A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bibfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD).

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

↖
**UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA DO EFEITO FISHER COM
INCERTEZA NO BRASIL**

↓
SÉRGIO RODRIGO VALE

ORIENTADORA: PROF. DR^a. FABIANA FONTES ROCHA

SÃO PAULO, MAIO DE 2001

T330.1
V149a

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

DEDALUS - Acervo - FEA

20600004664

**UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA DO EFEITO FISHER COM
INCERTEZA NO BRASIL**

Dissertação apresentada à
Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade
como requisito parcial para a
obtenção do título de Mestre em
Economia.

↓
SÉRGIO RODRIGO VALE

ORIENTADORA: PROF. DRª. FABIANA FONTES ROCHA

81721

RESUMO

O presente trabalho tem o objetivo de estimar a equação de Fisher com incerteza no Brasil para o período de janeiro de 1974 a setembro de 2000. Os trabalhos empíricos feitos até agora no Brasil consideravam que apenas a taxa de inflação poderia ter caráter preditivo sobre a taxa de juros nominal. Nesses modelos, o agente era considerado neutro ao risco e qualquer tipo de incerteza decorrida da existência de uma inflação elevada não era considerada empiricamente. No modelo aqui apresentado os agentes incorporam esse prêmio de risco na taxa de juros nominal através da covariância entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento do consumo. Relações contrárias entre essas duas variáveis indicariam uma perda de riqueza real, advinda da taxa de inflação maior, e um consumo menor. Para evitar essas perdas o agente pede uma taxa de juros nominal maior hoje para poder consumir mais no futuro. A idéia, assim, é de que o agente pode suavizar seu consumo via alterações na taxa de juros nominais. Para corroborar esse modelo realizamos testes de cointegração e de restrição sobre as equações estruturais para as variáveis do modelo, os quais se mostraram significativos, indicando que existe um prêmio de risco na taxa de juros nominal advindo da covariância entre consumo e inflação.

ABSTRACT

The present work has the objective to estimate the equation of Fisher with uncertainty in Brazil for the period of January of 1974 to the September of 2000. The empirical works made so far in Brazil considered that only inflation could have predictive power on the interest rate. In these models, the economic agent was considered neutral to risk and any type of passed uncertainty of the existence of a high inflation was not considered. In our model the agents incorporate this risk premium in the interest rate through the covariance between inflation and the growth rate of consumption. Contrary relations between these two variables would indicate a loss of real wealth, happened of a bigger inflation, and a lesser consumption. To prevent these losses the agent asks for a bigger interest rate today to be able to consume more in the future. The idea, thus, is that the agent can smooth his consumption by alterations in the interest rate. To corroborate this model we carry through cointegration and restriction on the structural equations tests for the variables of the model, which had shown significant, indicating that it exists a risk premium in the interest rate happened of the covariance between consumption and inflation.

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer à minha orientadora, Prof. Dr^a. Fabiana Fontes Rocha. Entre o primeiro contato para discutir sobre a dissertação e a entrega final foram dois anos de puxões de orelha eventuais para não sair do prazo. Sem esses apertões e a ajuda na reta final do trabalho essa dissertação ainda estaria sendo gestada.

Ao longo de minha vida acadêmica na graduação e na pós-graduação da FEA tive o prazer de entrar em contato com professores que foram fundamentais para a minha formação em Economia. Certamente, o mais importante foi o Prof. Samuel de Abreu Pessoa. Tanto como chefe no Grupo de Conjuntura da FIPE quanto como orientador de minha monografia, sua visão de como lidar com a economia foi fundamental para que eu continuasse na academia.

Aos Profs. Drs. Vera Lúcia Fava, Denisard Cnéio de Oliveira Alves e Gilberto Tadeu Lima pelas sugestões e correções apresentadas durante a qualificação.

Aos meus amigos Ana Paula, Juliana, Zaina e Pelotas pelos bons momentos ao longo do mestrado e, principalmente, nos dois projetos em que trabalhamos juntos. Com certeza nunca mais vou fazer outro projeto com pessoas tão adoráveis e divertidas quanto essas. Também agradeço aos Profs. Joe Yoshino e Hélio Zylberstajn pela disponibilidade de tempo, durante os projetos, para terminar a dissertação (Se bem que no caso do projeto do Prof. Joe tempo era o bem mais escasso que existia...).

Aos meus amigos da república em que moro, Derico e Gustavo Caufield, e ao Noboru, Danis e Schindler pelos incentivos ao longo do mestrado.

À minha mãe, Maria de Fátima e aos meus irmãos, Cassinha, Guida, Aninha, Beto e Rogério. Sem a ajuda e o apoio das minhas três irmãs não teria nem conseguido vir fazer a graduação em São Paulo.

À CNPq pela bolsa de Mestrado nos dois primeiros anos do curso e ao pessoal da Seção de Pós-graduação, especialmente a Valéria Lourenção, pela ajuda nos prazos para a defesa.

ÍNDICE ANALÍTICO

INTRODUÇÃO	6
Capítulo 1 - RESENHAS TEÓRICA E EMPÍRICA	8
1.1. Introdução	8
1.2. O efeito Fisher no mundo	12
1.3. O efeito Fisher no Brasil	36
Capítulo 2 - ASPECTOS TEÓRICOS DO EFEITO FISHER COM INCERTEZA	45
Capítulo 3 - TEORIA ECONOMETRICA E RESULTADOS EMPÍRICOS	55
3.1. Esboço da metodologia	55
3.2. Os dados	57
3.2.1. Taxa de inflação	57
3.2.2. Taxa de juros nominal	58
3.2.3. Consumo	60
3.3. Estimação	62
3.3.1. Testes de raiz unitária	62
3.3.2. Modelos GARCH multivariados	75
3.3.3. Cointegração	99
3.3.4. Contribuições futuras	104
CONCLUSÃO	126
BIBLIOGRAFIA	128

INTRODUÇÃO

Desde os estudos de Fisher (1896,1986)¹ a relação entre juros nominais e expectativa de depreciação da moeda aparece como um dos mais estudados tópicos da macroeconomia moderna. Saber qual a magnitude de resposta dos juros nominais à variação da expectativa da inflação² é importante para se saber o grau de redistribuição de poder de compra entre credores e devedores de uma economia. Por exemplo, se a resposta dos juros nominais é menor do que um isso será prejudicial aos credores pois implicará em uma taxa de juros real menor do que a esperada. No caso de um efeito maior do que um ocorre o contrário para os credores. Dessa maneira, a teoria fisheriana indica que a relação entre juros nominais e inflação seja de um para um, ou seja, que as perdas ou ganhos dos agentes sejam insignificantes ante as variações da expectativa de inflação.

Mas pode ocorrer que em situações de incerteza inflacionária os agentes venham a cobrar uma taxa de juros nominal maior do que se não considerasse esse risco. A idéia baseia-se no artigo de Lucas (1978) que introduziu a análise do CAPM com consumo e refere-se à sensibilidade do agente perante movimentos da taxa de inflação e do consumo. Por exemplo, se o agente acha que seu consumo vai cair no futuro e ao mesmo tempo também acha que a inflação irá subir ele pede uma taxa de juros maior para compensar a perda no consumo e na riqueza. Ou seja, ele teria um consumo menor, uma riqueza real menor (advinda do aumento da inflação) mas, em compensação, a taxa de juros nominal pedida sobre o título seria maior. Assim, o título nominal serve como um *poor hedge* contra flutuações não-antecipadas do consumo.

Assim, o objetivo da presente dissertação é medir o grau de incerteza nas taxas de juros no Brasil e identificar qual o grau de efeito Fisher existente, ou seja, se podemos considerar que a relação entre inflação e juros é de um para um ou não. Para isso, vamos considerar cinco taxas de juros diferentes, quais sejam, o overnight, o CDB, o capital de giro, o desconto de duplicata e a taxa de juros cobrada sobre os títulos estaduais no período que vai de janeiro de 1975 a setembro de 2000. A análise econométrica foi feita através de testes de

¹ Segundo Dimand (1999), a relação denominada de equação de Fisher já era estudada desde 1740 através dos trabalhos de William Douglass sobre a evolução da moeda nas colônias britânicas na América do Norte. Em *Appreciation and Interest* (1896) Fisher reconhece o trabalho pioneiro de Douglass.

² Ou o contrário, como preconizado por Fama (1975).

cointegração sobre as equações estruturais modeladas e os resultados obtidos no trabalho indicam que o risco associado a cada uma das taxas analisadas é significativo e maior no período que vai até 1994 do que quando consideramos o período completo até 2000, ou seja, incorporando a estabilização inflacionária trazida pelo Plano Real. Vale dizer que os resultados obtidos são o início de um estudo mais aprofundado que venha a incorporar as diversas quebras estruturais nas séries analisadas. Até o momento, não há nada sobre o assunto na literatura econométrica e ao final do trabalho discutiremos os estudos futuros que podem ser feitos.

A dissertação está dividida da seguinte forma. No primeiro capítulo, apresentamos uma resenha teórica e empírica dos resultados alcançados na literatura sobre efeito Fisher, tanto no Brasil quanto no mundo. Priorizaremos os estudos mais modernos que tratam do risco na análise da equação de Fisher e do uso de cointegração na parte econométrica. O segundo capítulo apresenta o modelo teórico utilizado no restante do trabalho. O capítulo três apresenta a metodologia econométrica bem como os resultados obtidos. Por fim, concluiremos.

Capítulo 1 - RESENHAS TEÓRICA E EMPÍRICA

1.1. Introdução

As primeiras estimativas e elucubrações teóricas modernas a respeito do efeito Fisher datam da primeira metade do século e, como não poderia ser diferente, foram feitas por quem dá o nome à relação, Irving Fisher³. Sua hipótese era de que a taxa de juros nominal entre t e $t+1$ excede a taxa de juros real entre t e $t+1$ pela taxa esperada de aumento dos preços entre t e $t+1$, ou seja⁴,

$$i_t = r_t + \pi_t^e \quad (1)$$

A impressão inicial de Fisher (1986) é de que havia uma relação *pari passu* entre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação nos Estados Unidos e na Inglaterra, o que é inferido da análise gráfica dessas duas variáveis. Assim, Fisher (1986:249) nos diz que “quando a variação da taxa de preços cai de um período para o seguinte, a taxa de juro monetária geralmente cai, e quando a variação da taxa de preço se eleva, a taxa de juro normalmente também se eleva”. Um estudo mais aprofundado⁵ desses números levou Fisher a não achar nenhuma relação significativa contemporânea entre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação. Ao contrário, há uma defasagem significativa entre essas variáveis. Em suas palavras, “quando os preços começam a se elevar, o juro monetário é dificilmente afetado. É necessário o efeito cumulativo de uma alta, duradoura ou de uma alta acentuada de preços, para produzir um claro avanço na taxa de juro” (Fisher, 1986:253). Em outras palavras, a taxa de juros nominais, hoje, é reflexo de mudanças passadas da taxa de inflação, o que é, de certa forma, um prenúncio da idéia de expectativas adaptativas, muito cara aos pesquisadores desse tema na década de 70. Para os propósitos de nosso estudo vale reconhecer a importância dada por Fisher à análise do risco no estudo das causas dos

³ Como dissemos na nota 1, a idéia que Fisher desenvolveu já era conhecida desde o século 18.

⁴ Na verdade, a equação correta é dada por $(1 + i_t) = (1 + \pi_{t+1}^e)(1 + r_t)$, mas em situações de baixa inflação a equação (1) pode ser considerada uma aproximação. No caso do Brasil, o efeito cruzado $(r_t * \pi_{t+1}^e)$ foi relevante até o início do Plano Real, quando a inflação caiu para patamares comparados ao mundo civilizado. Também costuma-se supor que a taxa de juros nominal embute uma taxa marginal de imposto, o que faria com a taxa de juros aumentasse de mais de um para cada aumento unitário da inflação esperada.

⁵ Fisher usou técnicas de correlação defasada no tempo para estudar esses efeitos.

movimentos na taxa de juros. Apesar desse reconhecimento, Fisher deixa de lado esse problema devido às dificuldades matemáticas e empíricas de estudá-la naquela época.

Após várias décadas sem novas pesquisas⁶, Sargent (1969) e Gibson (1970) retomaram o estudo do efeito Fisher lançando uma nova frente de pesquisa na década de 70 e primeira metade da de 80. De fato, vários economistas⁷ passaram a estudar essa relação chegando a resultados, geralmente, favoráveis à relação de Fisher. Apesar dessa corroboração, três problemas podem ser arrolados contra esses estudos.

Uma primeira dificuldade, de caráter teórico, refere-se ao tratamento dado à incerteza nesses modelos. Estes apresentavam modelos determinísticos onde a estimação da equação (1) era o objetivo e não se supunha nenhuma estrutura que levasse em conta a incerteza inflacionária. Grauer e Litzenberger⁸ (GL) (1980) foram alguns dos primeiros a mostrar que a relação de Fisher como mostrada na equação (1) somente vale quando o prêmio de risco da inflação for igual a zero. Usando um modelo de equilíbrio *à la* Arrow, baseado em títulos contingentes por estado (*state-contingent claims*), os autores mostram que em situações de incerteza o efeito Fisher pode ser caracterizado da seguinte forma:

$$R_n = R_r \left[E[\tilde{I}^{-1}] - \frac{\text{cov}[-\tilde{V}_a', \tilde{I}^{-1}]}{E[\tilde{V}_a']} \right]^{-1} \quad (2)$$

Assim, em equilíbrio de mercado com incerteza, um mais a taxa nominal de juros (R_n) é igual a um mais a taxa de juros real (R_r) dividido por um ajustamento para a inflação. Esse ajustamento é igual ao valor esperado do deflator de preços (o inverso do índice de preços) menos um prêmio de risco pela inflação. Esse prêmio, o segundo termo entre colchetes, é proporcional à covariância entre a utilidade marginal social da riqueza real ($\tilde{V}_a'$) e o *payoff* real do título nominal (ou seja, o deflator agregado de preços ou poder de compra da moeda). A equação (2) mostra que a incerteza pode ou aumentar ou diminuir a taxa de juros nominal, dependendo do termo de covariância ser positivo ou negativo. Especificamente, a incerteza inflacionária aumenta a taxa de juros nominal se a covariância entre a utilidade

⁶ Tobin (1965) e Mundell (1963) também pesquisaram a relação entre juros e inflação mas seus estudos não buscavam estimar uma relação como a apresentada na equação (1).

⁷ Dentre os inúmeros estudos teóricos e empíricos dessa época, vale destacar os de Sargent (1972,1973), Sargent et al. (1975), Fama (1975), Gandolfi (1976), Friedman (1978), Levi e Makin (1979) e Summers (1983).

⁸ Fama e Farber (1979) e Benninga e Protopapadakis (1983) também investigaram a incerteza na relação de Fisher mas apenas estes últimos a trataram de forma direta.

marginal da renda e o poder de compra da moeda for negativa. Em outras palavras, a taxa de juros nominal sobe quando, por exemplo, períodos de baixo consumo são acompanhados de inflação elevada. Nesse caso, a inflação elevada corrói o retorno real do título nominal precisamente quando o investidor, sofrendo de baixo crescimento do consumo, sente esta perda mais fortemente. Para compensar esse risco extra ele exige uma taxa de juros nominal maior. Para entender melhor a função desse prêmio de risco no modelo de GL e suas possíveis aplicações, vale a pena comentar um resultado de política monetária interessante a que os autores chegam.

A autoridade monetária pode alterar a relação entre taxas de juros nominais e taxas de juros reais não somente através da inflação esperada mas também através da relação entre inflação esperada e utilidade marginal social da riqueza. A idéia é que uma quantidade diferente de moeda pode existir em cada estado futuro e, assim, um nível de preço absoluto diferente pode existir também. O prêmio de risco da inflação surge, dessa forma, da maneira que a autoridade monetária escolhe para alterar a quantidade de moeda emitida em estados futuros da economia. Supondo que essa economia seja regida pela equação quantitativa e que a velocidade da moeda seja constante, mudanças na proporção da quantidade nominal de moeda em relação à riqueza real agregada devem alterar o nível de preços agregado. Uma política discricionária que mantenha essa relação constante pode ser caracterizada como uma política que eliminaria o risco inflacionário e manteria o nível de preços constante ao longo dos diversos estados. Ao contrário, uma política de regras monetárias poderia fazer com que a relação entre moeda e riqueza não fosse necessariamente constante, levando a um aumento da expectativa inflacionária e, por conseguinte, elevando a taxa de juros cobrada sobre os títulos nominais⁹. O resultado alcançado por GL na equação (2) é semelhante ao que vamos apresentar no capítulo seguinte, mas utilizaremos uma estrutura mais simples baseada em *cash-in-advance* que permite que se estime a relação empiricamente.

Um segundo problema refere-se ao método de estimação utilizado. Com o desenvolvimento das técnicas de raiz unitária e cointegração nas décadas de 70 e 80, os resultados até aquele momento ficaram sujeitos a críticas quanto ao método de estimação. Como se sabe, utilizar

⁹ Essa teoria seria útil para explicar a elevação da taxa de juros americana entre 1979 e 1982 quando uma política de regras monetárias foram implementadas no país e as taxas de juros atingiram patamares nunca alcançados antes.

OLS (*ordinary least squares*) em séries não estacionárias pode levar a resultados espúrios¹⁰ e a quase totalidade dos trabalhos até meados da década de 80 utilizaram OLS para suas estimativas. Sabidamente, nesses casos a estatística *t* não converge para distribuições bem definidas. Além disso, o estimador não é consistente e o *R*² não pode ser interpretado como uma boa medida de ajuste (*goodness of fit*).

Regredir por OLS não seria problema se as séries de inflação e juros nominais fossem estacionárias. Entretanto, Nelson e Plosser (1982) mostraram que a taxa de juros nominal possui uma raiz unitária e a inflação é estacionária, o que invalidaria os resultados baseados em OLS e até mesmo não seria possível testar cointegração, já que esta pressupõe que as séries devem ser não estacionárias¹¹. E com base nesses resultados, Rose (1988) mostrou que a taxa de juros real nos Estados Unidos apresenta uma raiz unitária, resultado esse que seria contestado posteriormente, mas que reiniciou a discussão do efeito Fisher sobre bases econométricas mais robustas.

Por último, uma questão diretamente relacionada ao problema anterior. Em alguns trabalhos do final dos anos 70 e começo dos anos 80 buscou-se destacar os efeitos de curto e longo prazo existentes na relação de Fisher. Num artigo clássico, Summers (1983) mostra, através de um modelo macro de equilíbrio geral *à la* Sargent (1979), que não há razões para que o efeito Fisher exista no curto prazo. Isso porque em modelos de curto prazo a taxa de juros nominal e a taxa de inflação são determinadas endogenamente e seus movimentos são acionados por choques de demanda e/ou liquidez que levam a resultados distintos da relação de Fisher clássica. Por exemplo, suponha um choque de demanda agregada representada por um aumento nos gastos do governo. A curva IS se deslocaria para a direita aumentando a taxa de juros e o produto. Isso levaria a preços crescentes e aumento da expectativa inflacionária. A queda resultante nos encaixes monetários reais aumenta a taxa de juros ainda mais. Esse movimento continua até que o produto volte para seu nível de equilíbrio. Contudo, nesse ponto o sistema não está em equilíbrio porque as expectativas inflacionárias se tornaram positivas. Isso leva a um *overshooting* do sistema, gerando queda do produto, inflação e juros. O sistema oscila para um equilíbrio final sem inflação, um nível de preços e taxa de juros maiores e um estoque de capital reduzido. Durante todo esse

¹⁰ Um resultado demonstrado por Granger e Newbold (1974) e posteriormente desenvolvido por Phillips (1986).

¹¹ Se estivermos falando de apenas duas séries. No caso de três séries ou mais é possível testar se existe cointegração mesmo que uma delas seja estacionária, mas as outras não.

processo a taxa de juros real *não* permaneceu constante, tendo aumentado ou diminuído de acordo com os movimentos da inflação e dos juros.

Como outro exemplo, suponha um choque de preferência pela liquidez causado por um aumento do estoque de moeda. Inicialmente, a curva LM desloca-se para a direita e a taxa de juros nominal cai enquanto os preços começam a subir. Subseqüentemente, o aumento dos preços leva a uma queda da demanda por moeda e, conseqüentemente, a um declínio da inflação e um aumento da taxa de juros. O equilíbrio final se dá nos juros e produto iniciais, com um nível de preço maior. Ao longo do caminho de equilíbrio percebemos que há momentos em que há uma relação inversa entre a taxa de juros nominal e a inflação.

O resultado desse exercício é que o efeito Fisher não se observa no curto prazo. Entretanto, no longo prazo, com uma taxa de inflação de *steady state* sempre igual ao seu valor esperado e um estoque de capital constante, a relação de Fisher passa a valer de um para um, descontados os impostos cobrados sobre os títulos nominais¹².

O problema da análise de Summers é que a estimação empírica é feita utilizando a idéia de *band-spectrum regression* de Engle (1974). Como notado por Garcia (1991), esse tipo de regressão sofre problemas de inconsistência da estimação dos parâmetros, o que nos leva, novamente, ao segundo problema levantado anteriormente. Mas se a análise por *band-spectrum regression* não é capaz de sanar os problemas de inconsistência, há a possibilidade de se usar técnicas de cointegração que permitam distinguir o que é longo do que é curto prazo através de modelos de correção de erros e decomposição da variância, tópicos que serão abordados no capítulo empírico.

1.2. O efeito Fisher no mundo

Em vista dos problemas apontados acima, principalmente em relação ao segundo, novos trabalhos sobre o efeito Fisher foram realizados a partir do final da década de 80 tentando sanar alguns dos percalços anteriores. Curiosamente, o número de dezembro de 1988 do *The Journal of Finance* trouxe dois trabalhos seguidos que, individualmente, inovaram nas abordagens do efeito Fisher até então utilizadas.

¹² O resultado teórico que Summers alcança é de uma relação de 1,3 entre os juros nominais e a inflação considerando os impostos. Sem estes a relação fica em aproximadamente 1. Vale notar que para chegar a esse resultado Summers assumiu que o consumo é inelástico à taxa de juros.

O primeiro, Rose (1988), baseou-se num modelo de *consumption-based capital asset pricing* (CCAPM) à la Hansen e Singleton (1983). Nesse modelo, os consumidores detêm ativos que rendem dividendos de forma a maximizar a utilidade esperada num horizonte infinito. Supõe-se que a função utilidade seja de aversão relativa ao risco constante (CRRA) e que os consumidores possuem uma restrição orçamentária intertemporal de forma que a renda de seus ativos se equilibre com os gastos de consumo e os ativos para poupança futura. Dessa forma, os consumidores resolvem o seguinte problema:

$$\max_{x_t} E_t \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \frac{c_{t+\tau}^{\alpha+1}}{\alpha+1} \right], \quad \alpha < 0, \quad (3)$$

sujeito a

$$p_{it} x_{it} + c_t = (p_{it} + d_{it}) x_{it} \quad (4)$$

onde E_0 denota a esperança matemática condicional à informação no tempo 0, β é a taxa de preferência no tempo, c_t denota o consumo em t , p_{it} é o preço do dividendo do ativo i em t , x_{it} é a participação do ativo i detido em t e d_{it} é o dividendo do ativo i no tempo t . A equação de Euler de primeira ordem resultante da maximização de (3) é

$$E_t \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\alpha} r_{it+1} \right] = 1 \quad (5)$$

$$r_{it+1} = (p_{it+1} + d_{it+1}) / p_{it} \quad (6)$$

Tomando o logaritmo da equação (5) chegamos a uma forma análoga ao resultado de Hansen e Singleton (1983):

$$E_t(\log(\beta(c_{t+1}/c_t)^\alpha r_{t+1})) = 0$$

$$= \log \beta + \alpha E_t(\log(c_{t+1}/c_t)) + E_t(\log(r_{t+1})) \quad (7)$$

Suponha que a taxa de crescimento do consumo e a taxa de juros de curto prazo sejam representadas por um processo de médias móveis de ordem infinita:

$$\log(c_t/c_{t-1}) = \mu_c + \psi_0 \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \mu_c + \psi_0 \varepsilon_t + \psi(L) \varepsilon_{t-1},$$

$$\log(r_{it}) = \mu_{ir} + \lambda_{i0} \eta_{it} + \lambda_{i1} \eta_{it-1} + \dots = \mu_{ir} + \lambda_{i0} \eta_{it} + \lambda_i(L) \eta_{it-1}, \quad (8)$$

onde ambos $\{\varepsilon_t\}$ e $\{\eta_t\}$ são ruídos brancos. Combinando (7) e (8) teremos:

$$-\log \beta - \alpha \mu_c - \mu_{ir} = \alpha \psi(L) \varepsilon_t + \lambda_i(L) \eta_{it}, \quad (9)$$

de forma que

$$\alpha \psi(L) \varepsilon_t = -\lambda_i(L) \eta_{it} \quad (10)$$

Assim, para que o CCAPM seja válido os correlogramas dos retornos reais dos ativos deveriam ser iguais (salvo o fator de proporcionalidade α) ao correlograma da taxa de crescimento do consumo. Os resultados estimados para a equação (10) mostram que a taxa de juros real americana possui uma raiz unitária enquanto a taxa de crescimento do consumo é estacionária. Isso invalidaria o CCAPM, já que o modelo prevê que a estrutura estocástica das duas séries seja semelhante. Da mesma forma, uma das hipóteses do efeito Fisher tradicional também é violada já que se supunha que a taxa de juros real fosse constante enquanto a taxa de inflação e a taxa de juros nominal variariam de um para um. Essa é uma hipótese de neutralidade, ou seja, as variáveis nominais não têm efeitos nas variáveis reais. Mas o que se observa pelos resultados de Rose é que a expectativa da taxa de inflação é estacionária e movimentos da taxa de juros reais impactam diretamente na taxa nominal.

É preciso ficar claro que o objetivo de Rose nesse estudo não era estimar a relação de Fisher, mas sim testar a validade do CCAPM partindo do resultado empírico de que as

taxas de juros nominal e real possuíam uma raiz unitária. Mesmo sem querer estimar a relação diretamente, Rose abriu a discussão se de fato a taxa de juros real possuía uma raiz unitária ou não. Entretanto, o resultado de que a expectativa da taxa de inflação não possui uma raiz unitária está equivocado, no caso dos dados usados por Rose. Essa rejeição se deve ao fato de que Rose usou os valores críticos de Dickey-Fuller (1979,1981) para fazer suas inferências. Com efeito, Schwert (1987) e Mishkin (1992) apresentam resultados de Monte Carlo que usam uma distribuição correta para amostras pequenas e o resultado é o oposto do encontrado por Rose. Da mesma forma, Lai (1997) utiliza uma modificação do teste de Dickey-Fuller baseado no trabalho de Elliot et al. (1996) para mostrar que as taxas de juros reais *ex-ante* dos *Treasury bills* e dos *commercial papers* nos Estados Unidos são estacionárias.

O segundo artigo, apresentado no mesmo número e sem tanta repercussão quanto o primeiro, foi a primeira tentativa de estimar empiricamente a relação de Fisher com incerteza. Shome, Smith e Pinkerton (1988) utilizam uma estrutura de expectativas racionais como em Lucas (1978) e semelhante a Hansen e Singleton (1983) para estimar o efeito Fisher para os Estados Unidos no período de junho de 1971 a dezembro de 1984. Para inserir incerteza no modelo eles supõem que a taxa de crescimento do consumo e a taxa de crescimento do poder de compra¹³ (o inverso da taxa de inflação) são distribuídas lognormalmente, o que permite que a covariância entre essas duas variáveis apareça no modelo. Aqui se apresenta a grande diferença entre esses autores e os estudos anteriores¹⁴. Antes se supunha, numa estrutura *ad hoc*, que a incerteza inflacionária era responsável pelo prêmio de risco. O que se percebe com o modelo de Shome et alli é que é a covariância entre a taxa de crescimento do produto real (ou do consumo) e a taxa de crescimento do poder de compra é que deve ser entendida como prêmio de risco¹⁵.

Apesar da introdução do conceito de incerteza de uma forma que pode ser estimada, os autores não utilizaram as técnicas econométricas adequadas para corroborar sua teoria. Para

¹³ Usa-se o poder de compra ao invés da taxa de inflação por dois motivos. O primeiro é que, como discutido por Fama (1976), o que interessa para o investidor é a variação do poder de compra da moeda e não a taxa de inflação em si. Em segundo lugar, sob incerteza o valor esperado da taxa de inflação não é igual ao inverso do valor esperado da taxa de poder de compra. Isso ocorre devido à desigualdade de Jensen que será discutida no capítulo seguinte.

¹⁴ Como Barnea, Dotan e Lakonishok (1979), por exemplo. Este artigo se assemelha em grande parte ao artigo de Grauer e Litzenberger (1980) comentado anteriormente.

¹⁵ No capítulo seguinte esse modelo será mais bem explicado e serão feitas outras extensões aos resultados dos autores.

estimar as variâncias e as covariâncias necessárias eles supuseram de forma *ad hoc* que o logaritmo da taxa de inflação é uma função de um conjunto de variáveis defasadas que incluem a inflação, a taxa de crescimento da oferta monetária, a taxa de mudança salarial e a taxa de crescimento do deflator de preços de importação. Para a taxa de crescimento do consumo eles supuseram-na como função da taxa de crescimento do consumo defasado e da taxa de juros defasada. Como forma de estimar essas equações, eles usaram a técnica de *rolling regression*, que consiste em estimar uma regressão para um período de t a $t+n$, depois de $t+1$ a $t+n+1$ e assim por diante. Como era necessário estimar os segundos momentos, eles utilizaram um SUR (*seemingly uncorrelated regression*) e a cada estimação eles calculavam a matriz de variância-covariância. Seus resultados indicam a existência desse prêmio de risco, além de apoiar a hipótese de que os participantes no mercado de *T-bills* são avessos ao risco.

Mas a estimação por SUR também sofre problemas de inconsistência quando existem variáveis não estacionárias. Mesmo assim, os autores não se preocuparam em investigar a estacionariedade de cada uma das variáveis usadas para estimar o modelo, a não ser numa nota de rodapé em que eles apresentam estatísticas de Durbin-Watson para indicar o alto grau de autocorrelação das variáveis. Sabidamente, essas estatísticas não captam corretamente a estacionariedade ou não das séries e os resultados obtidos pelos autores acabaram por ficar comprometidos.

Outro trabalho que segue a linha de Shome et al. é o de Chan (1994). Como no modelo anterior, Chan supõe que “se a inflação é correlacionada com oportunidades de consumo real, então os preços dos ativos nominais sem risco deveriam também refletir um prêmio por esse risco de covariabilidade inflacionária “sistemática”. Nesse sentido, o comportamento da taxa de juros reflete não apenas a inflação futura mas também o risco inflacionário prospectivo” (Chan, 1994:69,70). O autor estima por GMM (Método dos Momentos Generalizados) a seguinte equação:

$$\begin{aligned}
 -\ln B_j(t) + E_t[\ln Q(t+j) - \ln Q(t)] = & \delta_j - (1-\gamma)[\phi_s - \phi_s] - \frac{\gamma^2}{2} \text{var}_t\{\ln C(t+j) - \ln C(t)\} \\
 + \gamma E_t[\ln C(t+j) - \ln C(t)] - & \frac{1}{2} \text{var}_t\{\ln Q(t+j) - \ln Q(t)\} + \gamma \text{cov}_t\{\ln C(t+j) - \ln C(t), \ln Q(t+j) - \ln Q(t)\}
 \end{aligned} \tag{11}$$

onde $\text{var}_t \{ \ln C(t+j) - \ln C(t) \}$ é a variância condicional do crescimento do consumo; $\text{var}_t \{ \ln Q(t+j) - \ln Q(t) \}$, a variância condicional do crescimento do poder de compra; e $\text{cov}_t \{ \ln C(t+j) - \ln C(t), \ln Q(t+j) - \ln Q(t) \}$, a covariância condicional entre o crescimento do consumo e o crescimento do poder de compra¹⁶.

Para estimar os termos de risco que não são diretamente observados, Chan segue o trabalho de Pagan e Ullah (1988) e supõe que as expectativas são formadas racionalmente, de forma que os valores realizados difiram das expectativas condicionais por um termo de erro que é imprevisível, dada as informações disponíveis pelos investidores. Assim, define-se

$$u_{C_j}(t+j) = \ln C(t+j) - \ln C(t) - E_t[\ln C(t+j) - \ln C(t)]$$

$$e \quad (12)$$

$$u_{Q_j}(t+j) = \ln Q(t+j) - \ln Q(t) - E_t[\ln Q(t+j) - \ln Q(t)]$$

que podem ser entendidos como os erros j passos a frente na previsão do crescimento do consumo e no crescimento do poder de compra, respectivamente, percebidas no tempo $t+j$ e baseados em informações conhecidas aos investidores no tempo t . Além disso,

$$\text{var}_t \{ \ln C(t+j) - \ln C(t) \} = E_t[u_{C_j}^2(t+j)] \quad (13)$$

$$\text{var}_t \{ \ln Q(t+j) - \ln Q(t) \} = E_t[u_{Q_j}^2(t+j)]$$

$$e \quad \text{cov}_t \{ \ln C(t+j) - \ln C(t), \ln Q(t+j) - \ln Q(t) \} = E_t[u_{C_j}(t+j)u_{Q_j}(t+j)] \quad (14)$$

Pelas equações acima podemos rescrever a equação (11) da seguinte forma:

$$\begin{aligned} -\ln B_j(t) + \ln Q(t+j) - \ln Q(t) = & \delta_j - (1-\gamma)\Theta_s D(t+j) - \frac{\gamma^2}{2} u_{C_j}^2(t+j) + \gamma [\ln C(t+j) \\ & - \ln C(t)] - \frac{u_{Q_j}^2}{2}(t+j) + \gamma u_{C_j}(t+j)u_{Q_j}(t+j) + \varepsilon_j(t+j), \end{aligned} \quad (15)$$

¹⁶ O modelo que gera essa equação é semelhante ao de Rose (1988) e ao que iremos apresentar no próximo capítulo. As demais variáveis da equação são parâmetros (B_j) ou componentes sazonais incorporados ao modelo.

onde Θ_s' é um vetor linha contendo os parâmetros de mudança sazonal que são identificados e $D(t+j)$ é um vetor de coluna de variáveis *dummies* sazonais. Nesses modelos os termos $u_{Cj}(t+j)$ e $u_{Qj}(t+j)$ são medidos como os erros de modelos de séries de tempo estimados para o crescimento do consumo e do poder de compra da moeda. O termo $\varepsilon_j(t+j)$ representa as inovações nas duas variáveis, bem como os erros de medida nos termos de risco. De acordo com o artigo de Pagan e Ullah (1988) a equação (15) pode ser estimada em dois passos. Primeiro, modelos de séries de tempo para o crescimento do consumo e o crescimento do poder de compra são estimados e os erros de previsão *out-of-sample* são substituídos no lugar de u_{Cj} e u_{Qj} . O segundo passo envolve estimar a equação (15) por GMM, já que, como os regressores possuem erros de medida, variáveis instrumentais devem ser usadas para estimação.

