

# RENDA PERMANENTE E POUPANÇA PRECAUCIONAL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL NO PASSADO RECENTE\*

Eustáquio Reis (IPEA-RJ)

João Victor Issler (EPGE-FGV)

Fernando Blanco (IPEA-RJ)

Leonardo de Carvalho (EPGE-FGV)

Primeira Versão: Agosto de 1996

Versão Revisada: Outubro de 1998

## I. INTRODUÇÃO

Apesar do desempenho medíocre do crescimento do produto e dos graves desequilíbrios macroeconômicos refletidos no descontrole inflacionário crônico, a economia brasileira manteve taxas de poupança relativamente altas nas últimas duas décadas como comprovam Edwards(1995) e Held e Uthoff(1995:10 e 27). O período que compreende o início dos anos oitenta até meados dos anos noventa é interessante e peculiar, pois constata-se que a elevação dos patamares inflacionários coincidiu com aumentos substanciais das taxas de poupança privada. O aumento da poupança, contudo, não foi acompanhado por maiores taxas de investimento e de crescimento do produto.

Vários outros fenômenos macroeconômicos ocorreram nesse período. Em primeiro lugar o país viveu sob um regime semi-autárquico, convivendo com um grau de abertura comercial extremamente baixo e com uma drástica redução de empréstimos externos voluntários ao governo e a agentes econômicos brasileiros. A poupança externa passou de um patamar de aproximadamente 4% do PIB em 1974-83 para zero no período 1984-94. O descontrole fiscal também foi sem precedentes. Em parte, isso se deveu ao fato de que uma parcela não desprezível

---

\* Este trabalho é parte de um projeto preparado por Eustáquio Reis para o Banco Interamericano de Desenvolvimento sobre "Os Determinantes da Poupança Doméstica na América Latina." Agradecemos aos comentários de Marcelo Neri e dos participantes do Encontro da SBE de 1996, em Águas de Lindóia. Todos os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. Os autores agradecem ao CNPq e ao PRONEX pelo auxílio financeiro.

do déficit público era financiado com poupança externa, recursos que escassearam a partir de 1983. A poupança do governo passou de um patamar de aproximadamente 5% do PIB no período 1970-80 para zero no período 1981-89, o que obrigou o governo a financiar uma proporção crescente de seus déficits de forma inflacionária; ver Pastore(1995).

O período da “década perdida” se caracteriza por alta inflação e baixas taxas de investimento, de poupança externa, de poupança do governo, e de crescimento do produto. Em contraste, a poupança privada aumenta de tal montante, que a taxa de poupança doméstica (que inclui a poupança privada e a do governo) tem comportamento crescente. Uma possível explicação para esse movimento contrário observado na poupança privada seria a existência de motivos precaucionais por parte destes agentes; ver Deaton(1992) e Carroll e Samwick(1998)<sup>1</sup>. Estes, deparados com um aumento da incerteza no ambiente macroeconômico, consequência provável do aumento da inflação, elevariam seus estoques ótimos de riqueza em detrimento do consumo corrente. Logo, a taxa de poupança privada aumentaria em contraste com a queda das taxas de poupanças externa e do governo.

No centro desta questão estão os efeitos reais do processo inflacionário. Este é, em primeiro lugar, explicado pela queda da poupança do governo, que se vê obrigado a recorrer ao financiamento inflacionário do déficit público. Uma vez que a inflação aumenta, ou talvez de forma concomitante a este aumento, ocorre uma possível elevação da incerteza macroeconômica.

Existem vários fatores que contribuiriam para isso. Primeiro, a existência de uma relação positiva entre o nível da inflação e a incerteza associada a esta como postulado por Friedman(1977) e Okun(1971). Embora os testes empíricos de Engle(1983) para os EUA, uma economia onde a inflação é baixa, não encontrem essa relação positiva, os testes implementados por Issler(1991) para a economia Brasileira mostram o contrário. Segundo, sob esta relação positiva, mesmo que a economia use esquemas de indexação, sua eficácia é cada vez mais restrita. Deve-se considerar ainda que parte da população tem proteção

---

<sup>1</sup> Para os EUA as estimativas do impacto do motivo precaucional sobre a riqueza são bastante elevadas. Carroll e Samwick(1998) estimam que aproximadamente 60% da riqueza das famílias tenha motivação precaucional.

limitada, o que poderia aumentar os efeitos perversos da inflação sobre a incerteza macroeconômica. A evidência empírica de Issler e Pegurier(1998) para a América Latina encontra uma relação positiva entre o nível da inflação e a incerteza macroeconômica, mostrando que os efeitos deletérios desta sobre o bem-estar podem ser não desprezíveis. Se a incerteza aumenta com a inflação, um aumento desta deveria induzir à poupança precaucional dos agentes privados dadas as hipóteses usuais sobre as preferências destes.

O objetivo central deste artigo é analisar empiricamente se há poupança precaucional no Brasil por parte dos agentes privados (famílias). O ideal seria usar dados de consumo ou poupança privados, desagregados por indivíduos ou famílias, num horizonte razoável de tempo, da forma como fazem Carroll e Samwick(1998)<sup>2</sup>. Como esse tipo de painel de dados não está disponível para o Brasil, estuda-se essa questão com base nas evidências disponíveis a partir do uso de séries temporais agregadas, em frequência trimestral, de 1975-94. Usa-se, como evidência adicional, resultados baseados em séries anuais de 1947-94.

O modelo teórico que serve como base para as estimativas econométricas segue Hall(1978) e Hansen e Singleton(1982, 1983). Consiste de um consumidor representativo, que escolhe o quanto consumir e poupar hoje, a partir da maximização de uma função de bem-estar, tendo como restrição a evolução de seu estoque de riqueza. Como o modelo básico pressupõe que o agente representativo possa tomar empréstimos baseados em sua renda futura, e esta hipótese é irreal para grande parte da população Brasileira, usamos o modelo ampliado de Campbell e Mankiw(1989), que inclui uma parcela da população que se vê restrita a consumir apenas a sua renda corrente. Algumas hipóteses subjacentes aos modelos básico e ampliado são também testadas. Por exemplo, testa-se a validade da Teoria da Renda Permanente com dados brasileiros, testa-se se a proporção dos consumidores restritos é nula para o Brasil, etc.

As evidências empíricas comprovam que o efeito da incerteza sobre o consumo (e por consequência sobre a poupança) é não trivial no Brasil, validando a idéia de poupança precaucional. Nossas estimativas econométricas mostram que, sob o efeito da incerteza macroeconômica, a taxa de crescimento esperada

---

<sup>2</sup> As evidências em Attanasio e Weber(1995), Attanasio e Browning(1995), e Runkle(1991), mostram que os resultados dos estudos de consumo usando-se dados de painel podem ser bastante distintos daqueles usando dados agregados (séries de tempo). Isso levanta a dúvida da validade da hipótese de consumidor representativo para estudos de consumo.

do consumo é 1.6% a.a. maior do que aquela que vigoraria se eliminássemos essa incerteza.

Considerando que é possível que parte do aumento da incerteza do ambiente macroeconômico se deu devido ao aumento da inflação, pode-se estabelecer uma ligação entre inflação e poupança precaucional no Brasil. Essa ligação seria capaz de explicar os movimentos contraditórios nas poupanças privada e do governo e externa no período da década perdida.

Uma questão secundária analisada nesse artigo diz respeito aos movimentos contraditórios observados entre poupança e investimento nesse mesmo período. Apesar de parte da queda das taxas de investimento serem explicadas pelos movimentos nas poupança externa e do governo, parte é explicada pelo aumento do preço relativo dos bens de capital numa economia fechada. Logo, nem todo o aumento da poupança precaucional se transformava em aumento de investimento, pois os bens de capital se tornaram mais caros no regime de semi-autarquia que vigorou na economia Brasileira na década perdida.

A próxima seção fornece perspectivas históricas para o comportamento da poupança doméstica e dos seus componentes público e privado. A terceira seção apresenta o modelo analítico, as principais hipóteses a serem testadas neste trabalho, e descreve as brevemente as técnicas econométricas a serem usadas. A quarta seção apresenta os testes econométricos sobre o comportamento da poupança e questões subjacentes aos modelos usados. A quinta seção apresenta as conclusões do estudo.

## **II. PERSPECTIVAS HISTÓRICAS**

### **1. O COMPORTAMENTO DO INVESTIMENTO E DA POUPANÇA**

A performance macroeconômica da economia brasileira no pós-guerra é sumariada no Gráfico 1. Nesse período, a renda per capita brasileira quadruplicou. O crescimento do PIB foi sustentado nos anos cinquenta, perdeu *momentum* no início dos anos sessenta, e acelerou-se fortemente nos anos setenta; em 1980, inicia-se uma fase de estagnação com fortes oscilações das taxas de crescimento.

do déficit público era financiado com poupança externa, recursos que escassearam a partir de 1983. A poupança do governo passou de um patamar de aproximadamente 5% do PIB no período 1970-80 para zero no período 1981-89, o que obrigou o governo a financiar uma proporção crescente de seus déficits de forma inflacionária; ver Pastore(1995).

O período da “década perdida” se caracteriza por alta inflação e baixas taxas de investimento, de poupança externa, de poupança do governo, e de crescimento do produto. Em contraste, a poupança privada aumenta de tal montante, que a taxa de poupança doméstica (que inclui a poupança privada e a do governo) tem comportamento crescente. Uma possível explicação para esse movimento contrário observado na poupança privada seria a existência de motivos precaucionais por parte destes agentes; ver Deaton(1992) e Carroll e Samwick(1998)<sup>1</sup>. Estes, deparados com um aumento da incerteza no ambiente macroeconômico, consequência provável do aumento da inflação, elevariam seus estoques ótimos de riqueza em detrimento do consumo corrente. Logo, a taxa de poupança privada aumentaria em contraste com a queda das taxas de poupanças externa e do governo.

No centro desta questão estão os efeitos reais do processo inflacionário. Este é, em primeiro lugar, explicado pela queda da poupança do governo, que se vê obrigado a recorrer ao financiamento inflacionário do déficit público. Uma vez que a inflação aumenta, ou talvez de forma concomitante a este aumento, ocorre uma possível elevação da incerteza macroeconômica.

Existem vários fatores que contribuiriam para isso. Primeiro, a existência de uma relação positiva entre o nível da inflação e a incerteza associada a esta como postulado por Friedman(1977) e Okun(1971). Embora os testes empíricos de Engle(1983) para os EUA, uma economia onde a inflação é baixa, não encontrem essa relação positiva, os testes implementados por Issler(1991) para a economia Brasileira mostram o contrário. Segundo, sob esta relação positiva, mesmo que a economia use esquemas de indexação, sua eficácia é cada vez mais restrita. Deve-se considerar ainda que parte da população tem proteção

---

<sup>1</sup> Para os EUA as estimativas do impacto do motivo precaucional sobre a riqueza são bastante elevadas. Carroll e Samwick(1998) estimam que aproximadamente 60% da riqueza das famílias tenha motivação precaucional.

A inflação foi ascendente ao longo de todo período, exceto pelo *intermezzo* do final dos anos sessenta. As taxas de inflação partem de 10% a.a., no começo dos cinquenta, para atingir 100%, no começo dos oitenta, e 1700%, em 1989.

No front externo, os anos setenta destacam-se como um período de desequilíbrio no balanço de transações em conta corrente que culmina, no início da década de oitenta, com a crise da dívida externa e o processo subsequente de ajustamento externo.

O Gráfico 2 apresenta as taxas de investimento bruto da economia brasileira. Medida a preços correntes, a taxa de investimento aumenta até o final dos anos oitenta, apesar das fortes oscilações que ocorreram nessa última década. A mudança significativa no patamar da taxa de investimento ocorreu nos anos setenta, quando, em termos médios, os investimentos representaram 21.4%, comparados com 16.3% nos anos sessenta. Para os anos oitenta e noventa, esses valores foram de 22.3% e de 20.5% do PIB, respectivamente.

Medidas a preços constantes, a taxa de investimento apresentou um comportamento bastante distinto, mostrando uma inflexão em seu crescimento a partir da metade dos anos setenta. A taxa média de investimento caiu de 23.3%, nos anos setenta para 18.5%, nos anos oitenta e para 14.6%, nos anos noventa. Isso explica forte desaceleração do crescimento do produto que se observa nos anos oitenta e, ao mesmo tempo, aponta para a necessidade de aumento substancial das taxas de investimento para a retomada sustentável do crescimento no futuro.

