VAR para o período 1973.2 a 1984.4; depois, foi determinado um conjunto de hiperparâmetros que representam os *prioris*, de forma que minimizem a previsão um e quatro passos-a-frente do modelo VAR para 1985.1 a 1990.2. O resultado desse procedimento em dois estágios representa a versão BVAR da equação (16).

As distribuições *prioris* para os coeficientes (b_i) são especificadas como segue

$$\bar{b}_i \sim N(1, f(\alpha, \beta, \gamma)), \text{ para } i = 1 \text{ e} \quad (17)$$

$$\bar{b}_i \sim N(0, f(\alpha, \beta, \gamma)), \text{ para } i > 1 \quad (18)$$

onde o subscrito i denota o tamanho da defasagem. Esse conjunto de *prioris* equivale a um passeio aleatório com *drift*. A variância da distribuição *priori* para um coeficiente é dada por

$f(\cdot)$ e, quanto maior ela for, mais forte será a influência dos dados atuais sobre a determinação dos coeficientes. Especificamente, os valores para os hiperparâmetros α , β , e γ foram escolhidos com base na performance de previsão fora-da-amostra do modelo VAR estimado no primeiro estágio para o período 1985.1 a 1990.2. As estatísticas de ajuste utilizadas foram o RMSE, os erros médios (ME), os erros médios absolutos (MAE) e a estatística-U de Theil. Essas estatísticas do modelo estimado mostraram que a especificação foi razoável. No caso da inflação para o Reino Unido, Huh (1996) mostrou que permaneceu perto da previsão do modelo, refletindo o efeito de credibilidade do regime de metas de inflação.

St-Amant e Tessier (1998) usaram um enfoque semelhante para analisar a credibilidade dos regimes de metas de inflação em vários países. Veja-se sua metodologia. Seja $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$ um processo estacionário para o qual existe uma representação AR(p)

$$x_t = \sum_{k=1}^p \Pi_k x_{t-k} + u_t \quad (19)$$

onde as inovações u_t são *i.i.d* com média zero e matriz de covariâncias $E[u_t u_t'] = \Sigma_u$ para todo t . Seja $x_T(h)$ a previsão de x_{T+h} calculada a partir de um VAR estimado com observações de 1 até T , e $e_T(h)$ o erro de previsão correspondente, que se pode expressar:

$$e_T(h) \equiv x_{T+h} - x_T(h) = \sum_{i=0}^{h-1} \Theta_i u_{T+h-i} \quad (20)$$

onde os coeficientes Θ_i correspondem aos coeficientes da representação de Wold. Os erros de previsão têm a seguinte propriedade :

$$e_T(h) \sim N(0, \Sigma_x(h)) \quad (21)$$

onde $\Sigma_x(h) = \sum_{i=0}^{h-1} \Theta_i \Sigma_u \Theta_i'$. Como $e_T(h)$ toma a forma de um vetor, se deve buscar um escalar que sirva como estatística do teste. St-Amant e Tessier (1998, p. 17) propõem a seguinte forma quadrática que possui uma distribuição conhecida χ^2 :

$$\tau_h = e_T(h)' \Sigma_x(h)^{-1} e_T(h) \sim \chi^2(K) \quad (22)$$

Como, no caso dos regimes de metas de inflação, está-se trabalhando com pequenas amostras, devem-se fazer certas correções e derivar uma distribuição da estatística τ_h para amostras finitas :

$$\bar{\tau} = \hat{e}_T(h)' \hat{\Sigma}_x(h)^{-1} \hat{e}_T(h) / K \approx F(K, T - Kp - 1) \quad (23)$$

Com base nessa estatística $\bar{\tau}$, St-Amant e Tessier (1998) efetuaram os testes de mudança estrutural. O VAR foi estimado usando-se dados mensais da taxa de juros de longo prazo e a inflação. Para a amostra de países estudados (os que seguem regimes de metas de inflação e os que não), os resultados mostraram que não foi possível encontrar alguma evidência de não-estabilidade do VAR em torno do período de adoção das metas.

4. DETECÇÃO DAS MUDANÇAS DE REGIME

Se a nova política foi crível e realmente aconteceu uma mudança de regime, o processo gerador de dados de uma dada variável deve ter mudado ou os parâmetros estimados da forma reduzida de um modelo multivariado alteraram-se. Os trabalhos apresentados nesta seção procuram verificar se houve realmente essa mudança.

4.1 Testes de raiz unitárias

Neste caso, usam-se modelos univariados, nos quais se utiliza a data de implementação do plano de estabilização ou da mudança de política para dividir o período amostral inteiro em uma ou mais subamostras. A seguir, analisa-se se o processo gerador da série mudou após a implementação da política. Geralmente, espera-se que o processo, antes da mudança de

regime, fosse não-estacionário e/ou de alta variância e que, após, tivesse se tornado estacionário e/ou de menor variância. Para isso, aplicam-se vários testes a cada subamostra.

4.1.1 A credibilidade de uma mudança institucional

Mankiw et al. (1987) foram os primeiros a usar um enfoque similar em concepção para analisar se houve mudança estrutural com a fundação da Reserva Federal (Fed) em 1914. Para isso, focaram as taxas de juros nominais em curto prazo nos Estados Unidos em dois períodos, 1890-1910 e 1920-1933, e mostraram, mediante o uso das funções de autocorrelação, que, para o primeiro período, tal série mostrou reversão para a média, ao passo que, para o segundo, houve comportamento de passeio aleatório.

4.1.2 Regimes de metas de agregados monetários

Yadav (1992) estudou a política econômica do governo de Margaret Thatcher, na Inglaterra, a partir de 1979, analisando, inicialmente, o processo estocástico gerador da taxa real de juros. Dividiu a amostra em duas subamostras, 1970.1 a 1978.12 e 1981.1 a 1989.12, e usou vários testes de raiz unitários. Aplicando os testes DF e ADF e o teste de Phillips-Perron, mostrou que a série de taxa de juros real comportou-se, no primeiro subperíodo, como um passeio aleatório sem *drift*, ao passo que, no segundo, tornou-se estacionária com *drift*. Adicionalmente, utilizou testes de razão de variâncias de Cochrane (V_k), os quais mostraram que a série conteve uma raiz unitária durante o primeiro subperíodo e um menor componente de passeio aleatório no segundo. O teste de Kim, Nelson e Startz (1991) (β_k) (que é muito parecido ao de Cochrane) mostrou que a série de taxa real de juros exibiu reversão à média durante todo o período, sendo, porém, menos evidente (ou mais demorada) durante o primeiro subperíodo.

Goerlich et al. (1995) têm aplicado essa mesma técnica para analisar a mudança do regime de metas monetárias para um regime de metas de taxa de juros na Espanha em 1984, tentando estabelecer a data exata em que a mudança de regime teve lugar. Para tanto, usando dados diários, dividem a amostra completa em duas subamostras: de 1º de janeiro de 1980 a 30 de setembro de 1983 e de 1º de outubro de 1984 a 31 de dezembro de 1988. Aplicando funções de autocorrelação, testes de raiz unitária e o teste de Cochrane, mostraram que a mudança no regime monetário teve efeito sobre o processo estocástico da taxa de juros.

4.1.3 Regimes de metas de inflação

Neste caso, analisa-se a dinâmica univariada da inflação com o intuito de observar às mudanças que aconteceram após a adoção das metas de inflação. Novamente, a idéia é realizar testes de raízes unitárias antes e depois da adoção das metas, tendo como hipótese que estas levaram à estacionaridade do processo de inflação, isto é, se houve credibilidade, o processo da inflação deve ter se tornado estacionário.

St-Amant e Tessier (1998) usaram este enfoque para analisar o efeito da adoção do regime de metas de inflação na Austrália, Canadá, Finlândia, Nova Zelândia, Suécia e Reino Unido, considerando o período 1970-1997 e, adicionalmente, para comparação, usando um grupo de países (Alemanha, Estados Unidos, França e Itália) que não adotaram metas de inflação explícitas. Com base nos testes ADF, não conseguiram rejeitar a hipótese nula de não-estacionaridade para o conjunto de países (com metas e sem metas) no subperíodo antes da adoção das metas. Na amostra que corresponde ao subperíodo após a adoção das metas, não foi possível rejeitar a hipótese de não-estacionaridade para os países que não adotaram as

metas de inflação;²¹ dos que as adotaram, com exceção da Austrália, os resultados favoreceram a estacionaridade da inflação.

É necessário, entretanto, ter cuidado com esses resultados em razão do pequeno tamanho da amostra para o período de adoção de metas em vários países, o que pode afetar o nível de significância e a potência dos testes realizados. Além disso, mesmo que se aceitasse que o processo da inflação tornou-se estacionário, não se poderia inferir que, necessariamente, isso teria se devido ao fato de o regime de metas de inflação ter sido crível. Tal resultado poderia somente indicar que a função de reação do *policymaker* mudou após os choques ou que os choques se tornaram mais favoráveis que no passado.