Os resultados alcançados pelo autor indicam que existe uma relação estatisticamente válida entre o risco de covariabilidade e as taxas de juros de maturidade de 3, 6 e 12 meses nos Estados Unidos. Apesar da magnitude do prêmio ser baixa, essa relação foi corroborada por diversos testes de diagnóstico, o que implica que a equação de Fisher ainda é válida, mas que deve-se considerar um pequeno termo de risco.

Um modelo semelhante ao de Chan, mas que incorpora *taste shocks* na utilidade, é utilizado por Evans e Watchel (1992). Além de considerar a estimação por parâmetros fixos, eles usam regressão não-linear com filtro de Kalman para estimar parâmetros variáveis no tempo. Os resultados obtidos indicam não só que o prêmio de risco é insignificante como também que o efeito Fisher não é relevante.

Dois outros trabalhos apresentam resultados diferentes também para os Estados Unidos. Ireland (1996), por exemplo, baseou-se no modelo de Lucas (1978)¹⁷ para identificar o prêmio de risco cobrado sobre a taxa de juros de longo prazo (10 anos). Com efeito, o modelo de Lucas indica que movimentos nos rendimentos dos títulos de longo prazo irão refletir mudanças nas expectativas inflacionárias se, e somente se, as taxas de juros reais de longo prazo forem estáveis e o prêmio de risco for pequeno. A idéia é identificar quais fatores impactam na taxa de juros de longo prazo e dar suporte a política do Federal Reserve (Fed) de usar os títulos de longo prazo como indicadores das expectativas inflacionárias. Seus resultados indicam que, de fato, a taxa de juros real de longo prazo é

estável e o prêmio de risco é bem pequeno, o que justificaria a política do Fed em usar esses títulos como indicadores de inflação esperada.

Com um modelo semelhante ao anterior, Sarte (1998) busca identificar se a equação de Fisher tradicional (equação (1)) pode valer num ambiente estocástico. Da mesma forma, o autor busca identificar se o prêmio de risco é significativo ou não para causar algum impacto nas taxas de juros nominais. Os resultados mostram, como antes, que esse prêmio é insignificante para o período de 1955 a 1996 e que, embora a equação de Fisher não valha teoricamente num mundo estocástico, ela pode valer como uma aproximação adequada na prática.

Devido ao prêmio de risco praticamente não existir para as taxas de juros americanas, os trabalhos que buscaram identificar a relação de Fisher para esse país ignoraram sistematicamente qualquer termo de incerteza na equação. Mas se esses trabalhos corroboravam a equação de Fisher tradicional, o mesmo não podemos dizer sobre outros trabalhos realizados para os EUA e outros países. Há uma grande diversidade de resultados que impedem uma conclusão definitiva sobre a existência da equação de Fisher nesses países¹⁸.

Mishkin (1992), por exemplo, estimou uma equação de Fisher para os Estados Unidos e detectou a existência de um efeito Fisher de longo prazo, mas não de curto prazo. Para chegar a tal resultado, Mishkin primeiro testou as variáveis de inflação e taxa de juros nominais de 1 e 3 meses para a existência de raiz unitária ou não¹⁹. Utilizando testes ADF (Dickey-Fuller aumentado), ele detectou a presença de raiz unitária nas duas variáveis para quatro períodos de tempo diferentes: entre janeiro de 1953 e dezembro de 1990; janeiro de 1953 e outubro de 1979; novembro de 1979 e outubro de 1982 e; novembro de 1982 a

¹⁷ Que, por sua vez, é semelhante ao modelo de Rose (1988) apresentado anteriormente.

¹⁸ Somente serão analisados os trabalhos que utilizaram técnicas econométricas modernas pois, como afirmamos anteriormente, não havia uma preocupação em identificar possíveis problemas de não-estacionariedade nas séries nos trabalhos até o início dos anos 80

¹⁹ Antes de testar a existência de raiz unitária, Mishkin regrediu por OLS a taxa de juros nominal contra a taxa de inflação e uma constante. Nas suas simulações de Monte Carlo, Mishkin descobriu que o valor crítico correto a 5% da estatística t é 14 para o período amostral completo e 20 para o sub-período 1953-1979, por exemplo. Assim, o potencial para ocorrer uma regressão espúria entre as duas variáveis é bem alto. Valkanov (1999) provê resultados econométricos teóricos para os resultados alcançados por Mishkin.

dezembro de 1990. A divisão entre esses períodos é devido à existência de quebras de regime monetário em outubro de 1979 e outubro de 1982²⁰.

Como as séries possuíam raízes unitárias, Mishkin optou por testar a presença de cointegração entre as variáveis através do método de Engle e Granger (1987). Assim, o autor estimou por OLS a seguinte equação²¹:

$$\pi_t = \alpha + \beta i_t + \eta_t \quad (16)$$

Em seguida, o autor usou os testes t de Dickey-Fuller e Z_t e Z_α de Phillips (1986) para testar a presença de raízes unitárias nos resíduos da regressão. Seus resultados indicam uma forte presença de raiz unitária e, portanto, do efeito Fisher, apenas para a amostra completa e para o período pré-outubro de 1979. A fraca observância de cointegração no período posterior pode se dar pelo baixo poder do teste de raiz unitária para amostras pequenas, mas o autor não investiga além disso.

Para testar a presença de um efeito Fisher de curto prazo, Mishkin estima a seguinte equação:

$$E_t[\pi_t] - E_t[\pi_{t-1}] = \alpha + \beta(i_t - i_{t-1}) + \mu_t \quad (17)$$

²⁰ Huizinga e Mishkin (1986) mostram que a decisão do Fed de aumentar a ênfase da política monetária no controle do M1 foi acompanhado por um aumento do nível e da variabilidade da taxa de juros real esperada e um declínio na força do efeito Fisher, resultado esse confirmado por Mishkin (1992).

²¹ Essa equação é diferente da equação (1) pois ela inverte os componentes da relação. Segundo Mishkin (1992) e Fama (1975) a correlação do nível da taxa de juros e a inflação esperada é examinada ao testar a significância de β_m na seguinte regressão:

$$E_t[\pi_t^m] = \alpha_m + \beta_m i_t^m + u_t^m \quad (*)$$

onde $E_t[\cdot]$ é a expectativa condicional a toda informação disponível no tempo t. Sob expectativas racionais, a taxa de inflação futura percebida pode ser escrita como

$$\pi_t^m = E_t[\pi_t^m] + \varepsilon_t^m$$

onde o termo ε_t , o erro de previsão da inflação, é ortogonal a qualquer informação conhecida no tempo t, o que inclui i_t^m . Combinando essas duas equações resulta na equação (16) no qual o termo de erro η_t iguala $\varepsilon_t + u_t$. Como u_t é ortogonal a i_t por construção e ε_t é também ortogonal a i_t sob expectativas racionais, o termo de erro η_t em (16) é também ortogonal a i_t e uma estimativa de β_m por OLS na equação (16) é uma estimativa consistente de β_m na equação (*).

Novamente, como a equação não é estimável, substitui-se o termo de inflação esperada por $\pi_t = E_t[\pi_t] + \varepsilon_t$ onde ε_t é ortogonal a qualquer informação disponível no tempo t sob expectativas racionais. Essa substituição resulta em:

$$\Delta\pi_t = \alpha + \beta\Delta i_t + \eta_t \quad (18)$$

onde

$$\eta_t = u_t + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} \quad (19)$$

A presença de ε_{t-1} no termo de erro significa que o termo de erro pode ser correlacionado com a variável explicativa Δi_t em (18) já que expectativas racionais não excluem a correlação com ε_{t-1} e informações conhecidas no tempo t , como Δi_t . Assim, Mishkin utiliza mínimos quadrados de dois estágios com instrumentos conhecidos apenas em $t-1$. O resultado, nesse caso, é sensivelmente diferente do de longo prazo. Para todos os períodos de tempo os números estimados para β vão de -1.0117 a 1.7465 , sendo não significativos na maioria das vezes. A conclusão é de que mudanças nas taxas de juros de curto prazo podem afrouxar ou apertar a política monetária enquanto mudanças na taxa de longo prazo apenas refletem mudanças na expectativa de inflação^{22,23}.

Usando as mesmas técnicas do artigo de 1992, Mishkin e Simon (1994) estimam a relação de Fisher para a Austrália para o período que vai de 1962:III a 1993:IV. Suas evidências são semelhantes às dos EUA, ou seja, indicam a presença de um efeito Fisher de longo prazo, mas não de curto prazo.

²² Evans (1998) chega a resultados contraditórios como Mishkin. Com efeito, em seu estudo sobre os mercados de títulos indexados no Reino Unido, Evans identifica uma correlação negativa entre a inflação esperada e o rendimento real dos títulos (efeito Mundel-Tobin). Em seus cálculos ele supôs expectativas racionais e a inflação esperada foi considerada idêntica à realizada. Utilizando um *survey* da expectativa da taxa de inflação construída pela Barclay, o resultado mostra-se oposto ao anterior. Esse resultado inesperado é aprofundado pelo autor, que toma como causas dessa relação positiva desde dados inacurados do *survey* até a possibilidade dos investidores estarem antecipando a inflação ao estarem aprendendo sobre a mudança no processo inflacionário (sobre esse assunto, ver a discussão do artigo de Evans e Lewis (1995) mais a frente).

²³ Contrariamente a Mishkin, Peláez (1995) realiza testes de cointegração de Engle e Granger e Johansen para o período entre 1959 e 1990 e não identifica a existência de uma relação de longo prazo entre as T-bills e a inflação. Entretanto, seus resultados são incompletos já que ele não testa a possibilidade de quebras estruturais devida às mudanças na política monetária americana.

Utilizando os mesmos dados de Mishkin, Ahn et al. (1998) corroboram quase todos os resultados obtidos pelo primeiro para os Estados Unidos. As conclusões divergem quando são analisados os sub-períodos após 1979. Neste caso, os autores concluem, diferentemente de Mishkin, que no longo prazo *não* existe a relação de Fisher²⁴. Essa divergência ocorre porque Mishkin utiliza o método de cointegração de Engle e Granger (1987) nas suas estimações. Sabidamente, esse método tem baixo poder para amostras pequenas quando comparado com outros testes. Assim, os autores usam o método de máxima verossimilhança multivariada de Ahn e Reinsel (1990)²⁵ que tem poder relativamente maior ao de Engle e Granger. Também de forma contrária a Mishkin, os autores identificam uma relação de Fisher de curto prazo para o período completo, o que se deve a diferenças metodológicas.

É interessante notar que esses últimos artigos testam não somente a presença de cointegração entre taxas de juros nominais e expectativa de inflação, mas também se essa relação é de um para um, o chamado efeito Fisher “forte”. Essa última assertiva é corroborada por Mishkin tanto para a Austrália quanto para os Estados Unidos. Outros trabalhos, como os de Crowder e Hoffman (1996) para os EUA e Crowder (1997) para o Canadá, também encontram evidências de uma relação de Fisher de um para um. Isso significa que choques permanentes que ocorrem na taxa de juros nominal e na expectativa de inflação são semelhantes e não têm impacto sobre a taxa de juros real. Contudo, Evans e Lewis (1995) mostram que a relação de Fisher nos EUA para o período de janeiro de 1947 a Fevereiro de 1987 *aparentemente* não ocorre de um para um. Usando a metodologia de Johansen para testar a presença de cointegração, os autores encontram um coeficiente de longo prazo de 0,693 (estatisticamente diferente de 1), ou seja, um aumento de 1 na expectativa de inflação eleva de 0,693 a taxa de juros nominal. A conclusão seria, então, que a taxa de juros real está sujeita a choques permanentes, os quais são compartilhados com a inflação esperada. Entretanto, os autores propuseram a idéia de que o componente permanente da taxa de juros real *ex-post* pode surgir quando as pessoas incorporam mudanças antecipadas no processo inflacionário em suas expectativas. Para descobrir se essas mudanças são significativas eles estimam um *Markov switching model* para a inflação, o qual capta as mudanças estruturais no processo inflacionário. Assim, baseados

²⁴ Lembrem-se que Mishkin detecta uma fraca presença de cointegração após 79.

²⁵ Semelhante ao teste de Johansen (1988).

em previsões de inflação para o modelo *markoviano*, eles reestimam a relação de longo prazo entre inflação e juros e, ao incorporar as mudanças antecipadas da inflação, a relação de um para um se restabelece.

Esse resultado não se sustenta no trabalho de Sheehan (1996). Neste caso, o autor constrói um modelo padrão IS/LM/AS do qual obtém formas reduzidas para a taxa de juros nominais, supondo dois tipos de estruturas expectacionais: adaptativas e racionais. Com base nos dados americanos de inflação e *commercial papers* para o período de 1869-1983, o autor estima o efeito Fisher para cinco sub-períodos inicialmente: 1880-1899; 1900-1919; 1920-1939; 1940-1960; 1961-1983. Desses períodos apenas o último apresenta um efeito Fisher significativo. Mesmo assim, o valor de 0,042 para o coeficiente estimado indica que o efeito Fisher nesse período foi praticamente inexistente, e isso se apresenta tanto no modelo de expectativas racionais quanto no modelo de expectativas adaptativas²⁶. O autor também apresenta testes de Quandt que indicam os períodos de quebra das séries. Estes se mostraram semelhantes às quebras indicadas no parágrafo anterior e as novas estimativas do efeito Fisher voltaram a apresentar resultados fracos, indo de -0,183 a 0,159, ambos não significativos.

Esses resultados contraditórios também são encontrados para outros países. Com efeito, Dutt e Ghosh (1995) estimam a relação de Fisher para o Canadá através da equação (1) supondo expectativas racionais. Após testar as variáveis de juros²⁷ e inflação para a existência de raiz unitária e constatar que elas possuem tendência estocástica, eles testam a existência de cointegração entre as séries. Utilizando o método de Johansen e o método de Phillips e Hansen (1990) como alternativa, eles rejeitam a hipótese de cointegração para os dois períodos analisados: de 1960:I a 1973:I (câmbio fixo) e de 1973:II a 1993:IV (câmbio flexível).

Contrariamente a esse estudo, Crowder (1997)²⁸ dá suporte à existência do efeito Fisher no Canadá, como afirmamos anteriormente. Utilizando a taxa trimestral de *commercial paper* e o deflator implícito do PIB, o autor identifica uma relação de Fisher de longo prazo através do método de Johansen. O vetor de cointegração identificado [1 -1,51] mostra-se estatisticamente dentro dos limites implicados pela teoria e pela taxa de imposto marginal

²⁶ A estimação foi feita por OLS após a identificação de estacionariedade nas séries.

²⁷ Os autores não explicitam que tipo de taxa de juros estão usando.

²⁸ Crowder invoca o trabalho de Ireland (1996) para negar a existência de incerteza, por parte dos agentes, quanto ao caminho de consumo futuro, mas não chega a testar essa hipótese para o Canadá.

médio. Da mesma forma que Dutt e Ghosh, o autor também identifica quebra estrutural na relação de equilíbrio entre taxa de juros nominal e inflação mas, diferentemente dos primeiros, duas quebras são encontradas utilizando o procedimento de teste recursivo de Zivot e Andrews (1992), que escolhe as quebras endogenamente²⁹. Esse teste baseia-se em estimativas recursivas da estatística do traço e identificou os períodos de 1971:II e 1982:II como os períodos de quebra. Estes foram entendidos pelo autor como mudanças no regime inflacionário canadense: o primeiro transcorre após a quebra do regime de câmbio fixo e está associado com um período inflacionário maior nos meses seguintes e; o segundo corresponde ao início de um período de baixa inflação no Canadá.

Contrariamente ao estudo de Crowder e Hofmann (1996) para os Estados Unidos, o autor identifica a taxa de juros nominal como fracamente exógena. Esse resultado implica em dizer que as inovações na taxa de juros nominal acumulam para formar a tendência estocástica comum entre a taxa de juros canadense e a inflação. Esse resultado é semelhante ao de Fama (1975) que nos diz que a taxa de juros nominal é um bom previsor da taxa de inflação, com o reverso não sendo verdadeiro.

Também há evidências contraditórias no que se refere ao efeito Fisher na Austrália. De fato, Mishkin e Simon (1994) corroboram essa relação nesse país mas Inder e Silvapulle (1993) e Olekalns (1996) a negam, pelo menos parcialmente. Este último, por exemplo, identifica uma relação de Fisher forte apenas no período pós-desregulação financeira. Essa desregulação se deu em 1983 e caracterizou-se pela flutuação do dólar australiano, desmantelamento de controles diretos sobre a taxa de juros e empréstimos bancários e introdução de bancos estrangeiros na economia doméstica. Assim, conclui o autor que antes da desregulação a moeda não era superneutra, ou seja, ajustamentos parciais da taxa de juros nominal à inflação esperada significava que a taxa de juros real era sistematicamente afetada por choques no crescimento da oferta monetária. Após a desregulamentação, pode-se dizer que a taxa de juros real ficou “imune” a choques na oferta monetária.

A possibilidade de quebras estruturais mudarem a estrutura estocástica das variáveis e levarem a estimativas ineficientes também é considerado por Bajo e Esteve (1998). Estes calcularam o efeito Fisher na Espanha para o período de 1962 a 1996 e levaram em conta as mudanças cambiais ocorridas no início de 1977 no país. Utilizando testes de raiz unitária com quebra estrutural baseados em Perron (1989,1997) eles identificam períodos de ruptura

²⁹ Dutt e Ghosh escolheram a data de quebra de forma *ad hoc*.

exatamente no período assinalado acima. Entretanto, essas rupturas não levam a descaracterizar as séries como não-estacionárias o que permitiu que testes de cointegração fossem realizados³⁰. Com efeito, usando o teste de cointegração de Stock e Watson (1988) eles identificam um efeito Fisher parcial de 0,32, ou seja, para cada aumento de 1% na inflação os juros sobem apenas 0,32%. É curioso notar que seus testes de quebra estrutural para o coeficiente de longo prazo do teste de cointegração não apresentaram qualquer tipo de ruptura estatisticamente identificável.

Para a Argentina, um único trabalho sobre o efeito Fisher foi localizado, mas Garcia (1989) não pretendeu estimar a relação diretamente. Seu objetivo era analisar o papel das expectativas inflacionárias na hipótese de expectativas da estrutura a termo da taxa de juros. Para isso, ele construiu um VAR que permitiu prever a taxa de juros para três maturidades diferentes (30, 90 e 180 dias) entre junho de 1977 e junho de 1982. Na construção do modelo ele supôs que o efeito Fisher e a hipótese de expectativas fossem verdadeiras. Como o modelo estimado foi corroborado, o autor concluiu que as duas hipóteses eram verdadeiras.

Por fim, Koustas e Serletis (1999) basearam-se num modelo VAR bivariado proposto por King e Watson (1997) para analisar a presença do efeito Fisher em 11 países (Alemanha, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, França, Grécia, Holanda, Irlanda, Japão e Reino Unido) tendo rejeitado a hipótese de existência da relação em todos os países. Mas a metodologia utilizada pelos autores exige que as séries de inflação e de juros nominais não sejam cointegradas. Para mostrar isso eles utilizam o método de Engle e Granger (1987), que é sabidamente viesado para amostras finitas.

Como os modelos econométricos tradicionais não estavam sistematicamente negando ou corroborando a hipótese de Fisher, alguns autores passaram a estimá-la de forma diferente. Infelizmente, essas formas alternativas de estimação também não foram unânimes na solução do problema, mas trouxeram possibilidades teóricas e empíricas que se adequam ao novo regime monetário implementado após o Plano Real, especificamente, ao regime de metas inflacionárias, iniciado no Brasil em 1999. Os três artigos escolhidos para

³⁰ A corroboração da hipótese de raiz unitária permitindo, assim, os testes de cointegração tradicionais não invalida outros testes que desconsideraram a existência de quebras estruturais. Mas se esse é o caso da Espanha o mesmo não podemos dizer dos EUA que possuem estudos exaustivos que usaram cointegração sem testar a possibilidade de quebra estrutural em suas séries. O artigo de Malliaropulos (2000), que será discutido mais a frente, trata justamente desse assunto e invalida a maioria dos estudos de raiz unitária feitos naquele país.

discutirmos esse assunto são os de Weidmann (1997), Söderlind (1997) e Malliaropulos (2000).

O primeiro argumenta que a rejeição em alguns estudos do efeito Fisher forte deve-se a um viés para baixo das estimativas dos coeficientes que é resultante da falha em modelar adequadamente as características estocásticas do processo gerador de dados. A idéia é que um Banco Central atado a uma política de estabilização de preços não deixaria que a taxa de juros e a inflação se tornassem permanentemente altas, e é essa última afirmação a que se chega quando aceitamos a hipótese de raiz unitária nessas séries.

Quando a inflação está muito elevada geralmente há uma pressão por parte da opinião pública para que se restrinja a política monetária e traga a inflação de volta para níveis toleráveis. Se a pressão continuar, a taxa de inflação pode reverter à média quando estiver em níveis elevados. Isso coloca em dúvida a idéia de raiz unitária para essas variáveis para os países desenvolvidos, onde as taxas de inflação e juros geralmente são baixas. Como diz Cochrane (1991), “any test tells you that interest rates have unit roots, and lag selection procedures indicate a near random walk structure... Yet interest rates are almost certainly stationary in levels. Interest rates were about 6% in ancient Babylon; they are about 6% now. The chance of a process with a random walk component displaying this behaviour are infinitesimal.”

Teoricamente, a hipótese de que essas séries não podem ter raízes unitárias em toda suas extensões vem do trabalho de Orphanides e Wilcox (1996). Estes examinaram um regime de política monetária que é denominado de “abordagem oportunista à desinflação” (*opportunistic approach to disinflation*). Contrária à visão tradicional da autoridade monetária, que busca seu objetivo de estabilidade de preços em π^* , qualquer que seja seu nível de inflação, a visão oportunista muda seu comportamento de acordo com o nível da inflação, apesar de manter o mesmo objetivo de longo prazo. Quando a taxa de inflação cai para um nível tolerável, o *policymaker* não conduz uma política ativa, mas adota um comportamento de espera. Dentro dessa banda, o objetivo da autoridade monetária é estabilizar o produto e o emprego em torno de seus níveis potenciais. Assim, nessa região as séries acumulam choques aleatórios e podem até ser cointegradas. Mas se a inflação estiver fora da banda tolerável, o *policymaker* oportunista ativa uma política monetária que conduz a inflação de volta para dentro da banda. Isso significa que a inflação e a taxa de

juros são dominadas por reversão à média se os limites (*threshold*) superior e inferior são violados. A figura abaixo permite comparar as regras de decisão nas duas abordagens.

FIGURA1. Regras de decisão dos *policymakers* tradicional e oportunista

Nota: A regra de decisão do *policymaker* tradicional é representada por uma linha pontilhada enquanto o *policymaker* oportunista é representado pela linha mais escura
 Fonte: Weidmann (1997:19).

Para mostrar se esses limites são estatisticamente significativos, o autor estima um modelo de “cointegração entre limites” (*threshold cointegration - TC*) para a relação de Fisher na Alemanha utilizando a taxa de juros de 12 meses dos T-bills e o Índice de Preços ao Consumidor no período de janeiro de 1967 a junho de 1996. Nessa estimação, o modelo de correção de erros supõe que acima de um certo limite o erro de equilíbrio é revertido à média e dentro do limite ele possui raiz unitária. Assim, estima-se um modelo de TC bivariado em que os valores dos limites são determinados endogenamente. Esses modelos são conhecidos como *self-exciting models* (SETAR) e os resultados assintóticos para um modelo AR(1) bivariado foram estudados por Balke e Fomby (1995). Abaixo, o modelo estimado por Weidmann:

$$\begin{aligned} \left(\frac{\Delta \pi_t}{\Delta i_t} \right) = & \left(\frac{c_1}{c_2} \right) + \left(\frac{\gamma_1}{\gamma_2} \right) s_{t-1} (1 - I(\pi_{t-1}) - J(\pi_{t-1})) + \sum_{l=1}^m \Phi_l \left(\frac{\Delta \pi_{t-l}}{\Delta i_{t-l}} \right) + \\ & + \left(\frac{\kappa_{L,1}}{\kappa_{L,2}} \right) (T_L - \pi_{t-1}) I(\pi_{t-1}) + \left(\frac{\kappa_{H,1}}{\kappa_{H,2}} \right) (\pi_{t-1} - T_H) J(\pi_{t-1}) + \left(\frac{\varepsilon_t^i}{\varepsilon_t^r} \right) \end{aligned} \quad (20)$$

$$\text{com } I(\pi_{t-1}) = \begin{cases} 0 & \text{para } \pi_{t-1} \geq T_L \\ 1 & \text{para } \pi_{t-1} < T_L \end{cases}$$

$$J(\pi_{t-1}) = \begin{cases} 0 & \text{para } \pi_{t-1} \leq T_H \\ 1 & \text{para } \pi_{t-1} > T_H \end{cases}$$

$$\text{e } s_t = i_t - \alpha - \beta \pi_t$$

I e J são funções de indicação que têm valor 0 se a taxa de inflação correspondente no período anterior está no intervalo de valores toleráveis delimitados pelos limites superior (T_H) e inferior (T_L). Isso significa que uma vez que o limite seja ultrapassado, i_t e π_t se tornam estacionárias e são reconduzidas às suas médias de longo prazo. Os valores de κ representam a força do processo de reversão à média.

Na estimação do autor, o limite inferior da inflação apresenta um valor estatisticamente significativo de 5.01 e o superior de 8.26 por cento, também estatisticamente significativo. Supondo uma taxa de juros real constante de 3.5, o *Bundesbank* ativaria a política monetária quando a inflação estivesse abaixo de 1.5 e acima de 4.7 por cento. Nessa estimação, o efeito Fisher mostra-se em sua forma forte, tendo obtido um coeficiente de 1.46 com a inclusão dos impostos. Esse número é sensivelmente diferente da estimação pelos métodos tradicionais feita pelo autor, notadamente pelo método de Johansen, que apresenta um valor estimado de 0.51. Como esse valor se torna viesado para baixo quando há *thresholds*, e estes foram estatisticamente corroborados para a Alemanha, conclui-se que o efeito Fisher nesse país é estatisticamente igual a 1, pelos resultados mostrados acima.

Utilizando a mesma metodologia de Weidmann, Henry (1999) estima um modelo de *threshold cointegration* para os Estados Unidos e acha resultados semelhantes ao primeiro. Ele parte da idéia de que os estudos tradicionais de cointegração sobre o efeito Fisher amparam-se em três fatores: que a taxa de juros e a inflação sejam integrados de mesma ordem; que as duas variáveis sejam cointegradas e que os parâmetros do vetor de cointegração sejam (1,-1) na ausência de impostos e (1,-1/(1- τ)) com impostos. Utilizando diversos testes de raiz unitária e de cointegração e considerando, inclusive, a possibilidade de quebras estruturais ele chega, no mínimo, a conclusões conflitantes. Por exemplo, utilizando testes de raiz unitária que calculam quebras estruturais endógenas (Perron (1997) e Zivot e Andrews (1992)) eles identificam a taxa de inflação como sendo estacionária e a

taxa de juros nominal possuindo raiz unitária. Isso quer dizer que a taxa de juros real possui uma raiz unitária e a cointegração entre as duas variáveis não é possível. Mas aplicando os mesmos testes de Perron e Zivot e Andrews para a taxa de juros real ele identifica estacionariedade no processo. A utilização de testes de cointegração robustos a quebras estruturais, como o de Gregory e Hansen (1996), também não elimina as distorções encontradas. Com efeito, ele não consegue rejeitar a hipótese de cointegração entre a taxa de juros nominal e a inflação.

Ao aplicar a metodologia de *threshold cointegration* como apresentamos acima, seus resultados tornam-se um misto de cointegração e não-cointegração que dependerá do limite (*threshold*) ser atingido ou não. Ele descobre que quando a diferença entre a taxa de crescimento da inflação e o crescimento da taxa de juros estiver abaixo do limite identificado, então choques ocorridos na taxa de juros real tem período curto o que implica cointegração entre aquelas variáveis. Tal relação de cointegração é consistente com o efeito Fisher de longo prazo e ocorre no ambiente de alta inflação e alta taxa de juros segundo seus cálculos. Por outro lado, quando a diferença entre o crescimento da inflação e o crescimento da taxa de juros estiver acima do limite, então os choques na taxa de juros real serão altamente persistentes. E novamente segundo seus cálculos essa situação ocorre quando o ambiente é de baixa inflação e baixa taxa de juros.

A explicação de Henry para essa descoberta é que no regime de não-cointegração a perda de poder de compra devido à inflação incorretamente antecipada provavelmente será baixa. Os benefícios de se fazer um *hedge* adequadamente sua posição contra a inflação podem ser menores do que os custos de adquirir o *hedge*. Por outro lado, num ambiente de inflação alta, o rendimento do *T-bill* deve oferecer um *hedge* contra a inflação para que o investidor racional mantenha o título. Nesse caso os benefícios do *hedge* excedem os custos e a equação de Fisher de longo prazo volta a valer.

Vale notar que esse modelo funciona quando aplicados para países desenvolvidos ou que implementaram planos de estabilização permanentes. Em países que passaram por processos hiperinflacionários e diversos planos de estabilização, os limites superiores aparentemente não são efetivos e técnicas de cointegração tradicionais devem levar a estimativas menos viesadas. Esse deve ser o caso do Brasil, que somente alcançou um processo de estabilização inflacionária permanente a partir de 1994. Com a solidificação

das metas inflacionárias implementadas em 1999 e um período maior de tempo esse tipo de modelo poderá ser estimado para o Brasil.

Outro trabalho a colocar em dúvida a validade da equação de Fisher tradicional é o de Söderlind (1997). Para este autor, essa relação está intrinsecamente ligada ao regime de política monetária. Como exemplo, considere o seguinte experimento estilizado do autor. Suponha que a inflação seja persistente mas que possa ser controlada via curva de Phillips; que o produto seja negativamente relacionado à taxa de juros real; que o Banco Central fixe a taxa de juros nominal; e que existam choques exógenos na inflação.

Se o Banco Central quiser estabilizar o produto, então ele irá aumentar a taxa de juros nominal o suficiente para manter a taxa de juros real inalterada. A taxa de juros nominal é, assim, um reflexo das expectativas inflacionárias somente e o efeito Fisher é completo.

Mas se a autoridade monetária quiser controlar a inflação, então ele irá aumentar a taxa de juros nominal mais para aumentar a taxa de juros real e, assim, diminuir a inflação. Se funcionar, essa política estabiliza as expectativas inflacionárias e faz com que a taxa de juros nominal reflita apenas movimentos na taxa de juros real e o efeito Fisher se torna zero. Por fim, suponha que a autoridade monetária seja cautelosa de forma que a taxa de juros nominal seja elevada muito pouco. Dessa forma, os choques inflacionários irão levar a mudanças nas expectativas de inflação e na taxa de juros real de magnitude similares mas sinais opostos. Nesse caso, a taxa de juros nominal torna-se um indicador inútil já que o seu pequeno aumento é igualmente provável de ocorrer devido às expectativas inflacionárias elevadas e ao decréscimo da taxa de juros real.

Söderlind baseia-se no modelo de Fuhrer e Moore (1995) de contratos de preços defasados (*staggered price contracts*), juntamente com uma curva IS e uma função de reação para o Banco Central. Nesse modelo, o tempo é discreto e o período é trimestral e o Banco Central minimiza a seguinte função de perda:

$$\min_{\{i_t, r_{40,t}\}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (q_y y_t^2 + (1 - q_y) \pi_t^2 + q_i i_t^2) \quad (21)$$

sujeita a

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_r r_{40,t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad (21.1)$$

$$r_{40,t} = \frac{1}{41} \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{40}{41} \right)^s E_t (i_{t+s} - \pi_{t+1+s}) \quad (21.2)$$

$$p_t = \theta_0 w_t + \theta_1 w_{t-1} + (1 - \theta_0 - \theta_1) w_{t-2} \quad (21.3)$$

$$\pi_t = 4(p_t - p_{t-1}) \quad (21.4)$$

$$v_t = \theta_0 (w_t - p_t) + \theta_1 (w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \theta_0 - \theta_1) (w_{t-2} - p_{t-2}) \quad (21.5)$$

$$w_t = p_t + \theta_0 (v_t + \gamma_t) + \theta_1 (v_{t+1} + \gamma_{t+1}) + (1 - \theta_0 - \theta_1) (w_{t-2} - p_{t-2}) \quad (21.6)$$

A restrição (21.1) representa a curva IS e y_t é o log da diferença entre o produto real e o potencial. $r_{40,t}$ é a taxa de juros real *ex-ante* de longo prazo para 40 trimestres e $\varepsilon_{y,t}$ é o choque de produto. A taxa de juros real anualizada (21.2) obedece uma condição de arbitragem aproximada (neutra ao risco) para um *coupon bond* real de 10 anos. i_t é a taxa de juros de curto prazo anualizada (um trimestre) e π_t é a taxa de inflação anualizada (um trimestre). A restrição (21.3) representa uma média dos contratos salariais ainda em efeito. A idéia é que os contratos salariais duram três períodos, de t a $t+2$. Uma fração θ_1 / θ_0 desses contratos sobrevive até $t+1$ e uma fração $(1 - \theta_0 - \theta_1) / \theta_0$ até $t+2$. Da mesma forma, uma fração θ_0 dos contratos ainda em efeito no período t foi escrita em t , θ_1 em $t-1$ e $(1 - \theta_0 - \theta_1)$ em $t-2$. A taxa de inflação anualizada é definida pela restrição (21.4) e os contratos salariais reais vigentes no período t são definidos pela restrição (21.5). Os novos contratos salariais nominais (21.6) são estabelecidos de forma que o salário real contratado vigente iguale o índice de preço contratado real médio (u_t) esperado para viger sob o período de contrato, ajustado por pressões de demanda e choques salariais (de preços).

Essa estrutura traz inércia para a inflação de forma que a inflação corrente depende da inflação defasada e da inflação futura esperada. Com essas restrições o Banco Central determina sua política de forma a minimizar a função de perda quadrática descontada no tempo, que é dada por (21).

A solução do modelo é um processo de série de tempo linear para o estado da economia (ε_{pt} , y_t , y_{t-1} , Δw_{t-1} , Δw_{t-2} , Δw_{t-3}), “preços sombra” para as variáveis futuras ($r_{40,t}$, Δw_t , $E_t \Delta w_{t+1}$) e o instrumento de política i_t . A estimação é feita através de uma representação de espaço-estado para as variáveis observadas y_t , π_t e $i_{3,t}$ ³¹ e segue o seguinte procedimento: (1) escolha um vetor de parâmetros qualquer; (2) resolva o problema de otimização para achar a representação de espaço-estado do equilíbrio dinâmico; (3) calcule o valor de verossimilhança para a amostra de y_t , π_t e $i_{3,t}$ com um filtro de Kalman e; (4) tentar chutar um vetor de parâmetros melhor (se possível).