A divergência crescente entre as duas séries de investimento deve-se aos preços relativos de bens de capital - em particular das edificações - que, como mostra o Gráfico 3, cresceram de forma significativa na década de oitenta.

Dentre as várias hipóteses sugeridas para explicar o aumento dos preços relativos dos bens de capital, destacam-se, (i) o aumento da participação da construção civil vis-à-vis máquinas e equipamentos; ver De Long e Summers(1992, 1993) para evidências de uma forte associação entre crescimento e investimento em máquinas e equipamentos usando dados de diversos países, (ii) a redução das importações de bens de capital devido à retração das linhas de financiamento externo desencadeada pela crise da dívida externa, e, por fim, (iii) a prática dos fornecedores do governo de superestimar a

cotação dos preços das obras públicas como forma de compensar perdas inflacionárias decorrentes dos atrasos de pagamento.

O aumento dos preços relativos de bens de capital, contudo, nada implica para o comportamento da taxa de poupança que, como se sabe, deve obrigatoriamente ser medida a preços constantes (Held e Uthoff, 1992). O Gráfico 4 apresenta a evolução das taxas de poupança doméstica e externa da economia brasileira no pós-guerra. A taxa de poupança doméstica apresenta tendência crescente, ao longo de todo o período. Partindo de valores inferiores a 15% do PIB, na década de quarenta, eleva-se sistematicamente para níveis cerca de 20% do PIB, nos anos noventa.

Destaque-se, por fim, que a contribuição da poupança externa no Brasil foi sempre limitada, só tendo adquirido alguma expressão durante os anos setenta e, em grau bem menor, no final dos anos cinqüenta. Ambos os períodos encerram-se com retração abrupta dos fluxos de financiamento externo dando origem a crises no Balanço de Pagamentos e ajustamentos recessivos profundos.

## **2. POUPANÇA PRIVADA E PÚBLICA**

A partir de 1970, as estatísticas do Banco Central permitem desagregar a poupança doméstica nos seus componentes privado e público, bem como corrigir distorções introduzidas pela correção monetária dos títulos públicos nas estimativas da renda e poupança do setor privado das Contas Nacionais.

O Gráfico 5 mostra que a taxa de poupança do setor público (que inclui o Banco Central, além das esferas federal, estadual e municipal da administração pública, mas exclui empresas estatais) mostrou contração profunda. Essa taxa que se situou acima de 5% do PIB no começo dos setenta, sofreu queda abrupta em 1981, e oscilou em torno de zero ao longo da década de oitenta. Esse quadro reverteu-se nos anos noventa, quando a taxa de poupança do setor público voltou a ser positiva, embora os valores sejam relativamente mais baixos.

Neste mesmo gráfico, a taxa de poupança do setor privado (inclusive empresas estatais) apresentou um comportamento que merece comentário. Primeiro, atinge seu ápice no final dos anos oitenta. De fato, sendo pouco mais de 10% do PIB, no início da década dos setenta, a taxa de poupança privada cresceu gradualmente até meados da década dos oitenta, quando ela chega a



atingir valores próximos a 30% do PIB. Segundo, na década de noventa, observa-se um retorno para um patamar inferior a 18% do PIB.

É interessante analisar o comportamento das poupanças pública e privada no contexto das políticas macroeconômicas dos diversos sub-períodos dos anos 1970-94. No início da década dos setenta, os reduzidos níveis de poupança associaram-se à taxas de inflação baixas para os padrões brasileiros, juros elevados, e crescimento acelerado do PIB. O Gráfico 6 mostra a evolução das taxas de juros e da poupança privada. Na segunda metade dos anos setenta a inflação aumentou de forma gradual. Este aumento foi acompanhado por aperfeiçoamentos nos mecanismos de indexação da economia (pela difusão dos ativos financeiros indexados, pela introdução dos mecanismos de recompra dos títulos públicos, além da redução paulatina dos prazos de reajustes salariais e cambiais) e desaceleração do crescimento. A taxa de poupança do setor público declina sistematicamente devidos aos subsídios ao setor privado (crescentes com a inflação) e aos aumentos das taxas de juros reais da dívida pública devido à indexação. Porém, a queda da taxa de poupança do setor público foi mais que compensada pelo aumento da taxa de poupança privada.

Em dezembro de 1979, após uma nova legislação salarial super-indexadora (que garantia reajustes de 110% da inflação passada) e de uma desvalorização cambial de 30%, ocorreu o primeiro ensaio frustrado de estabilização heterodoxa no Brasil, com a pré-fixação das taxas de desvalorização cambial e de juros em níveis abaixo da taxa de inflação esperada. Num movimento claro de substituição intertemporal no consumo, observa-se um forte crescimento do consumo privado. Observa-se também a elevação da inflação anual de 54%, em 1979, para 100%, em 1980, ano em que as taxas de juros foram pré-fixados em 45% a.a.

Os primeiros anos da década de oitenta foram marcados pelo retorno a políticas ortodoxas de contenção da demanda agregada com aumento substantivo nas taxas de juros reais e cortes no dispêndio fiscal. Os efeitos da recessão subsequente se fizeram sentir de forma dramática sobre a poupança do setor público, que apesar dos cortes efetuados nos dispêndios, reduziu-se devido à contração cíclica das receitas e ao aumento das despesas financeiras decorrente do aumento das taxas de juros domésticas e internacionais.



A taxa de poupança privada elevou-se em 1981, respondendo em parte ao aumento das taxas de juros reais e de outra parte às incertezas do processo recessivo que se iniciava. Nos anos seguintes, devido às políticas de ajustamentos à crise da dívida externa - em particular, da desvalorização de 30% sustentada em termos reais - o processo inflacionário acelerou-se, implicando no aprofundamento e difusão dos mecanismos de indexação nos mercados de ativos financeiros, de trabalho, e de bens. As taxas de poupança privada mantiveram-se num patamar mais elevado, enquanto a poupança pública praticamente desapareceu.

O Plano Cruzado de fevereiro de 1986 fracassa na tentativa de conter a inflação através de políticas de rendas baseadas na desindexação e no congelamento dos preços. A ausência de ajuste fiscal, combinando com taxas de juros reais negativas e valorização cambial, faz aumentar o consumo privado, talvez por substituição intertemporal no consumo ao revés. Inicia-se a crise cambial que culmina com a moratória externa em fevereiro de 1987.

Nos dois anos seguintes, dois outros programas de estabilização heterodoxa no mesmo molde - o Plano Bresser, em junho de 1987, e o Plano Verão, em janeiro de 1989 - frustaram-se também por carência de ajuste fiscal. Apesar das *nuances* nas políticas monetária e salarial dos períodos pós-desindexação, ambos resultaram em surtos inflacionários, ocasionando fortes oscilações nas taxas reais de câmbio e de juros, instabilidade da atividade econômica e aumentos de concentração na distribuição de renda.

O fracasso desses três programas de estabilização foi acompanhado por aumentos sucessivos na taxa de poupança privada, que parte de 17.5% do PIB em 1986, para 28.5% do PIB em 1989. Dentre as explicações plausíveis para esse aumento da poupança, encontram-se as motivações precaucionais do setor privado, que, visando proteger-se das flutuações de renda associadas à aceleração da inflação, bem como da ameaça pendente de taxação dos ativos financeiros pelo governo, aumentou o estoque desejado de ativos reais<sup>3</sup>. Apesar desse aumento da poupança, o preço relativos dos ativos reais e dos bens de

---

<sup>3</sup> Estes incluem terra, imóveis, e bens de capital domésticos, além de capital que foge para o exterior. Tanto o último, quanto os bens de consumo duráveis, não se encontram incluídas nas medidas convencionais de poupança para o Brasil.

capital elevaram-se de forma substancial, implicando reduções no *quantum* de investimento.

A sucessão presidencial de dezembro de 1989 exacerbou motivações precaucionais, causando inclusive a substituição dos ativos financeiros por ativos reais. Os efeitos do congelamento dos ativos financeiros, imposto pelo Plano Collor I sobre as taxas de poupança pública e privada, foram enormes. Em 1990, a taxa de poupança pública aumentou 8 pontos percentuais, enquanto a taxa de poupança privada caiu 13 pontos percentuais. Apesar disso, a queda na inflação foi efêmera e já em janeiro de 1991 uma nova tentativa de desindexação nos moldes heterodoxos fracassa.

No início do governo Collor, o aumento da poupança pública deveu-se à redução de despesas financeiras em função da queda da taxa de juros real e também aos ganhos de receitas “once and for all” resultantes do confisco dos ativos financeiros<sup>4</sup>. Nos anos seguintes, contudo, a recuperação da taxa de poupança foi sustentada em níveis relativamente elevados, refletindo o esforço genuíno de cortes no dispêndio fiscal que ocorreu apesar do aumento da participação dos estados e municípios no total da receita tributária.

A taxa de poupança privada, em contraposição, tendo caído para 15% do PIB, em 1990, manteve-se pouco acima desse nível no restante da década. Essas taxas relativamente baixas ocorreram apesar da elevação significativa das taxas reais de juros, além da instabilidade inflacionária e, sobretudo, de incertezas político-econômicas significativamente maiores que aquelas vigentes no final dos anos oitenta (nesse sentido, basta lembrar a crise política que culmina com o impeachment do presidente Collor em setembro de 1993). Esse comportamento da poupança privada parece difícil de conciliar com a hipótese da poupança precaucional.

Apesar disso, pode-se sugerir como possível explicação para esse fenômeno, o fato de que a moratória e o confisco dos ativos financeiros tenham causado modificações duradouras no comportamento poupador do setor privado, levando a uma falta de credibilidade nos títulos públicos brasileiros. A partir do confisco, poupadores domésticos podem ter buscado refúgio em mercados internacionais para aplicar suas riquezas. Pode ter contribuído para isso o

---

<sup>4</sup> É interessante notar que estes foram, em parte, espuriamente contabilizados nas contas correntes do setor público.

✓

# RENDA PERMANENTE E POUPANÇA PRECAUCIONAL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL NO PASSADO RECENTE\*

Eustáquio Reis (IPEA-RJ)  
João Victor Issler (EPGE-FGV)  
Fernando Blanco (IPEA-RJ)  
Leonardo de Carvalho (EPGE-FGV)

Primeira Versão: Agosto de 1996

Versão Revisada: Outubro de 1998

## I. INTRODUÇÃO

Apesar do desempenho medíocre do crescimento do produto e dos graves desequilíbrios macroeconômicos refletidos no descontrole inflacionário crônico, a economia brasileira manteve taxas de poupança relativamente altas nas últimas duas décadas como comprovam Edwards(1995) e Held e Uthoff(1995:10 e 27). O período que compreende o início dos anos oitenta até meados dos anos noventa é interessante e peculiar, pois constata-se que a elevação dos patamares inflacionários coincidiu com aumentos substanciais das taxas de poupança privada. O aumento da poupança, contudo, não foi acompanhado por maiores taxas de investimento e de crescimento do produto.

Vários outros fenômenos macroeconômicos ocorreram nesse período. Em primeiro lugar o país viveu sob um regime semi-autárquico, convivendo com um grau de abertura comercial extremamente baixo e com uma drástica redução de empréstimos externos voluntários ao governo e a agentes econômicos brasileiros. A poupança externa passou de um patamar de aproximadamente 4% do PIB em 1974-83 para zero no período 1984-94. O descontrole fiscal também foi sem precedentes. Em parte, isso se deveu ao fato de que uma parcela não desprezível

---

\* Este trabalho é parte de um projeto preparado por Eustáquio Reis para o Banco Interamericano de Desenvolvimento sobre "Os Determinantes da Poupança Doméstica na América Latina." Agradecemos aos comentários de Marcelo Neri e dos participantes do Encontro da SBE de 1996, em Águas de Lindóia. Todos os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. Os autores agradecem ao CNPq e ao PRONEX pelo auxílio financeiro.

BIBLIOTECA  
MARIO J. GARCIA GONZALEZ  
FUNDACION  
F3140/98  
20/M/98

BB-00061833-9

D  
RBM,00

Aceno: 49687  
ID: 85844

processo de abertura comercial e financeira da economia brasileira que se deu a partir de 1991.