4.2 Modelos de parâmetros variáveis no tempo²²

Até este ponto, os modelos analisados utilizaram modelos de parâmetro fixos. Entretanto, como mostrado na seção 2, a crítica de Lucas estabelece que as mudanças de regime afetam os parâmetros dos modelos de forma reduzida, os quais, portanto, podem ser variáveis no tempo. O método de erro de previsão simplesmente analisa se houve instabilidade nos parâmetros estimados. Uma forma alternativa, e mais adequada, é estimar os parâmetros por meio de métodos que permitam que os coeficientes variem diretamente com a variável de política, os quais são conhecidos como modelos de parâmetros variáveis. Neste caso, usam-se modelos multivariados com o objetivo de determinar econometricamente a data da mudança (se houve mudança) e verificar se esta coincide com a data histórica da implementação da política.

Antes de prosseguir, deve-se fazer um comentário: alguns autores estimam, primeiro, uma “variável de credibilidade” para ser inserida num modelo de regressão de forma explícita para, depois, testar sua significância e estabilidade ao longo do tempo;²³ outros trabalhos são indiretos, visto que não usam explicitamente uma variável de credibilidade. Vejam-se os principais modelos.

4.2.1 Modelo de *switching regression*

4.2.1.1 A credibilidade de uma mudança institucional

Mankiw et al. (1987) usaram a técnica de *switching regression* de Goldfeld e Quandt²⁴ para determinar a data da mudança do regime em duas formas de mudança: instantânea (*step switching*) ou gradual (*logistic switching*). Os seus resultados mostraram que a mudança foi realmente muito rápida.

No caso do *step switching*, assumiram que o processo estocástico para a taxa de juros segue:

$$r_{t+1} = \kappa_0 + \rho_0 r_t + v_{t+1}, \quad t = 1, \dots, T_S - 1 \quad (24a)$$

$$r_{t+1} = \kappa_n + \rho_n r_t + v_{t+1}, \quad t = T_S - 1, \dots, T \quad (24b)$$

²¹ Para o caso dos países que não adotaram metas explícitas, a segunda amostra corresponde ao período 1991-1997.

²² Para uma revisão destes modelos, ver Portugal (1993).

²³ Um dos primeiros trabalhos a apresentar este enfoque foi o de Christensen (1987b), que decompõe o processo de erro numa “variável de credibilidade” e um resíduo. Na sua aplicação para o caso da Dinamarca, a variável de credibilidade foi medida como a variação da taxa de câmbio ao redor das margens do EMS. Para que uma política tenha credibilidade, essa medida da credibilidade deve tornar-se positivamente correlacionada com a taxa de juros nominal, o que aconteceu no caso da Dinamarca. Outros, por exemplo, usam o nível de independência do banco central como uma variável de credibilidade: quanto maior for a independência do banco central, maior será a credibilidade das políticas implementadas. Ver, por exemplo, Cukierman, Webb e Neyapti (1992) e Alesina e Summers (1993).

²⁴ Ver Goldfeld e Quandt (1976).

onde T_s é a data de *switch* (o primeiro período do novo regime). O objetivo é estimar T_s . Assumindo que os erros são normais, a função de log-verossimilhança para este modelo é

$$\log L = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - (T_s - 1) \log(\sigma_0^2) - (T - T_s + 1) \log(\sigma_n^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T_s-1} \left(\frac{v_{t+1}^2}{v_0^2} \right) - \frac{1}{2} \sum_{t=T_s}^T \left(\frac{v_{t+1}^2}{v_n^2} \right) \quad (25)$$

onde σ_0^2 e σ_n^2 são as variâncias dos erros durante o velho e o novo regime. Pode-se determinar o valor de máxima verossimilhança para T_s computando-se as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros para todos os possíveis T_s 's e, depois, escolher o valor de T_s com a máxima verossimilhança.

Aplicando essa técnica, Mankiw et al. (1987) concluíram que a data mais provável de começo do novo regime foi dezembro de 1914, quando não se incluíram *dummies* mensais; entretanto, a data mais provável é fevereiro de 1915, quando as *dummies* foram incluídas. Lembrando que o FED começou a operar em 16 de novembro de 1914, concluíram que sua estimativa econométrica da data do novo regime esteve muito perto da data histórica. Para analisar o grau de confiança dessas estimativas da data do início do novo regime, usaram o *posterior odds ratio* (POR) para datas alternativas de *switch*. Considerando *a priori* difusos (isto é, considerando como igualmente prováveis todas as possíveis datas de *switch*), o *ratio* dos valores de verossimilhança para diferentes datas de *switch* produz o POR, que é a razão das probabilidades subjetivas das diferentes datas de *switch* condicionadas aos dados. Mankiw et al. (1987) mostraram que os PORs para quaisquer datas anteriores a dezembro de 1914 foram muito baixos, o que confirmou o resultado obtido.

Para o caso do *logistic switching*, estima-se um modelo de parâmetros variáveis no tempo, o qual permite que os parâmetros da equação da taxa de juros de curto prazo mudem gradualmente ao longo do tempo, assumindo que eles sigam uma curva logística, isto é, o processo da taxa de juros de curto prazo é

$$r_{t+1} = \kappa_t + \rho_t r_t + v_{t+1} \quad (26)$$

enquanto os parâmetros para esse processo mudam de acordo com

$$\begin{aligned} \kappa_t &= (1 - L(t))\kappa_0 + L(t)\kappa_n \\ \rho_t &= (1 - L(t))\rho_0 + L(t)\rho_n \\ \sigma_t^2 &= (1 - L(t))^2 \sigma_0^2 + L(t)^2 \sigma_n^2 \end{aligned} \quad (27)$$

onde:
$$L(t) = \frac{e^{\alpha + \delta t}}{1 + e^{\alpha + \delta t}}$$

Os parâmetros α e δ determinam em que data ocorreu a mudança de regime. O parâmetro δ determina a taxa pela qual os parâmetros mudam de seus velhos valores a seus novos valores e está inversamente relacionado à taxa de ajustamento entre regimes. O limite da curva logística ($\delta \rightarrow \infty$) é a função *step*. Os resultados das estimativas indicam que a função *step* (quando $\delta \rightarrow \infty$), ou que uma curva logística muito *step*, tem o maior valor de probabilidade; também as datas de *switch* implicadas por essas curvas estão nos primeiros meses de 1915. Com base nesses resultados, Mankiw et al. (1987) concluíram, com um alto grau de confiança, que a maior parte da mudança do regime ocorreu em menos de um ano.

Angelini (1994a, b) contestou os resultados de Mankiw et al. (1987). Usando um novo teste, ele afirmou que não houve mudança no processo que governa as taxas de juros de curto prazo. Respondendo à crítica, Mankiw et al. (1994) mostraram, através de experimentos de Monte Carlo, que o teste usado por Angelini (1994) tem baixo poder.

4.2.1.2 Regimes de metas de agregados monetários

Yadav (1992) aplicou a mesma técnica de *switching regression* de Golfeld e Quandt (1976) para detectar a data da mudança no processo da taxa real de juros. Assumindo que houve apenas uma mudança de regime e que essa ocorreu instantaneamente (*step switching*),

ele encontrou que a data mais provável de *switch* foi 1981.3. Os PORs para os meses anteriores e posteriores a julho de 1980 ou após maio de 1981 foram extremamente baixos. Portanto, Yadav (1992) concluiu, com um alto grau de confiança, que a mudança de regime ocorreu poucos meses antes ou depois de março de 1981.

Goerlich et al. (1995) têm aplicado essa mesma técnica para analisar a mudança do regime de metas monetárias para um regime de metas de taxa de juros na Espanha em 1984 e tentaram estabelecer a data exata em que a mudança de regime teve lugar. Assumindo um modelo de *step switching*, detectaram que a mudança de regime foi por volta do início de junho 1984 e que, quatro dias depois, essa se refletiu na estrutura a termo da taxa de juros. Assumindo um modelo de *logistic switching* para estimar a estrutura a termo das taxas de juros, mostraram que os agentes aprenderam sobre o novo regime bastante rapidamente.