Tabela 1 – Estimações pontuais e desvios padrão do modelo de Söderlind (1997).

Curva IS				Função de perda	
α_1	α_2	α_r	$DP(\varepsilon_{yt})$	q_y	q_i
1.39	-0.50	-0.55	0.84	0.82	0.35
(0.08)	(0.06)	(0.13)	(0.05)	(0.06)	(0.12)
Equação de preços				T-bill	
θ_0	θ_1	γ^*100	$DP(\varepsilon_{pt})$	$DP(\varepsilon_{it})$	
0.62	0.29	0.2	0.19	1.41	
(0.05)	(0.03)	(0.06)	(0.05)	(0.14)	

Nota: Estimado para dados americanos de 1966:II a 1995:IV; dados de 1965:II-1966:I usados para dar o chute do vetor de estado inicial. A matriz de covariância é a média amostral dos produtos cruzados dos gradientes da função de máxima verossimilhança. Fonte: Söderlind (1997:9).

Como esperado, a curva IS possui uma forte autocorrelação do produto e uma forte efeito negativo da taxa de juros real sobre o produto, como vemos na tabela 1. Os coeficientes da função de perda indicam que a estabilidade do produto é mais importante do que a estabilidade da inflação e que o Fed é avesso a movimentos exagerados na taxa de juros nominal de curto prazo. O efeito Phillips, por sua vez, apresentou um valor muito baixo ($\gamma = 0.002$) indicando que o processo inflacionário parece ser difícil de controlar. Para analisar a relevância do efeito Fisher nesse modelo o autor calcula respostas do produto, inflação e juros nominais a choques de preços e produtos de um desvio padrão.

³¹ Como a política do Fed é geralmente implementada através de taxa de juros de prazo menor do que o instrumento de política i_t usado no modelo, o autor assume que i_t é relacionada ao T-bill de três meses ($i_{3,t}$) mais um termo de erro. Assim,

$$i_{3,t} = i_t + \varepsilon_{it}$$

Nesse exercício, Söderlind mostra que o produto tem forte resposta a choques no produto mas uma fraca resposta a choques nos preços. A inflação é relativamente insensível a choques no produto, mas bastante sensível a choques nos preços, os quais têm efeitos duradouros.

Para analisar a função de reação do Banco Central, o autor utiliza uma regra de política ótima que depende de três variáveis e que é estimada conjuntamente com o modelo. Assim, a função obtida é:

$$i_t = 0.06y_t + 0.05\pi_t + 0.97i_{t-1} \quad (22)$$

Essa função de reação tem uma resposta maior para o produto do que para a inflação e considerável suavização da taxa de juros. Suponhamos agora que o Banco Central resolve dar mais importância à estabilização de preços do que a do produto e a estimativa pontual de q_y passa de 0.82 para 0.1. A diferença nas funções de impulso e resposta, nesse caso, é que agora o Fed reage muito mais fortemente a choques nos preços, o que leva a diminuir a inflação mais rapidamente. Essa mudança na política monetária interfere no efeito Fihser completamente. No caso padrão, a taxa de juros nominal é fortemente atada às expectativas inflacionárias, mas quase não é relacionada com a taxa de juros real. O principal objetivo do Fed é estabilizar o produto através do amortecimento dos choques de produto. Isso pode ser feito mudando a taxa de juros nominal de forma que a taxa de juros real compense os choques de produto.

Com metas inflacionárias mais fortes, o Fed tenta fazer com que a taxa de juros real mova o produto de forma a estabilizar a inflação. Isso diminui a volatilidade da inflação, mas aumenta a volatilidade da taxa de juros real, já que se precisa de grandes mudanças no produto para controlar a inflação (o efeito Phillips é fraco). Dessa forma, a maior parte dos movimentos na taxa de juros nominal irá refletir em mudanças na taxa de juros real e, assim, o efeito Fisher é zero. Outros experimentos foram realizados pelo autor, os quais chegaram às mesmas conclusões que o primeiro.

A análise de Söderlind, assim como a de Weidmann, serve para países desenvolvidos ou com baixa inflação. No caso do Brasil, esse tipo de análise não valeria para o período que termina em junho de 1994, pois, até então, o Banco Central não conseguia estabilizar a inflação através de elevações da taxa de juros real. Isso porque havia um componente de

indexação muito forte que mantinha as expectativas inflacionárias sempre elevadas. O exemplo claro dessa incapacidade foi a política de juros reais elevados implementada no Governo Collor em 1992. Apesar da taxa de juros real ter batido recordes, a taxa de inflação cedeu muito pouco, tendo voltado aos patamares anteriores³². Com a introdução do Plano Real, a indexação desapareceu e o modelo de Söderlind poderia vir a ser estimado para o Brasil. Entretanto, dada a elevada quantidade de parâmetros a serem estimados e a baixa quantidade de dados de 1994 para cá, teremos que esperar alguns anos para que a estimação seja factível. Mesmo assim, os resultados de Söderlind são relevantes para a situação brasileira atual pois mostram que o efeito Fisher tradicional pode não valer quando o Banco Central dá ênfase nas metas de inflação e não de produto.

Por fim, Malliaropulos (2000) desafia os resultados anteriores que usaram cointegração e raiz unitária como metodologia. Segundo ele, os artigos que usaram essa análise para os EUA desconsideraram a possibilidade de quebras estruturais nas séries utilizadas. Usando o teste de raiz unitária com quebra endógena de Zivot e Andrews (1992), ele constatou que as séries de juros e inflação americanas são *trend-stationary* e que possuem quebras em 1981:3 (inflação) e 1980:3 (juros). Essas quebras são devidas à mudança de política monetária implementada pelo Fed em 1979 e isso mostra que os estudos que consideravam as séries não-estacionárias estavam incorrendo num erro.

A metodologia alternativa proposta envolve a construção de um VAR nos níveis das séries mas, para isso, eles têm que remover a quebra estrutural da série, o que é feito pelas seguintes equações:

$$\pi_t = b_{\pi,0} + b_{\pi,1}t + b_{\pi,2}D_{t,t^*_{\pi}} + b_{\pi,3}D_{t,t^*_{\pi}}t + \pi_t^a \quad (23)$$

$$R_t = b_{R,0} + b_{R,1}t + b_{R,2}D_{t,t^*_{R}} + b_{R,3}D_{t,t^*_{R}}t + R_t^a$$

onde $D_{t,t^*_{\pi}}$ tem o valor 0 antes de 1981:3 e 1 depois dessa data e $D_{t,t^*_{R}}$ tem o valor 0 antes de 1980:3 e 1 depois. Os resíduos dessas regressões, π_t^a e R_t^a , são estacionários com média zero por construção e serão usadas na análise do VAR.

Nesse artigo, assume-se que π_t^a e R_t^a têm a seguinte representação VAR(j):

³² Ver gráficos dos juros e da inflação no próximo capítulo.

$$B(L)y_t = u_t \quad (24)$$

Onde $y_t = (\pi_t^a, R_t^a)'$, $B(L)$ é uma matriz $(2 \times j)$ e o vetor de resíduos $u_t = (u_{1,t}, u_{2,t})'$ é normal i.i.d. com média zero e matriz de covariância Σ . A representação de (24) na forma de um Vetor de Médias Móveis (VMA) com processo de inovação ortogonal é dada por:

$$y_t = C(L)e_t \quad (25)$$

onde $C(L) \equiv B(L)^{-1}D$, $e_t = (e_{1,t}, e_{2,t})' = D^{-1}u_t$, $E(e_t) = 0$, $\text{VAR}(e_t) = I$ e D é a matriz de Choleski triangular inferior satisfazendo $\Sigma = DD'$.

Para testar o efeito Fisher, computaram-se as correlações dinâmicas, ρ_k , entre R_{t+k} e π_{t+k} geradas pela inovação em π no tempo t . Essas são calculadas como as raízes das funções acumuladas de impulso-resposta de R e π a um choque inflacionário, $e_{1,t}$, k períodos após o choque

$$\rho_k = \frac{d \sum_{i=0}^k R_{t+i} / de_{1,t}}{d \sum_{i=0}^k \pi_{t+i} / de_{1,t}} = \frac{\sum_{i=0}^k C_{21,i}}{\sum_{i=0}^k C_{11,i}}, k = 1, 2, \dots, \infty \quad (26)$$

Essa equação expressa a resposta de R a um choque ortogonal em π relativo à resposta de π a seu próprio choque k períodos depois que o choque ocorre. Se valer o efeito Fisher em cada ponto no tempo, então ρ_k deveria ser igual a 1 para todo k . Se o efeito Fisher valer somente no longo prazo, então ρ_k deveria convergir à unidade para k crescente. E é a esse último resultado que o autor chega. Com efeito, a taxa de juros ajusta-se de 1 para 1 após o choque na inflação cerca de 5 a 6 anos após o choque inicial. Esse resultado é ligeiramente menor que o encontrado por Crowder e Hoffman (1996) de 6 a 8 anos, mas como estes usaram cointegração, Malliaropulos considerou esse resultado como espúrio. A idéia de quebra estrutural será levada em conta no nosso trabalho devido ao comportamento das séries de inflação e juros no Brasil. De fato, os diversos planos de estabilização no país impingiram às séries diversas quebras e *inliers* que serão considerados por nós.

Diferentemente de Maliaropulos, nossos resultados mostrarão que as séries de inflação e juros no Brasil possuem raiz unitária.

Se os resultados alcançados nos outros países são fartaemente inconclusivos, o mesmo não se pode dizer sobre o Brasil, tema de nossa próxima seção.

1.3. O efeito Fisher no Brasil

Existem poucos trabalhos sobre o efeito Fisher no Brasil. O primeiro a surgir é o de Silveira (1973), o qual utilizou Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para regredir a equação de Fisher tradicional, tendo obtido resultados que corroboraram a relação. A seu trabalho, seguiram-se outros três semelhantes (Meirelles (1974), Britto (1979) e Rocha (1988)) que também realizaram seus estudos por MQO, sem se importar com a possibilidade de não estacionariedade das séries. Melhor dizendo, Rocha (1988) chegou a considerar essa possibilidade mas não realizou nenhum teste específico, o que deixa em dúvida os resultados de seu extenso trabalho.

Garcia (1991) usa uma metodologia de extração de sinais baseada no trabalho de Durlauf e Hall (1989) que incorpora e reinterpreta todos os resultados obtidos anteriormente para o Brasil. Segundo Garcia (1991:2), “movements in the ex-ante real rate of return are due to either the *unforecastable inflation forecast error* or the *forecastable model noise*. The model noise could be, for example, the forecastable effect of a tighter monetary policy on the ex-ante real rate. The fact that the model noise is forecastable as of period t while inflation forecast error is not constitutes the basis of this signal extraction framework. The estimation of the two unobservable – model noise and inflation forecast error – relies on the fact that regressors known at t can only correlate with model noise, since the forecast errors are orthogonal to the information set at t . The fitted value from the regression of the ex-post real rate on variables known at time t and a constant is a lower bound for model noise. The intuition is that variables dated $t+1$ and further in the future may also correlate with forecast errors, and therefore cannot be used to separate model noise from forecast errors. Alternative hypotheses to the Fisher equation suggest the use of different variables known at t to detect model noise. The greater the amount of noise detected, the worse the model is in explaining the data.” Ou seja, quanto maior o ruído, menor o efeito Fisher tradicional, pois a taxa de juros real seria explicada por outras variáveis que não o erro de previsão da

inflação. Em termos econométricos, temos que a equação de Fisher é dada pela hipótese nula:

$$H_0 : R_t = \rho + \pi_{t+1}^e \quad (27)$$

onde R_t é a taxa de juros nominal livre de impostos de t a $t+1$, ρ é a taxa de juros real esperada livre de impostos (tomada como constante) e π_{t+1}^e é a taxa de inflação esperada de t a $t+1$. A equação (27) é definida como sinal na estrutura de extração de sinal e a hipótese alternativa incorpora os termos de ruído que são adicionados ao sinal.

$$H_1 : R_t = \rho + \pi_{t+1}^e + S_t \quad (28)$$

onde S_t é o ruído do modelo. Supõe-se que a inflação esperada seja regida por expectativas racionais, ou seja,

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1}^e + v_t \quad (29)$$

onde π_{t+1} é a taxa de inflação de t a $t+1$ e v_t é o erro de previsão. Subtraindo 29 de 28, temos:

$$R_t - \pi_{t+1} = \rho + S_t - v_t \quad (30)$$

Assim, a equação (30) pode ser entendida como uma decomposição entre o ruído S_t e o erro de previsão v_t . Tudo que a hipótese nula não incorpora pode ser contabilizado em S_t . Por teoremas provados em Durlauf e Hall (1989) tem-se que a regressão de $[R_t - (\pi_{t+1} + \rho)]$ num conjunto de variáveis conhecidas em t que inclua a taxa de inflação defasada e a taxa de juros nominal defasada captura todas as implicações do modelo de expectativas racionais e do efeito Fisher. A razão de não se usar variáveis futuras é que essa informação não pode ser usada para separar S_t de v_t porque, por expectativas racionais, v_t é ortogonal a tudo conhecido em t . Ao se fazer uma regressão da diferença entre os juros nominais e a inflação numa constante e nas variáveis conhecidas em t , somente o ruído será detectado.

Isso significa dizer que nenhuma dessas variáveis de ruído deveriam ser significativas na regressão. Assim, Garcia regride por OLS a seguinte equação:

$$\ln\left(\frac{1 + R_t}{1 + \pi_{t+1}}\right) = \ln(1 + \rho) + S_t - v_t \quad (31)$$

Para testar a relevância do efeito Fisher, o autor constrói duas medidas. A primeira é a razão $\sigma_S^2 / \sigma_{R-\pi}^2$, onde $\sigma_{R-\pi}^2$ é a variância amostral de $\ln\left(\frac{1 + R_t}{1 + \pi_{t+1}}\right)$. Essa medida indica quanto dos movimentos na taxa de juros real é devida aos ruídos. Para saber quanto das mudanças na taxa de juros nominal é devida aos ruídos, o autor também calcula σ_S^2 / σ_R^2 onde o denominador é a variância amostral de $\ln(1 + R_t)$.

Utilizando a taxa de juros do CDB e dois índices de inflação diferentes³³ para o período de janeiro de 1973 a junho de 1990, Garcia encontra valores baixos para as duas medidas. A tabela abaixo apresenta um resumo dos resultados alcançados por ele em regressões em que foram usadas diversas variáveis de ruído.

³³ Ver a seção de análise de dados no próximo capítulo para discussão sobre essas variáveis.

Tabela 2 – Medidas de ortogonalidade

Variáveis de ruído	$\sigma_S^2 / \sigma_{R-\pi}^2$ ³	σ_S^2 / σ_R^2 ³
Inflação e juros defasados ¹	8.5	0.7
Inflação e juros defasados (1973:1 a 1978:12) ²	12.5	15.3
<i>Gap</i> do produto industrial defasado ⁴	21.3	26.2
M1 (real)	21.1	26.1
M4 (real)	0	0
$\Delta M4$ (real)	4.3	5.3
M4 <i>Gap</i> (real)⁵	45.8	56.5
Taxa de juros defasada e atual em CD's americanos e <i>spread</i> defasado entre US\$ oficial e <i>black</i>	16.6	20.5

Notas: (1) amostra de 1973:1 a 1978:12 e 1981:4 a 1990:6; (2) a divisão de períodos deve-se ao fato de que até 1978 o mercado de títulos indexados ainda não era forte; (3) as defasagens foram escolhidas pelo critério BIC e todas indicaram a defasagem de ordem 1 como a melhor; (4) Essa medida de *gap* foi construída removendo a tendência determinista e os componentes sazonais. Sua escolha deveu-se ao fato de que foi a que melhor captou os ruídos do modelo; (5) Essa variável corresponde ao resíduo da regressão de M4 (real) numa constante, numa tendência no tempo e 11 *dummys* sazonais. A estimativa da constante é adicionada depois aos resíduos. Todas as regressões foram estimadas por OLS com correção de White (1986) para as estimativas dos erros padrão.

Fonte: Garcia (1991: 22,28,31,33). Elaborado pelo autor.

O que se depreende da tabela acima é que apenas a variável de *gap* do M4 real apresenta um ruído elevado (45,8 e 56,5) enquanto as outras são relativamente baixas. Garcia conclui disso que o efeito Fisher é relevante no Brasil para os títulos nominais não indexados.

No caso dos títulos indexados a análise torna-se um pouco diferente. Para se entender isso temos que levar em conta como o índice de inflação oficial é calculado no Brasil³⁴. Em junho de 1987 o governo federal lançou um novo plano de estabilização (Plano Bresser), que modificou a fórmula de cálculo do IPC (Índice de Preços ao Consumidor) / IBGE. Desde esse mês o IPC é calculado como a média do nível de preços entre o décimo quinto dia de um mês e o décimo quarto dia do mês seguinte. Isso quer dizer que o IPC é centrado no trigésimo dia de cada mês e, assim, a taxa de inflação calculada com o IPC do mês t+1 é uma aproximação razoável da inflação atual no mês t. Isso quer dizer que a taxa de juros real *prometida* sobre os títulos indexados percebida pelos investidores leva em conta a inflação medida em t+1, pois com a elevação da inflação no final de 1987, os investidores

³⁴ Além disso, devemos levar em conta que a correção monetária no Brasil nunca foi perfeita.

passaram a ver parte da taxa de juros real *prometida* como uma compensação pela inflação que apareceria apenas no mês seguinte. Econometricamente, podemos tratar os títulos indexados da seguinte forma:

(32)

$$pr_t = \rho - MI_{t+1/t}^e + AI_{t+1/t}^e$$

onde pr_t é a taxa de juros real prometida de t a $t+1$; o terceiro termo é a taxa de inflação **medida** esperada de t a $t+1$ e; o quarto termo é a taxa de inflação esperada **real** de t a $t+1$. Considerando que a inflação seja medida pelo IPC, para o qual $MI_{t+1} = AI_t$, a equação acima passa a ser a equação (32a), com a hipótese alternativa representada pela equação (32b).

$$H_0 : pr_t = \rho + (MI_{t+2/t}^e - MI_{t+1/t}^e) \quad (32a)$$

$$H_1 : pr_t = \rho + (MI_{t+2/t}^e - MI_{t+1/t}^e) + S_t \quad (32b)$$

Aplicando expectativas racionais, temos:

$$MI_{t+1} = MI_{t+1/t}^e + v_{t+1}^* \quad (33a)$$

$$MI_{t+2} = MI_{t+2/t}^e + v_{t+1}^* + v_{t+2} \quad (33b)$$

onde os v 's são termos de erro. Subtraindo (33b) de (33a) e adicionando o resultado a (32), obtemos:

$$r_t = \rho + S_t - (v_{t+2} + v_{t+1}) \quad (34)$$

onde $v_{t+1} = v_{t+1}^* - v_{t+1}^*$ é o termo de erro de previsão (*white noise*) e $r_t = pr_t - (MI_{t+2} - MI_{t+1})$ é a taxa real de juros sobre os títulos indexados. Com essas transformações, os resultados alcançados anteriormente não mudam, se usarmos as medidas de ortogonalidade como parâmetros. Com efeito, $\sigma_S^2 / \sigma_{R-\pi}^2$ resulta em apenas 7.2, enquanto σ_S^2 / σ_R^2 resulta 13.7, números mais baixos do que a maioria apresentada pela análise dos títulos não-indexados.

Desses resultados, Garcia conclui que a experiência hiperinflacionária brasileira daquela época foi marcada por uma política monetária passiva que acabou por levar a taxa de juros real *ex-ante* a permanecer constante. Isso significa que o governo não conseguiu melhorar o

peso do financiamento do déficit público através da emissão de títulos nominais. Quaisquer ganhos que houveram, foram na forma de taxa de juros negativa, as quais não eram permanentes.

Um comentário que se pode fazer ao estudo é que se assumiu que a equação de Fisher derivada poderia ser pensada “como gerada por um modelo com agentes neutros ao risco e com um ativo que paga uma taxa de retorno constante, ρ_t ” (Garcia,1991:9). Como mostraremos no capítulo seguinte, pode-se construir um modelo onde não se assume a priori se o agente é neutro ao risco ou não. Essa propriedade pode ser estimada diretamente do modelo através da variável de incerteza que o modelo incorpora, da mesma forma que vimos nos modelos de Chan (1994) e Shome et al. (1988). Outra deficiência da tese é que ele considera apenas uma taxa de juros na análise do efeito Fisher do Brasil. Mas há uma grande diversidade de taxas de juros no país que também poderiam ser analisadas. Isso é realizado no trabalho de Blumenschein (1994) que discutiremos a seguir.

A idéia de Blumenschein foi realizar um estudo que determinasse as variáveis que impactam na taxa de juros nominal. Além de analisar o *efeito Fisher* em si, ele procurou identificar dois outros efeitos: o *efeito liquidez*, que mede o impacto de variações na moeda sobre a taxa de juros e; o *efeito crédito*, que mede o efeito do crédito sobre as taxas de juros nominais.

Usando a metodologia de Cagan e Gandolfi (1969), Blumenschein estimou a seguinte equação por OLS:

$$\Delta i_t = \alpha + \sum_{i=0}^k \beta_i \Delta M_{t-i} + \varepsilon_t \quad (35)$$

onde i_t é a taxa de juros, M é uma medida de moeda, ε_t um erro aleatório i.i.d. $(0, \sigma^2)$ e Δ é o operador diferença. Usando testes F e J de Davidson e Mackinnon (1981), ele considerou a especificação com M2 melhor do que se ele usasse M1. Assim, tomando essa variável como padrão no seu trabalho, ele detectou uma forte presença do efeito liquidez entre 1975 e 1985 em três segmentos do mercado financeiro (mercado primário, *overnight* e capital de giro³⁵) e uma relação positiva, mas não pronunciada para os outros dois mercados (CDB e descontos de duplicatas). Entretanto, quando tomamos o período que vai de 1986 a 1991,

³⁵ Ver a seção sobre dados do capítulo seguinte para uma discussão sobre as diferentes taxas de juros existentes nesse estudo.

nota-se uma diminuição drástica do efeito liquidez em quatro segmentos de mercado, com exceção do *overnight*. Essa queda do efeito liquidez para o período pós-1986 é explicada por Blumenschein como sendo devida ao efeito Fisher. Na sua avaliação, uma das explicações para isso é que a forte elevação das taxas inflacionárias após 1986, bem como de sua volatilidade, pode indicar que a formação de expectativas inflacionárias maiores foram transformadas em taxas de juros maiores, mesmo no curto prazo.

Após analisar o mercado de crédito³⁶ e constatar um resultado semelhante ao do efeito liquidez, Blumenschein parte para a análise do efeito Fisher propriamente dito. Mas a análise desse autor, assim como a de Garcia (1991), não buscou encontrar um coeficiente que relacionasse juros e inflação. O procedimento usado por ele foi analisar se a inflação influencia o modo como a moeda afeta a taxa de juros nominal. Para testar essa hipótese ele usa uma estrutura de defasagens distribuídas ponderadas onde se supõe que a equação (35) possa incorporar a taxa de inflação nos cinco segmentos de mercado pesquisados. Assim, ele supõe que o coeficiente β seja função da inflação, $\beta_t = f(I)$, a qual segue uma estrutura polinomial de primeira ordem da seguinte forma:

$$\beta_t = \rho_t + \varphi_t I_{t-j} \quad (36)$$

Nessa equação, o coeficiente ρ_t corresponde ao efeito fixo da moeda na taxa de juros, enquanto $\varphi_t I_{t-i}$ corresponde ao efeito variável, o qual depende da taxa de inflação. Confirmando o resultado achado no estudo do efeito liquidez, detectou-se que os preços crescentes atenuaram este efeito, principalmente no período pós-1986. Antes de 1985, a hipótese de que a política monetária havia sido afetada pela inflação foi confirmada somente nos mercados de capital de giro e de CDB. Após 1985, somente o *overnight* não confirmou essa hipótese.

Blumenschein chega a um resultado diferente do de Garcia na questão sobre se o efeito Fisher contribuiu ou não para a diminuição do peso da dívida pública. Na análise de Blumenschein, o mercado de *overnight* foi o único que ficou imune às expectativas inflacionárias. Com a crescente importância desse mercado na alocação de poupança pública no final da década de 80, pode-se considerar que o custo do financiamento da

³⁶ Que não será aqui discutido por não fazer parte do escopo do estudo.

dívida deve ter sido reduzido, o que é corroborado, ainda, pelas taxas de juros reais *negativas* no mercado primário e secundário após 1985.

Para complementar o estudo, o autor implementa um VAR utilizando como variáveis as taxas de juros *real* e de inflação (IGP-DI), o índice real de M2 e o índice de consumo elétrico industrial. Fazendo uma análise de decomposição de variância, ele descobre que a inflação foi o fator mais importante para explicar a variância da previsão mensal da taxa de juros real em todos os segmentos de mercado³⁷. Mas, após 1985, esse fator cai drasticamente, o que corrobora a existência de um efeito Fisher mais forte nesse período.

Assim como o trabalho de Garcia, Blumenschein considera a existência da incerteza como fator relevante de explicação para o comportamento das taxas de juros. Na sua concepção, em ambientes inflacionários elevados, a taxa de juros real deve incorporar um prêmio de risco que está associado aos estudos da estrutura a termo da taxa de juros. Como a estrutura a termo praticamente não existia no mercado nesse período, já que não havia taxas de longo prazo, o autor não considerou a incerteza em seus estudos através de alguma medida específica. É essa medida que iremos especificar no modelo construído no próximo capítulo.

Outro trabalho mais recente sobre efeito Fisher no Brasil que também não trata de incerteza é o de Carneiro et al. (2001). Nesse artigo os autores testam a relação tradicional da equação (1) para a existência de cointegração usando o método de Johansen. Além de não considerarem qualquer tipo de medida de incerteza em seu modelo eles utilizam apenas uma taxa de juros na estimação (CDB) e num período menor, que vai de 1980 a 1997.

Como forma de resumir a discussão dos artigos apresentados nesse capítulo, a tabela 3 indica os principais resultados alcançados pelos autores analisados.

³⁷ Com exceção do *overnight* para o período de 86 a 91, quando o M2 foi a variável mais importante.

Tabela 3 – Resumo dos trabalhos empíricos sobre efeito Fisher no mundo e no Brasil

Autor	Rose (1988)	Lai (1997)	Shome, Smith e Pinkerton (1988)	Chan (1994)	Evans e Watchel (1992)	Ireland (1996)	Sarte (1998)	Mishkin (1992)	Mishkin e Simon (1994)
Países	EUA	EUA	EUA	EUA	EUA	EUA	EUA	EUA	Austrália
Dados	Juros: T-bills e Comercial Papers Inflação: CPI dada pelas previsões da DRI (Data Resources Incorporated) e pelas previsões do Green Book	Juros: T-bills e Comercial Papers Inflação: CPI dada pelas previsões da DRI (Data Resources Incorporated) e pelas previsões do Green Book	Juros: T-bills de 3 e 6 meses Inflação: CPI	Juros: T-bills de 3, 6 e 9 meses Inflação: CPI	Juros: T-bill de 1 e 3 meses Inflação: CPI urbano e deflator implícito de preços	Juros: Treasury bond Inflação: CPI	Juros: Treasury notes Inflação: variação da taxa de crescimento do consumo nominal sobre a taxa de crescimento do consumo real	Juros: T-bill Inflação: CPI	Juros: Treasury notes Inflação: CPI
Considera incerteza?	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não
Metodologia	Estimação de <i>Consumption-CAPM</i> via análise dos correlogramas do crescimento do consumo e da taxa de inflação	Mesma base teórica de Rose mas usando teste de raiz unitária de Elliot et al. (1996)	Estimação de <i>Consumption-CAPM</i> via regressões aparentemente não-correlacionadas	Estimação de <i>Consumption-CAPM</i> via GMM (Método dos Momentos Generalizados)	Estimação de <i>Consumption-CAPM</i> com <i>laste shocks</i> na função utilidade usando regressão não-linear com filtro de Kalman para estimar parâmetros variáveis no tempo	Estimação de <i>Consumption-CAPM</i> baseado em Lucas (1978) e usando VAR	Estimação de <i>Consumption-CAPM</i> usando VAR	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e de cointegração de Engle e Granger (1987)	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e de cointegração de Engle e Granger (1987)
Considera quebras estruturais?	Não	Não	Não	Não	Sim e é considerado através de estimação de parâmetros variáveis	Não	Não	Sim, mas não se faz nenhum teste específico. Apenas identifica-se visualmente quando ocorreu a quebra e estima-se por intervalos de tempo	Sim, mas não se faz nenhum teste específico. Apenas identifica-se visualmente quando ocorreu a quebra e estima-se por intervalos de tempo
Efeito significativo?	Não	Sim	Sim, mas coeficientes de incerteza não significativos	Sim, com coeficientes de incerteza significativos mas apresentando valores baixos	Não, com prêmio de risco insignificante	Sim, com prêmio de risco insignificante mas muito pequeno	Sim, com prêmio de risco insignificante	Sim, para o longo prazo, mas no curto prazo a relação não existe.	Sim, para o longo prazo, mas no curto prazo a relação não existe

Tabela 3 – continuação

Autor	Evans (1998)	Peláez (1995)	Ahn et al (1998)	Crowder e Hoffmann (1996)	Evans e Lewis (1995)	Sheehan (1996)	Dutt e Ghosh (1995)	Crowder (1997)	Olekals (1996)
Países	Reino Unido	EUA	EUA	EUA	EUA	EUA	Canadá	Canadá	Austrália
Dados	Juros: títulos indexados e nominais Inflação: RPI (Retail Price Index)	Juros: T-bills de 3 meses Inflação: CPI	Juros: T-bill de 3,6,9 e 12 meses Inflação: CPI	Juros: T-bill Inflação: Deflator implícito de preços para os gastos de consumo total (GDC)	Juros: amostra mensal retirado do conjunto de dados de McCulloch Inflação: CPI	Juros: T-bill e comercial paper Inflação: deflator do PIB	Não especificam que tipo de dados estão usando	Juros: Comercial paper de 3 meses Inflação: deflator implícito do PIB	Juros: Comercial bills de 3 meses Inflação: CPI
Considera inercial?	Não	Não	Não	Não	Não	Sim mas é usado de forma ad hoc	Não	Não	Não
Metodologia	Estimação de estruturas a termo. A equação de Fisher aparece como hipótese secundária do modelo	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e cointegração de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988)	Relação tradicional via método de máxima verossimilhança multivariada de Ahn e reinsel (1990)	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e de cointegração de Johansen (1988). Adicionalmente, calcula-se relações de resposta-impulso	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e de cointegração de Johansen (1988). Adicionalmente, calcula-se um modelo de Markov para poder incorporar mudanças antecipadas no processo inflacionário	Relação tradicional obtida via modelo IS/LM/AS com expectativas racionais e adaptativas	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e cointegração de Johansen e Philips e Hansen (1990), como alternativa	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e de cointegração de Johansen	Relação tradicional usando VAR
Considera quebras estruturais?	Não	Não	Sim, mas não se testa formalmente os períodos de quebra. Assumem-se as mesmas quebras de Mishkin (1992)	Não	Não	Sim, através de quebras das séries mas sem testes formais	Sim, através de quebras das séries mas sem testes formais	Sim, via teste de Zivot e Andrews (1992)	Sim
Efeito Fisher significativo?	Não	Não, nem no longo prazo	Sim, em alguns períodos e também no curto prazo	Sim	Supondo que as expectativas de inflação sigam um modelo markoviano, os testes aceitam o efeito Fisher	Não	Não, para todos os períodos analisados	Sim e, adicionalmente, identifica a taxa nominal como fixamente exógena	Sim, apenas após 1983.

Tabela 3 - continuação

Autor	Inder e Silvapulle (1993)	Bajo e Estive (1998)	Garcia (1989)	Koustas e Serletis (1999)	Weidman (1997)	Henry (1999)	Soderlind (1997)	Malliaropoulos (2000)	Roche (1998)
Países	Austrália	Espanha	Argentina	Alemanha, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, França, Grécia, Holanda, Irlanda, Japão e Reino Unido	Alemanha	EUA	EUA	EUA	Brasil
Dados	Juros: T-bill de 3 meses Inflação: CPI	Juros: média como o retorno em Bolsa de Valores de ações de empresas eletrônicas de 62 até 78 e pelo rendimento da dívida pública a partir de 78 Inflação: IPC	Juros: Taxa de juros sobre títulos públicos federais Inflação: IPC	Juros: título de curto prazo Inflação: CPI	Juros: T-bills de 12 meses Inflação: CPI	Juros: T-bill de 3 meses Inflação: CPI para consumidores urbanos	Juros: T-bill de 3 meses Inflação: CPI urbano	Juros: T-bill de três meses Inflação: CPI	Juros: taxa de juros sobre títulos públicos federais Inflação: Índice de Preços ao Consumidor da FGV
Considera incertezas?	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não
Metodologia	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e testes de cointegração	Relação tradicional usando testes de raiz unitária com quebra estrutural de Perron (1997) e testes de cointegração de Stock e Watson (1993)	Relação tradicional testada de forma indireta num modelo VAR estimado para calcular a estrutura a termo	Relação tradicional usando VAR	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e teste de cointegração "sob limites" (<i>threshold</i>)	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e cointegração "sob limites" (<i>threshold</i>)	Usa-se simulação com um modelo de expectativas racionais com diálogo de preços defasados, uma curva um IS e uma função de reação do Banco Central	Relação tradicional usando testes de raiz unitária com quebras estruturais e análise de VAR	Relação tradicional usando análise de correlogramas
Considera quebras estruturais?	Não	Sim	Não	Não	Não	Não. Testes de Zivot e Andrews (1992) foram usados mas não identificaram quebras	Não	Sim, usando testes de Zivot e Andrews (1992)	Não
Efeito Fisher significativo?	Não	Sim, apenas a longo prazo	Sim	Não	Sim	Em situação de baixa inflação não há efeito Fisher e em situação de longo prazo há.	Meias de inflação fortes diminuem o efeito Fisher	Sim, para o longo prazo	Sim

Tabela 3 - continuação

Autor	Garcia (1991)	Blumenschein (1994)	Carmiro, Divino e Rocha (2001)	Koustas (1998)	King e Watson (1997)
Países	Brasil	Brasil	Brasil, Argentina e México	EUA	EUA
Dados	Juros: CDB Inflação: Índice Oficial de Inflação e taxa geométrica desse índice	Juros: CDB, taxa de juros sobre títulos federais, <i>overnight</i> , Desconto de Duplicata e Capital de Giro Inflação: Índice Oficial de Inflação	Juros: CDB Inflação: média móvel da inflação observada	Juros: T-bill de 3, 6 e 12 meses Inflação: CPI	Juros: T-bills de três meses Inflação: CPI urbano
Considera incerteza?	Não	Não	Não	Não	Não
Metodologia	Relação tradicional estimada por metodologia de extração de sinais de Durlauf e Hall (1989)	Relação tradicional estimada por VAR	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e testes de cointegração de Johansen	Relação tradicional usando testes de raiz unitária e cointegração fracionária	Relação tradicional usando VAR
Considera quebras estruturais?	Não	Não	Não	Não	Não
Efeito Fisher significativo?	Sim	Sim, especificamente no período após o Plano Cruzado	Sim	Não	Não

Capítulo 2 - ASPECTOS TEÓRICOS DO EFEITO FISHER COM INCERTEZA

O modelo aqui apresentado será baseado nos trabalhos de Lucas (1978), Chan (1994), Sarte (1998) e Shome, Smith e Pinkerton (1988) sendo bastante semelhante aos modelos dos dois últimos³⁸. Supõe-se que a economia seja formada por um consumidor representativo que escolhe um caminho de consumo para maximizar o valor esperado descontado de uma função de utilidade separável num horizonte infinito. Considera-se que a função de utilidade seja duas vezes diferenciável com $u'(\cdot) > 0$ e $u''(\cdot) \leq 0$. Assume-se também que os indivíduos sejam idênticos em termos de suas dotações *per capita* e que estas sejam *nonstorable* e exógenas. A riqueza do indivíduo é composta de moeda, títulos de um período indexados pela inflação e títulos nominais de um período. Ao se fazer essa distinção entre títulos indexados e nominais estamos separando os efeitos inflacionários dos efeitos reais do modelo³⁹. Dessa maneira, um título indexado adquirido no período t paga uma unidade de dotação com certeza no período $t+1$. O título nominal, por sua vez, está sujeito ao risco inflacionário, ou seja, um título nominal adquirido em t paga uma unidade de moeda cobrada sobre o rendimento na data $t+1$.