O Gráfico 7 mostra que o processo de liberalização comercial intensificou-se durante os anos noventa, com reduções substanciais nas alíquotas tarifárias médias, especialmente nas importações de bens de capital e de consumo durável. Juntamente com a valorização cambial do período (Gráfico 8), pode-se explicar parte da queda dos preços relativos das máquinas e equipamentos e, portanto, a recuperação das taxas de investimento observadas no período.

A abertura financeira iniciou-se, em 1988, com a adoção da taxa de câmbio flutuante para transações não comerciais e a liberalização do mercado de ouro. Contudo, é na década de noventa, sobretudo depois do fechamento do acordo nas negociações da dívida externa, que a regulamentação dos fluxos de capitais torna-se, efetivamente, mais liberal. No bojo de uma nova onda de empréstimos voluntários à América Latina, entraram no país aproximadamente 45 bilhões de dólares de 1991 a 1994, atraídos pelas altas taxas de juros do mercado doméstico.

A abertura financeira teve três importantes consequências. Primeiro, abrandou as restrições de crédito e dessa forma estimulou o consumo. Segundo, o afluxo de capitais contribuiu para a valorização cambial que se observa a partir de 1992. Por fim, a acumulação de reservas cambiais propiciou condições necessárias para a utilização da taxa de câmbio como âncora nominal de um programa de estabilização.

Com efeito, o Plano Real de julho de 1994 baseou-se na âncora cambial, sem que até hoje tenha sido feito o ajuste fiscal. O déficit em transações correntes subiu de 0.26% do PIB em 1994 para 2.7% do PIB em 1995. A redução da incertezas inflacionárias e, estreitamente relacionada com esta, a expansão do endividamento privado, explicam a substancial expansão do consumo privado ocorrida apesar das taxas de juros reais elevadas que vigoraram nos primeiros meses do Plano Real. As necessidades de financiamento do setor público (NFSP), no conceito operacional, passaram de um superávit de 1.2% do PIB em 1994 para um déficit de 5% do PIB em 1995, acarretando crescimento alarmante da dívida pública interna, que quase triplicou desde o início do plano.

Uma primeira característica comum a todos os planos de estabilização brasileiros até o momento (outubro de 1998) é a ausência de ajuste fiscal, sendo

que, mesmo o plano Real, ainda não pode ser considerado uma exceção. Na ausência de ajuste fiscal, acumulam-se desequilíbrios crescentes nas contas públicas. No curto prazo porém, políticas de renda, ancoras cambiais, etc., sustentam baixas taxas de inflação. Essa é a segunda característica comum aos planos de estabilização brasileiros. Os exemplos são abundantes. Os planos Cruzado, Bresser, e Verão congelaram salários e preços; o plano Collor congelou parte da riqueza do setor privado, e o plano Real, apesar de não ter congelado o câmbio, insistiu num regime pouco crível de mini-bandas até o momento (outubro de 1998). Na maioria desses casos, o equilíbrio intertemporal das contas públicas é substituído por algum tipo de “congelamento,” e leva, ao fim e ao cabo, ao descontrole inflacionário, sujeitando à população ao pior dos impostos – o imposto inflacionário.

### III. TEORIA MACROECONÔMICA E ANÁLISE ECONÔMETRICA

Essa seção discute os modelos teóricos a serem usados nos testes econométricos da próxima seção. Usa-se um modelo de um consumidor representativo descrito em Hall(1978) e Hansen e Singleton(1982, 1983) cujo problema de otimização pode ser descrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\{C_t\}} \quad & E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t) \\ \text{s.a} \quad & A_{t+1} = r_{t+1} (A_t + y_t - C_t) \\ & 0 < \beta < 1, \end{aligned}$$

onde  $A_t$  é a riqueza do agente no início do período  $t$ , e  $C_t$ ,  $y_t$ , e  $r_t$  são respectivamente o consumo, a renda, e a taxa de retorno da riqueza do agente no período  $t$ . O operador  $E_t(\cdot)$  representa a esperança matemática condicional, quando o agente usa um conjunto de informações disponível no período  $t$ . Como trata-se de um modelo de equilíbrio parcial, a sequência  $\{y_t\}_{t=0}^{\infty}$  é um dado para o agente, o que equivale a usar  $y_t$  como variável estado no problema do consumidor.

A equação de *Euler*, que descreve o *trade-off* do agente entre consumir uma unidade do bem de consumo em  $t$  contra poupar e consumir essa unidade transformada pelo retorno da riqueza em  $t+1$ , é a seguinte:

$$U'(C_t) = E_t[\beta U'(C_{t+1})(1 + r_{t+1})]. \quad (1)$$

O teste de poupança precaucional que iremos implementar deriva-se a partir da equação de Euler em (1), uma vez que se imponha restrições no processo estocástico bivariado de  $\Delta \ln C_{t+1}$  e  $\ln(1+r_{t+1})$ . Seguindo Deaton(1992, pp. 63-65), supõe-se que esse processo bivariado tem distribuição normal. Além disso, supõe-se que a função de utilidade possua elasticidade de substituição constante (CES), com coeficiente relativo de aversão ao risco igual à  $\sigma$ , i.e.,

$$U(C_t) = \frac{C_t^{(1-\sigma)} - 1}{(1-\sigma)}, \text{ onde assume-se, em geral, que } \sigma > 0. \text{ A partir dessas}$$

hipóteses, deriva-se a seguinte expressão para a equação de Euler:

$$E_t[\Delta \ln(C_{t+1})] = -\frac{1}{\sigma} \cdot \ln\left(\frac{1}{\beta}\right) + \frac{1}{\sigma} \cdot E_t[\ln(1 + r_{t+1})] + \frac{\sigma}{2} \omega_{t+1} \quad (2)$$

onde  $\omega_{t+1}$  é a variância condicional de  $[\Delta \ln C_{t+1} - (1/\sigma)\ln(1+r_{t+1})]$ .

A partir de (2), nota-se que a incerteza devido ao ambiente macroeconômico afeta o consumo via o termo  $\omega_{t+1}$ . Como  $\sigma > 0$ , um aumento na variância condicional  $\omega_{t+1}$  aumenta a esperança da taxa de crescimento do consumo em  $t+1$ . Isso se dá pois o agente reduz seu consumo corrente vis-a-vis sua esperança de consumo futuro. A essa queda do consumo corrente, ou aumento da poupança corrente, denomina-se poupança precaucional. Se  $\sigma = 0$  não existe o efeito da poupança precaucional sobre o consumo, logo, sua existência pode ser testada usando-se a hipótese nula  $\sigma = 0$ , contra  $\sigma > 0$ , notando-se que (2) é uma regressão não-linear nos parâmetros estruturais  $\beta$  e  $\sigma$ . A rejeição da hipótese nula implica que o consumidor representativo é afetado pela incerteza sobre o futuro na sua decisão de consumo corrente, o que é exatamente a motivação precaucional. Em (2) é possível ver que quanto maior o valor de  $\sigma$ , maior será o efeito das motivações precaucionais sobre o consumo



corrente. Para a função utilidade CES, isso também implica numa maior aversão relativa ao risco (e menor elasticidade intertemporal de substituição no consumo)<sup>5</sup>.

Como a equação (2) representa uma restrição nos dois primeiros momentos de  $\Delta \ln C_{t+1}$  e  $\ln(1+r_{t+1})$ , pode-se estimar os parâmetros estruturais  $\beta$  e  $\sigma$  pelo método generalizado dos momentos (GMM); ver Hamilton(1994) para uma introdução, Hansen(1982) para a teoria econométrica básica, e a aplicação inicial de Hansen e Singleton(1982)<sup>6</sup>. Para implementar a estimação por GMM deve-se primeiro selecionar um grupo de instrumentos válidos. Estes, em geral, compreendem o “passado relevante” de  $\Delta \ln C_{t+1}$  e  $\ln(1+r_{t+1})$ , além do passado relevante da renda. Inclui-se também componentes determinísticos como uma constante e dummies sazonais, se for o caso.

O método generalizado dos momentos pode ser visto como uma técnica que usa variáveis instrumentais, dado que explora a ortogonalidade entre “resíduo” e instrumentos de forma idêntica à segunda. Para que os parâmetros estruturais  $\beta$  e  $\sigma$  sejam identificados, é necessário um número mínimo de instrumentos, sendo que, em geral, tem-se um modelo sobre-identificado, i.e., mais restrições de ortogonalidade do que o número de parâmetros estruturais ( $\beta$  e  $\sigma$  nesse caso). Quando este é o caso, pode-se testar a especificação do modelo (2) usando essas restrições de sobre-identificação<sup>7</sup>. A estatística do teste de sobre-identificação, que capta os desvios das restrições de momento “em excesso” obtidas a partir de (2), tem distribuição assintótica  $\chi^2$ , com o número de graus de liberdade igual à diferença entre o número de restrições e o número de parâmetros.

Como, em geral, modelos estimados por GMM são sobre-identificados, não se pode satisfazer simultaneamente a todas as restrições de momento no ponto de ótimo para os parâmetros estimados. A solução de Hansen foi usar uma matriz de ponderações para os vários momentos, que pode, a princípio, ser escolhida de forma ótima. Como os vários “resíduos” são em geral correlacionados, e para

<sup>5</sup> O uso da função de utilidade CES pode ser um problema, dado que a elasticidade intertemporal de substituição no consumo é o recíproco do coeficiente de aversão relativa ao risco. Ver as alternativas usadas em Epstein e Zin(1989, 1991), Attanasio e Weber(1989) e Attanasio e Browning(1995).

<sup>6</sup> A diferença básica entre a regressão estimada por Hansen e Singleton(1982) e a equação (2) é a nossa hipótese implícita de *log-normalidade* para o processo do consumo e juros.

<sup>7</sup> Este é o teste  $T \cdot J$  em Hansen(1982), onde  $T$  é o tamanho da amostra e  $J$  é o valor da forma quadrática minimizada para achar o estimador de GMM.

dados de séries temporais podem ser autocorrelacionados e heterocedásticos, deve-se levar isso em conta ao estimar a matriz ótima de ponderação e ao buscar estimativas consistentes para a matriz de covariância dos parâmetros estimados. Para a última, o ideal é usar uma matriz de covariância consistente à heterocedastidicidade e a autocorrelação serial (HAC); ver Newey e West(1987), e os refinamentos em Andrews(1991) e Newey e West(1994).

De forma a testar se existem comportamentos não-padrão no consumo, Campbell e Mankiw(1989) supõem a existência de dois tipos de consumidores: aqueles que consomem conforme a Teoria da Renda Permanente (irrestritos), e aqueles que simplesmente consomem a sua renda corrente (restritos) – uma versão extrema de Keynesianismo. Para o primeiro grupo, com renda  $y_{1,t}$ , aplica-se a equação de Euler tradicional na forma proposta por Hall(1978), onde se supõe que a utilidade é quadrática e que  $\beta(1 + r_{t+1}) = 1$ . Nesse caso, obtém-se que a primeira diferença do consumo desse grupo é uma *Martingale*, i.e.,  $E_t[\Delta(c_{1,t+1})]$  é constante, onde  $c_{1,t+1}$  é o consumo do primeiro grupo. O consumidor do segundo grupo tem o seu consumo “restrito” pela renda corrente, i.e.,  $c_{2,t} = y_{2,t}$ . Denotando como  $\lambda$  a proporção da renda dos consumidores do segundo grupo na renda agregada,  $y_{2,t} = \lambda y_t$ , onde  $y_t$  é a renda agregada, Campbell e Mankiw mostram que a primeira diferença do consumo agregado obedece à seguinte forma estrutural:

$$\Delta c_t = \lambda \Delta y_t + (1-\lambda)\varepsilon_t, \quad (3)$$

onde  $c_t = c_{1,t} + c_{2,t}$  é o consumo agregado, e  $E_{t-1}(\varepsilon_t) = 0$ , i.e.,  $\varepsilon_t$  é uma inovação da do o conjunto de informação do agente em  $t-1$  (proporcional à inovação no processo de renda permanente).

A teoria da renda permanente pode ser testada contra o modelo restrito usando-se a hipótese nula de que  $\lambda=0$ . Quando esta é verdadeira, a equação (3) se reduz a  $\Delta c_t = \varepsilon_t$ , ou seja, o consumo é uma *Martingale*, de acordo com o modelo restrito de Hall. Rejeitando-se a hipótese nula, pode-se interpretar o estimador de  $\lambda$  como a “proporção dos indivíduos restritos” na população, ou mais precisamente, a proporção da renda dos indivíduos “restritos” na renda agregada.