A principal crítica a este método é que, com um único ponto de *switch*, é possível examinar apenas mudanças que foram críveis e permanentes dentro do período amostral. Assim, ele não permite analisar políticas que obtêm credibilidade por apenas um período limitado de tempo.²⁵

4.2.2 Uso do filtro de Kalman²⁶

O filtro de Kalman, além de ser considerado superior para a estimação de modelos com parâmetros variáveis no tempo²⁷, é um método bastante adequado para estudar o processo de formação de expectativas, especialmente quando se trata de expectativas racionais. O método não assume que os agentes econômicos conheçam instantaneamente o verdadeiro modelo, mas que eles aprendem sobre o mesmo (e, especialmente, sobre as mudanças) usando as novas informações de forma eficiente.²⁸

4.2.2.1 Regimes de *pegging* da taxa de câmbio

Drazen e Masson (1994), Masson (1995), Masson e Agénor (1996) e Agénor e Masson (1999) desenvolveram e aplicaram empiricamente os chamados modelos de "circunstâncias externas". Com base num modelo tipo Backus e Driffill (1985), analisaram dois aspectos da credibilidade: primeiro, a sinalização, através do desemprego, do tipo de governo que se assume desconhecido e, segundo, para qualquer tipo de governo, a probabilidade de que, se as circunstâncias são suficientemente desfavoráveis para o governo, ele seja levado a desvalorizar a taxa de câmbio. Assim, maior desemprego sinaliza um governo forte, mas também reduz a probabilidade de que um governo, mesmo forte, frente a circunstâncias externas desfavoráveis, mantenha a taxa de câmbio fixa.

Masson (1995) estudou a credibilidade do *peg* da taxa de câmbio do Reino Unido dentro do ERM de outubro de 1990 até agosto de 1992. O modelo estimado foi o seguinte :

$$\rho_t = a_0 + a_1 w_t + \gamma u r_{t-1} + \zeta_t \quad (28a)$$

$$w_t = \alpha w_{t-1} + \beta u r_{t-2} + \xi_t \quad (28b)$$

onde ρ_t é a expectativa de desvalorização da taxa de câmbio; $u r_t$, a taxa de desemprego e w_t , a probabilidade de que um *policymaker* seja tipo fraco e prefira desvalorizar. A equação (28a) representa a equação de medida e a equação (28b) representa a equação de transição. A variável de estado não-observável, w_t , cuja transição é descrita pela equação (28b), foi estimada usando-se o filtro de Kalman. Observando a equação (28b), espera-se que $\beta \leq 0$, isto é, que maiores taxas de desemprego reduzam a probabilidade de que o governo seja fraco,

²⁵ Ver Agénor e Taylor (1992, p. 554).

²⁶ Amplas explicações do filtro de Kalman podem ser encontradas em Harvey (1989), Cuthbertson et al. (1992, cap. 7), Hamilton (1994, cap. 13) e Portugal (1993).

²⁷ Uma explicação sobre a superioridade do filtro de Kalman em relação aos outros métodos pode ser encontrada em Portugal (1993).

²⁸ Ver Cuthbertson et al. (1992, cap. 7).

ou seja, a disposição de aceitar aumentos no desemprego sem recorrer a uma desvalorização reforça a reputação de firmeza do governo. Observando a equação (28a), espera-se que $a_1 > 0$, isto é, que as expectativas de desvalorização da taxa de câmbio dependam negativamente de w_t (quanto maior for a reputação de ser fraco, maiores serão as expectativas de desvalorização) e positivamente do desemprego (maior desemprego aumenta a probabilidade de uma desvalorização). Assim, maior desemprego reduz a probabilidade de o governo ser fraco através da equação de transição (efeito sinalização), mas aumenta a probabilidade de uma desvalorização no futuro através da equação de medida, caso haja choques exógenos suficientemente fortes (efeito circunstâncias externas).

Na implementação empírica, embora α e a_0 fossem estatisticamente significantes, γ e β não foram bem determinados. O modelo estimado sugeriu que, no outono de 1991, o compromisso do governo foi amplamente acreditado; porém, a partir do verão de 1992, o desemprego aumentou bastante, o que fez crescer as expectativas de desvalorização, refletindo o fato de que os participantes do mercado julgaram que o governo tinha decidido abandonar seu compromisso com o *peg* cambial.

Masson e Agénor (1996) analisaram os fatores de credibilidade e reputação para explicar a crise mexicana de dezembro de 1994 usando um enfoque muito parecido ao de Masson (1995).²⁹ A diferença principal é que seu modelo enfatiza o *tradeoff* entre a inflação e a competitividade para explicar as expectativas de desvalorização. Agénor e Masson (1999) para analisar a crise mexicana de 1994, desenvolveram um modelo nessas mesmas linhas. Porém, agora o modelo enfatizava o *tradeoff* entre os custos das mudanças nas taxas de juros domésticas e a estabilidade da taxa de câmbio. Em ambos os casos o procedimento econométrico utilizado era parecido ao de Masson (1995).

Massoller (1997) analisou os dois programas de estabilização mencionados anteriormente usando o filtro de Kalman para estimar o grau de inércia inflacionária da economia uruguaia.³⁰

4.2.3 Utilização de métodos bayesianos

4.2.3.1 Regimes de *pegging* da taxa de câmbio

Weber (1992), baseado em Backus e Driffill (1985), derivou uma medida empírica da reputação de um *policymaker* como um lutador contra a inflação, isto é, de ser um tipo forte. Usando um procedimento bayesiano, calcularam-se estimativas variáveis-no-tempo dessa medida de reputação para os países-membros do Sistema Monetário Europeu (EMS) e para um grupo de controle composto de países que não pertencem ao EMS. O autor testou a teoria da “reputação emprestada” de Giavazzi e Pagano (1988), nesse caso aplicada aos países do EMS com respeito à Alemanha.

Após apresentar uma versão estilizada do modelo de Backus e Driffill (1985), Weber (1992, p. 1475-1476) formulou a seguinte equação:

$$\psi_t = \frac{\psi_{t-1}}{\psi_{t-1} + \delta_{t-1}(1 - \psi_{t-1})} \quad (29)$$

onde ψ_t mede a reputação de ser um *policymaker* tipo forte e δ_t , a probabilidade que o *policymaker* tipo fraco trate de se mascarar como um tipo forte. Seguindo Backus e Driffill (1985), a forma como a reputação (ψ_t) evolui ao longo do tempo é atualizada recursivamente pelo aprendizado bayesiano na equação (29). No modelo de Backus e Driffill (1985), caso ocorra uma inflação positiva, a reputação é completamente destruída, já que se revelaria o

²⁹ Estes dois últimos artigos testam os chamados modelos de “circunstâncias externas”.

³⁰ O procedimento econométrico seguido por Massoller (1997) toma como base o desenvolvido por Agénor e Taylor (1992, 1993) e que será apresentado na subseção 5.3; portanto, o primeiro não é apresentado com maiores detalhes.

verdadeiro tipo de *policymaker*. Como, no mundo real, quase sempre existe inflação positiva, isso implica que uma reputação resultante da manutenção da inflação zero não existe, o que fornece um conceito empírico de reputação, no qual se requerem diferentes pressupostos sobre as propriedades de séries temporais dos pesos que os *policymakers* colocam sobre a inflação relativamente ao desemprego e, por conseguinte, das taxas de inflação observáveis.

Com esse intuito, Weber (1992, p. 1478) assumiu que a inflação é determinada por um processo AR(1) no qual a inflação é formulada em termos do nível de preços, e não da taxa de inflação. Sendo P_t o nível de preços observável, é possível escrever a equação de medida linear para o estado não-observável p_t :

$$P_t = p_t + v_t \quad (30)$$

onde p_t é um componente controlável do nível de preços determinado pelas ações de política monetária do *policymaker* e v_t é um erro de controle estocástico, independentemente distribuído com média 0 e variância σ_v^2 .

A dinâmica de p_t é descrita por um conjunto de equações de transição:

$$p_t = p_{t-1} + \mu_t + n_t \quad (31a)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + d_t + r_t \quad (31b)$$

$$d_t = d_{t-1} + s_t \quad (31c)$$

onde n_t , r_t e s_t são variáveis aleatórias independentemente distribuídas com média 0 e variâncias finitas constantes σ_n^2 , σ_r^2 e σ_s^2 , respectivamente. Por conseguinte, permite-se que a inflação μ_t siga um passeio aleatório com um *drift* estocástico d_t , o qual, por sua vez, segue um passeio aleatório.

Para derivar uma medida da reputação ψ_t , definida como a probabilidade de um *policymaker* ser do tipo forte (antiinflacionário), Weber (1992) especifica dois modelos alternativos do nível de preços e, assim, do comportamento da inflação sob um *policymaker* forte e um fraco (inflacionário).

Como foi visto, o *policymaker* forte busca manter algum nível de inflação inicialmente baixo, desconsiderando os custos de desemprego. Em termos do modelo acima, isso implica que o *policymaker* forte tentará compensar quaisquer choques permanentes (r_s , s_t) sobre a inflação μ_t . Nesse caso, o modelo linear dinâmico se reduz a³¹

$$P_t = p_t + v_t \quad (32a)$$

$$p_t = p_{t-1} + \mu_t + n_t \quad (32b)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} = \mu_0 \quad (32c)$$

Assim, a inflação observável será um processo estocástico estacionário com um média baixa constante ($\mu_t = \mu_{t-1} = \mu_0$) e uma variância finita ($\sigma_n^2 + 2\sigma_v^2$), ao passo que o nível de preços observável seguirá um processo ARIMA (0,1,1).