Supõe-se ainda que a economia seja regida por uma restrição de *cash-in-advance* e que no início de cada período uma transferência monetária, $v_t M_{t-1}$, e um choque real de dotação, y_t , sejam percebidos. Ao receber a transferência e os *payoffs* dos títulos que estiverem vencendo o agente decidirá como alocar sua riqueza entre os encaixes monetários, M_t^d , os títulos indexados, z_t e os títulos nominais, z_t^N . Ao fim das transações no mercado de ativos naquele período o indivíduo utiliza os encaixes monetários adquiridos no início do período para financiar seu consumo $p_t c_t$. Neste período o agente recebe sua nova dotação nominal $p_t y_t$ a qual será gasta no período seguinte. Em termos formais, teremos:

³⁸ Na verdade, o modelo aqui apresentado é um amálgama desses dois modelos.

³⁹ Essa idéia de separar títulos nominais de indexados vem dos trabalhos de Labadie (1989,1994), como citado em Sarte (1998:55).

$$Max U = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(c_s), 0 < \beta < 1, \quad (37)$$

sujeito às seguintes restrições

$$\frac{p_{t-1}}{p_t} c_{t-1} + q_t z_t + \frac{x_t}{p_t} z_t^N + \frac{M_t^d}{p_t} = \frac{p_{t-1}}{p_t} y_{t-1} + \frac{M_{t-1} + v_t M_{t-1}}{p_t} + z_{t-1} + \frac{z_{t-1}^N}{p_t}, \quad (38)$$

e

$$c_t \leq \frac{M_t^d}{p_t}. \quad (39)$$

q_t e x_t correspondem ao preço real de um título indexado por um período e o preço de um título nominal de um período, respectivamente. E_t é o operador expectativas condicional à informação em t . Resolvendo as condições de primeira ordem chegamos à seguinte equação de Euler:

$$u'(c_t) = \beta E_t (1 + r_t) u'(c_{t+1}), \quad (40)$$

onde $(1 + r_t) = 1/q_t$. A interpretação da equação acima é a tradicional. O lado esquerdo representa o benefício marginal em termos de utilidade de se consumir uma unidade da dotação hoje enquanto o lado direito indica o custo de oportunidade de não se investir em uma unidade de dotação a qual renderia $(1+r_t)$ no período seguinte.

Se considerarmos a possibilidade de poupar através do título nominal a equação de Euler será:

$$\frac{u'(c_t)}{p_t} = \beta E_t R_t \frac{u'(c_{t+1})}{p_{t+1}} \quad (41)$$

onde $R_t = 1/x_t$. A interpretação desta equação é semelhante à anterior. De fato, o benefício marginal de se consumir uma unidade monetária adicional da dotação, com a unidade

monetária valendo $1/p_t$ unidades da dotação, representa o lado esquerdo da equação. Se investirmos esse real adicional num título nominal o agente obterá $\frac{R_t}{P_{t+1}}$ unidades da dotação no período seguinte. Como vemos, novamente o lado direito representa o custo marginal de consumir um real adicional da dotação.

A equação (41) é a base do nosso estudo já que estamos interessados em saber de que forma a inflação afeta a taxa de juros nominal. Para acharmos essa relação rescrevamos a equação (41) considerando $\frac{P_{t+1}}{P_t} = \pi_{t+1}$ onde π_{t+1} é um mais a taxa de inflação:

$$E_t \left[\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \pi_{t+1}^{-1} \right] = \beta^{-1} R_t^{-1} \quad (42)$$

Vamos supor que a função de utilidade seja do tipo CRRA⁴⁰:

$$U(c_t) = \frac{c_t^{1-\lambda} - 1}{1-\lambda} \quad (43)$$

onde λ é o coeficiente de aversão relativa ao risco. Neste caso, $\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} = g_{t+1}^{-\lambda}$, com g_{t+1}

sendo um mais a taxa de crescimento do consumo. Suporemos que as variáveis g_{t+1} e π_{t+1} sejam distribuídas lognormalmente^{41,42} o que implica que $g_{t+1}^{-\lambda}$ e π_{t+1}^{-1} também sejam

⁴⁰ Os trabalhos que tratam do efeito Fisher geralmente assumem a função CRRA. Sarte (1998) utiliza a função de utilidade chamada *keeping-up-with-the-joneses* para efeitos de comparação com a CRRA. Esta função supõe que os indivíduos consideram o consumo *relativo* nas suas preferências e tem a seguinte especificação (Abel (1990)):

$$u(c_t) = \frac{(c_t / C_{t-1})^{1-\lambda} - 1}{1-\lambda} \quad (*)$$

onde C_{t-1} é o consumo médio no período anterior. A diferença entre as equações (*) e (43) é que naquela é o consumo relativo das famílias que importa e não o consumo absoluto. Devido ao pouco uso dessa função na análise do efeito Fisher não a utilizaremos neste trabalho.

⁴¹ Se duas variáveis são distribuídas lognormalmente então:

$$E_t(X_{t+1}) = \exp[E_t(\ln X_{t+1}) + 0.5 \text{var}_t(\ln X_{t+1})] \quad e$$

$$E_t(X_{t+1}Y_{t+1}) = E_t[X_{t+1}]E_t[Y_{t+1}] \exp[\text{cov}_t(\ln X_{t+1}, \ln Y_{t+1})] \quad \text{para todo } X \text{ e } Y.$$

distribuídas lognormalmente. Utilizando a segunda expressão da nota de rodapé 40, teremos:

$$E_t[g_{t+1}^{-\lambda} \pi_{t+1}^{-1}] = E_t[g_{t+1}^{-\lambda}] E_t[\pi_{t+1}^{-1}] \exp[\lambda \text{cov}_t(\ln g_{t+1}, \ln \pi_{t+1})] \quad (44)$$

Substituindo a equação (44) na (42) e rearranjando os termos, obteremos:

$$R_t = \beta^{-1} [E_t[g_{t+1}^{-\lambda}]^{-1} [E_t[\pi_{t+1}^{-1}]]^{-1} \exp[\text{cov}_t[\lambda \ln g_{t+1}, -\ln \pi_{t+1}]]] \quad (45)$$

Utilizando a primeira expressão da nota de rodapé 40 para substituir $E_t[g_{t+1}^{-\lambda}]$ e tomando o logaritmo da equação (45) chegamos a um resultado empiricamente estimável:

$$\ln R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln E_t[\pi_{t+1}^{-1}] + \alpha_2 E_t[\ln g_{t+1}] + \alpha_3 \text{var}[\ln g_{t+1}] + \alpha_4 \text{cov}_t[\ln g_{t+1}, -\ln \pi_{t+1}] \quad (46)$$

onde $\alpha_0 = -\ln \beta$, $\alpha_1 = -1$, $\alpha_2 = \alpha_4 = \lambda$ e $\alpha_3 = -0.5\lambda^2$.

Algumas considerações devem ser feitas à equação obtida. Em primeiro lugar, fica claro que a equação de Fisher no sentido tradicional não vale mais. Nos modelos usuais costuma se supor que o agente seja neutro ao risco o que implicaria que $\lambda=0$. Neste caso, $\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0$ e o efeito Fisher seria pleno, ou seja, apenas movimentos na expectativa do crescimento do poder de compra gerariam impactos na taxa de juros nominal. Entretanto, em ambientes de incerteza macroeconômica elevada, como o Brasil⁴³, é de se supor que o agente não seja neutro e, sim, avesso ao risco. E esse grau de aversão pode ser medido através da relação entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de mudança do poder de compra da moeda e representa um prêmio de risco para compensar a incerteza adicional.⁴⁴.

⁴² A hipótese de lognormalidade é comum nesse tipo de análise. Ver Shome et. alli (1988) para uma aplicação semelhante feita para os Estados Unidos.

⁴³ Os trabalhos de Issler (1991) e Issler et. alli. (1999) mostram que a incerteza advinda dos bruscos movimentos da inflação no Brasil existe e é elevada.

⁴⁴ É importante frisar que o resultado obtido para o prêmio de risco não depende da inflação e sim do poder de compra da moeda (o inverso da taxa de inflação) pois é esta que de fato interessa ao investidor na sua decisão. Ver Shome, Smith e Pinkerton (1988) e Fama (1976) para mais detalhes. Mas para efeitos de estimação, podemos usar a taxa de inflação como mostrado mais à frente.

Quando o aumento do poder de compra é positivamente relacionado com o crescimento do consumo a taxa de juros nominal tende a subir ocorrendo o contrário caso a relação seja negativa. Uma interpretação intuitiva dessa relação pode ser a seguinte: se a covariância é positiva e as duas taxas estão caindo isto significa que o consumidor está perdendo poder de compra e diminuindo sua capacidade de consumo⁴⁵; para compensar as duas perdas na riqueza e no consumo ele exige uma taxa de juros nominal maior. Assim, o título nominal serve como um *poor hedge* contra flutuações não antecipadas no consumo. Por outro lado, quando o poder de compra no futuro for alto e o consumo baixo, a taxa de juros no presente torna-se baixa e o título nominal acaba servindo como um veículo de suavização do consumo (*smooth consumption*)⁴⁶.

Um segundo ponto importante a considerar é a relação entre a taxa de juros real e o crescimento do consumo no modelo proposto acima. A intenção de Lucas (1978) ao propor seu modelo original baseava-se na idéia de que como o comportamento da taxa de juros nominal é incerto, já que a inflação é uma variável que somente passa a ser conhecida no período $t+1$, não haveria como estimarmos a taxa de juros real. Em vista dessa impossibilidade, a solução obtida considerava usar a taxa de crescimento do consumo como alternativa para se calcular a taxa de juros real o que pode ser visto na equação de Euler (40). Se tomarmos o logaritmo dessa equação utilizando a função de utilidade CRRA e reorganizarmos, teremos:

$$\ln(1 + r_t) = -\ln\beta + \lambda \ln E_t[g_{t+1}] \quad (47)$$

Este termo é idêntico à soma do primeiro com o terceiro item do lado direito da equação (46). Assim, a estimação desta equação permite que obtenhamos um valor estimado para a taxa de juros real para cada t .

Um terceiro e último ponto refere-se ao segundo termo do lado direito da equação (46). Em vários trabalhos costuma se supor que $E_t[\ln\pi_{t+1}] = \ln[E_t[\pi_{t+1}^{-1}]]^{-1}$ ⁴⁷. Entretanto, sabe-

⁴⁵ Veremos em seguida que o crescimento do consumo está relacionado diretamente com a taxa de juros real.

⁴⁶ Ver Chan (1994) para mais detalhes.

⁴⁷ Ireland (1996), por exemplo, utiliza essa aproximação nas suas estimativas para o prêmio de risco nos EUA.

se pela desigualdade de Jensen⁴⁸ que essa relação não é verdadeira, principalmente quando a variância da inflação é elevada. Para mostrar isso, tomemos a seguinte expressão:

$$E_t[\pi_{t+1}^{-1}]^{-1} = \exp[E_t(\ln \pi_{t+1}) - 0.5 \text{var}(\ln \pi_{t+1})] \quad (48)$$

Aplicando logaritmo em (48) e rearranjando, obtemos:

$$-\ln E_t[\pi_{t+1}^{-1}] = E_t[\ln \pi_{t+1}] - 0.5 \text{var}_t[\ln \pi_{t+1}] \quad (49)$$

Substituindo a equação (49) em (46), temos:

$$\ln R_t = \alpha_0 + \alpha_1' E_t[\ln \pi_{t+1}] + \alpha_2 E_t[\ln g_{t+1}] + \alpha_3 \text{var}[\ln g_{t+1}] + \alpha_4 \text{cov}_t[\ln g_{t+1}, -\ln \pi_{t+1}] + \alpha_5' \text{var}_t[\ln \pi_{t+1}] \quad (50)$$

onde $\alpha_1' = 1$ e $\alpha_5' = -0.5$

A diferença entre as equações (46) e (50) é a inclusão da variância da taxa de inflação nesta última. O objetivo do restante do trabalho é estimar a equação (50) tentando descobrir, primeiro, qual o grau do efeito Fisher no Brasil; segundo, se o coeficiente de aversão ao risco (λ) é significativo ou não (o que implica na existência de um prêmio de risco medido pela covariância) e; terceiro, se a desigualdade de Jensen é válida, ou seja, se o coeficiente α_5 é diferente de zero e estatisticamente igual a -0.5 .

⁴⁸ Para uma prova formal da desigualdade de Jensen ver Mittelhammer (1996:120). Uma discussão sobre essa desigualdade dentro dos modelos de incerteza pode ser apreciada em Sarte (1998) e Shome et alii. (1988). Vale dizer que essa desigualdade vale somente se a função for côncava.

Capítulo 3 - TEORIA ECONOMETRICA E RESULTADOS EMPÍRICOS

O modelo teórico descrito no capítulo anterior prevê o uso de três variáveis para a estimação econométrica: a taxa de inflação, a taxa de crescimento do consumo e a taxa de juros nominais. Estas variáveis, por serem extremamente idiossincráticas no caso brasileiro, merecem uma discussão a parte que será feita na seção 3.2. Após isso, introduziremos a metodologia econométrica a ser seguida para a estimação da equação (50) e, por fim, apresentaremos os resultados empíricos alcançados bem como uma discussão mais aprofundada sobre os métodos econométricos usados.

3.1. Esboço da metodologia

A estimação da expressão (50) depende, primeiramente, do cálculo dos componentes do lado direito da equação. A expectativa da taxa de inflação e da taxa de crescimento do consumo, bem como de suas variâncias e covariância, não são variáveis observáveis o que exige que utilizemos algum método de estimação para o seu cálculo. Uma possível abordagem, tradicional na literatura sobre o efeito Fisher, é supor que as expectativas sejam racionais. Neste caso, as taxas de crescimento do consumo e de inflação seriam dadas por:

$$\ln \pi_{t+1} = E_t[\ln \pi_{t+1}] + \varepsilon_t \quad \text{e} \quad \ln g_{t+1} = E_t[\ln g_{t+1}] + \eta_t \quad (51)$$

onde os erros, ε_t e η_t , são ortogonais à esperança do logaritmo da taxa de inflação e da taxa de crescimento do consumo, respectivamente. Substituindo as expressões acima na equação (50), obtemos:

$$\ln R_t = \alpha_0 + \alpha_1' \ln \pi_{t+1} + \alpha_2 \ln g_{t+1} + \alpha_3 \text{var}[\ln g_{t+1}] + \alpha_4 \text{cov}_t[\ln g_{t+1}, -\ln \pi_{t+1}] + \alpha_5' \text{var}_t[\ln \pi_{t+1}] + \zeta_t \quad (52)$$

onde $\zeta_t = -\varepsilon_t - \eta_t$. Vale notar que, como as variâncias e a covariância serão estimadas supondo que a taxa de inflação e a taxa de crescimento do consumo tenham expectativas racionais, é de se supor que ζ_t incorpore erros de medida das variáveis de risco também.

Para estimar as variâncias e a covariância usaremos uma estrutura GARCH bivariada⁴⁹ que permite que se estime a variância e a covariância das séries supondo que estas sejam condicionais a um conjunto de informações especificado. As equações da média consideradas seriam especificações da taxa de crescimento do consumo e da inflação.

Na estimação do GARCH bivariado devemos saber se as séries são estacionárias ou não. Isso ocorre porque a estimação da equação da média neste modelo pode levar a resultados espúrios se as séries forem não estacionárias. Esse resultado advém dos trabalhos de Granger e Newbold (1974) e Phillips (1986) e nos leva a ter que implementar testes de raiz unitária para identificar se as séries são estacionárias ou não. Da mesma forma, para a estimação da equação (50) também deveremos saber se seus componentes possuem raízes unitárias ou não. Caso possuam, estimaremos a equação (50) via técnicas de cointegração, notadamente, usando o procedimento de Johansen (1988,1991).

Pela metodologia escolhida deveremos realizar os testes de raiz unitária para algumas séries antes da estimação do GARCH e testes para outras depois da estimação deste. Para se evitar confusão com a metodologia escolhida usaremos a seguinte seqüência de análise no item 3.3. Em primeiro lugar, exporemos a teoria de raiz unitária e realizaremos os testes para as duas variáveis usadas no GARCH. A formulação teórica desta, bem como a estimação, serão realizadas em seguida. Por fim, realizaremos os testes de raiz unitárias novamente para todas as séries de volatilidade indicadas na equação (50), o que indicará a possibilidade de uso da cointegração.

⁴⁹ Shome et alli. (1988) estimam estruturas ARCH univariadas para efeito de comparação mas isso pode causar problemas de ineficiência.

3.2. Os dados

3.2.1. Taxa de inflação

Devido à enorme profusão de índices de inflação no país decidimos escolher o índice oficial do governo pois este serviria melhor como indicador das expectativas do mercado em relação à inflação. Entre Jan./1970 e Out./1985 o índice oficial foi o IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas; de Nov./1985 a Fev./1986 usou-se o IPCA-AMPLO (IBGE-Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística); de Mar./1986 a Fev./1991 o IPC (IBGE); de Mar./1991 em diante o INPC (IBGE) e a partir de março de 1999, o IPCA do IBGE. Os dados foram obtidos em *Análise Financeira* (1989) para os números até Dez./1988. A partir de Jan./1989 utilizamos o índice apresentado na Revista CENÁRIOS.

O índice oficial apresentado acima é calculado como um média dos preços diários do começo ao fim do mês. Isso quer dizer que a inflação medida reflete mudanças da *média* dos preços do mês anterior para a *média* do mês corrente. Dessa forma, um indicador mais preciso da inflação do mês fechado seria a média geométrica com pesos iguais das taxas de inflação de t e $t+1$. Como esse tipo de medida perde o significado com a mudança abrupta decorrente dos planos de estabilização, optou-se pela utilização de índices fechados fornecidos pelo governo para o mês subsequente a cada plano de estabilização⁵⁰.

Dado o motivo acima, nosso estudo será baseado no índice oficial geométrico. Entretanto, as estimativas também serão feitas levando em conta o índice oficial e, quando os resultados divergirem dos apresentados pelo índice geométrico, serão comentados. Vale lembrar que o período analisado vai de Jan/1975 a Set/2000. O gráfico 1 Apresenta a taxa de inflação geométrica.

⁵⁰ Esse procedimento alternativo foi usado por Garcia (1991) tendo sido utilizado o IGP-DI como índice nas suas estimações principais. Cati *et. alli.* (1999) também utilizam a média geométrica com o objetivo de estudar a existência de raiz unitária na série de inflação brasileira. Os dados referentes aos meses subsequentes à inflação foram retirados de Cati *et. alli.* (1999) no *site* do *Journal of Applied Economics*. Para o Plano Real optou-se por manter a taxa de inflação de junho de 94 e não a média geométrica entre junho e julho por não ter se encontrado o índice fechado do governo. Para as taxas negativas a partir do plano Real optou-se por manter as taxas negativas sem calcular a média geométrica.

Gráfico 1 – Taxa de inflação em % ao mês (1975:01 – 2000:09).

Fonte: ver texto.

3.2.2. Taxa de juros nominal

Os dados existentes de taxas de juros no Brasil são relativamente recentes. Somente com a criação do mercado de capitais em 1964 e o fim da Lei da Usura e de outros obstáculos para a livre movimentação das taxas de juros⁵¹ que estas passaram a ser sistematicamente apuradas. As séries de juros nominais aqui utilizadas passaram a ser publicadas mensalmente somente em 1974 pelo Banco Central. Ao invés dos trabalhos tradicionais que costumam utilizar apenas um segmento do mercado de títulos⁵², seguiremos o estudo realizado por Blumenschein (1994) que mostrou existir uma correlação muito baixa entre as diversas taxas de juros no Brasil, diferentemente dos EUA, por exemplo^{53,54}. Para os nossos propósitos isso quer dizer que não só o efeito Fisher pode ser diferente em cada um dos

⁵¹ Ver Rocha (1988) e Andima (1997) para uma abrangente discussão sobre o assunto.

⁵² Como o estudo de Garcia (1991), por exemplo, que usou somente o Certificado de Depósito Bancário (CDB) pré-fixado.

⁵³ Os estudos empíricos do efeito Fisher para os EUA costumam usar as *Treasury Bills* que seriam semelhantes às taxas de juros cobradas sobre os títulos emitidos pelo Banco Central.

⁵⁴ A alta correlação entre os diversos mercados de títulos nos EUA permite dizer que o efeito Fisher poderia ser estimado para um único mercado. Entretanto, a simples correlação não capta as relações dinâmicas de curto e longo prazo entre a taxa de juros e a expectativa de inflação.

mercados como o grau de aversão ao risco e o prêmio de risco podem divergir entre as diferentes taxas.

A primeira taxa a ser considerada é a taxa de juros cobrada sobre os títulos públicos federais (*over-selic*) e representa o título mais negociado em cada período (LTN, ORTN etc.). Os dados foram obtidos em *Análise Financeira* (1989) e *Revista Cenários*⁵⁵ e, segundo Blumenschein (1994:15), “this market is a repurchase contract market which pay overnight interest rate. The holders of government securities use this market to obtain capital by using these securities as collateral”. Seleccionamos, também, três taxas de juros do mercado secundário sendo uma representado a remuneração das aplicações em CDB’s pré-fixados (*borrowing rate*) e as outras representando o custo efetivo dos empréstimos (*lending rates*) e aqui representadas pela taxa de financiamento de capital de giro e pela taxa de desconto de duplicatas. Dois aspectos importantes devem ser considerados para efeito de estimação. Em primeiro lugar, entre junho de 1979 e dezembro de 1980 as taxas de juros reais apresentaram-se fortemente negativas devido aos limites impostos pelo governo aos empréstimos em cruzeiro como forma de forçar a captação de recursos externos (Resolução 63 e Lei n. 4131). Em segundo lugar, entre agosto de 1982 e janeiro de 1984 os CDB’s foram, por força de lei, pós-fixados. Como forma de contornar este problema e manter a coerência da série utilizou-se a remuneração das letras de câmbio, que são necessariamente prefixadas. Todas as taxas foram obtidas em *Análise Financeira* (1989) para os dados até 1988 e a partir daí obtemo-nas na *Revista Cenários*⁵⁶. Adicionaremos à nossa análise a taxa de juros cobrada sobre os títulos públicos estaduais que obtivemos em Andima (1997). O procedimento de apuração dos dados é semelhante ao dos títulos federais. Vale dizer que, para a taxa estadual, nossos dados começam em outubro de 1980 e terminam em outubro de 1997.

A maturidade dos títulos usados neste trabalho varia de trinta dias a um ano e nenhuma série apresentada mantém um padrão constante de maturidade ao longo do tempo.

Como último comentário, consideraremos nas estimativas as taxas de juros nominais descontados os impostos cobrados. Segundo Darby (1975), Feldstein (1976), Nielsen (1981) e Summers (1983), a existência de taxação sobre os rendimentos nominais eleva o efeito Fisher pleno para mais de um para manter a taxa de juros real constante. No

⁵⁵ Andima (1997) apresenta dados semelhantes aos da *Análise Financeira* (1989).

caso com incerteza a existência de taxao levaria a um efeito esprio extra ao aumentar o prmio de risco simplesmente porque a taxa de juros nominal seria maior do que a efetivamente percebida pelos agentes em rela infla. A inclus da taxa no nosso modelo pode ser feita multiplicando a taxa de juros nominal por um fato $(1-t)$ onde t o imposto a ser cobrado. Quase todos os dados coletados nas publicaes acima j vem descontados da taxa no sendo possvel detectar as diversas modificaes nas alquotas ao longo do tempo⁵⁷. As nicas sries que no so descontadas so as *lending rates* pois os dados coletados a partir de 1989 no separam o imposto da taxa nominal. Os grficos das taxas de juros so apresentadas no grfico 2.

Grfico 2 – Taxa de juros nominal (1975:01 – 2000:09).

Fonte: ver texto.

3.2.3. Consumo

No existem dados de consumo confiveis com periodicidade mensal no Brasil. Mesmo os dados trimestrais existentes so estimados com base nos dados anuais, como em

⁵⁶ As duas publicaes apresentam dados compatveis pois a primeira um apanhado das taxas apresentadas na Revista Cenrios.

⁵⁷ Andima (1997) e Anlise Financeira (1989) apresentam mais detalhes sobre a taxa sobre os rendimentos nominais.

Issler *et. alli.* (1999). Entretanto, os testes de raiz unitária que serão feitos no capítulo seguinte exigem que os dados de inflação e juros nominais sejam mensais⁵⁸ o que, para efeito de compatibilização com o modelo, exige que os dados de consumo também sejam mensais. Dessa maneira, usaremos algumas *proxies* para a série de consumo.

A primeira opção que surge como possível *proxy* é utilizar uma medida mensal de PIB. Infelizmente, nossos dados de PIB mensal, calculados pelo Banco Central, existem apenas a partir de 1989 o que diminui de forma considerável a quantidade de observações disponíveis. Dessa forma, utilizaremos a produção industrial de bens de consumo duráveis e não-duráveis⁵⁹ calculada pelo IBGE desde Jan/1975 como *proxy* para nossa série de consumo. Para efeitos de comparação, usaremos o Índice de Faturamento Real do Comércio calculado pela Federação do Comércio do Estado de São Paulo. Este índice também é subdividido entre faturamento de bens duráveis e não duráveis sendo que a série se inicia em Jan./1979⁶⁰. Todos os dados foram dessazonalizados. Os gráficos das séries apresentam-se abaixo.

Gráfico 3 – Logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens de consumo não duráveis (1975:01 – 1999:08).

Fonte: ver item 3.2.3.

Gráfico 4 – Logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens de consumo duráveis (1975:01 – 1999:08)

Fonte: ver item 3.2.3.

⁵⁸ O motivo dessa exigência será explicitado no próximo capítulo.

⁵⁹ A estimativa usando a subdivisão entre duráveis e não duráveis pode ser justificada pelo fato de que é difícil calcular o fluxo de serviços dos duráveis com os dados existentes. Assim, nossa intenção é ver se não há diferenças substanciais usando essas duas variáveis.

⁶⁰ Aos resultados usando os dados da Federação serão feitos comentários caso haja diferenças entre os do IBGE.

3.3. Estimação

3.3.1. Testes de raiz unitária

O modo como trataremos as séries na estimação do GARCH bivariado e na cointegração dependem de suas estruturas estocásticas. No caso do primeiro modelo a ser estimado devemos saber se as séries são estacionárias ou não para podermos estimar a equação da média de forma consistente. Essa informação também é fundamental para a estimação por cointegração, já que esta requer a não estacionariedade das variáveis envolvidas. Para sabermos se as séries possuem raízes unitárias ou não utilizaremos os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (1979,1981) e de Phillips-Perron (PP) (1988) por serem os mais comuns na literatura. Seguindo a sugestão de Cati et alli.(1999) também usaremos o teste proposto por Stock (1990) que é uma modificação do teste PP. Este teste (MZ_{α}) está menos sujeito a distorções de tamanho na presença de correlação serial na primeira diferença dos dados.

Antes de iniciarmos os testes seria conveniente discutirmos alguns aspectos referentes às séries de inflação e de juros que não ocorrem nas séries de consumo. A análise dos gráficos da seção anterior deixa transparecer dois problemas potenciais das séries. O primeiro refere-se à questão levantada por Cati et alli. no que se refere à estacionariedade das variáveis. Os testes padrões realizados pelos autores mostram que as séries não apresentam raiz unitária no período iniciado em jan/1974 e terminado em jun/1993. Segundo suas estimativas a inflação apresenta “mais estacionariedade” no período da década de 80 do que na década de 70. Esse resultado parece ser paradoxal se levarmos em conta o caráter hiperinflacionário da década de 80 em relação à moderação inflacionária na década de 70. De fato, quando os autores propõem modificações no formato dos testes através da introdução de *dummies* específicas aos planos de estabilização os resultados passam a indicar a presença de uma raiz unitária. A razão disso é que a existência de planos de estabilização de curta duração altera as propriedades estatísticas das variáveis levando a rejeitar a hipótese de raiz unitária mais vezes do que o correto. A análise dos autores supõe que os planos de estabilização tenham duração pequena e conhecida o que não ocorre quando consideramos a introdução do Plano Real no período observado. Neste caso,

devemos entender o Plano Real como uma mudança permanente nas séries de inflação e juros o que pode ser percebido nos gráficos acima. Assim, podemos entender o período iniciado em junho/94 como uma quebra estrutural com data de quebra conhecida. Isso nos leva aos testes de Perron (1989,1994) para quebra estrutural que serão utilizados conjuntamente com o teste sugerido por Cati et alli. Para efeito de comparação, realizaremos os testes padrão e, em seguida, realizaremos os testes propostos acima⁶¹.

O teste ADF supõe que um estrutura ARMA estacionária e invertível pode ser aproximada por um processo autoregressivo de ordem k do seguinte tipo⁶²:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \eta_t \quad (53)$$

A hipótese H0 de uma raiz unitária é $\rho = 0$ contra a alternativa Ha de que $\rho < 0$. A escolha do lag k pode ser de duas maneiras: através do procedimento chamado *general to specific* onde testa-se a significância do último coeficiente da defasagem até que se obtenha uma significativa ou; através dos critérios de seleção de modelos, sendo o BIC o mais conhecido e por nós utilizado. Após uma revisão da literatura, Maddala e Kim (1998) sugerem o uso da primeira alternativa como a mais adequada apesar de ainda não haver consenso sobre qual o melhor critério. Assim, utilizaremos os dois critérios e explicitaremos quando houver discrepância entre os resultados.

O teste de PP baseia-se numa correção não-paramétrica de α na seguinte autoregressão de primeira ordem⁶³:

$$y_t = \hat{\eta} + \hat{\gamma}t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (54)$$

com

⁶¹ Há um problema em se realizar esses testes sobre a taxa de inflação. Como salientado por Fava e Alves (1998) a série de inflação brasileira de jan/74 a jun/94 pode ter sido gerada por um processo de integração fracionária, ou seja, apresentam longa persistência. O problema em se considerar tal análise neste trabalho é que a pretendida análise de cointegração de Johansen teria que ser substituída pela análise de cointegração fracionária que ainda não está bem estabelecida na literatura. Ver a última seção desse capítulo para mais detalhes.

⁶² Ver Said e Dickey (1984) para uma demonstração.

⁶³ A partir daqui seguiremos de perto os procedimentos de Cati et. alli. (1999) pois estes tratam especificamente das séries de inflação e juros nominais e dos problemas de quebras estruturais que envolvem essas variáveis.

$$s_u^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2}{T}$$

Seja $\tilde{y}_{t-1}$ os resíduos de uma regressão por OLS de y_{t-1} numa constante e numa tendência⁶⁴. O teste Z_α é definido por:

$$Z_\alpha = T(\hat{\alpha} - 1) - (s^2 - s_u^2) / 2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \quad (55)$$

onde s^2 é um estimador consistente da função de densidade espectral na frequência zero de Δz sob a hipótese nula de uma raiz unitária, denominada de $h_{\Delta z}(0)$ ⁶⁵. Para se calcular s^2 usaremos o estimador de densidade espectral autoregressivo baseado na primeira diferença dos dados. Perron e Ng (1998) mostram que este estimador é superior ao estimador tradicional de Andrews (1991). Assim, s^2 será:

$$s^2 = \frac{s_{ek}^2}{(1 - \hat{b}(1))^2} \quad (56)$$

onde

$$s_{ek}^2 = \sum_{t=1}^2 \hat{e}_{tk}^2 \quad \text{e} \quad \hat{b}(1) = \sum_{j=1}^k b_j$$

⁶⁴ Como sugerido em Elliot *et. alli.* (1996) estimaremos essa regressão também por GLS pois este método permite estimativas mais eficientes dos componentes determinísticos e quando os resultados forem diferentes serão comentados.