A equação (3) deve ser estimada por variáveis instrumentais, pois  $\varepsilon_t$  é correlacionado com  $\Delta y_t$ , e portanto, estimativas por mínimos quadrados gerariam estimadores inconsistentes. Para evitar o problema de rejeição espúria da Teoria

da Renda Permanente, advinda da agregação temporal dos dados, usa-se instrumentos defasados de no mínimo dois períodos; ver Deaton(1992, pp. 96-97) e Campbell e Mankiw(1989). Como a regressão (3) contém como único regressor a primeira diferença da renda, omite-se desta a presença de todo e qualquer instrumento válido, resultando, em geral, num modelo sobre-identificado. Da mesma forma que na estimativa por GMM, nesse caso também se pode testar a correta especificação do modelo (3) usando um teste de validade das restrições de sobre-identificação (validade da exclusão dos instrumentos). A partir do teste de razão de verossimilhança, que compara a verossimilhança entre a forma estrutural (modelo restrito) e a forma reduzida (modelo irrestrito), pode-se testar a validade das restrições de sobre-identificação. Este teste tem distribuição assintótica  $\chi^2$ . A rejeição da hipótese nula, pode indicar que a exclusão dos instrumentos em (3) é equivocada, o que gera estimativas inconsistentes para  $\lambda$ .<sup>8</sup>

O estudo de Campbell e Mankiw também estima a existência de substituição intertemporal no consumo, i.e., investiga se mudanças na taxa de juros real *ex-ante* têm o poder de afetar a esperança condicional da taxa de crescimento do consumo futuro. Na mesma linha de raciocínio anterior, considere a existência de dois tipos de agente, onde a equação (2) para o agente do tipo um, com a variância condicional de  $[\Delta \ln C_{t+1} - (1/\sigma) \ln(1+r_{t+1})]$  invariante no tempo, i.e.,  $\omega_{t+1} = \omega, \forall t$ , tem a seguinte expressão:

$$E_t[\Delta \ln(c_{1,t+1})] = \left[ \frac{\sigma}{2} \omega - \frac{1}{\sigma} \cdot \ln\left(\frac{1}{\beta}\right) \right] + \frac{1}{\sigma} \cdot E_t[\ln(1 + r_{t+1})]. \quad (4)$$

Pode-se rescrever a equação (4) na forma de uma regressão contendo um erro, onde esse necessariamente seria uma inovação vis-a-vis o conjunto de informação do agente em  $t+1$ , na seguinte forma:

$$\Delta \ln(c_{1,t+1}) = \left[ \frac{\sigma}{2} \omega - \frac{1}{\sigma} \cdot \ln\left(\frac{1}{\beta}\right) \right] + \frac{1}{\sigma} \cdot \ln(1 + r_{t+1}) + \mu_{t+1}, \quad (5)$$

onde  $E_t \mu_{t+1} = 0$ . Caso o agente do tipo dois siga a regra  $c_{2,t} = y_{2,t}$ , pode-se chegar a uma regressão análoga à (3) para a relação estrutural entre o consumo agregado, renda agregada, e a taxa de juros da economia:

---

<sup>8</sup> Ver Harvey(1990, pp. 340-342) para uma discussão preliminar.

$$\Delta \ln(c_{t+1}) = (1-\lambda) \left[ \frac{\sigma}{2} \omega - \frac{1}{\sigma} \cdot \ln\left(\frac{1}{\beta}\right) \right] + \frac{(1-\lambda)}{\sigma} \cdot \ln(1+r_{t+1}) + \lambda y_{t+1} + (1-\lambda) \mu_{t+1}. \quad (6)$$

A regressão (6) deve também ser estimada por variáveis instrumentais, dado que  $\mu_{t+1}$  é em geral correlacionado com a renda e os juros em  $t+1$ . Mais uma vez, temos um modelo sobre-identificado, pois omite-se os instrumentos válidos da regressão (6). Essas restrições de sobre-identificação podem ser testadas usando-se um teste de validade das restrições de sobre-identificação, assim como discutido para a equação (3) acima.

#### IV. RESULTADOS EMPÍRICOS

As estimativas das equações (2), (3) e (6) foram feitas utilizando-se tanto séries de agregados macroeconômicos em frequência trimestral quanto em frequência anual. Para os dados anuais, disponíveis de 1947-94 para o consumo e a renda, e de 1960-94 para a série de taxas de juros, usou-se dois tipos de séries de consumo: o consumo das famílias (CF) e o consumo total (C), ambos extraídos das contas nacionais calculadas pela FIBGE. As séries de renda usadas também são de dois tipos: em primeiro lugar, mediu-se renda pelo conceito de renda disponível bruta (RND) e, alternativamente, usou-se o produto interno bruto (PIB). As séries anuais nominais foram deflacionadas por dois tipos de índice de preço: o deflator implícito do PIB (DI) e o índice de preço ao consumidor (IPC), e são medidas tanto de forma absoluta como também em termos *per-capita* (PC). A série de taxa de juros *ex-post* (JURO) combina uma medida do retorno nominal de uma aplicação em títulos públicos com a inflação realizada no período da seguinte forma:  $(1+\pi_t)^{-1} \cdot (1+i_t) = (1+r_t)$ , onde  $(1+i_t)$  é a taxa composta de juros nominais no período  $t$ ,  $(1+\pi_t)$  é taxa composta de inflação no período  $t$ , e  $(1+r_t)$  é a taxa composta de juros reais resultantes. O retorno composto  $(1+r_t)$  fornece uma medida de retorno real para a aplicação do agente representativo em títulos públicos.

As séries trimestrais de consumo, renda e juros estão disponíveis de 1975:1 até 1994:4. Mantêm-se os mesmos conceitos de consumo e renda discutidos acima para séries anuais. As séries trimestrais de consumo foram

construídas, já que a FIBGE somente as calcula na frequência anual. A partir das séries de PIB trimestral, subtraiu-se a série de formação bruta de capital fixo e a série de saldos em transações correntes em frequência trimestral. Os saldos em transações correntes foram transformados em moeda nacional usando-se a taxa de cambio oficial média do período. As séries de retorno real trimestral em aplicações financeiras consideram o CDB pré-fixado, deflacionado pelo IGP (CDBPRE), usando expediente idêntico àquele para dados anuais.

De forma a facilitar a leitura das tabelas a seguir, convencionou-se combinar as várias siglas descritas acima de forma a descrever as séries utilizadas nas regressões. Por exemplo: CFPCDI representa o consumo das famílias, *per-capita*, deflacionado pelo deflator implícito do PIB. Transformações da série CFPCDI também podem aparecer nas regressões. Caso uma série seja precedida pela letra *L*, a nova série representa a transformação usando-se o logaritmo natural; caso seja precedida por  $\Delta$ , a nova série representa a transformação usando-se a primeira diferença. Portanto,  $\Delta LCFPCDI$  representa a taxa de crescimento instantânea do consumo real *per-capita* das famílias, quando se usa o deflator implícito do PIB.

Antes de estimar as formas estruturais descritas em (2), (3) e (4), deve-se estimar as formas reduzidas correspondentes. Nesse sentido, investigou-se inicialmente as propriedades estocásticas das séries usadas sob o ponto de vista da existência de uma raiz unitária no polinômio autorregressivo (e.g., Nelson e Plosser(1982)). Tanto para séries anuais como trimestrais, os testes de raiz unitária ADF apresentados nas Tabela 1 não rejeitaram a hipótese de uma raiz unitária para as séries de consumo e renda, embora a existência de duas raízes unitárias tenha sido rejeitada (não reportado). Contudo, para as séries de taxa de juros reais, rejeita-se a nula de uma raiz unitária em favor da “estacionariedade.” Portanto, nas formas reduzidas dos modelos (2), (3), e (6) usa-se o consumo e a renda em primeiras diferenças, enquanto a taxa de juros aparece em nível (ou *log* nível).

Nosso segundo passo foi investigar a existência de relações de longo prazo entre consumo e renda através da análise de cointegração baseada em verossimilhança, usando o método proposto por Johansen(1988, 1991). A escolha da estrutura de defasagens apropriada aos vetores autoregressivos (VAR) foi baseada no critério de informação de Schwarz (BIC), complementados por testes

de diagnóstico. Tanto para séries trimestrais, quanto para as anuais, o critério BIC selecionou um único período de defasagem. Para os dados anuais, incluiu-se uma constante e uma tendência linear nas regressões. Para os trimestrais, incluiu-se uma constante e dummies sazonais.

Em teoria, o consumo e a renda devem cointegrar, dado que, em valor presente, não se pode consumir mais ou menos do que se ganha<sup>9</sup>. Logo, o consumo não pode divergir da renda disponível a longo prazo. Ademais, espera-se a existência de proporcionalidade entre ambas no longo prazo, ou seja, o coeficiente de cointegração é unitário (Deaton (1992, pp. 124-125)).

Usando-se a Tabela 2, para a maioria das séries anuais ou trimestrais, rejeita-se, na margem, que o número de vetores de cointegração seja zero ao nível de significância de 5%. Ao testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a um, esta não é rejeitada a 5%. Dada a notória baixa potência dos testes de cointegração, ambos os resultados apontam para a existência de apenas um vetor de cointegração entre consumo e renda. Na maioria dos casos, as estimativas destes vetores estão próximas do resultado de proporcionalidade entre consumo e renda a longo prazo, i.e., vetor  $(1, -1)'$ . Essa hipótese foi formalmente testada pelo teste de razão de verossimilhança proposto por Johansen. Condicional ao posto de cointegração ser igual a unidade, na maioria das vezes não se rejeita a proporcionalidade de longo prazo.

Estimou-se o modelo estrutural em (3) pelo método de máxima verossimilhança com informação plena (FIML), sendo que a equação da renda foi estimada na forma reduzida. Essa estrutura equivale à estimação pelo método de máxima verossimilhança com informação limitada (LIML) da equação (3). Para as variáveis do modelo utilizou-se a aproximação logarítmica proposta por Campbell e Mankiw(1989) – substitui-se a primeira diferença do nível de consumo e renda pela primeira diferença de seu logaritmo. Como esse expediente pode induzir à presença de erros heterocedásticos, calculou-se também os desvios-padrão robustos à heterocedasticidade dos parâmetros estruturais de (3). Além disso, o conjunto de informação obtido da estimação na forma reduzida foi defasado de um período para evitar a rejeição espúria da teoria da renda permanente devido apenas à agregação temporal dos dados; ver discussão da seção anterior.

---

<sup>9</sup> Desconsiderando-se o papel da riqueza inicial e final (herança, por exemplo).

Finalmente, para checar a robustez dos resultados, variou-se o conjunto de informação e as variáveis de consumo e renda.

Para as séries anuais, os resultados são apresentados nas Tabelas 3a e 3b. Mesmo utilizando-se diferentes deflatores para as variáveis de renda e consumo, bem como estes em termos *per-capita* ou não, chega-se a resultados bastante semelhantes. Em primeiro lugar, as restrições de sobre-identificação na forma estrutural não são rejeitadas aos níveis de significância de 5% ou 10%. Ademais, usando-se o desvio padrão robusto à heterocedasticidade, rejeita-se a hipótese nula de que  $\lambda = 0$ , o que implica na rejeição da teoria da renda permanente na forma simples proposta por Hall(1978) e Flavin(1981).

As estimativas de  $\lambda$  mostram que há uma alta proporção da população cujo consumo é restrito pela renda e que, portanto, é incapaz de suavizar o consumo ao longo do tempo. Por exemplo, nas primeiras quatro linhas da Tabela 3a, os valores estimados para  $\lambda$  situam-se acima de 0.88 com um desvio padrão (corrigido para problemas de heteroscedasticidade) de 0.12, no máximo.

Os testes das restrições de sobre-identificação ( $\chi^2$ ) impostos à forma estrutural não invalidam o modelo estimado. Os instrumentos usados constituem-se, basicamente, do termo de correção de erro defasado em dois períodos,  $\ln(c_{t-2}/y_{t-2})$ , de valores defasados de  $\Delta \ln(c_t)$  e  $\Delta \ln(y_t)$  a partir da segunda defasagem, e de termos determinísticos. É instrutivo observar que, quando usamos apenas  $\ln(c_{t-2}/y_{t-2})$  e os termos determinísticos como instrumentos, os testes das restrições de sobre-identificação também não invalidam o modelo estimado. Esse é o caso onde esse teste tem maior potência, dado que coincide com a estrutura ótima de lags escolhida para a forma reduzida usando o critério de Schwarz.