Por outro lado, no caso de um *policymaker* fraco, assume-se que permite ou gere choques permanentes sobre a inflação, ou que, ainda, acelere as taxas de inflação para criar efeitos positivos de emprego. Nesse caso, aplica-se o modelo descrito pelas equações (30)-(31); assim, a inflação será I(2) ou I(3), casos em que o nível de preços observável segue um processo ARIMA (0,2,2) ou ARIMA (0,3,3).

Para especificar um conceito significativo de reputação, adota-se o critério de que um *policymaker* forte tentará preservar os níveis inicialmente baixos de inflação de acordo com o modelo de série temporal (32), caso em que as taxas de inflação serão estacionárias. Em caso contrário, está-se na presença de um *policymaker* fraco.

³¹ As equações que seguem resultam fazendo $d_t = d_{t-1}$ e $\sigma_r^2 = \sigma_s^2 = 0$ nas equações (30)-(31).

Para obter uma estimativa da reputação, Weber (1992) usou um algoritmo de aprendizado bayesiano, o filtro de Kalman multiprocesso bayesiano (MPKF).³² O modelo anterior é transformado na sua representação espaço-estado :

$$P_t = z_t \alpha_t + S v_t \quad (33a)$$

$$\alpha_t = T \alpha_{t-1} + R u_t \quad (33b)$$

onde v_t e u_t têm média zero e matrizes de covariâncias $\sigma^2 H$ e $\sigma^2 Q$, respectivamente. Também se utilizam as seguintes especificações:

$$S = 1, \quad H = h, \quad \alpha_t = [p_t \ \mu_t \ d_t], \quad u_t = [n_t \ r_t \ s_t], \quad z_t = [1 \ 0 \ 0]$$

$$T = R = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad Q = \begin{bmatrix} q_1 & 0 & 0 \\ 0 & q_2 & 0 \\ 0 & 0 & q_3 \end{bmatrix} \quad (34)$$

Com base nesse modelo geral, Weber (1992) especificou alguns submodelos impondo restrições (do tipo igual a zero) sobre a matriz de covariâncias dos resíduos. Inicialmente, foram estabelecidos quatro modelos: M_t^1 com $q_1 = q_2 = q_3 = 0$, que permite choques puramente transitórios sobre o nível de preços; M_t^2 com $h = q_2 = q_3 = 0$, que permite choques puramente transitórios sobre a inflação; M_t^3 com $h = q_1 = q_3 = 0$, que permite choques puramente permanentes sobre a inflação; e M_t^4 com $h = q_1 = q_2 = 0$, que permite choques puramente permanentes sobre o *drift* nas taxas de inflação. Dessa forma, o modelo de referência para a inflação sob um *policymaker* forte assume $q_2 = q_3 = 0$ e permite somente uma combinação de choques puramente transitórios sobre o nível de preços (modelo M_t^1) e/ou choques puramente transitórios sobre a inflação (modelo M_t^2); por outro lado, sob um *policymaker* fraco, o modelo de referência assume $q_2 > 0, q_3 > 0$, que podem ser gerados por choques puramente permanentes sobre a inflação (modelo M_t^3) e/ou choques puramente permanentes sobre o *drift* nas taxas de inflação (modelo M_t^4).

Dadas essas quatro especificações alternativas das matrizes de variâncias e covariâncias Q^i e H^i ($i = 1, 2, 3, 4$), podem-se extrair estimativas dos vetores de estados não-observáveis α_t e de suas matrizes de variâncias e covariâncias $\sigma^2 \Phi_t^i$ a partir do processo observável P_t , usando o filtro de Kalman. Assim, a possibilidade de *stochastic process switching* é levada em conta.

Assumindo que o processo observável do nível de preços muda de M_{t-i} ($i = 1, 2, 3, 4$) no período $t-1$ para o modelo M_t^j ($j \neq i$) no período t e denotando esse modelo de processo de mudança por $M_{t,t-1}^j$, a equação de previsão do filtro de Kalman e as equações de atualização podem ser usadas para prever os movimentos do nível de preços sob os quatro tipos de processos estocásticos puros e 12 tipos de *stochastic process switching*, dada uma adequada inicialização do vetor de estados (α_{t0}) e de sua matriz de variâncias e covariâncias ($\sigma^2 \Phi_{t0}$) na implementação do filtro.

Para calcular uma estimativa global do estado $\alpha_{t,t}^j$ e sua variância $\Phi_{t,t}^j$, Weber (1992) calculou uma média ponderada pela probabilidade das estimativas dos 16 estados individuais ($\alpha_{t,t}^{jj}$) e das variâncias ($\Phi_{t,t}^{jj}$) como

$$\alpha_{t,t}^j = \sum_i \pi_t^i \alpha_{t,t}^{ij} / \pi_t^j \quad (35)$$

$$\Phi_{t,t}^j = \sum_i \pi_t^i \{ \Phi_{t,t}^{ij} + [(\alpha_{t,t}^{ij} - \alpha_{t,t}^j)(\alpha_{t,t}^{ij} - \alpha_{t,t}^j)'] \} / \pi_t^j \quad (36)$$

³² Ver West e Harrison (1989, cap. 12).

onde π_t^{ij} é a probabilidade *posteriori* do modelo M_t^{ij} . A inclusão do termo entre colchetes às estimativas individuais $\Phi_{t,t}^{ij}$ na equação (36) é justificada pelo fato de que uma maior dispersão das estimativas pontuais ao redor de sua meta deveria reduzir a confiança na precisão da estimativa pontual média.

A distribuição da probabilidade dos modelos alternativos anteriores de processos foi calculada e recursivamente atualizada na parte bayesiana do MPKF, usando a lei de Bayes. Como ilustração, assume-se que cada modelo, em cada ponto no tempo, tem uma probabilidade *priori* $E_{t-1}\pi_t^i$, bem como uma probabilidade *posteriori* π_t^i , e que a probabilidade do *process switching* $M_{t,t-1}^{ij}$ é denotada por π_t^{ij} . De acordo com o teorema de Bayes, a probabilidade *posteriori* condicionada π_t^{ij} de cada modelo pode, então, ser calculada como

$$\begin{aligned} \pi_t^{ij} = & \Pr\{P_t | M_t^j, M_{t-1}^i, (P_{t-1}, P_{t-2}, \dots)\} \times \Pr\{M_t^j | M_{t-1}^i, (P_{t-1}, P_{t-2}, \dots)\} \\ & \times \Pr\{M_{t-1}^i | (P_{t-1}, P_{t-2}, \dots)\} \times \Pr\{P_t | (P_{t-1}, P_{t-2}, \dots)\} \end{aligned} \quad (37)$$

ou usando a função de verossimilhança do filtro de Kalman

$$\pi_t^{ij} = k_t L_t^{ij} E_{t-1} \pi_t^j \pi_{t-1}^i \quad (38)$$

com

$$L_t^{ij} = [2\Pi\sigma^2 F_t^{ij}]^{-(1/2)} \exp[-(e^{ij})^2/2\sigma^2 F_t^{ij}] \quad (39)$$

$$E_{t-1} \pi_t^j = \frac{\theta E_{t-2} \pi_{t-1}^j + \xi_{t-1}^j}{\sum_j (\theta E_{t-2} \pi_{t-1}^j + \xi_{t-1}^j)} \quad \text{com } \theta=1 \quad (40)$$

$$\pi_{t-1}^i = \sum_j \pi_{t-1}^{ji} \quad (41)$$

$$\xi_{t-1}^j = \sum_i \pi_{t-1}^{ji} \quad (42)$$

A transformação das velhas probabilidades *prioris* ($E_{t-2}\pi_{t-1}^j$) e *posteriori* (ξ_{t-1}^j) nas novas probabilidades *prioris* ($E_{t-1}\pi_t^j$) para o período subsequente na equação (40) representa o mecanismo de aprendizado bayesiano, o qual representa o equivalente empírico da equação (29). A medida da reputação do *policymaker* forte é a soma das duas probabilidades dos modelos de choques inflacionários transitórios ($E_{t-1}\pi_t^1$) e permanentes ($E_{t-1}\pi_t^2$):

$$\psi_t = E_{t-1}\pi_t^1 + E_{t-1}\pi_t^2 \quad (43)$$

Esta medida está, em grande parte, determinada pela performance relativa de previsão desses dois modelos ao longo dos recentes períodos, como medida pela função de verossimilhança, equação (39).