⁶⁵ z é uma função de ruído modelada como um processo ARMA. Em outras palavras, o processo y_t pode ser considerado da seguinte forma:

$$y_t = \mu + \beta t + z_t,$$

$$A(L)z_t = B(L)e_t,$$

onde $A(L)$ é um polinômio autoregressivo de ordem p no operador defasagem L e $B(L)$ é um polinômio de média móvel de ordem q . Ver Phillips e Perron (1988) para mais detalhes sobre o estimador consistente s^2 .

com $\hat{b}_j$ e $\{\hat{e}_{ik}\}$ obtidos da seguinte autoregressão aumentada em Δy_t :

$$\Delta y_t = c + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j \Delta y_{t-j} + e_{ik} \quad (57)$$

Da mesma forma do teste ADF, a seleção de k será baseada no BIC e no procedimento *general to specific*. Por fim, utilizaremos o teste proposto por Stock (1990), que se trata de um teste de Phillips-Perron modificado. Segundo Perron e Ng (1996), esse teste tem propriedades de poder e tamanho superiores para uma grande variedade de processos geradores de dados. Sua especificação é a seguinte:

$$MZ_\alpha = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s^2) / \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right) \quad (58)$$

Novamente, $\tilde{y}_t$ é o resíduo da regressão de y_t numa constante e numa tendência caso essas sejam significativas no modelo e s^2 é o estimador de densidade espectral autoregressivo como definido anteriormente. Segundo Perron e Ng (1998), a expressão (58) pode ser rescrita da seguinte forma:

$$MZ_\alpha = Z_\alpha + (T/2)(\hat{\alpha} - 1)^2 \quad (59)$$

Como afirmamos anteriormente, os testes acima são pouco robustos a quebras nas séries. No caso específico de nosso estudo, a taxa de inflação e a taxa de juros nominal apresentam *inliers* devido aos planos de estabilização ocorridos, o que viesaria os testes de raiz unitária levando a rejeitar a existência de raiz unitária mais vezes do que o correto. Para contornar esse problema, Cati et alli (1999) sugerem a seguinte especificação:

$$y_t = \mu + \beta x + \sum_{j=1}^p [\kappa_j DA(j)_t + \lambda_j DB(j)_t + \phi_j D(j)_t] + \eta_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta \Delta y_{t-i} + v_t, \quad (60)$$

onde j refere-se ao plano de estabilização j e,

$DA(j)_t = 1$ para o primeiro mês do plano j e $DA(j)_t = 0$ para o resto da série (pulse dummy)

$DB(j)_t = 1$ para o primeiro mês depois do fim do plano j e $DB(j)_t = 0$ para o resto da série (pulse dummy) e

$D(j)_t = 1$ durante a vigência do plano j e $D(j)_t = 0$ para o resto da série (level dummy)

Segundo os autores, “with a unit root or an explosive process, $DA(j)_t$ acts as a one-time blip that becomes a permanent decrease in level (the beginning of the plan). The dummy $DB(j)_t$ also acts as a one-time blip that becomes permanent thereby marking the end of the plan. When the series is stationary, $D(j)_t$ acts as a temporary level shift that marks the occurrence of the plan”. A distribuição assintótica dos testes de raiz unitária não é alterada pelas alterações propostas caso os planos tenham uma duração fixa conforme cresça a amostra e sejam de curta duração. Isso quer dizer que o Plano Real não se enquadra na análise proposta já que não teve duração fixa e não foi curto como podemos ver na tabela abaixo. Mesmo com a mudança do regime cambial em janeiro de 1999 não foram percebidas mudanças acentuadas na taxa de inflação que permita entender a troca de regimes como o fim do Plano Real. De fato, Schwartz (1999) e Pereira e Carvalho (2000) mostram que o coeficiente de *passsthrough* entre a variação da taxa de câmbio nominal e a variação da inflação foi de apenas 9,6%. Esse número é relativamente baixo se compararmos com os 4,2% ocorridos nas flutuações cambiais na Europa em 1992 e aos 25,1% das outras experiências latino americanas na década de 90. Além disso, o Plano Real tinha como fundamento principal o fim da indexação. A eficácia obtida no alcance dessa meta foi um dos fatores que não levaram à propagação da inflação nos meses seguintes a desvalorização. Isso mostra o caráter permanente do Plano que se iniciou em 1994.

Tabela 4 – Planos de estabilização e duração			
Planos	Período	Duração (meses)	Queda da inflação
Cruzado	86:03-86:10	7	
Bresser	87:07-87:09	3	14,03 (97,7%)
Verão	89:02-89:04	3	16,75 (78,1%)
Collor 1	90:03-90:05	3	75,17 (95,8%)
Collor 2	91:02-91:06	5	9,53 (46,2%)
Real	94:07-00:09	75	—————

Fonte: Cati et alli. (1999). Os dados do Plano Real não são relatados no artigo e a duração de 75 meses refere-se ao período da amostra considerada no trabalho.

O que fica da discussão acima é que a equação (60) somente pode ser estimada até o período exatamente anterior ao Plano Real. Para podermos testar o período completo devemos supor que o Plano Real seja uma mudança permanente (quebra estrutural) no padrão inflacionário e da taxa de juros no Brasil. Para entendermos melhor o problema posto, discutiremos inicialmente como testar a existência de raiz unitária numa série com quebra estrutural.

Partimos do princípio que todos os testes arrolados acima pressupõem que não há quebras estruturais nas variáveis analisadas. Entretanto, Perron (1989,1994) mostra que se houver algum tipo de quebra na série o poder do teste ADF é ainda menor do que geralmente é sob “condições normais de temperatura e pressão”, levando a aceitar a hipótese de raiz unitária mais vezes do que o correto. A idéia é que uma série que seria tendência-estacionária pode apresentar uma raiz unitária espúria devido a presença de uma quebra que mude o intercepto e/ou a inclinação da variável. Para tratar econometricamente essas quebras Perron introduz uma série de testes robustos e baseia sua análise empírica nas mesmas variáveis analisadas por Nelson e Plosser (1982). Estes autores, após realizar testes de raiz unitária para diversas séries econômicas americanas, concluem que elas têm uma raiz unitária. Os resultados de Perron são exatamente o contrário. Supondo a existência de quebras exógenas ocorridas em função das crises de 1929 (mudando o intercepto) e do petróleo de 1973 (mudando a declividade) encontram-se fortes evidências de que as séries analisadas são de fato estacionárias.

Os testes propostos por Perron partem de uma modificação nos testes ADF considerando três possibilidades:

$$\text{Modelo (1)} \quad y_t = \mu + DP_t + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (61)$$

$$\text{Modelo (2)} \quad y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DL_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo (3)} \quad y_t = \mu_1 + y_{t-1} + DP_t + (\mu_2 - \mu_1)DL_t + \varepsilon_t, \text{ onde}$$

$$A(L)\varepsilon_t = B(L)v_t, \text{ sendo } v_t \approx i.i.d.(0, \sigma^2)$$

$$DL_t = 1 \text{ se } t > T_B + 1 \text{ e } DL_t = 0 \text{ se } t \leq T_B + 1 \text{ (Level dummy)}$$

$$DP_t = 1 \text{ se } t = T_B + 1 \text{ e } DP_t = 0 \text{ se } t \neq T_B + 1 \text{ (Pulse dummy)}$$

Hipótese alternativa:

$$\text{Modelo (1)} \quad y_t = \mu + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DL_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo (2)} \quad y_t = \mu_1 + \beta t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo (3)} \quad y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DL_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \varepsilon_t, \text{ onde}$$

$$DT_t^* = t - T_B \text{ se } t > T_B \text{ e } DT_t^* = 0 \text{ se } t \leq T_B$$

$$DT_t = t \text{ se } t > T_B \text{ e } DT_t = 0 \text{ se } t \leq T_B$$

No modelo (1), a hipótese nula é caracterizada pela presença de uma raiz unitária e de uma *pulse dummy* que muda a série permanentemente no instante T_B enquanto a hipótese alternativa caracteriza-se pela mudança no intercepto da tendência determinista, usando uma *level dummy*. Esse modelo foi usado para estudar o *crash* de 1929 e tem como objetivo testar a hipótese de raiz unitária quando da presença de quebra no nível da série. O modelo (2) é chamado de modelo de “mudança de crescimento” e tem por objetivo testar a hipótese nula de que há uma raiz unitária e uma *level dummy* que leva a uma mudança no *drift* do *random walk*, que vai de μ_1 antes do choque para $(\mu_2 - \mu_1)$ após o choque. A hipótese alternativa supõe uma mudança na inclinação da tendência determinista após o choque, que é dada pela *dummy* DT_t^* . Por fim, o modelo (3) incorpora ambas as mudanças dos modelos (1) e (2) simultaneamente.

A análise de todo o período amostral necessita, assim, de juntarmos as equações (60) e (61). Partindo da equação mais geral (com uma *pulse dummy* e uma *level dummy*) estimaremos a equação seguinte:

$$y_t = \mu + \beta t + \sum_{j=1}^p [\kappa_j DA(j)_t + \lambda_j DB(j)_t + \phi_j D(j)_t] + \gamma y_{t-1} + \omega DL_t + \varphi DP_t + \psi DT_t + \sum_{i=1}^k \delta \Delta y_{t-i} + v_t \quad (62)$$

onde o terceiro termo do lado direito representa as *dummies* dos planos fracassados e os quinto, sexto e sétimo termos representam as *dummies* do Plano Real.

A equação (62) corresponde ao modelo chamado *innovational outlier* (IO) (*outlier* inovativo), ou seja, a mudança para a nova função de tendência é **gradual**. Esse modelo serve para explicar, por exemplo, o efeito do *crash* de 29 sobre as ações negociadas em bolsa nos Estados Unidos. Estas começaram a cair e voltaram de forma gradual para a nova tendência. cremos que não seja esse o nosso caso. Com efeito, o gráfico 5 mostra que nossas séries comportam-se de acordo com o modelo chamado de *aditive outlier* (AO) (*outlier* aditivo). O motivo é que a mudança na função de tendência ocorre **instantaneamente**.

Gráfico 5 – Índice de inflação com tendência

Fonte: ver texto.

Para comparar com os resultados do modelo de *innovational outlier*, testaremos também o modelo de *aditive outlier*, o qual é dado pela seguinte fórmula⁶⁶:

⁶⁶ Para se testar raiz unitária com quebra estrutural seguindo o modelo de *outlier* aditivo, geralmente procedemos em dois passos. Primeiro, eliminam-se os componentes determinísticos e, com os resíduos dessa regressão, testa-se a existência de raiz unitária. Esse não será nosso procedimento aqui pois, segundo Perron e

$$y_t = \eta + \gamma + \sum_{i=0}^{k+1} \sum_{j=1}^p \phi_{j,i} D(j)_{t-i} + \theta DT^*_t + \varphi DL_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + v_t \quad (63)$$

As tabelas de 5 a 7 apresentam os resultados do teste de Dickey Fuller aumentado em sua forma tradicional para as séries utilizadas no trabalho⁶⁷. Devido à quebra estrutural causada pelo Plano Real trabalharemos com três alternativas: de janeiro de 1975 até junho de 1994, de julho de 1994 até setembro de 2000 e o período completo.

Tabela 5 – Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado – 1975:01 a 2000:09⁶⁸

Séries	defasagens	estatística t	constante e/ou tendência
Índice de Inflação Geom.	0	- 4.30	constante
<i>Overnight</i>	2	- 3.34*	constante
CDB	10	- 2.29**	constante
CG	9	- 2.01**	constante
DD	3	- 3.32*	constante
Estadual ¹	1	- 3.64	constante
ND	7	-13.08	_____
DU	4	-10.50	_____

Nota: (1) período de 1980:10 a 1997:10. Todas as séries estão em logaritmo; CG = capital de giro; DD = desconto de duplicata; ND = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens não duráveis; DU = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens duráveis. A regra de decisão utilizada foi a *general to specific* sendo que o BIC mostrou-se incompatível com essa escolha no caso de algumas variáveis. Os testes de Ljung-Box para os resíduos apresentaram ruídos brancos em todas as séries. * indica raiz unitária a 1% e ** indica raiz unitária a 5%. Valores críticos de MacKinnon (1991).

A tabela 5 mostra que não há uma conclusão inequívoca sobre a existência de raiz unitária nas variáveis. Algumas apresentam não estacionariedade a 5% e outras apenas a 1% enquanto as séries de juros estadual, inflação e consumo apresentaram estacionariedade. Desconsiderando o período pós-Real, o resultado é o mesmo obtido em outros artigos, ou seja, de que não há raiz unitária nas séries. Esse resultado pouco intuitivo será reconsiderado nos testes baseados em Cati et al.⁶⁹.

Vogelsang (1993), essa estratégia leva a substanciais problemas de inferência quando os componentes determinísticos incluem variáveis *step dummy*.

⁶⁷ Os resultados apresentados nas tabelas 5 a 9 foram obtidos utilizando o pacote econométrico EViews 3.1.

⁶⁸ Poderíamos realizar testes para mais de uma raiz unitária baseado em Dickey e Pantula (1987). Entretanto, como os testes de Cati et al. (1999) que serão utilizados dependem de quebras estruturais específicas às séries não há como aplicarmos os testes de Dickey-Pantula.

⁶⁹ Esses testes não supuseram qualquer tipo de quebra estrutural nas séries. Para testar a existência dessa quebra Perron (1997) apresenta o modelo da equação (60) na qual *dummies* de intercepto e tendência são acopladas às equações de Dickey-Fuller tradicionais como forma de se testar a presença de quebras. A

Os testes para o período pós-Real não indicam estacionariedade em todas as séries. As séries de capital de giro e desconto de duplicata apresentam raiz unitária segundo o teste de Dickey-Fuller. Da mesma forma, a taxa de juros estadual também apresenta não estacionariedade. Esses resultados são parcialmente corroborados pelos testes de Phillips-Perron (PP) e PP modificado. No primeiro, apenas o CDB indica não estacionariedade para o período completo enquanto no segundo teste as séries de capital de giro e desconto de duplicata voltam a apresentar tendência estocástica no período pós-Real, como apresentado no teste de Dickey-Fuller.

Mas se algumas das séries de juro mostram-se não-estacionárias no período pós-Real o mesmo não ocorre com a série de inflação. Todos os testes indicaram que esta é, de fato, estacionária. Isso, entretanto, nos leva a não utilizar o período pós-Real em nosso estudo pois a cointegração é realizada supondo que haja pelo menos duas séries que sejam integradas.⁷⁰ Por fim, notem que as séries de consumo apresentam estacionariedade em todos os períodos, o que é de se esperar dado o aspecto visual das variáveis analisadas.

diferença é que agora a escolha da quebra se dá endogenamente e é dada pelo valor pelo qual a estatística t é minimizada no teste de $\alpha=1$. Nessa formulação, testamos $\alpha=1$ na seguinte regressão feita por OLS:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

onde $DU_t = 1(t > T_b)$, $D(T_b)_t = 1(t = T_b + 1)$ e $DT_t = 1(t > T_b)t$ e $1(\cdot)$ é a função indicador. Nesse modelo o momento de quebra é escolhido de forma a minimizar a estatística t para testar que $\alpha=1$. Os resultados obtidos são apresentados na tabela abaixo

Teste de raiz unitária de Perron (1997) com quebra endógena – 1975:01 a 2000:09

Séries	Estatística t	T_b (k)
Índice de Inflação Geométrico	-8.49	1994:05 (0)
<i>Overnight</i>	-6.46	1994:07 (1)
CDB	-6.05	1994:03 (12)
CG	-6.11	1994:05 (10)
DD	-5.74	1994:05 (9)
Estadual	-5.65	1994:07 (1)

Nota: T_b indica a data de quebra escolhida endogenamente de forma a minimizar a estatística t . k é a defasagem escolhida de acordo com o método *general to specific*. * indica raiz unitária a 1% e ** indica raiz unitária a 5%. Valores críticos em Perron (1997:362). Os testes foram realizados no programa RATS 4.2.

Os resultados acima indicam, como antes, que as séries não possuem raiz unitária para o período completo. Novamente, esse teste não considera as quebras temporárias decorrentes dos planos de estabilização fracassados e, por isso, não é estatisticamente acurado para os nossos propósitos mas serve para enfatizar as distorções que ocorrem quando esses planos não são considerados.

⁷⁰ Os testes de raiz unitária sobre as variáveis de variância e covariância indicam que estas são estacionárias, como vemos na seção 3.3.3.

Tabela 6 – Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado – 1975:01 a 1994:06

Séries	defasagens	estatística t	constante e/ou tendência
Índice de Inflação Geom.	1	- 5.91	tendência e constante
<i>Overnight</i>	2	- 4.15	tendência e constante
CDB	5	- 4.30	tendência e constante
CG	1	- 5.38	tendência e constante
DD	1	- 5.50	tendência e constante
Estadual ¹	1	- 5.06	tendência e constante
ND	7	-11.99	_____
DU	1	-14.77	_____

Nota: (1) período de 1980:10 a 1994:06. Todas as séries estão em logaritmo; CG = capital de giro; DD = desconto de duplicata; ND = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens não duráveis; DU = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens duráveis. A regra de decisão utilizada foi a *general to specific* sendo que o BIC mostrou-se incompatível com essa escolha no caso de algumas variáveis. Os testes de Ljung-Box para os resíduos apresentaram ruídos brancos em todas as séries. * indica raiz unitária a 1% e ** indica raiz unitária a 5%. Valores críticos de MacKinnon (1991).

Tabela 7 – Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado – 1994:08 a 2000:09¹

Séries	defasagens	estatística t	constante e/ou tendência
Inflação Oficial	3	- 4.36	constante
<i>Overnight</i>	0	- 4.75	constante
CDB	0	- 5.95	constante
CG	1	- 2.01**	constante
DD	2	- 2.33**	constante
Estadual ²	1	-1.78**	_____
ND	3	-5.85	_____
DU	4	-5.69	_____

Nota: (1) não utilizamos o mês de julho de 1994 pois sua inclusão piorou sensivelmente os testes realizados. Isso pode ter ocorrido porque julho apresentou taxas de inflação e juros muito elevadas em comparação com os períodos seguintes, o que pode ter distorcido o teste implementado. Mais ainda, retiramos agosto de 94 do teste da série de inflação devido à média geométrica embutir um valor que distorce a série; (2) período de 1994:08 a 1997:10. Todas as séries estão em logaritmo; CG = capital de giro; DD = desconto de duplicata; ND = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens não duráveis; DU = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens duráveis. Os testes de Ljung-Box para os resíduos apresentaram ruídos brancos em todas as séries. * indica raiz unitária a 1% e ** indica raiz unitária a 5%. Valores críticos de MacKinnon (1991).

Tabela 8 – Teste de raiz unitária de Phillips – Perron

Períodos			
Séries	1975:01 a 2000:09	1975:01 a 1994:06	1994:08 a 2000:09 ¹
Índice de Inflação Geom.	-26.58	-61.07	-27.24
<i>Overnight</i>	-20.08	-40.43	-25.65
CDB	-13.99**	-58.18	-66.82
CG	-29.02	-59.05	-21.84
DD	-23.78	-60.65	-20.49
Estadual ²	-42.00	-53.66	-42.93
ND	-378.09	-277.83	-4702.69
DU	-1743.83	-360.81	-101.41

Nota: (1) não utilizamos o mês de julho de 1994 pois sua inclusão piorou sensivelmente os testes realizados. Isso pode ter ocorrido porque julho apresentou taxas de inflação e juros muito elevadas em comparação com os períodos seguintes, o que pode ter distorcido o teste implementado (2) a terceira coluna corresponde ao período de 1994:08 a 1997:10. Todas as séries estão em logaritmo; CG = capital de giro; DD = desconto de duplicata; ND = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens não duráveis; DU = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens duráveis. * indica raiz unitária a 1% e ** indica raiz unitária a 5%. Valores críticos de Fuller (1976): -20.3 para 1% e -14 para 5%.

Tabela 9 – Teste de raiz unitária de Phillips – Perron modificado

Períodos			
Séries	1975:01 a 2000:09	1975:01 a 1994:06	1994:08 a 2000:09 ¹
Índice de Inflação Geom.	-25.78	-69.67	-24.65
<i>Overnight</i>	-19.42*	-38.54	-21.55
CDB	-12.93**	-55.24	-59.00
CG	-28.30	-55.97	-17.73*
DD	-22.75	-55.85	-16.72*
Estadual ²	-40.92	-51.56	-31.13
ND	-146.77	-112.89	-4635.52
DU	-1450.09	-132.87	-37.69

Nota: (1) não utilizamos o mês de julho de 1994 pois sua inclusão piorou sensivelmente os testes realizados. Isso pode ter ocorrido porque julho apresentou taxas de inflação e juros muito elevadas em comparação com os períodos seguintes, o que pode ter distorcido o teste implementado (2) a terceira coluna corresponde ao período de 1994:08 a 1997:10. Todas as séries estão em logaritmo; CG = capital de giro; DD = desconto de duplicata; ND = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens não duráveis; DU = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens duráveis. * indica raiz unitária a 1% e ** indica raiz unitária a 5%. Valores críticos de Fuller (1976): -20.3 para 1% e -14 para 5%.

Dado que os testes tradicionais apresentam resultados nada intuitivos e, em alguns casos, conflitantes, realizaremos o teste de Dickey-Fuller como apresentado na equação (62). As tabelas 10 e 11 apresenta um resumo dos resultados ⁷¹.

⁷¹ Cati et alli também fazem modificações no teste de Phillips-Perron de forma a incorporar os *inliers* dos planos de estabilização. Como nosso trabalho não pretende fazer qualquer tipo de estudo exaustivo sobre o comportamento das séries analisadas, consideramos por bem nos limitar ao teste de Dickey-Fuller como apresentamos acima. Vale notar que Cati et alli alcançam resultados semelhantes quando utilizam os dois testes.

Tabela 10 – Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller-Cati-Perron-Garcia - IO

Séries	Períodos	
	1975:01 a 2000:09	1975:01 a 1994:06
Índice de Inflação Geom. ⁷²	-0.43**	0.18**
<i>Overnight</i>	-1.46**	-0.26**
CDB	-0.80**	-0.81**
CG	-2.31**	0.18**
DD	-3.34**	-1.55**
Estadual	-1.42**	-2.22**

Nota.: Todas as séries estão em logaritmo; CG = capital de giro; DD = desconto de duplicata; ND = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens não duráveis; DU = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens duráveis. * indica uma raiz unitária a 1% e ** indica uma raiz unitária a 5%. Para o período de 1975:01 a 1994:06 o valor crítico a 5% é o de Fuller (1976): -3.41. Para o período de 1975:01 a 2000:09 o valor crítico é o de Perron (1989) e é dado de acordo com o período de quebra. Considerando que a quebra se dá no 247º mês e o número de observações é de 309, temos que o tempo de quebra relacionado à amostra total é de $\lambda = 247/309 \cong 0.8$. Utilizando a tabela VI.B e o valor de 0.8 para a quebra temos que o valor crítico é de -4.04 a 5%.

Tabela 11 – Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller-Cati-Perron-Garcia - AO

Séries	Períodos	
	1975:01 a 2000:09	1975:01 a 1994:06
Índice de Inflação Geom.	-0.88**	-1.11**
<i>Overnight</i>	-2.21**	-2.09**
CDB	-0.73**	-0.22**
CG	-2.19**	-0.55**
DD	-3.22**	-1.55**
Estadual	-2.47**	-2.25**

Nota.: Todas as séries estão em logaritmo; CG = capital de giro; DD = desconto de duplicata; ND = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens não duráveis; DU = logaritmo da variação do índice de produção industrial de bens duráveis. * indica uma raiz unitária a 1% e ** indica uma raiz unitária a 5%. Para o período de 1975:01 a 1994:06 o valor crítico a 5% é o de Fuller (1976): -3.41. Para o período de 1975:01 a 2000:09 o valor crítico é o de Perron (1989) e é dado de acordo com o período de quebra. Considerando que a quebra se dá no 247º mês e o número de observações é de 309, temos que o tempo de quebra relacionado à amostra total é de $\lambda = 247/309 \cong 0.8$. Utilizando a tabela VI.B e o valor de 0.8 para a quebra temos que o valor crítico é de -4.04 a 5%.

Os resultados acima mostram que todas as séries de juros e inflação utilizadas nesse trabalho possuem uma raiz unitária. Isso quer dizer que a desconsideração dos planos de

⁷² Os autores consideram a possibilidade de *outliers* nas séries analisadas. Utilizando o teste de raiz unitária que considera a presença de *outlier* de Vogelsang (1999), eles identificam o período de 1989:08 a 1990:04 como *outliers*. Para contornar esse problema eles consideram na regressão com os *inliers dummies* de valor unitário nos períodos assinalados acima e zero nos demais. Como usamos exatamente a mesma série de inflação que eles, realizamos o teste e este continua apresentando raiz unitária, sendo que o teste para o período de 1975:01 a 2000:09 apresentou um valor de -3.03 e entre 1975:01 e 1994:06 apresentou um valor de -2.63, todos significantes a 5%. Não faremos os testes de raiz unitária considerando *outliers* para as outras variáveis porque foge ao escopo deste trabalho.

estabilização vies a teste em direção a não aceitar a existência de raiz unitária mais vezes do que o correto.

O próximo passo é calcular as variâncias e covariâncias apresentadas na equação (50). Para isso, na seção seguinte estimaremos um GARCH multivariado que permite que as relações dinâmicas entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento do consumo sejam calculadas simultaneamente.

3.3.2 Modelos GARCH multivariados

A modelagem tradicional utilizada em econometria geralmente baseava-se na estimação de uma equação para a média, ou seja, buscava-se explicar o primeiro momento condicional apenas. Com o surgimento do artigo de Engle (1982) não só a média mas também o segundo momento (variância) passou a ser estimado através de modelos de heterocedasticidade condicional auto-regressiva (ARCH). Com efeito, muitos modelos de finanças e de macroeconomia dependem de estruturas de variância e covariância que antes eram supostas incondicionais. Com o artigo de Engle o segundo momento passou a ser condicional, ou seja, a variância passou a depender de variáveis ocorridas anteriormente (da própria variância ou de outras variáveis). Nesse caso, o modelo ARCH univariado linear pode ser escrito como

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \\ \varepsilon_t &\approx N(0, \sigma_t^2) \end{aligned} \tag{64}$$

onde σ_t^2 é a variância e ε_t os erros da equação da média. A equação (64) é chamada de ARCH de ordem p, ou ARCH(p).

Bollerslev (1986) generalizou o processo ARCH permitindo que a variância condicional aparecesse na equação da variância condicional corrente levando à seguinte formulação:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \tag{65}$$

Esse processo é denominado de GARCH (p,q), ou seja, um ARCH generalizado de ordens p e q.

Esses modelos univariados apenas estimam a variância condicional. Para estimar a covariância precisaremos considerar uma outra classe de modelos que envolve um aprofundamento dos modelos univariados. Estes são os modelos GARCH multivariados que correspondem a uma extensão dos univariados e que permite que a matriz de variância-covariância das variáveis aleatória n-dimensionais ϵ_t dependa de elementos do conjunto de informação. Há três possibilidades tradicionais de modelagem do GARCH multivariado. A primeira é devida a Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988) que utilizam o operador **Vech** para estimar o modelo. O segundo foi estudado por Engle e Kroner (1995) e é chamado de **Bekk**⁷³ e a última possibilidade é a de Bollerslev (1990) e Baillie e Bollerslev (1990) que estudaram o modelo de **correlação condicional constante**.

Modelo Vech

Essa classe de modelo considera a estimação da matriz simétrica de variância-covariância apenas no triângulo inferior (ou superior)⁷⁴. Para N variáveis teríamos a estrutura GARCH multivariada da seguinte forma:

$$\begin{aligned} y_t &= c + bx_t + \varepsilon_t, & \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\approx N(0, H_t) \\ \text{vech}(H_t) &= C + \sum_{i=1}^q A_i \text{vech}(\varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}') + \sum_{j=1}^p \text{vech}(H_{t-j}) \end{aligned} \quad (66)$$

Onde y_t e x_t são vetores de (N x 1) variáveis, c é um vetor (N x 1) de constantes, vech (.) denota o operador coluna da porção inferior de uma matriz simétrica, ou seja, ele empilha a porção inferior de uma matriz N x N na forma de uma matriz (N(N + 1)/2) x 1, H_t é a matriz de variância-covariância condicional, ε_t é um vetor (N x 1) de inovações, C é um vetor (0.5N(N + 1) x 1) e A_i e B_j são matrizes (0.5N(N + 1) x 0.5N(N + 1)). Somente na estimação da matriz de variância-covariância o número de parâmetros a serem estimados chega a (0.25N²(N + 1)²(p + q) + N + 0.5N(N + 1).

⁷³ Esse nome é devido às iniciais de Baba, Engle, Kraft e Kroner, os autores que começaram a desenvolver esse tipo de modelagem.

Como se pode ver, se houver muitas variáveis a serem estimadas, o número de parâmetros aumenta consideravelmente. No caso de duas variáveis e $p = q = 1$, teríamos 21 variáveis para estimar na equação de covariância. No caso de 4 variáveis esse número pula para 210. Uma forma usual para contornar esse problema é considerar que as diagonais secundárias sejam iguais a zero. Essa forma de tratar o problema recebe o nome de *representação diagonal*. Nesse caso, um modelo bivariado com $p = q = 1$ teria apenas 9 parâmetros a serem estimados. Com efeito, teríamos a seguinte formulação:

$$\begin{aligned}\sigma_{11,t} &= c_{11} + a_{11,1}\varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11,1}\sigma_{11,t-1} \\ \sigma_{12,t} &= c_{12} + a_{12,1}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{12,1}\sigma_{12,t-1} \\ \sigma_{22,t} &= c_{22} + a_{22,1}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22,1}\sigma_{22,t-1}\end{aligned}\tag{67}$$

Nesse caso, as variâncias são explicadas apenas pelas variâncias no passado e pelo quadrado de seus erros no passado e a covariância é explicada pelas covariâncias passadas e pelos produtos cruzados dos erros passados.

Mas para que a parametrização seja correta, requer-se que a matriz de variância-covariância seja positiva definida para todos os valores de ε_t e x_t . Segundo Engle e Kroner (1995), essa restrição pode ser difícil de ser checada já que não há verificação durante a estimação. Para contornar esse problema, eles propõem uma nova classe de modelo.

Modelo Bekk

Nessa modelagem, a restrição das matrizes serem positivas definidas é satisfeita. Além disso, praticamente todos os modelos escritos em Vech podem ser escritos nessa formulação. Seguindo Engle e Kroner (1995), temos o seguinte modelo:

$$H_t = C'C + \sum_{k=1}^K C'_{1k} x_t x_t' C_{1k} + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q A'_{ik} \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_{ik} + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^p G'_{ik} H_{t-i} G_{ik}\tag{68}$$

⁷⁴ Há também o operador Vec que considera as porções inferior e superior da matriz. Ver Engle e Kroner (1995) para mais detalhes.

onde C , A_{ik} e G_{ik} são matrizes de parâmetros $N \times N$ com C triangular, C_{1k} são matrizes de parâmetros $J \times N$, x_t são variáveis exógenas $N \times J$ e o somatório K determina a generalidade do processo. Para ilustrar o modelo Bekk, considere um modelo GARCH(1,1) com $K=1$ e nenhuma variável exógena:

$$H_t = C'C + A'_{11}\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A_{11} + G'_{11}H_{t-1}G_{11} \quad (69)$$

ou, simplificando para o caso bivariado, temos:

$$H_t = C'C + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \quad (70)$$

ou, retirando o subscrito de tempo e os termos GARCH,

$$\begin{aligned} h_{11} &= c_{11} + a_{11}^2 \varepsilon_1^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_1\varepsilon_2 + a_{21}^2 \varepsilon_2^2 \\ h_{12} &= c_{12} + a_{11}a_{12}\varepsilon_1^2 + (a_{21}a_{12} + a_{11}a_{22})\varepsilon_1\varepsilon_2 + a_{21}a_{22}\varepsilon_2^2 \\ h_{22} &= c_{13} + a_{12}^2 \varepsilon_1^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_1\varepsilon_2 + a_{22}^2 \varepsilon_2^2 \end{aligned} \quad (71)$$

Assim, além de garantir que a matriz de variância-covariância é positiva definida, no modelo Vech teríamos que estimar 21 parâmetros enquanto nesse modelo o número de parâmetros a seres estimados cai para 11 (considerando a matriz de constantes como triangular).

Modelos de Correlação Condicional Constante e Dinâmica

Essa última variação dos modelos GARCH multivariados considera que a matriz de variância-covariância condicional é variante no tempo, mas as correlações condicionais são assumidas constantes, ou seja, todas as mudanças ao longo do tempo na covariância condicional são devidas a variações das duas variâncias condicionais, considerando um

modelo bivariado. Segundo Bollerslev (1990) e Bollerslev et al. (1992) essa hipótese simplifica muito os procedimentos de inferência.

Para analisar o modelo, considere uma matriz diagonal D_t , $N \times N$ tendo covariâncias condicionais ao longo de sua diagonal. Seja R_t a matriz de correlação condicional, ou seja,

$R_t = H_{t,jj} [H_{t,ii} H_{t,jj}]^{-\frac{1}{2}}, i, j = 1, 2, \dots, N$. Para que a correlação condicional seja constante assume-se que $R_t = R$, ou seja, a variação em H_t é determinada apenas pelas variâncias condicionais. Em termos formais, tem-se:

$$H_t = D_t^{\frac{1}{2}} R D_t^{\frac{1}{2}} \quad (72)$$

No caso bivariado temos a seguinte formulação:

$$H_t = \begin{bmatrix} \sigma_{11,t} & 0 \\ 0 & \sigma_{22,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t} & 0 \\ 0 & \sigma_{22,t} \end{bmatrix} \quad (73)$$

Nota-se que, agora, a inversão da matriz H_t , necessária para a estimação por máxima verossimilhança, é muito mais simples do que antes. De fato, a inversão em cada momento do tempo não é mais necessária; basta inverter a matriz R , já que as matrizes D_t são diagonais.

Esse tipo de formulação, apesar de facilitar o trato computacional, restringe a correlação a ser constante ao longo do tempo, uma hipótese claramente muito forte. Para solucionar esse problema, Engle (2001) construiu uma nova classe de modelos GARCH multivariados onde a correlação não é mais constante. Com efeito, permite-se que a matriz R seja variante no tempo, isto é,

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (74)$$

Identificação dos termos ARCH ou GARCH

Não há testes para determinar os coeficientes ARCH ou GARCH nos modelos multivariados. O procedimento tradicional nesses casos é realizar testes em equações univariadas para identificar a presença ou não de termos ARCH. Assim, utilizaremos dois testes padrão, quais sejam, a estatística Q do teste de Ljung-Box e o teste do Multiplicador de Lagrange (LM), proposto por Engle (1982).

O teste Q pode ser calculado em três passos, segundo Enders (1995). O primeiro envolve a estimação da equação da média, utilizando termos ARMA ou outras variáveis, para obter o quadrado dos erros, $\hat{\varepsilon}_t^2$. Com isso, podemos calcular a variância dos resíduos $\hat{\sigma}^2$ definida como:

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 / T \quad (75)$$

onde T é o número de resíduos. O segundo passo consiste de calcular as autocorrelações amostrais dos resíduos ao quadrado da seguinte forma:

$$\rho(i) = \frac{\sum_{t=i+1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\hat{\varepsilon}_{t-i}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2} \quad (76)$$

No terceiro passo, aplica-se o teste de Ljung-Box onde os valores individuais de $\rho(i)$ que são significativamente diferentes de zero indicam a presença de termos GARCH. A estatística

$$Q = T(T+2) \sum_{i=1}^T \rho(i) / (T-i) \quad (77)$$

tem uma distribuição assintótica χ^2 com n graus de liberdade. Rejeitar a hipótese nula de que os $\hat{\varepsilon}_t^2$ são não-correlacionados é equivalente a rejeitar a hipótese nula de que não existem termos ARCH ou GARCH.