Na grande maioria dos casos, os testes de diagnóstico nas Tabelas 3a e 3b rejeitam a homocedasticidade dos erros<sup>10</sup>. Isso ocorre principalmente nos testes de ARCH para os resíduos (Engle(1982)), e pode ser consequência do uso da aproximação log-linear para (3). Como heterocedasticidade não implica em perda da consistência dos estimadores dos parâmetros da média condicional, e sim em perda de eficiência, pode-se ainda testar a significância do estimador de  $\lambda$

---

<sup>10</sup> Um fenômeno semelhante foi observado por Campbell e Mankiw(1989) para dados americanos.



usando o desvio padrão robusto à heteroscedasticidade<sup>11</sup>. Para quase todas as regressões com dados anuais rejeita-se que  $\lambda=0$  a níveis de significância usuais.

Para dados trimestrais, os resultados são reproduzidos nas Tabelas 4a e 4b. Neste caso também rejeita-se a versão de Hall e Flavin da teoria da renda permanente. Levando-se em conta os problemas de heteroscedasticidade dos erros, rejeita-se a hipótese de que  $\lambda=0$  em todos os casos. A não rejeição das restrições de sobre-identificação sobre a forma estrutural também é confirmada na grande maioria das vezes, embora mereça nota que isso ocorra com menor confiança para dados trimestrais vis-a-vis os dados anuais.

Em resumo, nossos resultados evidenciam a existência de uma grande parcela da população Brasileira que não consegue suavizar intertemporalmente o consumo, pois segue a regra de consumir sempre a sua renda corrente. Com livre interpretação dos resultados, essa proporção da população (e não da renda) estaria em torno de 80%. Campbell e Mankiw(1989) encontraram para os EUA um valor de  $\lambda$  em torno de 50%. O fato da “proporção de consumidores” restritos no Brasil ser bem maior do que aquele dos EUA não é surpreendente, dadas as notórias restrições de crédito existentes em nosso país.

As estimativas da equação (4), que considera os efeitos da taxa de juros real e da restrição “keynesiana” por parte da população sobre o crescimento do consumo, são apresentadas nas Tabelas 5a e 5b, para dados anuais e trimestrais respectivamente. Com dados trimestrais, para apenas um caso o teste de restrição de sobre-identificação não rejeita a forma estrutural. Apenas nesse caso se pode confiar nas estimativas de  $(1-\lambda)/\sigma$  e  $\lambda$ . Para dados anuais, esse teste não rejeita o modelo (4) na maioria das vezes. Em todas essas regressões, nota-se em primeiro lugar que  $(1-\lambda)/\sigma$  é estatisticamente igual a zero com 95% de confiança. Em segundo lugar, em todas essas regressões, a proporção de consumidores restritos ( $\lambda$ ) é significativamente diferente de zero e não é significativamente diferente de um com 95% de confiança. Seus valores estimados estão contidos no intervalo 0.61-0.82.

---

<sup>11</sup> Dois pontos merecem nota. Primeiro, rejeitar a nula em testes de diagnóstico não implica necessariamente que a alternativa (heteroscedasticidade) seja verdadeira, o que requer uma certa cautela no uso do procedimento de correção do desvio-padrão. Cientes dessa limitação, deve-se igualmente notar que um problema semelhante surgiu nas estimativas de Campbell e Mankiw para os EUA.

O fato de  $\lambda$  ser estatisticamente igual à unidade nas regressões válidas das Tabelas 5a e 5b, pode estar gerando o resultado de  $(1-\lambda)/\sigma$  ser estatisticamente igual a zero, apesar da possibilidade de  $\sigma$  ser diferente de zero. Como não fizemos estimativas separadas para  $\sigma$  e  $\lambda$  nas Tabelas 5a e 5b, sem investigações adicionais nada podemos inferir sobre a significância de  $\sigma$ . Em particular, nada podemos afirmar sobre a elasticidade intertemporal de substituição no consumo com base nos resultados das Tabelas 5a e 5b. Apesar da relevância do tema, nos absteremos de investigar aqui essa questão, que poderia ser investigada em trabalho futuro.

Uma possível interpretação econômica para o resultado que  $(1-\lambda)/\sigma$  é estatisticamente zero é a seguinte. Suponha que para um grupo pequeno de agentes “irrestritos,” com proporção  $(1-\lambda)$ , movimentos nas taxas de juros sejam importantes para os do consumo. Porém, para uma grande proporção da população ( $\lambda$ ), o consumo não responde às variações nos juros, dado que esses consumidores consomem apenas a renda corrente. Quando consideramos o consumo agregado, que é uma combinação convexa do consumo desses dois grupos, este pode ser pouco sensível às variações dos juros devido ao tamanho do grupo restrito, e não porque não haja consumidores que façam substituição intertemporal no consumo. Nesse caso, a heterogeneidade é fundamental, sendo possível compatibilizar a substituição intertemporal no consumo, com o fato de que  $(1-\lambda)/\sigma$  é estatisticamente zero, desde que o valor de  $\lambda$  seja alto o suficiente.

Para regressões idênticas àsquelas das Tabela 5a e 5b, e usando dados trimestrais, Cavalcanti(1993) obtém estimativas de  $\lambda$  em torno de 0.32, portanto muito diferente das nossas. Apesar de Cavalcanti não apresentar sua lista de instrumentos, a diferença parece estar nesta escolha. Em particular pode residir no uso de instrumentos datados de  $t-1$ . Como discutido acima, o uso desses instrumentos deve ser evitado devido ao problema de agregação temporal dos dados (Deaton(1992, pp. 96-97) e Campbell e Mankiw(1989)).

Por fim, estimou-se o modelo (2) por GMM, com os resultados apresentados nas Tabelas 6 e 7<sup>12</sup>. As únicas diferenças nas várias estimativas

---

<sup>12</sup> Como os dados de consumo trimestral são construídos a partir das séries de produção (PIB trimestral e formação bruta de capital fixo), e do saldo de transações correntes, não sendo computados a partir de

são a forma como foi estimada a matriz de ponderações e como foi construída a estimativa consistente da matriz de covariância dos parâmetros estimados. Nossas alternativas usam o método Newey e West(1987) com janela fixa ou variável (Newey e West(1994)) ou o método Andrews(1991) com janela variável. Além disso, em alguns casos, usa-se um procedimento para remover a autocorrelação serial de primeira ordem dos resíduos das regressões antes do cálculo da matriz ótima de ponderações<sup>13</sup>. Esses expedientes geram estimativas robustas para os desvios padrões dos estimadores de  $\beta$  e  $\sigma$ .

Na Tabela 6, usa-se a hipótese de que  $\omega_t = 0$ , ou seja, despreza-se o efeito da volatilidade sobre a média do crescimento do consumo. Apesar disso, o teste das restrições de sobre-identificação não rejeita o modelo em nenhum caso. O valor estimado de  $\beta$  situa-se entre 0.8 e 0.9, enquanto o de  $\sigma$  oscila entre 3 e 5. O parâmetro  $\sigma$  é significativo em dois casos e marginalmente significativo em outros dois. Os valores estimados para  $\beta$  têm o sinal esperado, sendo que  $\beta$  é significativo em todas as regressões. Apesar disso, essas estimativas têm valor relativamente baixos, sobretudo considerando-se a frequência trimestral dos dados. Isso implicaria num grau de impaciência excessivamente alto por parte dos consumidores brasileiros. Embora deva-se esperar alguma impaciência de nossos consumidores, tendo-se em conta o seu nível de renda per capita, e sobretudo a história inflacionário do país, os valores estimados para  $\beta$  surpreendem por serem baixos.

A Tabela 7 apresenta os resultados das estimações por GMM quando se inclui o termo de poupança precaucional ( $\omega_t$ ) na equação de Euler como especificado em (3). Primeiro, nenhum dos modelos estimados é rejeitado pelo teste  $T^*J$ . Segundo, ao contrário dos resultados da Tabela 6,  $\sigma$  é agora estatisticamente diferente de zero na maioria das regressões, o que confirma a existência de efeitos precaucionais na decisão de consumir/poupar. Terceiro, na maioria das vezes, os valores estimados de  $\beta$  ficaram próximos aos apresentados

---

dados de demanda final, o resultado foi uma série de consumo com forte sazonalidade. Por isso, incluímos dummies sazonais como regressores do modelo.

<sup>13</sup> Nesse caso, é necessária a adição de termos na função objetivo do GMM.

na Tabela 6, sugerindo um alto grau de impaciência dos consumidores brasileiros<sup>14</sup>.

Vale mencionar que usamos três tipos de especificação nas regressões da Tabela 7, a partir de três formas de modelar a variância condicional de  $[\Delta \ln c_{t+1} - (1/\sigma) \ln(1+r_{t+1})]$ . Nas três primeiras regressões, usa-se o termo  $\omega_t$  como exposto na equação (2). Nas regressões 4, 5, e 6, usa-se o termo de correção de erro como termo adicional na expressão de  $\omega_t$ . Nas três últimas regressões, usa-se a inflação como termo adicional na expressão de  $\omega_t$ , tentando captar um possível efeito desta sobre a poupança precaucional. Nossos melhores resultados foram obtidos quando usamos o termo de correção de erro. Na especificação padrão, apesar de  $\sigma$  ser estatisticamente maior que zero, o valor de  $\beta$  é baixo. Quando se inclui a inflação, apesar de seu coeficiente ser significativo na expressão de  $\omega_t$ ,  $\sigma$  passa a ser apenas marginalmente significativo.

Podemos calcular se o efeito poupança precaucional é quantitativamente importante ou não usando o termo  $\sigma/2 \cdot \omega_t$  na expressão (2). Esse termo reflete a contribuição da incerteza macroeconômica para a taxa de crescimento esperada do consumo. A partir dos resultados da Tabela 7, nossas estimativas de  $\sigma$  estão entre 1.30 e 5.34, com a mediana igual à 4.52. Usando o desvio padrão da regressão como estimativa de  $\sqrt{\omega_t}$ , chega-se a um valor correspondente à estimativa mediana ( $\sigma=4.52$ ) de  $\sqrt{\omega_t}=0.042$ . Logo, nossa estimativa do impacto da incerteza sobre a taxa de crescimento esperada do consumo trimestral é de  $4.52/2 \cdot (0.042)^2 = 0.4\%$ , ou de aproximadamente 1.6% a.a. para o crescimento do consumo anual. Este é, sem dúvida, um impacto quantitativamente importante.

Por fim, deve-se perguntar: se a poupança manteve-se elevada devido ao motivo precaucional, porque a taxa de investimento ficou tão baixa no passado recente? Parte da diferença pode ser explicada pelo comportamento das séries no Gráfico 2, quando se leva em conta que o preço relativo dos bens de produção subiram muito devido ao regime semi-autárquico ao qual o Brasil se submeteu no período pós-milagre.

---

<sup>14</sup> Vale notar que, por problemas de convergência na otimização do algoritmo de estimação, usamos

## V. CONCLUSÕES E ESTUDOS FUTUROS

Este artigo analisa empiricamente se há poupança precaucional no Brasil por parte dos agentes privados. Estudou-se essa questão com base no modelo teórico de Hall(1978) e Hansen e Singleton(1982, 1983), onde um consumidor representativo escolhe o quanto consumir e poupar hoje, a partir da maximização de uma função de bem-estar, tendo como restrição a evolução de seu estoque de riqueza. A equação de Euler do consumidor representativo foi estimada pelo método generalizado dos momentos para testar a existência do motivo precaucional. Utilizou-se para esse fim séries temporais agregadas, em frequência trimestral, de 1975-94.

Uma preocupação adicional deste estudo foi a investigação de comportamentos não padrão por parte dos agentes brasileiros. Seguindo Campbell e Mankiw(1989) investiga-se qual é a “proporção de consumidores restritos” no Brasil, onde a restrição considerada é o requisito de se consumir a cada período a renda corrente, sem a suavização do consumo. Além dos dados trimestrais de 1975-94, usou-se também séries anuais de 1947-94, testando-se, adicionalmente, a validade da Teoria da Renda Permanente com dados brasileiros e a sensibilidade do consumo à variações nas taxas de juros quando se considera a possibilidade de consumidores restritos.