Weber (1992, p. 1483-1490) aplicou esse modelo aos dados dos IPCs trimestrais dos países do EMS e para o grupo de controle para o período 1960.1 até 1990.4. Adicionalmente, apresentou testes ADF para a inflação e as médias e desvios-padrão da mesma para verificar se tinham alguma relação com as medidas de reputação. Com base nas medidas estimadas da reputação média e dos testes ADF, concluiu que (1) a maior reputação estimada foi a da Alemanha, o que é consistente com o fato de que a sua inflação foi estacionária e teve a menor inflação média e desvio-padrão de todo o grupo; (2) outros países com uma medida estimada de reputação relativamente alta, como a Dinamarca e a Holanda, tiveram taxas de inflação estacionárias, mas maior inflação média e desvio-padrão; (3) países com baixa medida estimada de credibilidade, como a França e a Itália, tiveram taxas de inflação não-estacionárias e (4) entre os países que não pertencem ao EMS, somente o Japão, e em menor medida, tem relativamente alta medida estimada de reputação e taxas de inflação

estacionárias, mas com média e desvio-padrão maiores. Weber (1992) concluiu, portanto, que a “reputação emprestada” funcionou somente para alguns países (os menores) do EMS.

Baxter (1985) desenvolveu e implementou um método para medir a credibilidade de uma política de reforma anunciada, considerando o problema da forma como, no momento de um anúncio de uma mudança ou “reforma” em alguma política do governo, os agentes decidem se acreditam que a reforma será ou não levada a cabo. No momento em que a reforma é anunciada, os agentes conhecem apenas o registro passado da administração sobre o qual podem formar suas expectativas da trajetória futura da política. Em termos bayesianos, os agentes têm um *priori* sobre os parâmetros das regras de política do governo. Na medida em que o tempo transcorre, os agentes incorporam nas suas previsões da trajetória futura da política a informação contida nas realizações das variáveis de política, isto é, eles combinam as realizações da política com seu *priori* para formar uma distribuição *posteriori* sobre os parâmetros de política, a qual será usada para fazer as previsões da política futura. A credibilidade é definida como a probabilidade *posteriori* de que o governo esteja seguindo a regra de política de “reforma” anunciada. Um aspecto muito interessante nesse modelo é que a credibilidade da reforma é função das políticas fiscal e monetária. Baxter (1985) estudou as experiências chilenas e argentinas do final da década de 1970 com a *tablita* e concluiu que a medida de credibilidade declinou ao longo do tempo para a política argentina, mas não para a política chilena, a qual teve um sucesso parcial.³³

4.3 Utilização do modelo de *Markov regime switching*

Hamilton (1988, 1989)³⁴ argumentou que as primeiras diferenças de uma série temporal não-estacionária podem ser modeladas como uma série estacionária não-linear. As não-linearidades são de interesse visto que surgem como resultado de um processo que está sujeito a mudanças discretas de regime. O processo estocástico da série temporal de interesse é diferente entre os regimes. Cada regime é caracterizado por uma média e variância diferentes da série que está sendo modelada e a transição de um regime a outro é governada por um processo de *Markov switching*. No caso do modelo de dois estados, assume-se que uma série temporal $\{y_t\}$ pode ser representada como

$$y_t - \mu(S_t) = \phi_1[y_{t-1} - \mu(S_{t-1})] + \dots + \phi_r[y_{t-r} - \mu(S_{t-r})] + \sigma(S_t) \varepsilon_t \quad (44)$$

onde ε_t é uma perturbação i.i.d. $N(0,1)$. O modelo (44) é AR(1), onde a média e o desvio-padrão da série dependem do regime que está vigorando no período t . O regime no período t , indexado por S_t , toma o valor 0 ou 1, dependendo de qual regime esteja vigorando no período t . Assume-se que S_t segue um processo de Markov, de primeira ordem, com dois estados e com probabilidades constantes de transição :

$$\begin{aligned} P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) &= p \\ P(S_t = 0 | S_{t-1} = 1) &= 1 - p \\ P(S_t = 1 | S_{t-1} = 0) &= 1 - q \\ P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) &= q \end{aligned} \quad (45)$$

As médias e desvios-padrão dependentes-do-regime são especificados linearmente como

$$\mu(S_t) = \alpha_0 + \alpha_1 S_t \quad (46)$$

$$\sigma(S_t) = \omega_0 + \omega_1 S_t \quad (47)$$

Fazendo o número de defasagens auto-regressivas iguais a quatro, a equação (44) pode ser escrita como

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + z_t \quad (48)$$

³³ Como o plano chileno também fracassou, Baxter (1985) explica esse fato afirmando que os agentes econômicos olham diversas variáveis que não estão incorporadas no modelo para avaliar a credibilidade de uma política.

³⁴ Para uma descrição desses modelos, ver Hamilton (1994, cap. 22).

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \dots + \phi_4 z_{t-4} + [\omega_0 + \omega_1 S_t] \varepsilon_t \quad (49)$$

Hamilton (1988) propôs um algoritmo para maximizar a verossimilhança como uma função dos parâmetros α 's, ω 's e ϕ 's considerando dois regimes. Além de fornecer estimativas pontuais e erros-padrão assintóticos dos parâmetros, o algoritmo estima a probabilidade de que a série que está sendo modelada esteja num regime particular, como o "regime 1", baseado nos dados disponíveis no tempo t .

4.3.1 Regimes de metas de agregados monetários

Yadav (1992) usou a técnica proposta por Hamilton (1988, 1989) para modelar as mudanças de regime na série de taxa real de juros, com o intuito de confirmar os resultados obtidos com testes de raízes unitárias e modelos de *switching regression* quando analisou o governo de Margaret Thatcher no Reino Unido. A aplicação dessa técnica por parte de Yadav (1992) à série de taxa de juros real fracassou em obter datas de mudança no processo da taxa real de juros que coincidisse exatamente com as mudanças conhecidas de regime monetário.

4.3.2 Regimes de metas de *pegging* da taxa de câmbio

Kaminsky e Leiderman (1998) têm testado a hipótese da falta de credibilidade como uma explicação para as altas taxas reais de juros observadas em muitos países vários meses depois da adoção de planos antiinflacionários. A hipótese foi testada usando dados para Argentina, Israel e México durante a implementação dos programas de estabilização em meados da década de 1980. Embora cada um desses planos tivesse algumas medidas específicas para cada país, eles se caracterizaram por todos terem usado um regime de taxa de câmbio fixa.

Para tanto, Kaminsky e Leiderman (1998) examinam se o processo estocástico seguido pela inflação mudou depois que o plano de estabilização foi implementado e, após, se a reforma para um regime de baixa inflação continuou sendo crível olhando as probabilidades da economia encontrar-se nele. Essas probabilidades permitem examinar se as altas taxas reais de juros *ex post* refletem a falta de credibilidade. Formalmente, seguindo Hamilton (1988), modelam a taxa de inflação como seguindo um processo de *switching-regime* com dois estados. Assume-se no processo de estimação que os agentes econômicos avaliam o regime de inflação atual usando a informação passada e atual sobre a inflação, moeda e o déficit do governo. O modelo consiste nas seguintes equações:

$$\Delta p_t = \delta_0^i + \sum_{j=1}^q \delta_j^i \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_i^2) \quad (50)$$

$$\Pi_t = \begin{bmatrix} 1 - \lambda_t^{10} & \lambda_t^{01} \\ \lambda_t^{10} & 1 - \lambda_t^{01} \end{bmatrix} \quad (51)$$

$$\lambda_t^{01} = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_m \varepsilon_t^m + \beta_d \varepsilon_t^d)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_m \varepsilon_t^m - \beta_d \varepsilon_t^d)} \quad (52a)$$

$$\lambda_t^{10} = \frac{\exp(\beta_0 - \beta_m \varepsilon_t^m - \beta_d \varepsilon_t^d)}{1 + \exp(\beta_0 - \beta_m \varepsilon_t^m - \beta_d \varepsilon_t^d)} \quad (52b)$$

$$\varepsilon_t^m = m_t - p_t - \alpha_0 + \alpha_1 i_t \quad (53a)$$

$$\varepsilon_t^d = d_t - \sum_{j=1}^q a^j d_{t-j} - \sum_{j=0}^q b^j i_{t-j} \quad (53b)$$

onde Δp_t é a taxa de inflação doméstica; m_t , a taxa de crescimento da oferta monetária; i_t , a taxa de juros nominal doméstica e d_t , o déficit fiscal do governo.

Na equação (50), a inflação, Δp_t , é modelada como um processo auto-regressivo de ordem q com parâmetros auto-regressivos, constantes dependentes-do-estado e volatilidade. Denotando por $R_t = 1$ o regime de alta inflação e $R_t = 0$ o de baixa inflação, espera-se que $\delta_0^0 < \delta_0^1$.