O segundo teste possível é o Multiplicador de Lagrange (LM) de Engle (1982). O teste inicia-se com a estimação da equação da média, de onde retiram-se os erros ao quadrado que servem para identificar os termos ARCH na seguinte formulação:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 \quad (78)$$

Caso não haja termos ARCH ou GARCH os valores estimados de α_1 a α_q deveriam ser iguais a zero. Assim, a regressão teria pouco poder explicativo de forma que o coeficiente de determinação (R^2) seja baixo. Com uma amostra de T resíduos, sob a hipótese nula de nenhum termo ARCH, a estatística TR^2 converge para uma distribuição χ^2 . Se TR^2 for suficientemente grande, a rejeição da hipótese nula de que α_1 a α_q sejam conjuntamente iguais a zero é equivalente a rejeitar a hipótese nula de nenhum termo ARCH.

Estimação

Supondo que os erros tenham distribuição normal multivariada, podemos estimar o GARCH através da função de verossimilhança linearizada, como dada por Bollerslev et al. (1992):

$$l(\Theta; \Psi) = -n \frac{T - \mu}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=\mu+1}^T \ln |H_t| - \sum_{t=\mu+1}^T \frac{\varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t}{2} \quad (79)$$

onde Ψ é o vetor de parâmetros a serem estimados nas equações de covariância e $\mu = \max[p, q]$. Segundo Engle e Kroner (1995), as propriedades dos estimadores de máxima verossimilhança nos modelos GARCH não estão bem estabelecidos na literatura o que quer dizer que pode-se dizer pouco sobre as propriedades assintóticas do estimador.

Um problema relevante nesse tipo de estimação é que se assume normalidade dos resíduos o que, sabidamente, não é uma hipótese empiricamente comum. Com efeito, a distribuição dos erros nesses casos costuma ter caudas pesadas o que indica excesso de curtose (leptocurtose). Para contornar essa deficiência do estimador há duas soluções. A primeira

baseia-se no estimador de quase-máxima verossimilhança de Bollerslev e Wooldridge (1992). Estes apresentam um estimador consistente para a matriz robusta de variância-covariância e segundo Engle e Kroner (1995:11), “it is found that the conventional standard errors based on the outer product of the quasi-gradient obtained under the assumption of conditional normality tend to understate the true standard errors for the parameters in the conditional variance equation when conditional leptokurtosis is present.”

Outra possibilidade, sugerida por Bollerslev (1987), é utilizar a distribuição *t-student* com os graus de liberdade sendo estimados simultaneamente. Nesse caso, a função de verossimilhança passa a ser:

$$l(\Theta, \Psi) = -\frac{T-\mu}{2} \ln \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) \sqrt{(\nu-2)\pi}} - \frac{1}{2} \sum_{t=\mu+1}^T \ln |H_t| - \frac{\nu+n}{2} \sum_{t=\mu+1}^T \ln \left(1 + \frac{\varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t}{\nu-2} \right) \quad (80)$$

onde ν é o grau de liberdade. Quando $\nu \rightarrow \infty$ a distribuição converge para uma Normal mas quando $4 < \nu < \infty$ a curtose excede a curtose da Normal, que é igual a 3.

Para estimar a função de verossimilhança, precisamos de um método iterativo. Recomenda-se, usualmente, o algoritmo de Berndt et al. (1974), mais conhecido como BHHH, que é um método de calcular os parâmetros ótimos no qual o termo *updating* é encontrado por uma regressão de vetores de 1's nos *scores* ($\partial \ln L_t / \partial \Theta$):

$$\Theta^{(i+1)} = \Theta^{(i)} + \lambda_i \left(\sum_{t=1}^T \frac{\partial \ln L_t}{\partial \Theta} \frac{\partial \ln L_t}{\partial \Theta^{(i)}} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T \frac{\partial \ln L_t}{\partial \Theta^{(i)}} \quad (81)$$

onde i representa o número de iterações, λ é o tamanho do passo escolhido que é calculada em cada iteração para maximizar a função de verossimilhança em dada direção e $\mathbf{1}$ é o vetor de 1's.

Como critério de decisão entre os modelos, usaremos a versão multivariada da estatística de Schwartz que é dada por:

$$BIC(m) = \ln |\Sigma| + \frac{m}{T} \ln T \quad (82)$$

com m sendo o número de parâmetros estimados no modelo e $|\Sigma|$ sendo a matriz de covariância.

Resultados empíricos

O modelo teórico apresentado no capítulo 2 mostrou que a relação entre a taxa de juros e a inflação depende de termos de variância e covariância entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento do consumo. Para estimar os termos de segundo momento, propusemos a utilização do GARCH multivariado de onde obtém-se equações que descrevem o comportamento das variâncias da taxa de inflação e da taxa de crescimento do consumo e da covariância entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento do consumo.

Para dar início à estimação do GARCH primeiro identificaremos a equação da média numa estrutura univariada, como feito em Grier e Perry (2000). Estes autores identificaram estruturas ARMA e variáveis exógenas que impactavam na taxa de inflação e na taxa de crescimento do produto em equações univariadas. Para identificar possíveis problemas de inferência devidos à regressão espúria de variáveis de ordem $I(1)$, eles também realizaram testes de raiz unitária nas duas variáveis. Com a equação estimada, eles fizeram o teste Q para identificar a presença de autocorrelação nos resíduos ao quadrado. Comprovada a existência de correlação serial nestes, os autores usaram as especificações identificadas nas equações univariadas da média para estimar o GARCH bivariado.

Antes de prosseguir nessa metodologia devemos investigar a distribuição das variáveis utilizadas para identificarmos se a mesmas são normais ou não. Os gráficos 6, 7 e 8 mostram que as séries possuem distribuição não-normal e isso pode ser identificado através do teste de Jarque-Bera. Esse teste mede o grau de assimetria e curtose da série utilizando a seguinte estatística:

$$JB = \frac{N-k}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} (K-3)^2 \right) \quad (83)$$

A distribuição do teste é dada por uma χ^2 de ordem 2, ou seja, com valor crítico de 5,99 a 5%. Valores abaixo disso indicam que a distribuição é normal. No nosso caso, a normalidade das variáveis foi fortemente rejeitada.

Gráfico 6 – Taxa de crescimento da inflação

Gráfico 7 – Taxa de crescimento do consumo não durável

Gráfico 8 – Taxa de crescimento do consumo durável

Seguindo metodologia de Grier e Perry e com os resultados dos testes de raiz unitária realizados na seção anterior, estimamos as equações da média para a taxa de crescimento do consumo e para a *taxa de crescimento* da inflação, já que esta apresentou uma raiz unitária no nível. Os melhores modelos escolhidos para cada variável foram os seguintes:

Tabela 12 – Regressões por MQO para a taxa de crescimento da inflação

A – 1975:01 – 2000:09

$$\begin{aligned} \Pi_t = & 0.005093 - 0.375096 \Pi_{t-1} + 0.836491 \Pi_{t-2} + 0.448408 \Pi_{t-3} + 0.860313 \varepsilon_{t-1} \\ & (0.004285) \quad (0.107990) \quad (0.060536) \quad (0.096844) \quad (0.090452) \\ & - 0.644661 \varepsilon_{t-2} - 0.685934 \varepsilon_{t-3} - 0.137943 D_{cruzado} - 0.158069 D_{bresser} \\ & (0.096201) \quad (0.063713) \quad (0.010999) \quad (0.010417) \\ & - 0.280372 D_{verão} - 0.300457 D_{collor1} - 0.305370 D_{collor1abril} \\ & (0.010292) \quad (0.012620) \quad (0.012667) \\ & - 0.075753 D_{collor2} - 0.328514 D_{real} + \varepsilon_t \\ & (0.010613) \quad (0.010465) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.898$$

$$\text{Ljung-Box } Q(4) = 1.82$$

$$\text{Ljung-Box } Q(12) = 6.65$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(4) = 52.83$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(12) = 61.75$$

$$\text{Estatística LM} - \text{TR}^2 = 30.64$$

B – 1975:01 – 1994:06

$$\begin{aligned} \Pi_t = & 0.008239 + 0.472756 \Pi_{t-2} + 0.436319 \Pi_{t-3} + 0.435791 \nu_{t-1} - 0.493912 \nu_{t-2} \\ & 0.005083 \quad 0.139161 \quad 0.116781 \quad 0.067882 \quad 0.139765 \\ & - 0.467275 \nu_{t-3} - 0.135679 D_{cruzado} - 0.163931 D_{bresser} - 0.281817 D_{verão} \\ & 0.080101 \quad 0.012483 \quad 0.012566 \quad 0.012457 \\ & - 0.300321 D_{collor1} - 0.301345 D_{collor1abril} - 0.079408 D_{collor2} + \nu_t \\ & 0.014577 \quad 0.014595 \quad 0.012470 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.866$$

$$\text{Ljung-Box } Q(4) = 0.92$$

$$\text{Ljung-Box } Q(12) = 11.42$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(4) = 34.68$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(12) = 42.17$$

$$\text{Estatística LM} - \text{TR}^2 = 20.62$$

Nota: O números em parênteses são os desvios padrão. Q(4) e Q(12) são os testes de Ljung-Box para a quarta e décima-segunda ordens dos resíduos. Q²(4) e Q²(12) são os testes de Ljung-Box para as quarta e décima-segunda ordens dos resíduos ao quadrado. Os valores críticos ao nível de significância de 5% são 9.48 e 21.02 para 4 e 12 graus de liberdade, respectivamente. Os testes LM apresentados são com 5 graus de liberdade cujo valor crítico a 5% é 11,07. As variáveis que começam com D são *dummies* com valor 1 para o período inicial de cada plano de estabilização e zero nos outros períodos. A *dummy* Dcollor1abril tem valor 1 em abril de 1990 e 0 no restante dos meses.

Tabela 13 – Regressões por MQO para a taxa de crescimento do consumo não-durável

A – 1975:01 – 2000:09

$$C_t = 0.001590 - 0.145593 C_{t-2} + 0.709852 C_{t-3} - 0.352735 C_{t-4} - 0.567488 C_{t-6} \\ - 0.192353 C_{t-7} + 0.338484 C_{t-9} - 0.380267 \zeta_{t-1} - 0.738372 \zeta_{t-3} + 0.403725 \zeta_{t-4} \\ + 0.302458 \zeta_{t-6} - 0.301253 \zeta_{t-8} - 0.207315 D_{\text{collorabril}} + 0.165372 D_{\text{collor1maio}} + \zeta_t$$

(0.000562) (0.049721) (0.067986) (0.050561) (0.059922) (0.056148) (0.055442) (0.055261) (0.065455) (0.057318) (0.063239) (0.045750) (0.034756) (0.034617)

$$R^2 = 0.446$$

$$\text{Ljung-Box } Q(4) = 6.19$$

$$\text{Ljung-Box } Q(12) = 12.45$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(4) = 48.54$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(12) = 56.06$$

$$\text{Estatística LM} - \text{TR}^2 = 9.84$$

B – 1975:01 – 1994:06

$$C_t = 0.001619 - 0.131084 C_{t-2} + 0.707130 C_{t-3} - 0.320794 C_{t-4} - 0.625426 C_{t-6} \\ - 0.180164 C_{t-7} + 0.381173 C_{t-9} - 0.372557 \xi_{t-1} - 0.691344 \xi_{t-3} + 0.383033 \xi_{t-4} + \\ + 0.330319 C_{t-6} - 0.339572 C_{t-8} + \xi_t - 0.204626 d_{\text{collor1abril}} + 0.168621 d_{\text{collor1maio}}$$

0.000728 0.068623 0.074848 0.058178 0.068268 0.059035 0.074199 0.070606 0.073041 0.060482 0.072523 0.049909 0.032696 0.027211

$$R^2 = 0.484$$

$$\text{Ljung-Box } Q(4) = 3.02$$

$$\text{Ljung-Box } Q(12) = 7.10$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(4) = 43.43$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(12) = 50.75$$

$$\text{Estatística LM} - \text{TR}^2 = 1.35$$

Nota: Os números em parênteses são os desvios padrão. Q(4) e Q(12) são os testes de Ljung-Box para a quarta e décima-segunda ordens dos resíduos. Q²(4) e Q²(12) são os testes de Ljung-Box para as quarta e décima-segunda ordens dos resíduos ao quadrado. Os valores críticos ao nível de significância de 5% são 9.48 e 21.02 para 4 e 12 graus de liberdade, respectivamente. O teste LM apresentado para o item A possui 4 graus de liberdade e valor crítico a 5% de 5.99. Para o item B, o teste possui um grau de liberdade e valor crítico de 3.84. As variáveis que começam com D são *dummies* com valor 1 para o período inicial de cada plano de estabilização e zero nos outros períodos. A *dummy* Dcollor1maio tem valor 1 para Maio de 1990 e 0 no restante dos meses.

Tabela 14 – Regressões por MQO para a taxa de crescimento do consumo durável

A – 1975:01 – 2000:09

$$C_t = 0.002375 - 0.471719 C_{t-1} - 0.207864 C_{t-2} + 0.681473 C_{t-3} + 0.098577 \eta_{t-1} \\ - 0.799087 \eta_{t-3} + 0.184471 \eta_{t-4} - 0.433930 Dcollorlabril + 0.456298 Dcollorlmaio + \eta_t$$

(0.002415) (0.045461) (0.052229) (0.048611) (0.031248) (0.029821) (0.031133) (0.085197) (0.085065)

$$R^2 = 0.335$$

$$\text{Ljung-Box } Q(4) = 2.99$$

$$\text{Ljung-Box } Q(12) = 9.83$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(4) = 14.98$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(12) = 21.13$$

$$\text{Estatística LM – TR}^2 = 11.85$$

B – 1975:01 – 1994:06

$$C_t = 0.003410 - 0.411060 C_{t-1} - 0.173637 C_{t-2} + 0.704011 C_{t-3} - 0.845547 \kappa_{t-3} \\ + 0.198331 \kappa_{t-4} + \kappa_t - 0.427269 dcollorlabril + 0.439999 dcollorlmaio$$

0.002414 0.048409 0.054755 0.047603 0.000229 0.009311 0.087534 0.087008

$$R^2 = 0.342$$

$$\text{Ljung-Box } Q(4) = 2.85$$

$$\text{Ljung-Box } Q(12) = 9.47$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(4) = 10.95$$

$$\text{Ljung-Box } Q^2(12) = 17.06$$

$$\text{Estatística LM – TR}^2 = 9.28$$

Nota: Os números em parênteses são os desvios padrão. $Q(4)$ e $Q(12)$ são os testes de Ljung-Box para a quarta e décima-segunda ordens dos resíduos. $Q^2(4)$ e $Q^2(12)$ são os testes de Ljung-Box para as quarta e décima-segunda ordens dos resíduos ao quadrado. Os valores críticos ao nível de significância de 5% são 9.48 e 21.02 para 4 e 12 graus de liberdade, respectivamente. O teste LM apresentado para os itens A e B possuem 3 graus de liberdade e valor crítico a 5% de 7.81. As variáveis que começam com D são *dummys* com valor 1 para o período inicial de cada plano de estabilização e zero nos outros períodos.

Os resultados apresentados acima permitem duas conclusões. A primeira é que, apesar da equação da média apresentar-se bem especificada de acordo com a estatística Q nas variáveis de inflação e de consumo, o mesmo não podemos dizer sobre a variância, ou seja, as estatísticas apresentadas indicam a necessidade de modelá-la. O segundo aspecto refere-

se à intensidade da presença de termos condicionais na variância. Por exemplo, os testes Ljung-Box e LM para a taxa de inflação mostram a necessidade de modelar a variância de forma inequívoca o que é indicado pela aceitação dos testes a 1%, 5% e 10%. O mesmo não podemos dizer sobre a taxa de crescimento do consumo não-durável. As estatísticas LM, nesse caso, mostram-se não-significativas, ou seja, não detectam a presença de termos ARCH e/ou GARCH a serem modelados. Já no consumo durável, a estatística Q não indica a presença de volatilidade condicional na décima segunda ordem, mas para ordens superiores o teste de Ljung-Box volta a indicar correlação dos resíduos ao quadrado.

Todos os resultados apresentados indicam que a estimação da equação da média não é suficiente, devendo-se analisar a volatilidade condicional das variáveis. Para isso, estimaremos GARCH(1,1) univariados para as duas séries. Caso essa especificação elimine a heteroscedasticidade dos resíduos, isso sugeriria, mas não confirmaria, que um GARCH(1,1) multivariado poderia ser uma boa especificação.

Tabela 15 – Testes de diagnóstico para GARCH(1,1) univariado

	1975:01 – 2000:09	1975:01 – 1994:06
Inflação	AR(1,9,10) e GARCH Q(12) = 18.77 Q ² (12) = 10.68 LM (1) – TR ² = 0.16	AR(1,2,9), M1 e GARCH Q(12) = 16.57 Q ² (12) = 10.72 LM (2) – TR ² = 1.29
Consumo não-durável	AR(1,2,4,5,6,7,8) Q(12) = 17.10 Q ² (12) = 19.81 LM (6) – TR ² = 2.83	AR(1,2,4,5,6,7,8) Q(12) = 9.71 Q ² (12) = 11.94 LM (6) – TR ² = 4.17
Consumo durável	AR(1,2,4,5) e juros reais Q(12) = 9.74 Q ² (12) = 11.94 LM (3) – TR ² = 5.58	AR(1,2,4,5) Q(12) = 5.01 Q ² (12) = 11.60 LM (2) – TR ² = 1.22

Nota: ** indica não-significância da estatística a 5% e * indica não-significância da estatística a 1%. Todas as regressões de inflação incluíram as *dummys* dos planos de estabilização e as de consumo incluíram as *dummys* do Plano Collor 1. A variável M1 utilizada na equação da inflação foi obtida no site do IPEA e dela calculou-se a variação do logaritmo da taxa de crescimento da moeda dessazonalizada. A variável de juros real usada na equação de consumo durável representa a diferença dos logaritmos da taxa *overnight* e da taxa de inflação. As especificações acima das estatísticas representam os melhores modelos encontrados, tendo sido utilizado o critério de informação de Schwartz como forma de escolha. Os termos em parênteses na estatística LM correspondem aos graus de liberdade da χ^2 . Como os resíduos não apresentaram normalidade, usou-se o método de Bollerslev e Wooldridge (1992) para dar consistência às estimativas. O método iterativo usado foi o de BHHH para as equações de inflação mas para as de consumo esse método não obteve convergência. Assim, utilizamos o método de Marquardt nesse caso. O pacote econométrico usado foi o EVIEWS 3.1.

Quando estimamos as equações das tabelas de 12 a 14, estávamos preocupados em estimar somente a média, ou seja, o primeiro momento das variáveis. Quando estimamos o segundo momento de uma série por máxima verossimilhança, as interações entre as variáveis da

média e das variâncias modificam-se. Isso quer dizer que as especificações escolhidas nas tabelas de 12 a 14 não necessariamente seriam as especificações usadas na tabela 15. Isso de fato acontece com nossas séries. Por exemplo, para a série de inflação no período de 1975:01 a 2000:09 a especificação da tabela 14 ficou somente com os termos AR(1,9,10) e as *dummies* dos planos de estabilização. Além disso, captamos um componente GARCH significativo na equação da média dos dois períodos da inflação⁷⁵. Vale ressaltar que os resíduos utilizados para testar a autocorrelação são diferentes dos resíduos usados nas equações da média nas tabelas 12 a 14. No caso da análise do GARCH consideramos os *resíduos padronizados* que são dados pela divisão do resíduo da equação da média pelo desvio padrão condicional. Assim, ao invés de analisarmos ε_t , analisaremos ε_t/σ_t . Da mesma forma, a análise do resíduo ao quadrado agora é dada por $\varepsilon_t^2 / \sigma_t^2$.

Pelos resultados, podemos considerar o GARCH (1,1) como uma boa especificação. Além disso, esse modelo mostra-se como padrão na modelagem de sistemas multivariados devido à complexidade da estimação e da quantidade de variáveis estimadas para modelos mais complexos.

Os resultados positivos do GARCH univariado são mimetizados nos do bivariado. Com efeito, as tabelas 16 a 19 mostram que o GARCH(1,1) adere de forma adequada às variáveis estudadas. As estatísticas de Ljung-Box tanto para os resíduos padronizados quanto para os resíduos padronizados ao quadrado mostram a existência de ruído branco. Da mesma forma, a estatística LM também indica que não há mais correlação entre os resíduos padronizados ao quadrado. Outro ponto que vale ressaltar é que, como no GARCH univariado, o coeficiente da variância na equação da média da inflação mostrou-se significativo em todas as especificações.

⁷⁵ Engle et al. (1987) usam uma especificação de GARCH que considera a variância na equação da média condicional.

Gráfico 9 – Variância condicional da inflação

A – GARCH com consumo não-durável

1975-2000

1975-1994

B – GARCH com consumo durável

1975 – 2000

1975 - 1994

Gráfico 10 – Variância condicional do consumo

A – Consumo não-durável

1975 – 2000

1975 - 1994

B – Consumo durável

1975 – 2000

1975 - 1994

Gráfico 11 – Covariância condicional entre consumo e inflação

A – Consumo não-durável

1975 – 2000

1975 - 1994

B – Consumo durável

1975 – 2000

1975 - 1994

Tabela 16 – GARCH bivariado – inflação e consumo de não-duráveis – 1975 - 2000

$$\Delta\pi_T = \underset{0.042}{0.073} \Delta\pi_{t-1} - \underset{0.025}{0.034} \Delta\pi_{t-2} + \underset{0.089}{0.236} \varepsilon_{t-1} - \underset{0.075}{0.196} \varepsilon_{t-2} - \underset{0.036}{0.133} \text{cruzado} - \underset{0.030}{0.164} \text{bresser} \\ - \underset{0.008}{0.293} \text{verão} - \underset{0.079}{0.278} \text{collor1} - \underset{0.008}{0.067} \text{collor2} - \underset{0.043}{0.342} \text{real} + \underset{5.353}{18.965} \sigma_{\Delta\pi_t}^2$$

$$\Delta C_t = \underset{0.059}{-0.468} \Delta C_{t-1} - \underset{0.059}{0.153} \Delta C_{t-2} - \underset{0.062}{0.131} \Delta C_{t-4} - \underset{0.0648}{0.116} \Delta C_{t-5} + \underset{0.051}{0.058} \Delta C_{t-6} \\ + \underset{0.054}{0.050} \Delta C_{t-7} - \underset{0.039}{0.304} \text{collor1}$$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t}^2 & 0 \\ \sigma_{12,t}^2 & \sigma_{22,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0001 & 0.059 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.010 & 0.059 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.878 & 0 \\ 0.016 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.878 & 0 \\ 0.016 & 0 \end{bmatrix} \\ \begin{bmatrix} 0.504 & 0 \\ 0.040 & 0.210 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} & \sigma_{1,t-1} \sigma_{2,t-1} \\ \sigma_{1,t-1} \sigma_{2,t-1} & \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.504 & 0 \\ 0.040 & 0.210 \end{bmatrix}$$

ou

$$\sigma_{11,t} = 0.000107 + 0.771 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.254 \sigma_{11,t-1} \\ \sigma_{12,t} = 0.00062 - 0.618 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0.106 \sigma_{12,t-1} \\ \sigma_{22,t} = 0.00361 + 0.496 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0.044 \sigma_{22,t-1}$$

Inflação

Consumo não-duráveis

Ljung-Box Q(24) = 29.07

Ljung-Box Q(24) = 25.61

Ljung-Box Q²(24) = 25.90

Ljung-Box Q²(24) = 17.31

Estatística LM – TR² (3) = 4.98

Estatística LM – TR² (3) = 4.25

Critério de Schwartz = 143.91

Nota: ** indica não-significância da estatística a 5% e * indica não-significância da estatística a 1%. Todas as regressões de inflação incluíram as *dummies* dos planos de estabilização e as de consumo incluíram as *dummies* do Plano Collor I. Os termos em parênteses na estatística LM correspondem aos graus de liberdade da χ^2 . Como os resíduos não apresentaram normalidade, usou-se o método de Bollerslev e Wooldridge (1992) para dar consistência às estimativas. O método iterativo usado foi o de BHHH. O pacote econométrico utilizado foi o RATS 4.2.

Tabela 17 – GARCH bivariado – inflação e consumo de não-duráveis – 1975 - 1994

$$\Delta\pi_t = 0.067 \Delta\pi_{t-1} - 0.095 \Delta\pi_{t-3} + 0.257 \varepsilon_{t-1} - 0.187 \varepsilon_{t-2} + 0.187 \varepsilon_{t-3} + 0.170 \varepsilon_{t-4} - 0.136 \text{cruzado} \\ - 0.166 \text{bresser} - 0.286 \text{verão} - 0.288 \text{collor1} - 0.079 \text{collor2} - 0.349 \text{real} + 27.551 \sigma_{\Delta\pi_t}^2$$

$$\Delta C_t = 0.012 + -0.510 \Delta C_{t-1} - 0.157 \Delta C_{t-2} - 0.139 \Delta C_{t-4} - 0.172 \Delta C_{t-5} - 0.145 \Delta C_{t-6} \\ - 0.132 \Delta C_{t-7} - 0.334 \text{collor1}$$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t}^2 & 0 \\ \sigma_{12,t}^2 & \sigma_{22,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0003 & -0.044 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0003 & -0.044 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.923 & 0 \\ 0 & -0.762 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.923 & 0 \\ 0 & -0.762 \end{bmatrix} \\ \begin{bmatrix} 0.386 & 0 \\ 0 & 0.281 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} & \sigma_{1,t-1} \sigma_{2,t-1} \\ \sigma_{1,t-1} \sigma_{2,t-1} & \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.386 & 0 \\ 0 & 0.281 \end{bmatrix}$$

ou

$$\sigma_{11,t} = 0.000002 + 0.852 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.149 \sigma_{11,t-1} \\ \sigma_{12,t} = 0.000047 - 0.703 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0.108 \sigma_{12,t-1} \\ \sigma_{22,t} = 0.00277 + 0.581 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0.079 \sigma_{22,t-1}$$

Inflação

Consumo não-duráveis

Ljung-Box Q(24) = 26.96

Ljung-Box Q(24) = 24.35

Ljung-Box Q²(24) = 32.71

Ljung-Box Q²(24) = 17.83

Estatística LM – TR² (5) = 5.77

Estatística LM – TR² (6) = 5.22

Critério de Schwartz = 179.56

Nota: ** indica não-significância da estatística a 5% e * indica não-significância da estatística a 1%. Todas as regressões de inflação incluíram as *dummys* dos planos de estabilização e as de consumo incluíram as *dummys* do Plano Collor 1. Os termos em parênteses na estatística LM correspondem aos graus de liberdade da χ^2 . Como os resíduos não apresentaram normalidade, usou-se o método de Bollerslev e Wooldridge (1992) para dar consistência às estimativas. O método iterativo usado foi o de BHHH. O pacote econométrico utilizado foi o RATS 4.2.

Tabela 18 – GARCH bivariado – inflação e consumo de duráveis – 1975 – 2000

$$\Delta\pi_t = 0.073 \underset{0.038}{\Delta\pi_{t-1}} - 0.037 \underset{0.025}{\Delta\pi_{t-3}} + 0.242 \underset{0.087}{\varepsilon_{t-1}} - 0.192 \underset{0.071}{\varepsilon_{t-2}} - 0.138 \underset{0.019}{\text{cruzado}} \\ - 0.161 \underset{0.031}{\text{bresser}} - 0.291 \underset{0.008}{\text{verão}} - 0.287 \underset{0.241}{\text{collor1}} - 0.064 \underset{0.008}{\text{collor2}} - 0.342 \underset{0.027}{\text{real}} + 19.678 \underset{5.658}{\sigma_{\Delta\pi_t}^2}$$

$$\Delta C_t = 0.005 \underset{0.002}{\Delta C_{t-1}} - 0.404 \underset{0.051}{\Delta C_{t-1}} - 0.233 \underset{0.054}{\Delta C_{t-2}} - 0.259 \underset{0.053}{\Delta C_{t-4}} - 0.195 \underset{0.053}{\Delta C_{t-5}} - 0.290 \underset{0.054}{\Delta C_{t-6}} \\ - 0.407 \underset{0.053}{\Delta C_{t-7}} - 0.301 \underset{0.048}{\Delta C_{t-8}} - 0.146 \underset{0.080}{\text{collor1}}$$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t}^2 & 0 \\ \sigma_{12,t}^2 & \sigma_{22,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0001 & 0.025 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0001 & 0.025 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.877 & 0 \\ 0 & 0.754 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.877 & 0 \\ 0 & 0.754 \end{bmatrix} \\ \begin{bmatrix} 0.506 & 0 \\ 0 & -0.270 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} & \sigma_{1,t-1}\sigma_{2,t-1} \\ \sigma_{1,t-1}\sigma_{2,t-1} & \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.506 & 0 \\ 0 & -0.270 \end{bmatrix}$$

ou

$$\sigma_{11,t} = 0.000009 + 0.770\varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.256\sigma_{11,t-1} \\ \sigma_{12,t} = 0.000007 + 0.661\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} - 0.136\sigma_{12,t-1} \\ \sigma_{22,t} = 0.00063 + 0.568\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0.073\sigma_{22,t-1}$$

Inflação

Consumo de duráveis

Ljung-Box Q(24) = 29.02

Ljung-Box Q(24) = 24.74

Ljung-Box Q²(24) = 25.60

Ljung-Box Q²(24) = 27.74

Estatística LM – TR² (3) = 4.76

Estatística LM – TR² (6) = 3.50

Critério de Schwartz = 152.51

Nota: ** indica não-significância da estatística a 5% e * indica não-significância da estatística a 1%. Todas as regressões de inflação incluíram as *dummys* dos planos de estabilização e as de consumo incluíram as *dummys* do Plano Collor 1. Os termos em parênteses na estatística LM correspondem aos graus de liberdade da χ^2 . Como os resíduos não apresentaram normalidade, usou-se o método de Bollerslev e Wooldridge (1992) para dar consistência às estimativas. O método iterativo usado foi o de BHHH. O pacote econométrico utilizado foi o RATS 4.2.

Tabela 19 – GARCH bivariado – inflação e consumo de duráveis – 1975 – 1994

$$\Delta\pi_T = 0.346 \varepsilon_{t-1} - 0.217 \varepsilon_{t-2} + 0.141 \varepsilon_{t-4} - 0.119 \text{cruzado}$$

0.082 0.084 0.078 0.015

$$-0.165 \text{bresser} - 0.298 \text{verão} - 0.293 \text{collor1} - 0.075 \text{collor2} - 0.175 \text{real} + 27.276 \sigma_{\Delta\pi_t}^2$$

0.022 0.004 0.289 0.020 0.0000 7.337

$$\Delta C_t = 0.007 - 0.435 \Delta C_{t-1} - 0.255 \Delta C_{t-2} - 0.268 \Delta C_{t-4} - 0.171 \Delta C_{t-5} - 0.358 \Delta C_{t-6}$$

0.002 0.066 0.057 0.063 0.062 0.061

$$-0.411 \Delta C_{t-7} - 0.351 \Delta C_{t-8} - 0.146 \text{collor1}$$

0.061 0.056 0.042

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t}^2 & 0 \\ \sigma_{12,t}^2 & \sigma_{22,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0002 & 0.017 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0002 & 0.017 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.941 & 0 \\ 0 & -0.739 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.941 & 0 \\ 0 & -0.739 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 0.335 & 0 \\ 0.054 & 0.357 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} & \sigma_{1,t-1} \sigma_{2,t-1} \\ \sigma_{1,t-1} \sigma_{2,t-1} & \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.335 & 0 \\ 0.054 & 0.357 \end{bmatrix}$$

0.135 0.135

ou

$$\sigma_{11,t} = 0.00028 + 0.886 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.112 \sigma_{11,t-1}$$

$$\sigma_{12,t} = 0.00026 - 0.697 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 0.120 \sigma_{12,t-1}$$

$$\sigma_{22,t} = 0.00055 + 0.546 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 0.127 \sigma_{22,t-1}$$

Inflação

Consumo de duráveis

Ljung-Box Q(24) = 28.09

Ljung-Box Q(24) = 17.64

Ljung-Box Q²(24) = 25.42

Ljung-Box Q²(24) = 21.52

Estatística LM – TR² (5) = 5.53

Estatística LM – TR² (5) = 4.80

Critério de Schwartz = 183.70

Nota: ** indica não-significância da estatística a 5% e * indica não-significância da estatística a 1%. Todas as regressões de inflação incluíram as *dummys* dos planos de estabilização e as de consumo incluíram as *dummys* do Plano Collor 1. Os termos em parênteses na estatística LM correspondem aos graus de liberdade da χ^2 . Como os resíduos não apresentaram normalidade, usou-se o método de Bollerslev e Wooldridge (1992) para dar consistência às estimativas. O método iterativo usado foi o de BHHH. O pacote econométrico utilizado foi o RATS 4.2.

Os gráficos 9 a 11 apresentam as séries estimadas para as variáveis de consumo e inflação nos dois períodos analisados. No caso da inflação percebemos que sua volatilidade começa a aumentar a partir de 1979 quando ocorre a segunda crise do petróleo e a diminuição do prazo de reajuste salarial de 1 ano para 6 meses. Nota-se que essa mudança não foi um choque temporário na volatilidade da inflação, mas sim permanente, com a mudança de patamar para o dobro da anterior. A partir de 1983, com a maxidesvalorização e os problemas advindos da crise da dívida externa a taxa de inflação passou a apresentar uma volatilidade muito maior do que anteriormente. Essa instabilidade foi crescendo ao longo do tempo com a introdução de planos de estabilização que acabaram por fracassar. E, assim como o nível da inflação, a volatilidade também aumentava ao findar do plano. Com o Plano Real a volatilidade caiu a patamares até menores do que aqueles da década de 70 o que indica uma previsibilidade muito maior para o horizonte inflacionário.

Para as variáveis de consumo nota-se que a volatilidade é relativamente constante com picos específicos relacionados aos planos de estabilização e à crise asiática no final da década de 90. Por fim, as séries de covariância mostram uma volatilidade elevada nas épocas dos planos de estabilização com uma relativa estabilidade a partir do Plano Real. Novamente, nota-se uma perturbação maior na covariância com o início da crise asiática.

Realizada a estimação das variâncias e covariância, resta testar a presença de raiz unitária nessas variáveis para podermos proceder à análise de cointegração. Na verdade, a existência de duas variáveis não estacionárias já permitiria estimar a equação (50) independentemente das outras variáveis terem raiz unitária ou não. O que mudará no resultado final é que a inclusão de variáveis estacionárias aumentará o número de vetores de cointegração⁷⁶. Pelo teste ADF apresentado na tabela 20 apenas a variância da inflação mostrou-se não estacionária. Entretanto, o resultado não é conclusivo pois o teste é aceito apenas a 1%, na metade dos casos. Além disso, pode ser que essa variável apresente o mesmo problema da inflação no nível, qual seja, o de que os planos de estabilização sejam *inliers* que viesam o teste a rejeitar a hipótese de raiz unitária mais vezes do que o correto. Mas um estudo de raiz unitária mais aprofundado sobre essas variáveis foge do escopo desse trabalho.