Chega-se a três resultados empíricos relevantes. Primeiro, há uma alta “proporção de consumidores” restritos a consumir a sua renda corrente no Brasil: aproximadamente 80% no Brasil, contra aproximadamente os 50% encontrados nos EUA por Campbell e Mankiw. Segundo, pode ou não haver substituição intertemporal do consumo no Brasil, o que é ainda uma questão em aberto para estudo futuro, pois a aparente pouca resposta do consumo à variações nos juros pode ser apenas uma consequência da existência de uma alta proporção de consumidores restritos. Terceiro, os valores estimados para o grau de aversão relativa ao risco ( $\sigma$ ) em (2), que mede o efeito da poupança precaucional nesta, sugerem que este efeito foi considerável para o Brasil no passado recente. Mais precisamente, o efeito da incerteza macroeconômica sobre a taxa de crescimento

---

$\ln(1/\beta)$  como parâmetro a ser estimado e não  $\beta$ .

esperada do consumo real é de 1.6% a.a., o que, é sem dúvida, um efeito quantitativamente importante.

Apesar das fortes evidências da existência de poupança precaucional no Brasil, pouco se fez aqui para entender o que gera esse tipo de comportamento. A inflação crônica, a princípio, poderia explicar a poupança precaucional se considerarmos seus possíveis efeitos sobre a incerteza no ambiente macroeconômico. Mesmo assim, ainda resta trabalho a fazer. Primeiro, a inflação é um processo que ocorre ligada ao descontrole fiscal. Segundo, há várias formas pelas quais a inflação ou o descontrole fiscal podem afetar a incerteza.

Por último, apesar da taxa de poupança ter ficado elevada no passado recente por razões precaucionais, a taxa de investimento a preços constantes não acompanhou esse movimento. Contribuiu para isso o grau mínimo de abertura comercial da economia Brasileira que vigorou até 1991.

#### BIBLIOGRAFIA:

- Andrews, Donald W.K. (1991) "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, 59, 817-858.
- ATTANASIO, O. & BROWING, M. (1995). Consumption over the life cycle and over the business cycle: *American Economic Review*, v. 85(5), pp. 1118-1137.
- ATTANASIO, O. & WEBER, G. (1995). Is consumption growth consistent with intertemporal optimization? Evidence from the consumer expenditure survey: *Journal of Political Economy*, v. 103(6), pp. 1121-1157, 1995.
- CAMPBELL, J.Y. & MANKIW, N.G. (1989). Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the Time Series Evidence, *NBER Macroeconomics Annual*, 1989.
- CARROLL, C. D. & SAMWICK, A.A. (1998). How important is precautionary saving. *The Review of Economics and Statistics*, v. 80(3), pp. 410-419.
- CAVALCANTI, C. (1993), Intertemporal substitution in consumption: an empirical investigation for Brazil, *Revista de Econometria*, vol. 13(2), pp. 203-229.
- DEATON, A. (1992). *Understanding consumption*. New York: Oxford University Press.
- De Long, J. Bradford and Lawrence H. Summers. "How Strongly Do Developing Economies Benefit From Equipment Investment?," *Journal of Monetary Economics*, 1993, v32(3), 395-415.
- De Long, J. Bradford and Lawrence H. Summers. "Equipment Investment And Economic Growth: How Strong Is The Nexus?," *Brookings Papers*, 1992, v23(2), 157-199.
- EDWARDS, S. (1995), Why are Latin America's savings rates so low? An international comparative analysis. Working Paper Series, Cambridge: NBER, n. 5097.
- Engle, Robert F. (1982) "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation," *Econometrica*, 50, 987-1008.

- ENGLE, R.F. (1983), Estimates of the variance of U.S. inflation based upon the ARCH model, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 15.
- Epstein, Larry G. & Stanley E. Zin. "Substitution, Risk Aversion, And The Temporal Behavior Of Consumption And Asset Returns: A Theoretical Framework," *Econometrica*, 1989, v57(4), 937-970.
- Epstein, Larry G. & Stanley E. Zin. "Substitution, Risk Aversion, And The Temporal Behavior Of Consumption And Asset Returns: An Empirical Analysis," *Journal of Political Economy*, 1991, v99(2), 263-286.
- FLAVIN, M. (1981). The adjustment of consumption to changing expectations about future income: *Journal of Political Economy*, 89-5, 1981.
- FRIEDMAN, M. (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment: *Journal of Political Economy*, vol. 85.
- HALL, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 971-986.
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hansen, Lars Peter. "Large Sample Properties Of Generalized Method Of Moments Estimators," *Econometrica*, 1982, v50(4), 1029-1054.
- HANSEN, L.P. & SINGLETON, K. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear expectations models, *Econometrica*, 50(5), pp. 1269-86.
- HANSEN, L.P. & SINGLETON, K. (1983). Stochastic consumption, risk aversion and the temporal behavior of Asset returns, *Journal of Political Economy*, 91-2.
- Harvey, Andrew C. (1990), *The Econometric Analysis of Time Series*, 2nd edition, MIT Press.
- HELD, G., & UTHOFF, A. (1995). Indicators and determinants of savings for latin america and the caribbean., Working Paper, United Nations, n.25.
- ISSLER, J. V. (1991), Inflation level and uncertainty: evidence using Brazilian data. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 45, n. 3, pp. 473-82, jul./set. 1991.
- ISSLER, J.V. & PERGURIER, F. (1998), "Inflação, incerteza, e bem-estar na América Latina," mimeo, Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas.
- JOHANSEN, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Dynamics and Control*, 12, p. 231- 54.
- \_\_\_\_\_. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1551-80.
- Nelson, C.R. e Plosser, C. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.
- Newey, Whitney & Kenneth West (1987) "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703-708.
- Newey, Whitney & Kenneth West (1994) "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *Review of Economic Studies*, 61, 631-653.
- OKUN, A. (1971). The mirage of steady inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2.



- PASTORE, Affonso Celso, Déficit Público, e a Sustentabilidade do Crescimento das Dívidas Interna e Externa, Senhoriagem e Inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. *Revista de Econometria*, v. 14, n. 2, p.177-234, 1995.
- RUNKLE, D. (1991), Liquidity constraints and the permanent income hypothesis: evidence from panel data: *Journal of Monetary Economics*, v. 27(1), pp. 73-98.

**TABELA 1: Testes ADF de Raiz Unitária.**

Variável	Período	$\tau_{\tau}$	$\tau_{\mu}$	$\tau$	p
CDBPRE	76:3/94:4	-4.90**	—	—	1
LPBIGP	76:3/94:4	-2.40	—	—	2
LRNDIGP	76:3/94:4	-2.62	—	—	1
LPIBIPC	76:3/94:4	-1.23	—	—	2
LRNDIPC	76:3/94:4	-2.39	—	—	2
LCIGP	76:3/94:4	-2.97	—	—	1
LCIPC	76:3/94:4	-1.28	—	—	2
LINFLIPC	76:3/94:4	-4.75**	—	—	1
LINFLIGP	76:3/94:4	-4.63**	—	—	1
JURO	65/94	-3.80*	-3.66**	—	1
LPIBPCDI	53/94	-0.94	—	—	1
LPIBPCIPC	53/94	0.26	—	—	0
LCFPCIPC	53/94	-0.37	—	—	0
LCFPCDI	53/94	-0.95	—	—	0
LRNDPCIPC	53/94	0.10	—	—	0
LRNDPCDI	53/94	-0.67	—	—	1

Obs.: 1. As regressões com séries trimestrais incluem dummies sazonais, constante e tendência linear. As regressões com séries anuais incluem constante e tendência linear. Usa-se a seguinte convenção para as estatísticas acima: \*=significativo a 5%, \*\*=significativo a 1%. 2- Valores críticos tabulados por MacKinnon para todas variáveis trimestrais

( $\tau_{\tau}$ ) 1% = -4.08; 5% = -3.47; 10% = -3.16

( $\tau_{\mu}$ ) 1% = -3.52; 5% = -2.90; 10% = -2.59

( $\tau$ ) 1% = -2.59; 5% = -1.94; 10% = -1.62

3- Valores críticos tabulados por MacKinnon para todas variáveis anuais

( $\tau_{\tau}$ ) 1% = -4.30; 5% = -2.96

( $\tau_{\mu}$ ) 1% = -3.66; 5% = -2.96

4- A partir de um número de defasagens grande o suficiente, o número de defasagens  $p$  foi sendo reduzido caso a estatística  $t$  da última defasagem fosse não significativa ao nível de significância de 10%.

TABELA 2: Testes de Co-integração

Modelo	Hipótese Nula	$\lambda_{\max}$	Valor Crítico (5%)	Traço	Valor Crítico (5%)	P-valor do teste da restrição (1,-1)
1. [LPIBIG P, LCFGP]	$r \leq 1$	2.67	3.7	2.67	3.7	
	$r = 0$	18.34*	16.9	21.01**	18.2	(0.06)
2. [LPIBIG P, LCIGP]	$r \leq 1$	9.45	12.2	9.45	12.2	
	$r = 0$	16.54	19.0	25.99*	25.3	(0.91)
3. [LPIBIP C, LCIPC]	$r \leq 1$	6.4	12.2	6.4	12.2	
	$r = 0$	18.5	19	24.84	25.3	(0.67)
4. [LRNDIP C, LCIPC]	$r \leq 1$	0.2	3.7	0.2	3.7	
	$r = 0$	8.3	16.9	8.5	18.2	-
5. [LPIBDI, LCFDI]	$r \leq 1$	0.44	3.74	0.44	3.74	
	$r = 0$	18*	16.87	18.44*	18.17	(0.00)
6. [LCFDI, LRNDDI ]	$r \leq 1$	0.47	3.74	0.47	3.74	
	$r = 0$	13.13	16.87	13.6	18.17	-
7. [LCFDI, LRNDDI ]	$r \leq 1$	10.48	12.25	10.48	12.25	
	$r = 0$	13.3	18.96	23.78	25.32	(0.28)
8. [LPIBPC DI, LCFPD I]	$r \leq 1$	0.05	3.74	0.05	3.74	
	$r = 0$	17.93*	16.87	17.98	18.17	(0.06)
9. [LCFPC DI, LRNDPC DI]	$r \leq 1$	2.35	3.74	2.35	3.74	
	$r = 0$	25.54*	16.87	27.89*	18.17	(0.24)

Observações: 1) Teste de cointegração de Johansen(1988, 1991) para determinar o número de vetores de cointegração  $r$ . 2) As linhas de 1 a 4 usam dados trimestrais entre 1975:1-1994:4 e as linhas de 5 a 9 usam dados anuais entre 1947-1994. 3) A última coluna apresenta o P-valor do teste de razão de verossimilhança de Johansen(1991) para restrições no sub-espço de cointegração. A nula restringe o vetor de cointegração entre o consumo e a renda a ter coeficientes (1,-1).