A equação (51) mostra a matriz de probabilidades de transição de cadeia de Markov, Π , onde λ_t^{ij} é a probabilidade no período t de mudar do Regime i para o Regime j em um período. Essas probabilidades de transição são variáveis-no-tempo e tentam captar o fato que os *policymakers* não obtêm sucesso imediatamente após a implementação de um plano de estabilização. Tais probabilidades dependem do comportamento de fundamentos de mercado que indicam a consistência das anunciadas políticas fiscais e monetárias com as metas da inflação. Assim, nas equações (52a) e (52b), é postulado que as probabilidades de mudanças de regimes são afetadas por surpresas no mercado monetário, ϵ_t^m e por surpresas no déficit fiscal do governo, ϵ_t^d . Choques fiscais e monetários positivos sugerem que um programa de estabilização está em perigo de fracassar e com um aumento das probabilidades de estar num regime de alta inflação (isto é, se espera que β_m e β_d sejam positivos). As equações (53a) e (53b) descrevem a estimativa dos choques fiscais e monetários.

Para levar em consideração a falta de credibilidade da política econômica, assume-se que os participantes não observam o regime atual diretamente nem conhecem quando a mudança de regime terá lugar. Os agentes devem estimar as probabilidades de estar em diferentes regimes baseados na informação disponível. Aqui se pode apresentar um *peso problem* uma vez que as previsões *ex-post* parecerão viesadas se as mudanças de regime ocorrerem esporadicamente. Por exemplo, se o Regime 0 persiste por algum tempo, a média amostral dos erros de previsão condicionados a $R_t = 0$ será negativa ainda quando as previsões sejam racionais *ex-ante*.

Para estimar o modelo nas equações (51), (52) e (53), Kaminsky e Leiderman (1998) usam um filtro não-linear modificado de Hamilton. Em virtude de não existir pressuposto de que, na verdade, houve mudanças de regime, o procedimento de estimação não impõe a existência de dois estados diferentes. Mais ainda, a estimação está baseada no pressuposto de que o regime não é observado diretamente mas pode ser inferido com base na observação dos valores passados e atuais da inflação, oferta monetária, taxas de juros e déficit fiscal.

Após as estimações dos modelos para o México, Argentina e Israel, Kaminsky e Leiderman (1998) concluem que os programas de estabilização ajudaram a quebrar a inércia inflacionária bem no início da implementação dos programas. Porém, a baixa inflação não necessariamente melhorou a credibilidade dos planos, uma vez que a confiança do mercado no sucesso dos planos depende não apenas da inflação realizada, mas, também, do comportamento dos fundamentos monetários e fiscais.

4.3.3 A credibilidade de uma mudança de regime fiscal

A técnica desenvolvida por Hamilton (1989) foi aplicada por Ruge-Murcia (1995) para analisar a credibilidade da mudança do regime fiscal durante os planos de estabilização em Israel, em 1984 e 1985. Para tanto, inicialmente, desenvolve um modelo de inflação com expectativas racionais no qual a dinâmica da mesma é conduzida pelo nível de gasto do governo e pelo efeito das taxas de inflação passadas sobre o valor da tributação real. O gasto do governo é modelado como um processo auto-regressivo exógeno sujeito a mudanças de regime discretas. Os regimes são definidos de acordo com o nível de gasto ser ou não consistente com a taxa de inflação objetivada pelo governo como parte do programa de

estabilização. A credibilidade é medida pela probabilidade inferida pelos agentes de que a observação conjunta das variáveis (inflação, taxa de juros nominal e gasto do governo) é gerada por um novo regime fiscal. Os resultados da estimação indicam que o fracassado plano de estabilização de novembro de 1984 foi menos do que inteiramente crível para os agentes, os quais entenderam que não foi realizado suficiente ajuste fiscal por parte do governo. Em contraste, para o programa implementado em julho 1985, os agentes corretamente inferiram uma mudança no regime que governava o processo de gasto do governo. A subjacente reforma fiscal, as menores perdas na tributação real ao início do plano e as conseqüentemente menores taxas de inflação explicam o sucesso desse programa. A credibilidade dos agentes no plano do governo afetou significativamente a dinâmica de curto prazo da inflação e, para o caso de Israel, explica a velocidade da desinflação observada depois da implementação do programa em julho de 1985.

Ruge-Murcia (1997) desenvolve um modelo de demanda por moeda em que o custo de reter moeda está sujeito a mudanças de regime. Os regimes são completamente caracterizados pela média e variância da inflação e se assume que são os resultados de políticas de governo alternativas. O modelo foi aplicado para analisar a credibilidade dos planos de estabilização implementados na Argentina e em Israel durante a década de 1980. Os resultados indicam que o bem-sucedido programa de estabilização implementado em Israel em julho de 1985 foi mais crível do que a tentativa inicial implementada em novembro de 1984, o que confirma os resultados obtidos em Ruge-Murcia (1995). Também tal plano de julho de 1985 foi mais crível do que as diferentes tentativas implementadas na Argentina.

4.3.4 A credibilidade dos países do G7

Ricketts e Rose (1995) estimaram modelos de *Markov switching* que permitem três estados para estudar o processo de inflação dos principais países industrializados (G-7). Definem a credibilidade como a probabilidade *ex post* atribuída ao estado de baixa inflação pelo modelo de Markov, o que tem um grande efeito sobre como se formam as expectativas da inflação futura. Os autores concluíram que, para todos os países do G-7, houve evidência de progresso em direção ao estabelecimento da credibilidade de regimes com inflação estável e que, em muitos dos países desse grupo, existe evidência de progresso em direção à credibilidade de regimes com baixa inflação.

5 TRABALHOS EMPÍRICOS SOBRE O BRASIL³⁵

5.1 Análises exploratórias

No Brasil, ainda existem poucos estudos empíricos sobre a credibilidade, alguns dos quais não fazem uso da econometria. Vejam-se alguns:

Fontes e Silveira (1995) realizaram uma análise exploratória da credibilidade dos planos econômicos para o Brasil. Os indicadores econômicos para aproximar a credibilidade usada no trabalho foram o nível de independência do banco central, o diferencial da taxa de juros doméstica e internacional, o diferencial do dólar paralelo e oficial, a variação do Ibovespa, o comportamento do déficit público, o mercado futuro do câmbio e o comportamento do preço do ouro. Concluíram que, durante todo o período analisado, a credibilidade, em geral, foi baixa, porém houve intervalos de tempo nos quais ela foi alta, e que o diferencial de taxa de juros doméstica e internacional foi a variável mais correlacionada com a variação na taxa de inflação.

Calderon e Fontes (1998) usaram o preço do título IDU da dívida externa brasileira no mercado secundário como uma variável *proxy* de credibilidade: quanto maior fosse esse

³⁵ Novamente, a literatura empírica sobre a credibilidade do regime de bandas cambiais, baseada no modelo de Krugman (1991), não será analisada.

preço, maior seria a credibilidade da política econômica. A partir disso, correlacionaram esse preço com a inflação esperada no período de janeiro de 1986 a março de 1997. Se o preço dos títulos fosse uma boa *proxy* da credibilidade, acreditava-se que a inflação esperada diminuísse e que a correlação fosse negativa. A série de inflação esperada foi construída com base na hipótese de expectativas adaptativas, usando-se a metodologia Box-Jenkins. A correlação estimada foi igual a $-0,39$, o que confirmou que houve uma correlação negativa entre a *proxy* de credibilidade e a inflação esperada e que os preços dos títulos foram uma boa *proxy* da credibilidade.

Monteiro (1999) analisou o papel desempenhado pela credibilidade do governo na formulação, implementação e resultados da política econômica durante o período 1961-1964, usando o modelo de Barro (1986); sua análise é histórica e objetivava ver se a política econômica durante esse período poderia ser explicada pelo modelo, porém não houve nenhuma tentativa de testar o modelo econometricamente.

5.2 Uso de modelos de parâmetros fixos

Arbex e Fontes (1999) aplicaram o modelo desenvolvido por Drazen e Masson (1994), tendo concluído que a política econômica não foi crível nos subperíodos de fevereiro de 1991 a dezembro de 1992 e de julho de 1996 a julho de 1998; foi crível durante o período de junho de 1994 a junho de 1996 e não foi possível detectar se houve credibilidade ou não durante o período de fevereiro de 1992 a dezembro de 1992. A detecção da credibilidade foi feita através do uso de variáveis *dummies*.

Tullio e Ronci (1994) estudaram os fatores que afetaram a inflação depois de 1970 no Brasil e a Itália. No que diz respeito à credibilidade, usou-se como variável *proxy* da credibilidade da política econômica a credibilidade do banco central, que, por sua vez, foi medida pelo número de presidentes que ele teve durante um determinado período. Após, introduziram essa variável numa equação estimada que inclui outros fatores que afetam a inflação, tendo concluído que o governo teve um grave problema de credibilidade já que a *proxy* da credibilidade resultou altamente significativa (isto é, a alta rotatividade de presidentes do Banco Central, que indica baixa credibilidade, esteve significativamente relacionada com a aceleração da inflação).