Tabela 20 – Teste da raiz unitária das variâncias e covariância

A – Inflação e consumo de não-duráveis: 1975 a 2000

	Defasagens	Estatística t	Constante e/ou tendência
Variância da inflação	8	-2.96*	constante
Variância do consumo	0	-9,28	constante
Covariância	2	-14.28	_____
Taxa de crescimento do consumo	7	-13.08	_____

B. Inflação e consumo de não-duráveis: 1975 a 1994

	Defasagens	Estatística t	Constante e/ou tendência
Variância da inflação	8	-2.83**	constante
Variância do consumo	0	-7.07	constante
Covariância	4	-6.45	_____
Taxa de crescimento do consumo	7	-11.99	_____

C. Inflação e consumo de duráveis: 1975 a 2000

	Defasagens	Estatística t	Constante e/ou tendência
Variância da inflação	8	-2.95*	constante
Variância do consumo	0	-8.29	constante
Covariância	2	-7.50	_____
Taxa de crescimento do consumo	4	-10.50	_____

D. Inflação e consumo durável: 1975 a 1994

	Defasagens	Estatística t	Constante e/ou tendência
Variância da inflação	4	-2.07**	constante
Variância do consumo	1	-5.91	constante
Covariância	4	-5.96	_____
Taxa de crescimento do consumo	1	-14.76	_____

⁷⁶ Ver mais detalhes à frente.

3.3.3. Cointegração

O teste de cointegração que será usado aqui se baseia nos artigos de Johansen (1988,1991) e Johansen e Juselius (1992)⁷⁷. Temos seis variáveis que comporão o modelo de vetores autoregressivos com erros gaussianos, da seguinte forma:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T \quad (84)$$

onde $X_t = [\text{juros, inflação, taxa de crescimento do consumo, variância da inflação, variância do consumo, covariância}]$, $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_t$ são i.i.d. $N_p(0, \Sigma)$ e D_t são *dummiess*. No caso tradicional, supõe-se que essas *dummiess* sejam apenas sazonais mas no nosso caso estas incluem as *dummies* dos planos de estabilização como definidos na seção que tratou dos testes de raiz unitária. A intenção é diferenciar entre estacionariedade por combinação linear e por diferenciação o que nos leva a reescrever a equação acima na forma de correção de erros:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T \quad (85)$$

Assume-se que

$$H_1(r) : \Pi = \alpha \beta' \quad (86)$$

onde α e β são matrizes $p \times r$. A hipótese acima representa a hipótese de posto reduzido de Π implicando que, sob certas condições, ΔX_t é estacionária, X_t é não-estacionária e $\beta' X_t$ é estacionária. Em outras palavras, podemos interpretar $\beta' X_t$ como as relações estacionárias entre variáveis não-estacionárias, ou seja, como as relações de cointegração. Nossa intenção não é apenas estimar as relações de cointegração, mas também identificar as relações

⁷⁷ Não faremos uma exposição completa do teste de Johansen, pois este já está bem desenvolvido na literatura.

estruturais determinadas na equação (60) através de testes de hipóteses que discutiremos mais a frente.

Para testarmos a presença de cointegração, primeiro regredimos ΔX_t e X_{t-k} em $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}$ e D_t . Depois, defina os resíduos R_{0t} e R_{kt} e a matriz de momento do produto dos resíduos como:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}' \quad i, j = 0, k \quad (87)$$

Em seguida, fazemos uma regressão de posto reduzido,

$$R_{0t} = \alpha \beta' R_{kt} + \text{erro} \quad (88)$$

Para um β fixo, (88) pode ser resolvido para α pela regressão

$$\hat{\alpha}(\beta) = S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \quad (89)$$

e β é determinada resolvendo o seguinte problema de autovalor:

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad (90)$$

Essa equação leva a soluções $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_p > 0$ com os autovetores correspondentes $\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p)$ normalizados por $\hat{V}' S_{kk} \hat{V} = I$. Defina $\hat{w}_1, \dots, \hat{w}_p$ por $\hat{w}_i = S_{0k} \hat{v}_i$. O estimador de máxima-verossimilhança de β é assim dado por:

$$\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p) \quad (91)$$

com a qual a normalização acima leva a

$$\hat{\alpha} = S_{0k} \hat{\beta} = (\hat{w}_1, \dots, \hat{w}_p) \quad (92)$$

Da propriedade $\hat{V}' S_{kk} \hat{V} = I$, segue-se que a estimativa irrestrita $\hat{\Pi} = S_{0k} S_{kk}^{-1}$ pode ser escrita como $S_{0k} \hat{V} \hat{V}' = \sum_{i=1}^r \hat{\alpha}_i \hat{\beta}_i' + \sum_{i=r+1}^p \hat{w}_i \hat{v}_i'$. Segue da definição de v_i como autovetor que

$$\begin{aligned} & (\hat{w}_{r+1}, \dots, \hat{w}_p) S_{00}^{-1} (\hat{w}_{r+1}, \dots, \hat{w}_p)' \\ &= (\hat{v}_{r+1}, \dots, \hat{v}_p) S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} (\hat{v}_{r+1}, \dots, \hat{v}_p)' \\ &= \text{diag}(\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p). \end{aligned} \quad (93)$$

A função de máxima verossimilhança é dada por:

$$L_{\max}^{-2/T} = \left| S_{00} \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i) \right| \quad (94)$$

e o teste de razão de verossimilhança para a hipótese $H_1(r)$ no modelo do VAR completo da equação (85) é dado por:

$$-2 \ln Q(H_1(r) | H_0) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (95)$$

que é chamada de estatística do traço. Uma estatística alternativa é chamada de estatística do máximo autovalor e é baseada na comparação de $H_1(r-1)$ contra $H_1(r)$:

$$-2 \ln Q(H_1(r-1) | H_1(r)) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_r) \quad (96)$$

A partir dessas duas estatísticas podemos decidir sobre a aceitação da hipótese de cointegração entre as variáveis. Os valores críticos são obtidos em Osterwald-Lenum (1992) e uma correção simples para amostras pequenas pode ser obtida trocando T por $T - pk$ em (95) e (96)⁷⁸, como discutido em Reimers (1992).

Ao estimarmos o VAR e testar a existência de cointegração estamos supondo que todas as variáveis usadas sejam endógenas. No nosso caso, é interessante que todas as variáveis de

volatilidade, a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação sejam exógenas à taxa de juros nominal. Johansen e Juselius (1990) mostraram que se para algum i $\alpha_i = 0$, então ΔX_i é fracamente exógeno para α e β no sentido de que a distribuição condicional de ΔX_i dada ΔX_{it} bem como os valores defasados de X_i contém os parâmetros α e β , enquanto a distribuição de ΔX_{it} dada as defasagens de X_i não contém os parâmetros α e β . Para testar essa hipótese usamos o teste de razão de verossimilhança proposto em Johansen (1991).

No caso dos testes de hipótese sobre as restrições estruturais, devemos testar se forma estrutural apresentada na equação (50) é válida. Para isso, usamos testes de razão de verossimilhança, semelhantes aos usados no cálculo da exogeneidade fraca⁷⁹.

Os resultados apresentados nas tabelas 21 a 40 apresentam os testes de cointegração sendo o primeiro o da máxima verossimilhança e o segundo a estatística do traço. Os valores apresentados na coluna da direita desses testes são as correções de Reimers comentadas acima. Em seguida apresentamos os vetores de cointegração estimados para logo após testarmos as restrições da equação (50). Nesse caso, testamos duas hipóteses. Uma, de que o coeficiente do efeito Fisher é livre e o segundo de que o coeficiente é igual a 1.

Resultados Empíricos

Feitas as análises anteriores, partiremos para a estimação da equação (50) por cointegração⁸⁰. Como salientado anteriormente, a presença de variáveis estacionárias aumenta o número de vetores de cointegração mas não indica, necessariamente, que cada um dos vetores tenha um significado econômico distinto. No nosso caso, importará o resultado de um dos vetores e a sua identificação de acordo com a forma estrutural apresentada pela equação (50).

Um problema importante surge na análise cointegração pelo teste de Johansen e refere-se às diversas quebras estruturais que as séries apresentam. Sabidamente, o teste de Johansen não é robusto a quebras estruturais e a literatura que trata de *outliers* e quebras em cointegração

⁷⁸ Nos resultados apresentados nas tabelas de 21 a 40 a correção é escrita como T-nm que é a configuração que aparece no PcFiml 9.0.

⁷⁹ Para mais detalhes sobre esse teste ver Johansen e Juselius (1992).

⁸⁰ Devido à quantidade de equações a serem estimadas apenas os resultados principais serão apresentados e os problemas identificados serão devidamente relatados.

ainda é incipiente⁸¹. Assim, os resultados aqui apresentados devem ser analisados com o devido cuidado.

O primeiro resultado a ser destacado é a hipótese de cointegração ter sido aceita em todas as estimativas realizadas. Em alguns casos, aceitou-se a hipótese de cointegração apenas a 10%. Mas considerando a correção para amostras pequenas proposta por Reimers (1992) em apenas uma das estimativas (tabela 27) permanecemos com 6 vetores de cointegração.

A fim de testar a forma estrutural da equação (50) estimamos os vetores de cointegração com restrições impostas no vetor de longo prazo (β) e no vetor de curto prazo (α). A restrição imposta nesse último pode ser considerado como um teste de exogeneidade fraca onde testamos a hipótese de que os componentes de volatilidade e a taxa de crescimento do consumo seriam exógenas. Os testes de restrição sobre α e β foram feitos conjuntamente e utilizou-se o teste de razão de verossimilhança como estatística de decisão. Vale dizer que a inflação, a taxa de crescimento do consumo e as variáveis de volatilidade foram consideradas exógenas em todos os testes realizados.

Para a taxa de juros *overnight* notamos que o coeficiente de aversão ao risco é significativo e diferente de zero e, tanto para o consumo durável quanto o não durável, o coeficiente é maior utilizando o período até 1994 do que utilizando o período completo. Disso podemos inferir que os agentes estavam incorporando um risco maior na taxa de juros durante o período de inflação mais elevada. Nesse caso, podemos perceber que o coeficiente do efeito Fisher é menor do que um no período de inflação mais elevada e chega a ser acima de um no período completo, constatando o efeito do risco nos movimentos da taxa de juros. O teste de que o coeficiente da variância de inflação é estatisticamente igual a -0.5 é aceito também no teste conjunto o que significa que a desigualdade de Jensen é válida no Brasil.

No caso do CDB, as especificações da forma estrutural não foram aceitas a 5% para o período completo mas para o período até 1994 houve aceitação. Novamente, deixando o parâmetro do efeito Fisher livre notamos que o risco mantém-se elevado em proporções um pouco menores que a taxa *overnight*. É interessante notar a comparação que pode ser feita com o trabalho de Carneiro et al. (2001), o único que faz análise de cointegração nessa relação no Brasil. Em suas estimativas para a relação entre a expectativa de inflação e a taxa do CDB, eles identificaram o coeficiente de cointegração como sendo 1,01. Em nossas estimativas, o valor médio obtido foi de 0,76. Essa diferença pode ser explicada pela

⁸¹ Ver próxima seção.

existência do prêmio de risco que não foi incorporado na estimação de Carneiro et al. Essa desconsideração passa a impressão de que o efeito Fisher no Brasil é pleno, o que não é observado em nosso trabalho.

Apesar das restrições nas equações não terem se apresentado significantes a 5% nas *lending rates* (capital de giro e desconto de duplicata), notamos um coeficiente de risco muito maior do que nas duas taxas anteriores considerando o período completo. Esse resultado é esperado já que o risco de *default* nesses mercados é muito maior devido às assimetrias de informação existentes. Notem que o parâmetro do efeito Fisher é significativamente menor do que nas outras duas revelando, novamente, o efeito do risco nas taxas nominais⁸². No período completo também podemos observar que o parâmetro de Fisher é consistentemente menor indicando uma taxa de juros real mais elevada. Essa pode ser vista pelos dois componentes que formam a taxa de juros real estabelecida na equação (47), quais sejam, a constante e a taxa de crescimento do consumo. Essas duas são maiores para o período completo e pode estar indicando o efeito do Plano Real.

No caso dos juros estaduais os resultados são mais variados o que, além das quebras estruturais, pode ser causado pela quantidade menor de informações. Mesmo assim, podemos ver que, no caso da análise feita com os dados de consumo não-durável, o risco para o período até 1994 é maior do que utilizando o período completo. Ao assumir a dívida estadual em 1995 o governo federal deve ter contribuído para diminuir o risco de *default* o que deve estar impactando nos resultados aqui obtidos. Notem também que os juros estaduais apresentaram a relação mais próxima de 1 para 1 de todos os juros analisados.

O próximo passo seria estimar um vetor de correção de erros. Entretanto, devido às diversas quebras estruturais preferimos não estimar o vetor pela metodologia utilizada aqui⁸³. Na sessão seguinte indicaremos metodologias alternativas que poderão ser usadas para alcançar resultados mais robustos.

3.3.4. Contribuições futuras

Há duas características das séries aqui utilizadas que devem ser consideradas em estudos futuros. O primeiro refere-se à estacionariedade das variáveis usadas. Como vimos na seção

⁸² Devemos lembrar que essa diferença pode estar sendo causada pela presença dos impostos que estão embutidos nas taxas nominais e que não foram possíveis de ser retirados.

⁸³ As tentativas feitas nesse sentido levaram a resultados muito ruins.

3.3.1., os resultados dos testes de raiz unitária tradicionais invariavelmente indicavam estacionariedade de todas as variáveis mas a metodologia de Cati et al. indicava que os *inliers* causados pelos planos de estabilização viesavam os resultados levando a rejeitar a hipótese de raiz unitária mais vezes do que o correto. Essa disparidade de resultados pode indicar que a taxa de inflação e a taxa de juros não seja nem estacionária nem não-estacionária, ou seja, elas teriam uma integração fracionária. A hipótese de integração fracionária para a taxa de inflação foi aceita por Fava e Alves (1998) e, pelo comportamento parecido das taxas de juros, é de se supor que o resultados sejam semelhantes para essas últimas. Aceita a hipótese de integração fracionária partiríamos para a análise de cointegração fracionária⁸⁴. Mas nesse caso dois problemas adicionais que não são levados em conta na literatura deveriam ser considerados. O primeiro é o efeito que tem a inclusão de variáveis estacionárias na análise de cointegração fracionária. Não se sabe o comportamento dos valores críticos nem dos vetores de cointegração nesses casos. O segundo ponto, mais importante, é o que se refere às quebras estruturais. Há um teste recente que ainda não está estabelecido que inclui a análise de *outliers* no estudo de cointegração. Baseado em testes de razão de pseudo-verossimilhança, Lucas (1997,1998) constrói um teste baseado na análise tradicional de Johansen mas que leva em conta a existência de quebras estruturais na modelagem. Outra modelagem mais simples e que leva em conta quebras estruturais no teste de Johansen é o de Hansen (2000). A vantagem dessa modelagem em relação às outras é que, além de ser mais simples, pode-se identificar mais de uma quebra estrutural o que se aplicaria perfeitamente em nosso estudo. Como tomamos conhecimento apenas recentemente dessa metodologia, sua aplicação para os dados brasileiros é um passo natural que será feito futuramente.

⁸⁴ Koustas (1998) faz uma aplicação simples de cointegração fracionária para as T-bills americanas. Seus resultados rejeitam a existência do efeito Fisher completo tanto pelo método tradicional de cointegração quanto pelo de cointegração fracionária. Mas não há nenhuma alusão a possíveis quebras nas séries americanas, as quais sabidamente existem.

Tabela 21 – Cointegração utilizando taxa overnight e o consumo não-durável: 1975 a 2000

Ho:rank=p	-Tlog(1- λ mu)	usando T-nm	95%	-T\Sum log(.)	usando T-nm	95%
p = 0	132.7**	119.3**	40.3	387.7**	348.4**	102.1
p <= 1	93.87**	84.36**	34.4	254.9**	229.1**	76.1
p <= 2	75.72**	68.05**	28.1	161.1**	144.8**	53.1
p <= 3	57.64**	51.8**	22.0	85.35**	76.7**	34.9
p <= 4	20.88**	18.76*	15.7	27.71**	24.9**	20.0
p <= 5	6.834	6.142	9.2	6.834	6.142	9.2

Autovetores β padronizados

LO	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.1611	-1.5938	-127.16	3.9745	-370.08	-4.8795e-005
-0.70489	1.0000	-2.4171	127.80	-41.198	188.06	0.28795
-0.60159	0.89108	1.0000	-84.049	0.10238	-1209.5	-0.011093
0.0084152	-0.0099620	0.0093688	1.0000	-1.0060	3.4643	0.0076719
10.917	-11.758	0.92692	291.21	1.0000	-285.80	0.069430
0.0051701	-0.0029628	0.0019312	-1.2989	0.11069	1.0000	-0.00077552

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LO	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0476	-1.5708	0.50	0.093610	1.5708	0.011171

LR-test, rank=5: $\text{Chi}^2(1) = 0.44012$ [0.5071]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LCDB	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0000	-2.6290	0.50	0.016496	2.6290	0.011705

LR-test, rank=5: $\text{Chi}^2(1) = 0.44076$ [0.5068]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LO, da taxa *overnight*, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummies* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Utilizou-se também o critério de redução seqüencial que indicou um nível de defasagem muito elevado e não foi aqui considerado para efeitos de decisão. Para o *overnight* o número escolhido de *lags* do VAR foi 3 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de juros do *overnight*, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 22 – Cointegração utilizando taxa do CDB e o consumo não-durável: 1975 a 2000

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	164.5**	154.7**	40.3	474.9**	446.7**	102.1
p <= 1	133.9**	126**	34.4	310.5**	292**	76.1
p <= 2	94.09**	88.5**	28.1	176.5**	166**	53.1
p <= 3	57.94**	54.5**	22.0	82.42**	77.52**	34.9
p <= 4	14.88	13.99	15.7	24.48*	23.03*	20.0
p <= 5	9.605*	9.035	9.2	9.605*	9.035	9.2

Autovetores beta padronizados

LCDB	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.3649	-0.69090	328.56	-92.738	2022.0	0.69762
-1.0967	1.0000	0.34817	-153.02	58.516	273.53	-0.43283
0.039490	0.0096223	1.0000	32.327	-5.5240	31.907	0.033809
-0.0010653	0.011144	-0.023200	1.0000	2.4342	6.9373	-0.019096
0.11748	-0.26732	-0.011901	54.436	1.0000	-34.634	-0.0049762
0.015899	-0.015609	0.0013185	-0.88311	0.049101	1.0000	-0.00011440

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LCDB	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.89698	2.3215	0.50	2.6946	-2.3215	-0.020121

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 5.1786$ [0.0229] *

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LCDB	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0000	-0.81308	0.50	0.33055	0.81308	0.0099826

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 5.1938$ [0.0227] *

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LCDB, da taxa CDB, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação.. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Colocamos uma dummy adicional valendo 1 em junho de 94 e 0 no restante do período devido ao CDB ter diminuído um mês antes da implementação do plano Real. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Utilizou-se também o critério de redução sequencial que indicou um nível de defasagem muito elevado e não foi aqui considerado para efeitos de decisão. Para o CDB o número escolhido de *lags* do VAR foi 3 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de juros do CDB, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 23 – Cointegração utilizando taxa de CG e o consumo não-durável: 1975 a 2000

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	156.9**	144.5**	40.3	468**	430.8**	102.1
p <= 1	106**	97.59**	34.4	311.1**	286.3**	76.1
p <= 2	96.29**	88.64**	28.1	205**	188.8**	53.1
p <= 3	73.02**	67.22**	22.0	108.8**	100.1**	34.9
p <= 4	28.91**	26.61**	15.7	35.73**	32.89**	20.0
p <= 5	6.821	6.279	9.2	6.821	6.279	9.2

Autovetores beta padronizados

LCG	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.84094	-1.1263	-303.78	37.541	-1168.3	-0.27112
-0.45105	1.0000	3.9215	-148.08	56.059	-1172.5	-0.44907
0.61972	-0.88468	1.0000	-301.25	81.668	594.55	-0.58835
-0.091334	0.10345	-0.086515	1.0000	5.5115	-1.9567	-0.041459
0.53498	-0.46816	0.028508	-38.017	1.0000	80.783	-0.011920
-0.011838	0.016576	-0.0010406	-1.4909	0.060916	1.0000	-0.00046511

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LCG	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.27423	-26.00	0.50	338.01	26.0	-2.5310

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 10.501$ [0.0012] **

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LCG	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0000	-1.0276	0.50	0.52795	1.0276	-0.0082751

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 10.084$ [0.0015] **

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LCG, da taxa de capital de giro, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummies* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de lags foi 4 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 24 – Cointegração utilizando taxa de DD e o consumo não-durável: 1975 a 2000

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	153.4**	141**	40.3	446.5**	410.5**	102.1
p <= 1	101.7**	93.5**	34.4	293.1**	269.4**	76.1
p <= 2	88.15**	81.02**	28.1	191.4**	175.9**	53.1
p <= 3	68.82**	63.26**	22.0	103.2**	94.88**	34.9
p <= 4	24.75**	22.75**	15.7	34.4**	31.62**	20.0
p <= 5	9.652*	8.872	9.2	9.652*	8.872	9.2

Autovetores beta padronizados

LDD	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.75917	-1.7290	-248.79	-1.2142	-1951.1	0.0015374
-0.55867	1.0000	5.5408	-229.02	90.715	-1670.4	-0.69307
0.72532	-0.49578	1.0000	242.22	-97.678	58.851	0.68790
-0.016106	0.026159	-0.039560	1.0000	3.0055	-2.7727	-0.023038
0.21462	-0.20737	0.053757	-20.862	1.0000	39.930	-0.010672
-0.0042781	0.0082835	-0.00015017	-1.5304	0.097843	1.0000	-0.00069066

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LDD	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.33282	-19.297	0.50	186.19	19.297	-1.4037

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 6.1976$ [0.0128] *

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LDD	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0000	-6.6973	0.50	22.427	6.6973	-0.16973

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 6.0202$ [0.0141] *

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LDD, da taxa de desconto de duplicata, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummies* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de lags do VAR foi 4 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 25 – Cointegração utilizando taxa de juros estadual e o consumo não-durável: 1975 a 2000

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	119.7**	109**	40.3	394.6**	359.1**	102.1
p <= 1	101.5**	92.36**	34.4	274.9**	250.1**	76.1
p <= 2	75.35**	68.57**	28.1	173.4**	157.8**	53.1
p <= 3	52.82**	48.07**	22.0	98.04**	89.22**	34.9
p <= 4	36.36**	33.08**	15.7	45.22**	41.15**	20.0
p <= 5	8.863	8.066	9.2	8.863	8.066	9.2

Autovetores beta padronizados

ESTADUAL	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-3.5770	-18.161	2040.9	-619.62	11154	4.7720
-0.89372	1.0000	-0.95256	41.930	-9.0227	-286.50	0.061223
-0.060409	0.15411	1.0000	66.355	-13.995	50.044	0.093216
0.064938	-0.075482	0.023638	1.0000	-2.1252	-2.3449	0.017002
0.25930	-0.25763	-0.028869	-2.2251	1.0000	9.4214	-0.0088488
0.0013791	0.0020591	0.00089770	-1.5944	-0.043517	1.0000	0.00033479

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

ESTADUAL	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.95685	-8.2688	0.50	34.187	8.2688	2.8368e-005

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 0.026516$ [0.8706]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

ESTADUAL	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0000	-4.2485	0.50	9.0250	4.2485	3.4972e-005

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 0.011293$ [0.9154]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, ESTADUAL, da taxa de juros sobre títulos estaduais, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de *lags* foi 3 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 26 – Cointegração utilizando taxa *overnight* e o consumo não-durável: 1975 a 1994

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	123.1**	113.4**	40.3	365.5**	336.7**	102.1
p <= 1	103**	94.84**	34.4	242.4**	223.3**	76.1
p <= 2	67.2**	61.89**	28.1	139.4**	128.4**	53.1
p <= 3	34.39**	31.67**	22.0	72.24**	66.53**	34.9
p <= 4	31.94**	29.42**	15.7	37.85**	34.86**	20.0
p <= 5	5.905	5.439	9.2	5.905	5.439	9.2

Autovetores beta padronizados

LO	LI	LCONNSA	varinf	covar	varconn	constante
1.0000	-1.0292	1.1850	-326.88	-1168.1	50.979	-0.34216
-0.74501	1.0000	-0.19752	29.574	-450.05	-5.3359	0.011890
0.075528	-0.029786	1.0000	63.448	44.481	-8.4693	0.050145
-0.0066309	-0.00013778	-8.8542e-005	1.0000	-3.6682	-0.69143	0.0049810
-0.40378	0.43250	0.068122	-8.1131	1.0000	1.4487	-0.013520
0.042222	0.061193	0.024917	-68.538	11.836	1.0000	-0.0052710

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LO	LI	LCONNSA	varinf	covar	varconn	constante
1.0000	-0.51708	-9.6253	0.50	46.323	9.6253	-0.056527

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 0.050813$ [0.8217]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LO	LI	LCONNSA	varinf	covar	varconn	constante
1.0000	-1.0000	-9.2932	0.50	43.182	9.2932	-0.032700

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 0.12331$ [0.7255]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LO, da taxa de juros *overnight*, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de lags foi 3 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 27 – Cointegração utilizando taxa CDB e o consumo não-durável: 1975 a 1994

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	183**	173.4**	40.3	493.4**	467.5**	102.1
p <= 1	136.9**	129.7**	34.4	310.4**	294.2**	76.1
p <= 2	97.69**	92.57**	28.1	173.5**	164.4**	53.1
p <= 3	42.32**	40.1**	22.0	75.82**	71.84**	34.9
p <= 4	22.28**	21.11**	15.7	33.5**	31.74**	20.0
p <= 5	11.22*	10.63*	9.2	11.22*	10.63*	9.2

Autovetores beta padronizados

LCDB	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0476	0.32219	410.50	-64.868	2342.7	0.45814
-0.82241	1.0000	6.9060	55.267	1.7333	-193.19	-0.050337
5.5313	-4.7709	1.0000	1789.0	-269.11	-1627.3	1.6844
-0.050498	0.019112	-5.0268e-005	1.0000	-3.1711	3.4341	0.023522
-2.4211	2.8192	-0.084362	-42.195	1.0000	-34.689	-0.043704
0.059284	-0.027819	0.0091197	-21.993	0.24101	1.0000	-0.00055750

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LCDB	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.72775	-7.8941	0.50	31.159	7.8941	-0.21041

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 2.3832$ [0.1226]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LCDB	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0000	-0.34769	0.50	0.060444	0.34769	0.0084710

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 2.4047$ [0.1210]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LCDB, da taxa de juros do Certificado de Depósito Bancário, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de *lags* foi 3 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 28 – Cointegração utilizando taxa de CG e o consumo não-durável: 1975 a 1994

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	183**	173.4**	40.3	493.4**	467.5**	102.1
p <= 1	136.9**	129.7**	34.4	310.4**	294.2**	76.1
p <= 2	97.69**	92.57**	28.1	173.5**	164.4**	53.1
p <= 3	42.32**	40.1**	22.0	75.82**	71.84**	34.9
p <= 4	22.28**	21.11**	15.7	33.5**	31.74**	20.0
p <= 5	11.22*	10.63*	9.2	11.22*	10.63*	9.2

Autovetores beta padronizados

LCG	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	0.046827	-1.8433	-5282.8	727.09	-27826	-5.0897
-8.8514	1.0000	-127.16	1074.2	15.920	3235.2	0.65002
9.8313	-12.796	1.0000	-1377.5	153.12	1422.3	-0.86886
0.011157	-0.013365	0.00075639	1.0000	-0.18312	-0.30592	0.0011986
0.049232	-0.043004	-0.0021363	0.49373	1.0000	-0.62882	-0.0078632
0.091857	-0.050815	0.0029666	-30.252	0.14372	1.0000	-0.00096633

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LCG	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.54600	4.6157	0.50	10.652	-4.6157	-2.0049e-005

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 3.2974$ [0.0694]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LCG	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0000	8.5203	0.50	36.298	-8.5203	0.00017037

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 7.1936$ [0.0073] **

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LCG, da taxa de juros de capital giro, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de *lags* foi 2 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 29 – Cointegração utilizando taxa de DD e o consumo não-durável: 1975 a 1994

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	175.6**	166.4**	40.3	507**	480.4**	102.1
p <= 1	135.9**	128.8**	34.4	331.4**	314**	76.1
p <= 2	100.8**	95.48**	28.1	195.4**	185.2**	53.1
p <= 3	45.81**	43.41**	22.0	94.68**	89.72**	34.9
p <= 4	36.49**	34.58**	15.7	48.87**	46.31**	20.0
p <= 5	12.38*	11.73*	9.2	12.38*	11.73*	9.2

Autovetores beta padronizados

LDD	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.7392	0.51804	1084.8	-176.71	7958.0	1.2754
-0.75249	1.0000	18.918	172.83	9.3868	-296.17	-0.12747
3.0784	-3.2065	1.0000	821.50	-155.29	-245.51	0.94586
-0.015038	0.015479	-0.0013879	1.0000	-0.16893	-0.16963	0.0014151
-0.045757	0.068622	-0.00025487	6.1904	1.0000	-1.5358	-0.0076567
0.012388	0.026770	0.012763	-23.387	0.12534	1.0000	-0.00093991

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LDD	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.73204	-5.5043	0.50	15.149	5.5043	1.3408e-006

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 0.69527$ [0.4044]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LDD	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0000	-6.5321	0.50	21.334	6.5321	1.0222e-007

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 1.1482$ [0.2839]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LDD da taxa de juros de desconto de duplicata, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de *lags* foi 3 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 30 – Cointegração utilizando taxa de juros estadual e consumo não-durável: 1975 a 1994

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	145.5**	134.8**	40.3	466.1**	431.8**	102.1
p <= 1	133.9**	124.1**	34.4	320.6**	297**	76.1
p <= 2	70.65**	65.45**	28.1	186.7**	173**	53.1
p <= 3	66.59**	61.69**	22.0	116.1**	107.5**	34.9
p <= 4	40.2**	37.24**	15.7	49.46**	45.82**	20.0
p <= 5	9.257*	8.576	9.2	9.257*	8.576	9.2

Autovetores beta padronizados

ESTADUAL	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0326	1.7294	-14.006	-3.0656	184.33	0.024441
-0.88972	1.0000	1.1776	-105.36	23.018	-920.57	-0.18167
-4.6623	5.0096	1.0000	558.09	-43.723	-22.906	0.23525
0.054175	-0.055184	0.0013689	1.0000	-0.40799	-4.0978	0.0028498
0.012158	0.0013791	0.0037720	-1.7181	1.0000	-1.2234	-0.0083770
-0.25928	-1.5560	-0.81127	1073.6	3.1117	1.0000	-0.022923

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

ESTADUAL	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.086458	-11.743	0.50	68.949	11.743	-0.57050

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 0.3483$ [0.5551]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

ESTADUAL	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.0000	4.1173	0.50	8.4761	-4.1173	-0.075190

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 1.1482$ [0.2839]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, ESTADUAL da taxa de juros de desconto de duplicata, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de *lags* foi 3 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 31 – Cointegração utilizando taxa *overnight* e o consumo durável: 1975 a 2000

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	121.3**	106.8**	40.3	372**	327.3**	102.1
p <= 1	88.54**	77.92**	34.4	250.7**	220.6**	76.1
p <= 2	76.75**	67.54**	28.1	162.1**	142.7**	53.1
p <= 3	58.94**	51.87**	22.0	85.37**	75.12**	34.9
p <= 4	19.68*	17.32*	15.7	26.42**	23.25*	20.0
p <= 5	6.74	5.931	9.2	6.74	5.931	9.2

Autovetores beta padronizados

LO	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-1.7332	-5.1916	-1095.7	-116.69	2814.8	0.35536
-1.0187	1.0000	1.3642	-115.14	62.688	-559.50	-0.10668
0.38919	-0.64168	1.0000	15.693	253.04	156.07	-0.41309
0.0033808	-0.0048766	0.018239	1.0000	-2.7584	6.7389	0.0045006
-0.12491	0.14727	-0.0084049	-4.8742	1.0000	17.447	-0.0032135
-0.021003	0.017652	-0.0035841	2.1138	-0.46978	1.0000	0.00061662

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LO	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-1.2675	1.2193	0.50	0.74340	-1.2193	1.8073e-005

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 1.7592$ [0.1847]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LO	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-1.0000	-4.3339	0.50	9.3915	4.3339	1.1773e-005

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 3.2349$ [0.0721]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LO da taxa de juros *overnight*, LCONDSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de lags foi 6 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 32 – Cointegração utilizando taxa CDB e o consumo durável: 1975 a 2000

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	134.4**	123.7**	40.3	418.2**	385**	102.1
p <= 1	110.2**	101.4**	34.4	283.8**	261.2**	76.1
p <= 2	75.61**	69.6**	28.1	173.6**	159.8**	53.1
p <= 3	63.47**	58.43**	22.0	97.99**	90.2**	34.9
p <= 4	34.1**	31.39**	15.7	34.52**	31.77**	20.0
p <= 5	0.4155	0.3825	9.2	0.4155	0.3825	9.2

Autovetores beta padronizados

LCDB	LI	LCONDSA	inflação	consumo	covar	constante
1.0000	-0.93694	0.80251	211.72	10.864	-497.59	-0.041070
-1.1407	1.0000	1.6087	-70.210	16.288	35.545	-0.024998
-2.9111	4.6816	1.0000	278.06	-4740.7	-910.50	7.8126
0.0035510	-0.0038668	0.0049682	1.0000	-1.4415	9.2372	0.0023258
0.018403	-0.0062476	0.0052265	-5.1146	1.0000	-0.51628	-0.0016178
-0.010138	0.00060305	-0.0031835	0.41654	-0.49190	1.0000	0.0030665

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LCDB	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-0.86870	-2.5708	0.50	3.3045	2.5708	8.5183e-005

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 15.573$ [0.0001] **

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LCDB da taxa de juros do certificado de depósito bancário, LCONDSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de *lags* foi 6 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. A segunda restrição não convergiu e por isso não é apresentada. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 33 – Cointegração utilizando taxa CG e o consumo durável: 1975 a 2000

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	138.5**	127.5**	40.3	422.5**	388.9**	102.1
p <= 1	102.2**	94.08**	34.4	284**	261.4**	76.1
p <= 2	77.06**	70.94**	28.1	181.8**	167.3**	53.1
p <= 3	61.97**	57.04**	22.0	104.7**	96.37**	34.9
p <= 4	39.9**	36.72**	15.7	42.73**	39.33**	20.0
p <= 5	2.83	2.605	9.2	2.83	2.605	9.2