**TABELA 3a - Brasil: Teste da "Proporção dos Consumidores Restritos" (séries anuais deflacionadas pelo Deflator Implícito do PIB)**

Forma Estrutural :  $\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t$

VARIÁVEIS DE CONSUMO E RENDA ( $\Delta c/\Delta y$ )	INSTRUMENTOS	$\lambda$ (HCSE)	Teste $\chi^2$ LR de Sobre-identificação (P-valor)	TESTES DE DIAGNÓSTICO
$\Delta LCF/\Delta LPIB$	$\Delta LPIB_{t-2}, \dots, \Delta LPIB_{t-4}$ , $\Delta LCF_{t-2}, \dots, \Delta LCF_{t-4}$ , $LPIB_{t-2} - LCF_{t-2}$ , CONSTANTE, TENDÊNCIA	0.88 (0.116)	7.56 (0.48)	ARCH $\Delta c$ = 5.13*; ARCH $\Delta y$ =7.70**; AR vet=1.83; NORM vet=8.61 HTCD vet = 1.16
$\Delta LCF/\Delta LPIB$	$\Delta LPIB_{t-2}, \Delta LPIB_{t-3}$ , $\Delta LCF_{t-2}, \Delta LCF_{t-3}$ , $LPIB_{t-2} - LCF_{t-2}$ , CONSTANTE, TENDÊNCIA	0.89 (0.111)	5.83 (0.44)	ARCH $\Delta c$ =4.50*; ARCH $\Delta y$ =6.37*; AR vet=1.68; NORM vet= 9.21 HTCD vet =1.42
$\Delta LCF/\Delta LPIB$	$\Delta LPIB_{t-2}, \Delta LCF_{t-2}$ ,  $LPIB_{t-2} - LCF_{t-2}$ , CONSTANTE, TENDÊNCIA	0.88 (0.111)	3.18 (0.53)	ARCH $\Delta c$ = 4.84*; ARCH $\Delta y$ =7.33*; AR vet=1.73; NORM vet=9.71* HTCD vet =1.93*
$\Delta LCF/\Delta LPIB$	$LPIB_{t-2} - LCF_{t-2}$ ,  CONSTANTE, TENDÊNCIA	0.88 (0.107)	3.14 (0.21)	ARCH $\Delta c$ =4.66*; ARCH $\Delta y$ =5.40*; AR vet=2.13*; NORM vet= 8.86 HTCD vet = 2.17*
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$\Delta LRND_{t-2}, \Delta LRND_{t-3}$ , $\Delta LCF_{t-2}, \Delta LCF_{t-3}$ ,  $LRND_{t-2} - LCF_{t-2}$ , CONSTANTE	0.91 (0.121)	7.51 (0.38)	ARCH $\Delta c$ = 3.79; ARCH $\Delta y$ =6.16*; AR vet=1.98; NORM vet=10.42* HTCD vet = 1.91**
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$\Delta LRND_{t-2}, \Delta LCF_{t-2}$ , $LRND_{t-2} - LCF_{t-2}$ , CONSTANTE	0.89 (0.116)	5.44 (0.36)	ARCH $\Delta c$ = 4.26*; ARCH $\Delta y$ =6.24*; AR vet= 1.73; NORM vet= 10.94* HTCD vet = 2.48**
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$LRND_{t-2} - LCF_{t-2}$ , CONSTANTE	0.88 (0.120)	6.27 (0.10)	ARCH $\Delta c$ =3.76; ARCH $\Delta y$ =8.34**; AR vet=2.03; NORM vet= 11.63* HTCD vet = 2.10*
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC$	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LPIBPC_{t-3}$ , $\Delta LCFPC_{t-2}, \Delta LCFPC_{t-3}$ , $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ , CONSTANTE, TENDÊNCIA	0.83 (0.193)	3.65 (0.73)	ARCH $\Delta c$ =5.58*; ARCH $\Delta y$ =9.74**; AR vet=1.35; NORM vet= 9.22 HTCD vet = 1.50
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC$	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LCFPC_{t-2}$ , $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ , CONSTANTE, TENDÊNCIA	0.77 (0.201)	2.56 (0.63)	ARCH $\Delta c$ =6.10*; ARCH $\Delta y$ =8.00**; AR vet= 1.63; NORM vet=9.92* HTCD vet =1.85*
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC$	$LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ , CONSTANTE, TENDÊNCIA	0.78 (0.193)	2.16 (0.34)	ARCH $\Delta c$ = 6.14*; ARCH $\Delta y$ =6.58*; AR vet=1.67; NORM vet=11.18* HTCD vet =2.42**
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC$	$\Delta LPIBPC_{t-1}, \dots, \Delta LPIBPC_{t-3}$ , $\Delta LCFPC_{t-1}, \dots, \Delta LCFPC_{t-3}$ , $LPIBPC_{t-1} - LCFPC_{t-1}$ , CONSTANTE, TENDÊNCIA	0.63 (0.325)	10.88 (0.21)	ARCH $\Delta c$ =3.80; ARCH $\Delta y$ =0.55; AR vet= 0.73; NORM vet=5.73; HTCD vet =2.33**

Observações: 1) Dados trimestrais entre 1975:1 e 1994:4. 2) Forma estrutural estimada por FIML. 3) Para os testes de diagnóstico usa-se a seguinte convenção: \* = significativo a 5%, \*\* = significativo a 1% 4) Os Testes de diagnóstico realizados correspondem aos testes ARCH individual para as variáveis de renda e consumo (ARCH $\Delta c$  e  $\Delta y$ ) e de Normalidade, Autocorrelação e Heterocedasticidade para a forma estrutural (Arvet, NORM vet, HTCD vet). 5) A terceira coluna traz entre parênteses os desvios padrão corrigido para heterocedasticidade. 6) A quarta coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobre-identificação do modelo.

**TABELA 3b - Brasil: Teste da "Proporção dos Consumidores Restritos" (séries anuais deflacionadas pelo IPC)**

Forma Estrutural :  $\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t$

VARIÁVEIS DE CONSUMO E RENDA ( $\Delta c/\Delta y$ )	INSTRUMENTOS	$\lambda$ (HCSE)	Teste $\chi^2$ LR de Sobre-identificação (P-valor)	TESTES DE DIAGNÓSTICO
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$\Delta LRND_{t-2}, \dots, \Delta LRND_{t-4},$ $\Delta LCF_{t-2}, \dots, \Delta LCF_{t-4},$ $LRND_{t-2} - LCF_{t-2},$ CONSTANTE	0.82 (0.113)	3.174 (0.87)	ARCH $\Delta c$ = 5.99*; ARCH $\Delta y$ =2.38 Arvet = 1.31; NORMvet=12.76*; HTCDvet=1.09
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$\Delta LRND_{t-2}, \Delta LRND_{t-3},$ $\Delta LCF_{t-2}, \Delta LCF_{t-3},$ $LRND_{t-2} - LCF_{t-2},$ CONSTANTE	0.84 (0.126)	1.68 (0.89)	ARCH $\Delta c$ =5.58*; ARCH $\Delta y$ =2.30 Arvet = 1.41 ; NORMvet=18.90; HTCD vet=1.17
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$\Delta LRND_{t-2}, \Delta LCF_{t-2},$  $LRND_{t-2} - LCF_{t-2},$ CONSTANTE	0.84 (0.120)	0.77 (0.87)	ARCH $\Delta c$ = 6.16*; ARCH $\Delta y$ =2.19 Arvet=1.41; NORMvet=22.73**; HTCD vet=1.65
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$LRND_{t-2} - LCF_{t-2},$  CONSTANTE	0.86 (0.111)	0.48 (0.49)	ARCH $\Delta c$ =5.73*; ARCH $\Delta y$ =1.69 Arvet = 1.49; NORMvet=23.95** HTCDvet=1.82
$\Delta LCFPC/\Delta LRNDPC$	$\Delta LRND_{t-2}, \dots, \Delta LRND_{t-4},$ $\Delta LCFPC_{t-2}, \dots, \Delta LCFPC_{t-4},$ $LRNDPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$ CONSTANTE	0.71 (0.15)	2.39 (0.94)	ARCH $\Delta c$ =6.28*; ARCH $\Delta y$ =2.64 Arvet = 1.22 ; NORMvet= 13.20* HTCD vet=1.02
$\Delta LCFPC/\Delta LRNDPC$	$\Delta LRNDPC_{t-2}, \dots, \Delta LRNDPC_{t-4},$ $\Delta LCFPC_{t-2}, \dots, \Delta LCFPC_{t-4},$ $LRNDPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$ CONSTANTE	0.73 (0.2)	1.31 (0.93)	ARCH $\Delta c$ =6.27* ; ARCH $\Delta y$ =2.37 Arvet = 1.52; NORMvet=19.70**; HTCD vet=1.08
$\Delta LCFPC/\Delta LRNDPC$	$\Delta LRNDPC_{t-2}, \Delta LCFPC_{t-2},$ $LRNDPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$ CONSTANTE	0.71 (0.19)	0.21 (0.98)	ARCH $\Delta c$ =6.88* ; ARCH $\Delta y$ =2.28 Arvet= 1.42 ; NORMvet=23.18** HTCD vet=1.39
$\Delta LCFPC/\Delta LRNDPC$	$LRNDPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$  CONSTANTE	0.74 (0.19)	0.10 (0.75)	ARCH $\Delta c$ = 6.80*; ARCH $\Delta y$ =1.49 Arvet = 1.41 ; NORMvet=23.45** HTCDvet=1.76
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC$	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \dots, \Delta LPIBPC_{t-4},$ $\Delta LCFPC_{t-2}, \dots, \Delta LCFPC_{t-4},$ $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$ CONSTANTE	0.74 (0.136)	1.63 (0.98)	ARCH $\Delta c$ = 6.22*; ARCH $\Delta y$ =1.78 Arvet = 1.67; NORMvet= 12.28*; HTCD vet= 0.97
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC$	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LPIBPC_{t-3},$ $\Delta LCFPC_{t-2}, \Delta LCFPC_{t-3},$ $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$ CONSTANTE	0.72 (0.174)	1.23 (0.94)	ARCH $\Delta c$ =6.31* ; ARCH $\Delta y$ =1.52 Arvet =1.54 ; NORMvet=18.32** HTCD vet=0.95
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC$	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LCFPC_{t-2},$  $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$ CONSTANTE	0.72 (0.165)	0.15 (0.99)	ARCH $\Delta c$ =7.03* ; ARCH $\Delta y$ =1.72 Arvet =1.46; NORMvet=20.80**; HTCD vet= 1.24
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC$	$LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$ CONSTANTE	0.78 (0.170)	0.03 (0.86)	ARCH $\Delta c$ =6.55*; ARCH $\Delta y$ =1.01; Arvet=1.66; NORMvet=22.10**; HTCDvet=1.98

Observações: 1) Dados trimestrais entre 1975:1 e 1994:4. 2) Forma estrutural estimada por FIML. 3) Para os testes de diagnóstico usa-se a seguinte convenção: \* = significativo a 5%, \*\* = significativo a 1% 4) Os Testes de diagnóstico realizados correspondem aos testes ARCH individual para as variáveis de renda e consumo (ARCH $\Delta c$  e  $\Delta y$ ) e de Normalidade, Autocorrelação e Heterocedasticidade para a forma estrutural (Arvet, NORM vet, HTCD vet). 5) A terceira coluna traz entre parênteses o desvio padrão corrigido para heterocedasticidade. 6) A quarta coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobre-identificação do modelo.

**TABELA 4a - Brasil: Teste da "Proporção dos Consumidores Restritos"**  
**(séries Trimestrais deflacionadas pelo IGP)**

Forma Estrutural :  $\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t$

VARIÁVEIS DE CONSUMO E RENDA ( $\Delta c/\Delta y$ )	INSTRUMENTOS	$\lambda$ (HCSE)	Teste $\chi^2$ LR de Sobre-identificação (P-valor)	TESTES DE DIAGNÓSTICO
$\Delta C/\Delta PIB$	$\Delta PIB_{t-2}, \dots, \Delta PIB_{t-4},$ $\Delta LC_{t-2}, \dots, \Delta LC_{t-4},$  $LPIB_{t-2} - * LCF_{t-2},$ CONSTANTE, Sazonais	0,83 (0,127)	6,09 (0,73)	ARCH $\Delta c=0,71$ ; ARCH $\Delta y=0,40$ AR vet=0,93; NORM vet=46,65** HTCD vet =1,19
$\Delta C/\Delta PIB$	$\Delta LPIB_{t-2}, \Delta LPIB_{t-3},$ $\Delta LCF_{t-2}, \Delta LCF_{t-3},$  $LPIB_{t-2} - LCF_{t-2},$ CONSTANTE, Sazonais	0,86 (0,121)	6,70 (0,46)	ARCH $\Delta c=1,26^*$ ; ARCH $\Delta y=0,67$ AR vet=0,98; NORM vet=41,65** HTCD vet =1,46*
$\Delta C/\Delta PIB$	$\Delta LPIB_{t-2}, \Delta LC_{t-2},$   $LPIB_{t-2} - LCF_{t-2},$ CONSTANTE, Sazonais	0,88 (0,128)	6,99 (0,22)	ARCH $\Delta c=1,24$ ; ARCH $\Delta y=0,57$ AR vet=1,05; NORM vet=41,94** HTCD vet =1,92**
$\Delta C/\Delta PIB$	$LPIB_{t-2} - LCF_{t-2},$ CONSTANTE, Sazonais  CONSTANTE, TENDÊNCIA	0,82 (0,140)	5,37 (0,15)	ARCH $\Delta c=1,05$ ; ARCH $\Delta y=0,55$ AR vet=1,02; NORM vet=44,64** HTCD vet =3,08**
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$\Delta LRND_{t-2}, \Delta LC_{t-2},$ $LRND_{t-2} - LCF_{t-2},$   CONSTANTE, TENDÊNCIA, Sazonais	0,93 (0,129)	5,60 (0,23)	ARCH $\Delta c=1,31$ ; ARCH $\Delta y=0,51$ AR vet=0,97; NORM vet= 42,13** HTCD vet =1,81**
$\Delta C/\Delta LRND$	$LRND_{t-2} - LCF_{t-2},$   CONSTANTE, TENDÊNCIA Sazonais	0,86 (0,138)	4,47 (0,11)	ARCH $\Delta c=1,04^*$ ; ARCH $\Delta y=0,49$ NORM vet=45,51** HTCD vet =2,92**

Observações: 1) Dados trimestrais entre 1975:1 e 1994:4. 2) Forma estrutural estimada por FIML usando dummies sazonais. 3) Para os testes de diagnóstico usa-se a seguinte convenção: \* = significativo a 5%, \*\* = significativo a 1% 4) Os Testes de diagnóstico realizados correspondem aos testes ARCH individual para as variáveis de renda e consumo (ARCH $\Delta c$  e  $\Delta y$ ) e de Normalidade, Autocorrelação e Heterocedasticidade para a forma estrutural (Arvet, NORM vet, HTCD vet). 5) A terceira coluna traz entre parênteses os desvio padrão corrigido para heterocedasticidade. 6) A quarta coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobre-identificação do modelo.