5.3 Uso do filtro de Kalman

Uma análise econométrica formal foi realizada por Agénor e Taylor (1993),³⁶ que analisaram o Plano Cruzado implementado no Brasil durante 1986. Seu método baseia-se na decomposição do prêmio no mercado cambial paralelo em dois componentes: um “fundamental” (que está correlacionado com os fundamentos do mercado) e um “não-fundamental”. Sugeriram que esse componente “não-fundamental” poderia ser usado como uma variável de credibilidade e que, acreditava-se, estivesse correlacionada negativamente com o grau de persistência da inflação.

Assim, num primeiro estágio, o prêmio no mercado paralelo, ρ_t , foi decomposto num componente de fundamentos estimado por meio da seguinte regressão:

$$\gamma(L)\rho_t = \delta(L)z_t + u_t \quad (54)$$

$$\delta(L) = \delta_1 L + \delta_2 L^2 + \dots + \delta_n L^n \quad (55)$$

$$\gamma(L) = 1 + \gamma_1 L + \gamma_2 L^2 + \dots + \gamma_n L^n \quad (56)$$

onde z_t é um vetor de variáveis predeterminadas; γ_t são coeficientes escalares; δ_t são vetores de coeficientes; L , um operador de defasagens e u_t , um processo residual. A variável

³⁶ Pode-se ver uma versão mais ampla deste trabalho em Agénor e Taylor (1992).

de credibilidade, c_t (a componente não-fundamental), é, então, formada como o complemento de u_t ;

$$c_t = -u_t \quad (57)$$

Num segundo estágio, usando o filtro de Kalman, Agénor e Taylor (1993) estimaram um processo *backward-looking* para a inflação com parâmetros variando com o componente não-fundamental do prêmio no mercado paralelo (c_t). Assumindo que a inflação, π_t , é conduzida por um processo AR(1), o sistema a ser estimado é

$$\pi_t = \alpha_t \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (58a)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \gamma c_t + \eta_t \quad (58b)$$

onde

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \sim N \left\{ \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & 0 \\ 0 & \sigma_\eta^2 \end{bmatrix} \right\}$$

A estimativa resultante de γ deveria ser negativa: quanto maior for a credibilidade, menor será o efeito “inercial” sobre a inflação; assim, o coeficiente α_t deveria cair depois da implementação de um programa desinflacionário crível. Para o trabalho empírico, o período de estimação foi de janeiro de 1982 a dezembro de 1989. Os autores usaram como variáveis predeterminadas (z_t) a taxa de crescimento do estoque de moeda, as mudanças no produto, as taxas de inflação doméstica e dos Estados Unidos e a taxa de depreciação da taxa de câmbio oficial. O coeficiente estimado de γ foi negativo, como se esperava, e altamente significativo. Também o efeito persistência (α_t) começou a diminuir bruscamente até quase junho de 1987; depois que o plano chegou ao colapso, aumentou rapidamente e voltou a seus valores pré-programa, o que reflete o comportamento explosivo dos preços, quando a credibilidade da política é baixa.

Tejada e Portugal (2001) realizaram uma análise econométrica dos efeitos da credibilidade dos principais planos de estabilização implementados no Brasil a partir de 1986 sobre o comportamento da taxa de inflação. Inicialmente, apresentaram-se alguns modelos teóricos que relacionam credibilidade e inércia inflacionária, demonstrando que, quanto maior for a credibilidade do plano, menor será a inércia inflacionária. O procedimento econométrico utilizado para testar o modelo teórico foi um método em dois estágios, baseado no trabalho de Agénor e Taylor (1992, 1993). No primeiro estágio, criou-se uma variável *proxy* da credibilidade; no segundo, usou-se o filtro de Kalman para estimar o grau de inércia da inflação, incluindo-se na estimação a *proxy* da credibilidade do primeiro estágio. Após a estimação do modelo, relacionou-se este com as medidas e políticas implementadas durante os planos de estabilização no período de análise. Verificou-se uma relação negativa entre credibilidade e inércia inflacionária. Mostrou-se que, dos três planos analisados, o Plano Real é o único que tem conseguido reduzir consistentemente o grau de inércia inflacionária da economia.

Tejada e Portugal (2002) analisaram a credibilidade e a reputação na política econômica no período de agosto de 1994 a dezembro de 1998. O marco teórico empregado tem como base o modelo de “circunstâncias externas” desenvolvido por Drazen e Masson (1994), Masson (1995) e Masson e Agénor (1996), o qual permite analisar os fatores de credibilidade e reputação durante o funcionamento de um regime de taxa de câmbio fixa ou de *crawling peg*. Os resultados da estimação permitem concluir que o governo estava seguindo uma política consistente com a manutenção da estabilidade de preços, enquanto permitia uma recuperação gradual da competitividade.

5.4 Utilização de métodos bayesianos

Rocha (1997) aplicou o modelo desenvolvido por Baxter (1985) para discutir dois programas desinflacionários no Brasil, o Plano Cruzado e o Plano Collor, mostrando que a credibilidade global dos planos foi baixa porque as políticas monetária e fiscal eram incompatíveis. Esse resultado confirma uma das prescrições da literatura teórica, qual seja, de que políticas mutuamente inconsistentes carecem de credibilidade.

5.5 Uso do modelo de *Markov regime switching*

Salomon (1999) usa o modelo de *Markov regime switching* nas linhas de Hamilton (1989) para explicar as altas taxas reais de juros que prevaleceram durante os primeiros meses após a implementação dos principais planos de estabilização no Brasil nas últimas duas décadas. Seguindo a Kaminsky e Leiderman (1998), ele tenta explicar esse fato através da carência de credibilidade das medidas implementadas para reduzir a inflação, o que incentivou os agentes econômicos a esperar uma taxa de inflação maior do que a efetivamente observada. Seus resultados indicam que a experiência inflacionária brasileira pode ser emoldurada num modelo de dois regimes: um, em que a inflação segue um processo com alta média e alta variância, e outro, no qual a inflação tem momentos significativamente menores. Concluiu que houve somente duas mudanças de longa duração durante o período: a primeira em 1985, quando a economia mudou para um regime de alta inflação e a segunda em 1994, após o Plano Real, quando a inflação voltou a um regime de baixa inflação.

6 CONCLUSÕES

Uma contribuição deste artigo consistiu em mostrar e sistematizar o número relativamente grande e variado de estudos empíricos existentes sobre o problema da credibilidade da política econômica, apesar de a revisão ter sido seletiva. Por conseguinte, já não é possível afirmar que existem poucos estudos empíricos sobre o tema de credibilidade da política econômica, como é freqüentemente mencionado em diferentes trabalhos.

Os métodos econométricos utilizados têm evoluído e são cada vez mais sofisticados. Do mais simples método de previsão, que mensurava os efeitos da credibilidade da política econômica sobre uma determinada relação estimada usando parâmetros fixos, passou-se a métodos com parâmetros variáveis no tempo, muitos dos quais incluem uma "variável" de credibilidade de maneira explícita. Esses novos métodos permitem também levar em consideração a crítica de Lucas. Com maior freqüência, os trabalhos empíricos são menos *ad hoc* e tentam fazer uma ligação com os modelos teóricos. Também foi mostrado que existem métodos econométricos que permitem analisar a credibilidade dos quatro regimes de condução da política monetária no mundo real.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGÉNOR, Pierre-Richard; MONTIEL, Peter. **Development Macroeconomics**. Second edition, Princeton: Princeton University Press, 1999.
- AGÉNOR, Pierre-Richard; TAYLOR, Mark. Testing for credibility effects. **IMF Staff Papers**, v. 39, n. 3, p. 545 – 571, 1992.
- AGÉNOR, Pierre-Richard; TAYLOR, Mark. Analysing credibility in high-inflation countries: a new approach. **Economic Journal**, v. 103, n. 417, p. 329 – 336, 1993.
- AGÉNOR, Pierre-Richard; MASSON, Paul. Credibility, reputation, and the Mexican Peso crisis. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 31, n. 1, 1999.