Autovetores beta padronizados

LCG	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	7.1916	120.87	21960	187.86	-50291	-3.5225
1.1168	1.0000	-20.386	1888.6	-632.45	-61.609	0.83498
-100.71	110.88	1.0000	2185.3	-27871	-4743.7	47.057
0.010577	-0.0092247	0.011922	1.0000	-3.3158	16.901	0.0052213
0.092315	-0.072850	0.0089918	-11.788	1.0000	-9.2237-	0.0023048
-0.010464	0.013141	-8.1046e-005	-0.41846	0.30216	1.0000	-0.00058136

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LCG	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-0.53353	-5.6592	0.50	16.013	5.6592	-0.032176

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 17.487$ [0.0000] **

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LCG	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-1.0000	-4.1991	0.50	8.8163	4.1991	-0.00036728

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 18.665$ [0.0000] **

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LCG da taxa de juros capital de giro, LCONDSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummies* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de lags foi 6 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentou também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 34 – Cointegração utilizando taxa DD e o consumo durável: 1975 a 2000

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	131**	120.6**	40.3	421.5**	388**	102.1
p <= 1	111.5**	102.7**	34.4	290.5**	267.4**	76.1
p <= 2	74.33**	68.42**	28.1	178.9**	164.7**	53.1
p <= 3	63.1**	58.08**	22.0	104.6**	96.29**	34.9
p <= 4	36.89**	33.95**	15.7	41.51**	38.21**	20.0
p <= 5	4.626	4.258	9.2	4.626	4.258	9.2

Autovetores beta padronizados

LDD	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-0.79719	14.713	3064.5	351.19	-7107.7	-0.96700
19.211	1.0000	-229.65	18501	-3744.1	-17543	3.9864
1.0967	-0.20420	1.0000	-159.66	-1545.5	-547.95	2.5327
-0.00079820	0.0022043	0.0054394	1.0000	-1.6442	11.289	0.0025775
0.012347	-0.0088985	0.0010944	-2.2236	1.0000	-1.3285	0.0019215
-0.018114	0.027837	0.0011642	-2.0682	0.40472	1.0000	-0.00066408

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LDD	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-0.31511	-11.081	0.50	61.397	11.081	-0.11648

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 18.184$ [0.0000] **

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LDD	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-1.0000	-1.5363	0.50	1.1802	1.5363	-0.013476

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 20.438$ [0.0000] **

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LDD da taxa de juros de desconto de duplicata, LCONDSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de *lags* foi 6 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 35 – Cointegração utilizando taxa de juros estadual e o consumo durável: 1975 a 2000

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	112.3**	98.87**	40.3	351.7**	309.7**	102.1
p <= 1	101.5**	89.39**	34.4	239.4**	210.8**	76.1
p <= 2	53.98**	47.53**	28.1	137.9**	121.4**	53.1
p <= 3	45.32**	39.91**	22.0	83.88**	73.87**	34.9
p <= 4	29.41**	25.9**	15.7	38.56**	33.96**	20.0
p <= 5	9.147	8.055	9.2	9.147	8.055	9.2

Autovetores beta padronizados

ESTADUAL	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-1.7791	-0.39980	-521.16	268.29	528.59	-0.31360
-1.2230	1.0000	2.8419	-64.066	359.00	-514.52	-0.56304
-1.0759	1.1153	1.0000	184.57	-529.56	992.07	0.83929
0.0062432	-0.0083908	-0.00035339	1.0000	1.6706	3.8067	-0.0028334
-0.67640	0.67295	-0.059659	20.350	1.0000	24.984	-0.0021414
-0.0063207	0.0092597	0.00063471	-1.0869	0.64906	1.0000	-0.0011245

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

ESTADUAL	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-0.81469	-3.2968	0.50	5.4343	3.2968	-0.022135

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 2.1051$ [0.1468]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

ESTADUAL	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-1.0000	-7.2146	0.50	26.025	7.2146	-0.029139

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 2.7376$ [0.0980]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, ESTADUAL da taxa de juros sobre títulos públicos estaduais, LCONDSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummies* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de *lags* foi 4 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 36 – Cointegração utilizando taxa *overnight* e o consumo durável: 1975 a 1994

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	254.3**	241**	40.3	672.6**	637.4**	102.1
p <= 1	156.2**	148**	34.4	418.3**	396.4**	76.1
p <= 2	123.6**	117.1**	28.1	262.1**	248.4**	53.1
p <= 3	82.14**	77.84**	22.0	138.6**	131.3**	34.9
p <= 4	48.2**	45.67**	15.7	56.41**	53.46**	20.0
p <= 5	8.215	7.785	9.2	8.215	7.785	9.2

Autovetores beta padronizados

LO	LI	LCONDSA	varinf	covar	consumo	constante
1.0000	-0.91481	0.20347	84.574	-4955.9	-51.720	0.012105
-0.76771	1.0000	-3.9099	-59.501	-293.12	25.910	-0.028798
-35.599	43.489	1.0000	5707.7	2570.3	-2463.7	2.1374
0.017405	-0.019059	0.00012414	1.0000	2.1930	-0.32917	0.00054765
0.00075996	-0.00050721	0.00045350	0.23315	1.0000	0.72037	-0.00096746
0.049872	0.00053058	0.0078661	-28.384	8.8438	1.0000	-0.00025674

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LO	LI	LCONDSA	varinf	covar	consumo	constante
1.0000	-0.81336	-12.106	0.50	73.276	12.106	0.038319

LR-test, rank=5: $\text{Chi}^2(1) = 3.6691$ [0.0554]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LO	LI	LCONDSA	varinf	covar	consumo	constante
1.0000	-1.0000	-2.7607	0.50	3.8107	2.7607	0.015477

LR-test, rank=5: $\text{Chi}^2(1) = 3.5604$ [0.0592]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LO da taxa de juros *overnight*, LCONDSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummies* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de *lags* foi 2 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 37 – Cointegração utilizando taxa do CDB e o consumo durável: 1975 a 1994

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	203.9**	193.2**	40.3	532.7**	504.8**	102.1
p <= 1	162**	153.5**	34.4	328.8**	311.6**	76.1
p <= 2	104**	98.52**	28.1	166.8**	158.1**	53.1
p <= 3	35.43**	33.57**	22.0	62.87**	59.57**	34.9
p <= 4	18.11*	17.16*	15.7	27.44**	26**	20.0
p <= 5	9.333*	8.844	9.2	9.333*	8.844	9.2

Autovetores beta padronizados

LCDB	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-0.95269	-0.52277	136.63	134.07	8371.6	-0.10526
-0.77885	1.0000	-4.9743	-459.51	129.34	-637.74	-0.12221
-0.77438	0.20753	1.0000	-1021.1	649.47	487.86	-0.72149
-0.033750	0.029380	-0.00052979	1.0000	-2.1959	-1.9916	0.0027090
-0.032589	0.011266	-0.0048586	14.076	1.0000	-6.1678	-0.0021553
0.014526	-0.017903	-0.00034789	0.44891	-0.33232	1.0000	0.00065013

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LCDB	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-0.57932	-3.4177	0.50	5.8403	3.4177	-0.0068019

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 2.6115$ [0.1061]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LCDB	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-1.0000	1.8249	0.50	1.6651	-1.824	-0.0011944

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 2.5904$ [0.1075]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LCDB da taxa de juros do certificado de depósito bancário, LCONDSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de *lags* foi 2 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 38 – Cointegração utilizando taxa do CG e o consumo durável: 1975 a 1994

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	253.9**	240.6**	40.3	613.2**	581.1**	102.1
p <= 1	160**	151.6**	34.4	359.3**	340.5**	76.1
p <= 2	102.9**	97.54**	28.1	199.3**	188.9**	53.1
p <= 3	60.06**	56.91**	22.0	96.39**	91.34**	34.9
p <= 4	30.27**	28.69**	15.7	36.33**	34.43**	20.0
p <= 5	6.056	5.738	9.2	6.056	5.738	9.2

Autovetores beta padronizados

LCG	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-0.90229	0.17472	10.897	-26.770	-8231.7	-0.060212
-0.90251	1.0000	-3.5870	-250.82	117.92	-219.46	-0.10891
0.93265	-1.6477	1.0000	-1035.3	513.84	-10.904	-0.54902
-0.047437	0.048039	-0.0018297	1.0000	-1.6531	-9.9012	0.0023929
-0.015881	0.014662	-0.00013825	2.6841	1.0000	-0.86269	-0.0014103
-0.0081281	0.032609	0.0052018	-11.463	1.8515	1.0000	-0.0021341

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LCG	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-0.86652	-1.3514	0.50	0.91310	1.3514	-0.0094950

LR-test, rank=5: $\text{Chi}^2(1) = 0.028684$ [0.8655]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LCG da taxa de juros de capital de giro, LCONDSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de lags foi 2 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. A segunda restrição não foi apresentada por não ter havido convergência. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 39 – Cointegração utilizando taxa do DD e o consumo durável: 1975 a 1994

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p = 0	249.1**	236.1**	40.3	571.5**	541.5**	102.1
p <= 1	147.5**	139.8**	34.4	322.4**	305.5**	76.1
p <= 2	87**	82.44**	28.1	174.8**	165.7**	53.1
p <= 3	44.68**	42.34**	22.0	87.82**	83.22**	34.9
p <= 4	39.9**	37.81**	15.7	43.14**	40.88**	20.0
p <= 5	3.24	3.07	9.2	3.24	3.07	9.2

Autovetores beta padronizados

LDD	LI	LCONDSA	varinf	covar	consumo	constante
1.0000	-1.7151	-0.80514	-800.78	38901.	-39.270	0.48874
-1.0723	1.0000	5.7030	471.39	240.55	-190.24	0.21288
-0.0061964	-0.69524	1.0000	-1232.4	-883.42	613.71	-0.69163
1.2403	-1.3505	0.15111	1.0000	323.60	90.051	-0.13795
-0.019368	0.017597	-0.0012911	4.3631	1.0000	1.2103	-0.0014421
-0.0014957	0.013059	0.0022982	-5.8175	2.8723	1.0000	-0.00098530

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

LDD	LI	LCONDSA	varinf	covar	consumo	constante
1.0000	-0.51731	-8.2889	0.50	34.353	8.2889	-0.010178

LR-test, rank=5: $\text{Chi}^2(1) = 10.157 [0.0014]$ **

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

LDD	LI	LCONDSA	varinf	covar	consumo	constante
1.0000	-1.0000	0.81767	0.50	0.33429	-0.81767	-0.027296

LR-test, rank=5: $\text{Chi}^2(1) = 10.859 [0.0010]$ **

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LDD da taxa de juros do certificado de depósito bancário, LCONDSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummys* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de lags foi 2 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

Tabela 40 – Cointegração utilizando taxa de juros estadual e o consumo durável: 1975 a 1994

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p == 0	249.1**	236.1**	40.3	571.5**	541.5**	102.1
p <= 1	147.5**	139.8**	34.4	322.4**	305.5**	76.1
p <= 2	87**	82.44**	28.1	174.8**	165.7**	53.1
p <= 3	44.68**	42.34**	22.0	87.82**	83.22**	34.9
p <= 4	39.9**	37.81**	15.7	43.14**	40.88**	20.0
p <= 5	3.24	3.07	9.2	3.24	3.07	9.2

Autovetores beta padronizados

LDD	LI	LCONDSA	varinf	covar	consumo	constante
1.0000	-1.7151	-0.80514	-800.78	38901.	-39.270	0.48874
-1.0723	1.0000	5.7030	471.39	240.55	-190.24	0.21288
-0.0061964	-0.69524	1.0000	-1232.4	-883.42	613.71	-0.69163
1.2403	-1.3505	0.15111	1.0000	323.60	90.051	-0.13795
-0.019368	0.017597	-0.0012911	4.3631	1.0000	1.2103	-0.0014421
-0.0014957	0.013059	0.0022982	-5.8175	2.8723	1.0000	-0.00098530

Equação estrutural supondo equação (50) e α_1 irrestrito

ESTADUAL	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-0.89875	-1.5621	0.50	1.2201	1.5621	0.021712

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 1.4369$ [0.2306]

Equação estrutural supondo equação (50) e $\alpha_1 = 1$

ESTADUAL	LI	LCONDSA	varinf	consumo	covar	constante
1.0000	-1.0000	-0.77988	0.50	0.30411	0.77988	0.024166

LR-test, rank=5: $\chi^2(1) = 1.5479$ [0.2134]

Notas: LI é o logaritmo da taxa de inflação, ESTADUAL, da taxa de juros sobre os títulos estaduais, LCONDSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummies* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha do lag foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o VAR o número escolhido de *lags* foi 2 sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão da constante apenas no espaço de cointegração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca da taxa de inflação, da taxa de crescimento do consumo e dos componentes de variância e covariância tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca. Os vetores de curto prazo (α) e demais resultados do teste não são apresentados devido à falta de espaço mas estão disponíveis sob pedido. O programa utilizado foi o Pc-Fiml 9.0.

CONCLUSÃO

A presente dissertação teve o objetivo de calcular o efeito Fisher no Brasil levando em conta o grau de aversão ao risco do agente que detém o título. Em outras palavras, numa economia que até 1994 passou por um processo inflacionário grave, seria ingênuo imaginar que o determinante da taxa de juros fosse apenas a expectativa de inflação, como suposto nos modelos tradicionais. Numa economia estabilizada onde o horizonte inflacionário é mais previsível essa hipótese é perfeitamente aceitável, como é o caso dos Estados Unidos, estudado no item 1.2., mas em países onde a incerteza macroeconômica grassava seria natural supor que o agente pedisse uma taxa de juros nominal maior quando a incerteza fosse maior.

No nosso caso, a modelagem escolhida pressupôs que o agente está preocupado com as mudanças na covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Há uma forte idéia de suavização do consumo atrás dessa análise. Quando o consumo no futuro cai e ao mesmo tempo a inflação sobe, o agente pedirá uma taxa de juros nominal maior para se prevenir das perdas de riqueza advindas da inflação mais alta. Com a taxa de juros mais alta, ele pode poupar e consumir mais em $t+1$. O objetivo do agente, assim, é suavizar seu consumo ao longo do tempo através de imunizações adquiridas no mercado de títulos. Em outras palavras, esses mercados servem como um *hedge* contra variações bruscas de consumo não previstas pelo agente.

Com esse objetivo em mente, partimos para a estimação da equação (50). A qual leva em conta todas as considerações de incerteza aventadas no parágrafo anterior. Para isso, testes de raiz unitária que consideraram as quebras estruturais impingidas pelos planos de estabilização foram usados, levando a identificar as séries de inflação e juros como não-estacionárias. Em seguida, estimou-se um GARCH bivariado para identificar as relações dinâmicas encontradas teoricamente entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento do consumo. Achada essa relação, partimos para a análise de cointegração, a qual corroborou nosso modelo teórico levando-nos a concluir que o agente que adquire o título está efetivamente levando em conta a incerteza macroeconômica advinda das mudanças imprevistas de consumo. Em outros termos, há uma preocupação por parte do agente na suavização do seu consumo ao longo do tempo.

Uma ressalva importante aos resultados obtidos deve ser levada em conta. Como salientamos na seção 3.3.4., a existência em demasia de quebras estruturais viesam os resultados do teste de Johansen, mesmo quando usamos *dummies* para retirar esses efeitos. Assim, apesar dos resultados interessantes obtidos, devemos vê-los com um certo cuidado. A publicação recente de artigos que tratam de mais de uma quebra estrutural no teste de Johansen poderá deixar os resultados mais robustos do que os obtidos aqui. Mas isso fica para um próximo trabalho.

BIBLIOGRAFIA

ABEL, A. B. (1990). Asset prices under habit formation and catching up with the joneses. In: *American Economic Review*. Vol. 80, pp. 38-42.

AHN, S. K. E REINSEL, G.C. (1990). Estimation for partially nonstationary multivariate autoregressive models. In: *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 85, pp. 813-823.

AHN, S. K., LEE, J-L. E CLARK, C. (1998). Long- and short-run Fisher effects: new tests and new results. In: *Applied Economics*. Vol. 30, pp. 113-124.

ANÁLISE FINANCEIRA (1989). *Taxa de juros no Brasil*. Segunda edição.

ANDIMA. (1997). *Taxas de juros: um amplo estudo sobre o mercado aberto no Brasil*. Séries Históricas.

ANDREWS, D. W. K. (1991). Heteroskedastic and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. In: *Econometrica*. Vol. 59, pp. 817-854.

BAILLIE, R. E BOLLERSLEV, T. (1990). A multivariate generalized ARCH approach to modeling risk premia in forward foreign rate markets. In: *Journal of International Money and Finance*. Vol. 9, pp. 309-324.

BAJO, O. E ESTEVE V. (1998). Existe un efecto Fisher en el largo plazo? Evidencia para la economía española, 1962-1996. In: *Revista Española de Economía*. Vol. 15, n. 2, pp. 149-166.

BALKE, N. E FOMBY, T. (1995). *Threshold cointegration*. Mimeo, Southern Methodist University.

BARNEA, A., DOTAN, A. E LAKONISHOK, J. (1979). The effect of price level uncertainty on the determination of nominal interest rates: some empirical evidence. In: *Southern Economic Journal*. Vol. 46, outubro, pp. 609-614.

BENNINGA, S. E PROTOPAPADAKIS, A. (1983). Real and nominal interest rates under uncertainty: the Fisher theorem and the term structure. In: *Journal of Political Economy*. Vol. 91, outubro, pp. 856-867.

BERNDT, E.K., HALL, B.H., HALL, R.E. E HAUSMAN, J. (1974). Estimation and inference in nonlinear structural models. In: *Annals of Economic and Social Measurement*. Vol. 3, pp. 653-665.

BLUMENSCHIN, F. N. (1994). *Essays on macroeconomics policy and the institutional framework of the financial market in Brazil*. Tese de doutorado. Cornell University.

BOLLERSLEV, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. In: *Journal of Econometrics*. Vol. 31, pp. 307-327.

————— (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH approach. In: *Review of Economics and Statistics*. Vol. 72, pp. 498-505.

BOLLERSLEV, T. CHOU, R.Y. E KRONER, K.F. (1992). ARCH modeling in finance. In: *Journal of Econometrics*. Vol. 52, pp. 5-59.

BOLLERSLEV, T., ENGLE, R. E WOOLDRIDGE, J. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. In: *Journal of Political Economy*. Vol. 96, pp. 116-131.

BOLLERSLEV, T. E WOOLDRIDGE, J. (1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamics models with time-varying covariances. In: *Econometric Reviews*. Vol. 11, pp. 143-172.

BRITTO, N.O. (1979). Inflação e o mercado de letras do tesouro nacional. In: *Revista Brasileira de Economia*. Abril.

CAGAN, P. E GANDOLFI, A. (1969). The lag in monetary policy as implied by the time pattern of monetary effects on interest rates. In: *American Economic Review Papers and Proceedings*. Vol. 59, pp. 277-284.

CARNEIRO, F.G., DIVINO, J.C.A.A. E ROCHA, C.H. (2001). *Reconsiderando o efeito Fisher: uma análise de cointegração entre taxa de juros e inflação*. Texto para Discussão. Universidade Católica de Brasília.

CATI, R. C., GARCIA, M. G. P. e PERRON, P. (1999). Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. In: *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 14, pp. 27-56.

CENÁRIOS, Revista. Editora BBT. Vários números.

COCHRANE, J.H. (1991). Comment on 'Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots'. In: *NBER Macroeconomics Annual*, editado por O.J. Banchard e S. Fischer, MIT Press, Cambridge, Estados Unidos.

CHAN, L.K.C. (1994). Consumption, inflation risk and real interest rates: an empirical analysis. In: *The Journal of Business*. Vol. 67, n. 1, pp. 69-96.

CROWDER, W.J. (1997). The long-run Fisher relation in Canada. In: *Canadian Journal of Economics*. Vol. 30, pp. 1124-1142.

CROWDER, W. J. E HOFFMAN, D. L. (1996). The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: the Fisher equation revisited. In: *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 28, n.1, fevereiro, pp. 102-118.

DARBY, M. R. (1975). The financial and tax effects of monetary policy on interest rates. In: *Economic Inquiry*. Vol. 13, pp. 266-269.

DICKEY, D. A. e FULLER, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive times series with a unit root. In: *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 74, pp. 427-431.

_____ (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. In: *Econometrica*. Vol. 49, pp. 1057-1072.

DICKEY, D. E PANTULA, S. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive processes. In: *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 15, pp. 455-461.

DIMAND, R.W. (1999). Irving Fisher and the Fisher relation: setting the record straight. In: *Canadian Journal of Economics*. Vol. 32, n. 3, pp. 744 -750.

DOORNIK, J. A. E HENDRY, D.F. (1997). *Modelling dynamic systems using PcFiml 9.0 for Windows*. London: International Thomson Business Press.

DURLAUF, S. E HALL, R. (1989). A signal extraction approach to recovering noise in expectations based models. Mimeo. Stanford University.

DUTT, S.D. E GHOSH, D. (1995). The Fisher hypothesis: examining the Canadian experience. In: *Applied Economics*. Vol. 27, pp. 1025-1030.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. e STOCK, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. In: *Econometrica*. Vol. 64, n. 4, pp. 813-836.

ENDERS, W. (1995). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, Inc.

- ENDERS, W. (1996). *RATS handbook for econometric time series*. John Wiley & Sons.
- ENGLE, R. (1974). Band spectrum regression. In: *International Economic Review*. Fevereiro.
- ENGLE, R. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. In: *Econometrica*. Vol. 50, pp. 987-1008.
- ENGLE, R. (2001). *Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate GARCH models*. Mimeo. Brown University.
- ENGLE, R. E GRANGER, C.W. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. In: *Econometrica*. Vol. 55, pp. 251-276.
- ENGLE, R. E KRONER, K.F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. In: *Econometric Theory*. Vol. 11, pp. 122-150.
- ENGLE, R., LILIEN, D.M. E ROBINS, R.P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. In: *Econometrica*. Vol. 55, pp. 391-407.
- EVANS, M.D.D. (1998). Real rates, expected inflation and inflation risk premia. In: *The Journal of Finance*. Vol. 53, pp. 187-218.
- EVANS, M.D.D. E LEWIS, K. (1995). Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run Fisher relation? In: *The Journal of Finance*. Vol. 50, n. 1, março, pp. 225-253.
- EVANS, M.D.D. E WATCHEL P. (1992). Interpreting the movements in short-term interest rates. In: *The Journal of Business*. Vol. 65, n. 3, pp. 395-430.
- FAMA, E. (1975). Short-term interest rates as predictors of inflation. In: *American Economic Review*. Vol. 65, pp. 269-282.
- FAMA, E. (1976). Inflation uncertainty and expected returns on Treasury Bills. In: *Journal of Political Economics*. Vol. 84, pp. 427-448.
- FAMA, E. E FARBER, A. (1979). Money, bonds and foreign exchange. In: *American Economic Review*. Vol. 69, setembro, pp. 639-649.
- FAVA, V. L. e ALVES, D.C. (1998). Longa persistência nas taxas de inflação. In: *Revista de Econometria*. Vol. 18, n.2, pp. 245-264. Novembro.
- FELDSTEIN, M. (1976). Inflation, income taxes and the rate of interest: a theoretical analysis. In: *American Economic Review*. Vol. 66.
- FISHER, I. (1896). *Appreciation and interest*. Nova York: Macmillan.

————— (1986). *A taxa de juros*. Editora Abril.

FRIEDMAN, B. (1978). Who puts the inflation premium into nominal interest rates? In: *The Journal of Finance*. Junho.

FUHRER, J. E MOORE, G. (1995). Monetary policy tradeoffs and the nominal interest rate-real output correlation. In: *American Economic Review*. Vol. 85, pp. 219-239.

FULLER, W. A. (1976). *Introduction to statistical time series*. Wiley, Nova Iorque..

GARCIA, M. G. P. (1991). *The formation of inflation expectation in Brazil*. Tese de doutorado. Stanford University.

GARCIA, R. (1989). Combined tests of the Fisher and the expectation hypothesis. In: *Revista de Econometria*. Vol. 9, n.1, abril, pp. 7-30.

GIBSON, W. E. (1970). Price-expectations effects on interest rates. In: *The Journal of Finance*, vol. 25, pp. 19-34. Março.

GRANGER, C. e NEWBOLD, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. In: *Journal of Econometrics*. Vol. 2, pp. 111-120

GRAUER, F. L. A. e LITZENBERGER, R. H. (1980). Monetary Rules and the nominal rate of interest under uncertainty. In: *Journal of Monetary Economics*. Vol. 6, pp. 277-288.

GREGORY, A. W. E HANSEN, B.E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. In: *Journal of Econometrics*. Vol. 70, pp. 99-126.

GRIER, K.B. E PERRY, M.J. (2000). The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some GARCH-M evidence. In: *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 15, pp.45-58.

HANSEN, P. R. (2000). *Structural changes in the cointegrated vector autoregressive model*. Working paper n. 00-20. Brown University.

HANSEN, L. E SINGLETON, K. (1983). Stochastic consumption, risk aversion and the temporal behaviour of assets patterns. In: *Journal of Political Economy*, vol. 91, abril, pp. 249-265

HARRIS, R. I. D. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling*. Prentice Hall.

HENRY, O. T. (1999). *Changes in regime and the long run Fisher effect: a threshold cointegration analysis*. Research Paper n. 720. Universidade de Melbourne.

HUIZINGA, J. E MISHKIN, F.S. (1986). Monetary policy regime shifts and the unusual behavior of real interest rates. In: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol. 24, pp. 231-274.

INDER, B. E SILVAPULLE, P. (1993). Does the Fisher effect apply in Australia? In: *Applied Economics*. Vol. 25, pp. 839-843.

IRELAND, P. N. (1996). Long-term interest rates and inflation: a fisherian approach. In: *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*. Vol. 82, n. 1, pp. 21-35.

ISSLER, J. V. (1991). Inflation and level uncertainty: evidence using Brazilian data. In: *Revista Brasileira de Economia*. Vol. 45, n. 3, pp. 473-482.

ISSLER, J. V., CARVALHO, L., REIS, E. e BLANCO, F. (1999a). *Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente*. Seminário n. 12. Instituto de Pesquisas Econômicas. Universidade de São Paulo.

ISSLER, J. V. (1999b). *Estimating and forecasting the volatility of Brazilian finance series using ARCH models*. Seminários EPGE-FGV. Rio de Janeiro. Julho/99.

JOHANSEN, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. In: *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 12, pp. 231-254.

————— (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in the presence of linear trend. In: *Econometrica*. Vol. 59, pp. 1551-1580.

JOHANSEN, S. E JUSELIUS, K. (1992). Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. In: *Journal of Econometrics*. Vol. 53, pp. 211-244.

KING, R.G. E WATSON, M.W. (1997). Testing long-run neutrality. In: *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*. Vol. 83, pp. 69-101.

KOUSTAS, Z. (1998). *On the long-run Fisher effect: a fractional cointegration approach*. Discussion paper 01. Brock University.

KOUSTAS, Z. E SERLETIS, A. (1999). On the Fisher effect. In: *Journal of Monetary Economics*. Vol. 44, pp. 105-130.

LABADIE, P. (1989). Stochastic Inflation and the equity premium. In: *Journal of Monetary Economics*. Vol. 24, pp. 277-298.

LABADIE, P. (1994). The term structure of interest rates over the business cycle. In: *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 18, pp. 671-198.

LAI, K. S. (1997). Is the real interest rate unstable? Some new evidence. In: *Applied Economics*. Vol. 29, pp. 359-364

LEVI, M. E MAKIN, J. (1979). Fisher, Phillips, Friedman and the measured impact of inflation on interest. In: *The Journal of Finance*. Março.

LUCAS, A. (1998). Inference on cointegrating ranks using LR and LM tests based on pseudo-likelihoods. In: *Econometric Reviews*. Vol. 17, pp. 185-214.

————— (1997). Cointegration testing using pseudo likelihood ratio tests. In: *Econometric Theory*. Vol. 13, pp. 149-169.

LUCAS, R. (1978). Asset prices in a exchange economy. In: *Econometrica*. Vol. 49, pp. 1429-1445.

MADDALA, G. S. e KIM, I-M. (1998). *Unit roots, cointegration and structural change*. Themes in modern econometrics. Cambridge University Press.

MACKINNON, J.G. (1991). Critical Values for Cointegration Tests. Chapter 13 in *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, editado por R.F.Engle e C.W.J. Granger, Oxford University Press.

MALLIAROPULOS, D. (2000). A note on nonstationarity, structural breaks and the Fisher effect. In: *Journal of Banking & Finance*. Vol. 24, pp. 695-707.

MEIRELLES, A. C. (1974). A expectativa de variações do nível de preços e a taxa de juros: o caso brasileiro – 1961/1970. *Ensaio Econômico*, APEC.

MISHKIN, F. S. (1992). Is the Fisher effect for real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates. In: *Journal of Monetary Economics*. Vol. 30, pp. 195-215.

MISHKIN, F. S. E SIMON, J. (1994). An empirical examination of the Fisher effect in Australia. *Research Discussion paper n. 9410*. Reserve Bank of Australia.

MITTELHAMMER, R.C. (1996). *Mathematical statistics for economics and business*. Springer-Verlag. Nova York.

MUNDEL, R. (1963). Inflation and real interest. In: *Journal of Political Economy*. Junho.

NELSON, C. R. e PLOSSER, C.I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. In: *Journal of Monetary Economics*. Vol. 10, pp. 139-162.

NIELSEN, N. C. (1981). Inflation and taxation: nominal and real rates of return. In: *Journal of Monetary Economics*. Vol. 7, pp. 261-270.

OLEKALNS, N. (1996). Further evidence on the Fisher effect. In: *Applied Economics*. Vol. 28, pp. 851-856.

ORPHANIDES, A. E WILCOX, D. (1996). *The opportunistic approach to disinflation*. Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Paper, n. 24.

OSTERWALD-LENUM, M. (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ml cointegration rank test statistics. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 54, pp. 461-472.

PAGAN A. E ULLAH, A. (1988). The econometric analysis of models with risk terms. In: *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 3, pp. 87-105.

PELÁEZ, R. F. (1995). The Fisher effect: reprise. In: *Journal of Macroeconomics*. Vol. 17, n. 2, pp. 333-346.

PEREIRA, T. R. e CARVALHO, A. (2000). *Desvalorização Cambial e seu Impacto Sobre os Custos e Preços Industriais no Brasil - uma Análise dos Efeitos de Encadeamento nos Setores Produtivos*. Texto para discussão n. 711. IPEA. Brasília, março.

PERRON, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. In: *Econometrica*. Vol. 57, pp. 1361-1401.

————— (1994). Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: *Cointegration for the applied economist*, editado por B. Bhaskara Rao. St. Martin's Press.

————— (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. In: *Journal of Econometrics*. Vol. 80, pp. 355-385.

PERRON, P. e NG, S. (1996). Useful modifications to unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. In: *Review of Economic Studies*. Vol. 63, pp. 435-463.

————— (1998) An autoregressive spectral density estimator at frequency zero for nonstationary tests. In: *Econometric Theory*. Vol. 14, pp. 560-603.

PERRON, P. E VOGELSANG, T.J. (1993). A note on the asymptotic distribution of unit root tests in the additive outlier model with breaks. In: *Revista de Econometria*. Vol. 8, pp. 181-202.

PHILLIPS, P.C. (1986). Understanding Spurious Regressions. In: *Journal of Econometrics*. Vol. 33, pp. 311-340.

PHILLIPS, P.C. E HANSEN, B.E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. In: *Review of Economic Studies*. Vol. 57, pp.99-125.

PHILLIPS, P.C. e PERRON P. (1988). Testing for unit roots in times series regressions. In: *Biometrika*. Vol. 75, pp. 335-346.

REIMERS, H. E. (1992). Comparisons of tests for multivariate cointegration. In: *Statistical Papers*. Vol. 33, pp. 335-359.

ROCHA, R. (1988). Juros e inflação: uma análise da equação de Fisher para o Brasil. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas. Série Teses, n. 15.

ROSE, A. K (1988). Is the real interest rate stable? In: *The Journal of Finance*. Vol. 43, n. 5, pp. 1095-1113. Dezembro.

SAID, S. E. e DICKEY, D.A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. In: *Biometrika*. Vol. 71, pp. 599-607.

SARGENT, T. J. (1969). Commodity price expectation and the interest rate. In: *Quarterly Journal of Economics*. Fevereiro.

_____ (1972). Anticipated inflation and the nominal rate of interest. In: *Quarterly Journal of Economics*. Maio.

_____ (1973). Interest rates and prices in the long run: a study of the Gibson Paradox. In: *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 5, pp. 385-449. Fevereiro.

_____ (1987). *Macroeconomic Theory*. Academic Press.

SARTE, P-D. G. (1998). Fisher's equation and the inflation risk premium in a simple endowment economy. In: *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*. Vol. 84, n. 4, pp. 53-72.

SCHWARTZ, G. (1999). Brazil price developments after the floating of the Real: the first six months. In: *IMF Staff Country Report*. Setembro.

SCHWERT, G.W. (1987). Effects of model specification on tests for unit roots in macroeconomic data. In: *Journal of Monetary Economics*. Vol.20, pp. 73-103.

SHEEHAN, R.G. (1996). Adaptive versus rational expectations and the Fisher effect. In: *Applied Economics*. Vol. 28, pp. 1-11.

SHOME, D. K., SMITH, S. D. e PINKERTON, J.M.. (1988). The purchasing power of money and nominal interest rates: a re-examination. In: *Journal of Finance*. Vol. 43, n. 5, pp. 1113-1126.

SILVEIRA, A.M. (1973). Interest rates and rapid inflation. In: *Journal of Money, Credit and Banking*. Agosto.

SÖDERLIND, P. (1997). *Monetary policy and the Fisher effect*. Working Paper Series in Economics and Finance. N. 159. Fevereiro.

STOCK, J. H. (1990). *A class of tests for integration and cointegration*. Mimeo, Kennedy School of Government, Harvard University.

STOCK, J.H. E WATSON, M.W. (1988). Testing for common trends. In: *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 83, pp. 1097-1107.

SUMMERS, L. H. (1983). The non-adjustment of nominal interest rates: a study of the Fisher effect. In: *Symposium in memory of Arthur Okun*, editado por J. Tobin. Washington, D. C. : The Brookings Institute.

TOBIN, J. (1965). Money and economic growth. In: *Econometrica*. Outubro

VALKANOV, R. (1999). *Long-horizon regressions: theoretical results and applications to the expected returns/dividend yields and Fisher effect relations*. Mimeo. Universidade of California, Los Angeles.

VOGELSANG, T. (1999). Two simple procedures for testing for a unit root when there are additive outliers. In: *Journal of Time Series Analysis*.

ZIVOT, E. E ANDREWS, D.W.K. (1992). Further evidence on the Great Cash, the oil price and the unit root hypothesis. In: *Journal of Business and Economics Statistics*. Vol. 10, pp. 251-270.

WEIDMANN, J. (1997). *New hope for the Fisher effect? A reexamination using threshold cointegration*. University of Bonn, Discussion Paper B-385. Janeiro.