- ALESINA, Alberto; SUMMERS, Lawrence. Central bank independence and macroeconomic performance: some comparative evidence. **Journal of Credit, Money and Banking**, v. 25, n. 2, 1993.
- AMANO, Robert; FENTON, Paul; TESSIER, David; van NORDEN, Simon. The credibility of monetary policy: a survey of the literature with some simple applications to Canada. In **Exchange Rates and Monetary Policy**, p. 1-64 (Proceedings of a conference held by the Bank of Canada, october,1996), 1997.
- ANGELINI, Paolo. More on the behavior of interest rates and the founding of the Fed. **Journal of Monetary Economics**, v. 34, p. 537-553, 1994.
- ANGELINI, Paolo. Testing for structural breaks: trade-off between power and spurious effects. **Journal of Monetary Economics**, v. 34, p. 561-566, 1994.
- ARBEX, Marcelo; FONTES, Rosa. Credibilidade das políticas econômicas no Brasil: uma análise empírica do período 1991-1998. **Economia Aplicada**, v. 3, n. 1, p. 1-115, 1999.
- BACKUS, David, DRIFILL, John. Inflation and reputation. **American Economic Review**, v. 75, n. 3, 1985.
- BARRO, Robert. Reputation in a model of monetary policy with incomplete information. **Journal of Monetary Economics**, v. 17, 1986.
- BAXTER, Marianne. The role of expectations in stabilization policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 15, p. 343-362, 1985.
- BLANCHARD, Olivier. The Lucas Critique and the Volcker deflation. **American Economic Review**, v. 74, n.2, p.211 – 215, 1984.
- BLINDER, Alan. **Central banking in theory and practice**. MIT, 1998.
- CALDERON, Paulo; FONTES, Rosa. Credibilidade e mercado secundário da dívida externa brasileira. **Análise Econômica**, v. 16, n. 30, p. 69 – 90, 1998.
- CHRISTENSEN, Michael. Disinflation, credibility and price inertia: a danish exposition. **Applied Economics**, v. 19, n. 1, p.1353-1366, 1987a.
- CHRISTENSEN, Michael. On interest determination, testing for credibility policy, and the relevance of the Lucas Critique: some Danish experiences **European Journal of Political Economy**, v. 3, n. 3, 1987b.
- CUKIERMAN, Alex; WEBB, Steven; NEYAPTI, Bilin. Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes. **The World Bank Economic Review**, v. 6, n. 1, 1992.
- CUTHBERSON, Keith; HALL, Stephen; TAYLOR, Mark. **Applied econometric techniques**. Harvester Wheatsheaf, 1992.
- DRAZEN, Allan. **Political economy in macroeconomics**. Princeton: Princeton University Press, 2000.
- DRAZEN, Allan; MASSON, Paul. Credibility of policies versus credibility of policymakers. **Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 3, 1994.
- FAVERO, Carlo; HENDRY, David. Testing the Lucas Critique: a review. **Econometric Reviews**, v. 11, n. 3, p. 265 – 306, 1992.
- FONTES, Rosa; SILVEIRA, Eliana. Uma análise da credibilidade dos planos de estabilização brasileiros. In **Anais do XVII Encontro Brasileiro de Econometria**, Salvador, 1995.

- GARBER, Peter; SVENSSON, Lars. The operation and collapse of fixed exchange rate regimes. In GROSSMAN, Gene; ROGOFF, Kenneth (Ed.): **Handbook in International Economics**, v. 3. Amsterdam: Elsevier Publishers, 1995.
- GIAVAZZI, Francesco; PAGANO, Marco. The advantage of tying one's hands: EMS discipline and central bank credibility. **European Economic Review**, v. 32, 1988.
- GOERLICH, Francisco; MAUDOS, Joaquín; QUESADA. Interest rates, expectations and the credibility of the Bank of Spain. **Applied Economics**, n. 27, p. 793-803, 1995.
- GOLDFELD, Stephen; QUANDT, Richard. Techniques for estimating switching regressions. In **Studies in Nonlinear Estimation**, Cambridge: Ballinger, 1976.
- HAMILTON, James. Rational expectations econometric analysis of changes in regime: an investigation of the term structure of interest rates. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, 1988.
- HAMILTON, James. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, 1989.
- HAMILTON, James. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- HARVEY, Andrew. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- HUH, Chan. Some evidence on the efficacy of the UK inflation targeting regime: An out-of-sample forecast approach. **International Finance Discussion Paper**, n. 565, 1996.
- JOHNSON, David. The credibility of monetary policy: international evidence based on surveys of expected inflation. In: **Price Stability, inflation targets and monetary policy**, Proceedings of a Conference, Bank of Canada, maio 1997.
- KAMINSKY, Graciela; LEIDERMAN, Leonardo. High real interest rates in the aftermath of disinflation: is it a lack of credibility? **Journal of Development Economics**, v. 55, p. 191-214, 1998.
- KIM, M; NELSON, C.; STARTZ, R. Mean reversion in stock prices? A reappraisal of the empirical evidence. **Review of Economic Studies**, v. 58, 1991.
- KREMERS, Jeroen. Gaining policy credibility for a disinflation: Ireland's experience in the EMS. **IMF Staff Papers**, v. 37, n. 1, p.116-145, 1990.
- KRUGMAN, Paul. Target zones and exchange rate dynamics. **Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 3, 1991.
- KYDLAND, Finn; PRESCOTT, Edward. Rules rather than Discretion: The inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, 1977.
- LUCAS, Robert. Econometric policy evaluation: a critique. Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, supplement do **Journal of Monetary Economics**, p.19 – 46, 1976.
- MANKIW, Gregory; MIRON, Jeffrey; WEIL, David. The adjustment of expectations to a change in regime: A study of the founding of the Federal Reserve. **American Economic Review**, v. 77, n. 3, p. 358-374, 1987.
- MANKIW, Gregory; MIRON, Jeffrey; WEIL, David. The founding of the Fed and the behavior of interest rates: What can be learned from small samples?. **Journal of Monetary Economics**, v. 34, p.555-559, 1994.

- MASOLLER, Andrés. Una medición de la credibilidad de los programas de estabilización en Uruguay: 1978-82 y 1990-95. **Revista de Economía**, v. 4, n. 1, Montevideo, Banco Central del Uruguay, 1997.
- MASSON, Paul. Gaining and losing ERM credibility: the case of the United Kingdom. **Economic Journal**, v. 105, 1995.
- MASSON, Paul; AGÉNOR, Pierre-Richard. The Mexican Peso Crisis: overview and analysis of credibility factors. **IMF Working Paper**, WP/96/6, 1996.
- MISHKIN, Frederic. International experiences with different monetary policy regimes. **Journal of Monetary Economics**, v. 43, n. 3, 1999.
- MISHKIN, Frederic. Strategies for controlling inflation. **NBER Working Paper**, n. 6122, 1997.
- MONTEIRO, Sérgio. **Política econômica e credibilidade: uma análise dos governos Jânio Quadros e João Goulart**. Porto Alegre, p. 1-161, 1999. Tese de Doutorado – Universidade Federal de Rio Grande do Sul.
- PERRIER, Patrick. Un examen de la crédibilité de la politique monétaire au Canada. **Bank of Canada Working Paper**, n. 98-12, 1998.
- PERSSON, Torsten; TABELLINI, Guido. **Political economics: explaining economic policy**. MIT Press, 2000.
- PORTUGAL, Marcelo. Modelos de parâmetros variáveis: uma resenha crítica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.23, n. 1, 1993.
- RICKETTS, Nicholas; ROSE, David. Inflation, learning and monetary policy regimes in the G-07 economies. **Bank of Canada Working Paper**, n. 95-6, 1995.
- ROCHA, Fabiana. Monetary reform credibility: some evidence for Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 27, n. 3, p.1 – 73,1997.
- RUGE-MURCIA, Francisco. Credibility and changes in policy regime. **Journal of Political Economy**, v. 103, n. 1, p. 176 – 208, 1995.
- RUGE-MURCIA, Francisco. Credibility and signaling in disinflations: A cross-country examination. **Cahiers de Recherche**, n. 1297, p. 1 – 47, 1997.
- SALOMON, Marcelo. Regime switches, biased expectations and the brazilian inflationary experience. Manuscrito, Columbia University, p. 1 – 33, março, 1999.
- St-AMANT, Pierre; TESSIER, David. Résultats empiriques multi-pays relatifs à l’impact des cibles d’inflation sur la crédibilité de la politique monétaire. **Bank of Canada Working Paper**, n. 98-23, 1998.
- TEJADA, César; PORTUGAL, Marcelo. Credibilidade é inércia inflacionária no Brasil: 1986-1998. **Estudos Econômicos**, v. 31, n. 3, 2001.
- TEJADA, César; PORTUGAL, Marcelo. Credibility and reputation: an application of external circumstances model for the Real Plan. **Revista Brasileira de Economia**, n. a sair, 2002.
- TULLIO, Giuseppe; RONCI, Marcio. Macroeconomic policy and credibility: A comparative study of the factors affecting brazilian and italian inflation after 1970. **Ensaio Econômicos da EPGE**, n. 247, 1994.

- VICKERS, John. Signalling in a model of monetary policy with incomplete information. **Oxford Economic Papers**, v. 38, 1986.
- WEBER, Axel. The role of policymakers' reputation in the EMS disinflation: an empirical evaluation. **European Economic Review**, v. 36, n. 7, p. 1473 – 1492, 1992.
- WEST, Mike; HARRISON, Jeff. **Bayesian forecasting and dynamic models**. Springer-Verlag, 1989.
- YADAV, Sanjav. **An econometric analysis of monetary policy regime shifts and the credibility of monetary targets in th UK: 1977-1989**. University of Warwick, 1992.