**TABELA 4b - Brasil: Teste da "Proporção dos Consumidores Restritos" (séries trimestrais deflacionadas pelo IPC)**

Forma Estrutural :  $\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t$

VARIÁVEIS DE CONSUMO E RENDA ( $\Delta c/\Delta y$ )	INSTRUMENTOS	$\lambda$ (HCSE)	Teste $\chi^2$ LR de Sobre-identificação (P-valor)	TESTES DE DIAGNÓSTICO
ALC/ $\Delta$ PIB	$\Delta$ PIB <sub>t-2</sub> , ..., $\Delta$ PIB <sub>t-4</sub> , $\Delta$ LCF <sub>t-2</sub> , ..., $\Delta$ LCF <sub>t-4</sub> ,  LPIB <sub>t-2</sub> - LC <sub>t-2</sub> Sazonais CONSTANTE,	0,72 (0,215)	12,01 (0,21)	ARCH $\Delta c$ =22,75**; ARCH $\Delta y$ =8,35* AR vet=0,98; NORM vet=44,47** HTCD vet =1,25
ALC/ $\Delta$ PIB	$\Delta$ PIB <sub>t-2</sub> , $\Delta$ PIB <sub>t-3</sub> , $\Delta$ LC <sub>t-2</sub> , $\Delta$ LC <sub>t-3</sub> ,  LPIB <sub>t-2</sub> - LCF <sub>t-2</sub> , CONSTANTE, Sazonais	0,81 (0,222)	11,18 (0,13)	ARCH $\Delta c$ =12,22**; ARCH $\Delta y$ =3,82 AR vet= 1,07; NORM vet=41,69** HTCD vet = 1,57
ALC/ $\Delta$ PIB	$\Delta$ PIB <sub>t-2</sub> , $\Delta$ LCF <sub>t-2</sub> ,  LPIB <sub>t-2</sub> - LC <sub>t-2</sub> , CONSTANTE, Sazonais	0,82 (0,204)	10,96 (0,05)	ARCH $\Delta c$ =1,42*; ARCH $\Delta y$ = 0,62 AR vet= 1,11; NORM vet= 44,38** HTCD vet = 1,72*
$\Delta$ LCF/ $\Delta$ PIB	LPIB <sub>t-2</sub> - LCF <sub>t-2</sub> , CONSTANTE,  Sazonais	0,65 (0,217)	5,06 (0,17)	ARCH $\Delta c$ =1,58; ARCH $\Delta y$ =1,16 AR vet=1,15; NORM vet=45,80** HTCD vet = 2,50**
ALC/ $\Delta$ LRND	$\Delta$ LRND <sub>t-2</sub> , $\Delta$ LC <sub>t-2</sub> , CONSTANTE, TENDÊNCIA,  Sazonais	0,79 (0,163)	11,47 (0,04)	ARCH $\Delta c$ =1,45*; ARCH $\Delta y$ =0,54 AR vet=0,72; NORM vet=16,52** HTCD vet =1,40

Observações: 1) Dados trimestrais entre 1975:1 e 1994:4. 2) Forma estrutural estimada por FIML usando dummies sazonais. 3) Para os testes de diagnóstico usa-se a seguinte convenção: \* = significativo a 5%, \*\* = significativo a 1% 4) Os Testes de diagnóstico realizados correspondem aos testes ARCH individual para as variáveis de renda e consumo (ARCH $\Delta c$  e  $\Delta y$ ) e de Normalidade, Autocorrelação e Heterocedasticidade para a forma estrutural (Arvet, NORM vet, HTCD vet). 5) A terceira coluna traz entre parênteses os desvio padrão corrigido para heterocedasticidade. 6) A quarta coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobre-identificação do modelo.



TABELA 5a - Brasil: Equações de Euler com Consumidores Restritos (Série Anual)

Forma Estrutural :  $\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + (1-\lambda)/\sigma \ln(1+r_t)$ 

VARIÁVEIS DE CONSUMO, RENDA E JUROS ( $\Delta c/\Delta y/r$ )	DEFLATOR	INSTRUMENTOS	$\lambda$ (HCSE)	$(1-\lambda)/\sigma$ (HCSE) e $1/\sigma$ implícito	Teste $\chi^2$ LR de Sobre-identificação (P-valor)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC/$ JUROS	DI	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LPIBPC_{t-3},$ $\Delta LCFPC_{t-2}, \Delta LCFPC_{t-3},$  $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$ CONSTANTE, TENDÊNCIA	0,61 (0,28)	0,0005 (0,0009)  0,0013	4,47 (0,72)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIB/$ JUROS	DI	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LCF_{t-2}, JUROS_{t-2}$  $LPIB_{t-2} - LCF_{t-2},$ CONSTANTE, TENDÊNCIA	0,74 (0,25)	0,0004 (0,001)  0,0015	2,00 (0,74)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIB/$ JUROS	DI	$JUROS_{t-2},$  $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$ CONSTANTE, TENDÊNCIA	0,75 (0,25)	0,0006 (0,001)  0,0024	1,45 (0,48)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIB/$ JUROS	DI	$LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$  CONSTANTE, TENDÊNCIA	0,82 (0,30)	0,0004 (0,001)  0,0022	2,82 (0,09)
$\Delta LCFPC/\Delta LRNDPC/$ JUROS	DI	$\Delta LRNDPC_{t-2}, \Delta LRND_{t-3},$ $\Delta LCFPC_{t-2}, \Delta LCF_{t-3},$  $JUROS_{t-2}, JUROS_{t-3}, i_{1990}$ $LRND_{t-2} - LCF_{t-2},$ CONSTANTE	0,35 (0,37)	-0,0006 (0,001)  0,00009	16,21 (0,04)
$\Delta LCFPC/\Delta LRNDPC/$ JUROS	DI	$\Delta LRNDPC_{t-2}, \Delta LCFPC_{t-2},$ $LRNDPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$  CONSTANTE, TENDÊNCIA $JUROS_{t-2}, i_{1990}$	0,20 (0,512)	-0,001 (0,002)  0,0029	13,01 (0,02)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC/$ JUROS	IPC	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LPIBPC_{t-3},$ $\Delta LCFPC_{t-2}, \Delta LCFPC_{t-3},$  $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$ CONSTANTE, TENDÊNCIA	0,66 (0,22)	0,00008 (0,0009)  0,00029	4,41 (0,73)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC/$ JUROS	IPC	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LCFPC_{t-2},$ $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$  CONSTANTE, TENDÊNCIA	0,79 (0,19)	0,0002 (0,001)  0,00095	1,66 (0,79)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC/J$ URO	IPC	$JUROS_{t-2},$  $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$ CONSTANTE, TENDÊNCIA	0,85 (0,21)	0,0006 (0,001)  0,004	1,28 (0,53)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC/J$ URO	IPC	$LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2},$  CONSTANTE, TENDÊNCIA	0,65 (0,45)	-0,0003 (0,001)  0,00008	2,03 (0,15)

Observações: 1) Dados anuais entre 1963-1994. 2) Forma estrutural estimada por FIML. 3) A terceira e quarta colunas trazem entre parênteses os desvio padrão corrigido para heterocedasticidade. 4) A última coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobre-identificação do modelo.

**TABELA 5b - Brasil: Equações de Euler com Consumidores Restritos (séries trimestrais deflacionadas pelo IGP)**

**Forma Estrutural:  $\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + (1-\lambda)/\sigma \ln(1+r_t)$**

VARIÁVEIS DE CONSUMO, RENDA E JUROS ( $\Delta c/\Delta y/r$ )	INSTRUMENTOS	$\lambda$ (HCSE)	$(1-\lambda)/\sigma$ (HCSE) e 1/ $\sigma$ implícito	Teste $\chi^2$ LR de Sobre-identificação (P-valor)
$\Delta LC/\Delta LPIB/CDBPRE$	$\Delta LPIB_{t-2}, \dots, \Delta LPIB_{t-4},$ $\Delta LC_{t-2}, \dots, \Delta LC_{t-4},$ $CDBPRE_{t-2}, \dots, CDBPRE_{t-4},$ $LPIB_{t-2} - LC_{t-2},$ Sazonais CONSTANTE	0,91 (0,11)	0,001 (0,001)  0,011	15,37 (0,22)
$\Delta LC/\Delta LPIB/CDBPRE$	$\Delta LPIB_{t-2}, \Delta LPIB_{t-3},$ $\Delta LC_{t-2}, \Delta LC_{t-3},$ $LPIB_{t-2} - LC_{t-2},$ $CDBPRE_{t-2}, CDBPRE_{t-3},$ Sazonais CONSTANTE	0,95 (0,12)	0,001 (0,001)  0,02	21,25 (0,01)
$\Delta LC/\Delta LPIB/CDBPRE$	$\Delta LPIB_{t-2}, \Delta LC_{t-2},$  $LPIB_{t-2} - LC_{t-2},$ $CDBPRE_{t-2}$ Sazonais CONSTANTE	0,98 (0,14)	0,002 (0,002)  0,1	22,40 (0,001)
$\Delta LC/\Delta LPIB/CDBPRE$	$\Delta LPIB_{t-2}$  $LPIB_{t-2} - LC_{t-2},$ $CDBPRE_{t-2}$ Sazonais CONSTANTE	1,14 (0,32)	0,005 (0,005)  -0,036	16,35 (0,001)

Observações: 1) Dados trimestrais entre 1975:1 e 1994:4 deflacionados pelo IGP. 2) Forma estrutural estimada por FIML usando dummies sazonais. 3) A terceira e quarta colunas trazem entre parênteses os desvio padrão corrigido para heterocedasticidade. 4) A última coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobre-identificação do modelo.

**TABELA 6 Brasil: GMM - Equação de Euler (séries trimestrais deflacionadas pelo IGP)**

Forma Estrutural :  $\Delta \ln(c_t) = - (1/\sigma) \cdot \ln(1/\beta) + (1/\sigma) \cdot \ln(1+r_t) + \text{sazonais}$

MEDIDAS DE CONSUMO E JUROS ( $\Delta c/r$ )	INSTRUMENTOS	$\sigma$ (HACSE)	$\beta$ (HACSE)	$R^2$  $T^*J$ (P-valor)
1. $\Delta LCIGP / LCDBPRE$  Sem Correção de Autocorrelação Serial Janela Fixa(3)	$\Delta LPBIGP_{t-2} \dots \Delta LPBIGP_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2} \dots \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2} \dots LCDBPRE_{t-4}$ Constante, Sazonais	4.87 (3.36)	0.86 (0.07)	0.62  8.40 (0.49)
2. $\Delta LCIGP / LCDBPRE$  Sem Correção de Autocorrelação Serial Andrews (0.11)	$\Delta LPBIGP_{t-2} \dots \Delta LPBIGP_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2} \dots \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2} \dots LCDBPRE_{t-4}$ Constante, Sazonais	6.43 (6.99)	0.81 (0.17)	0.63  7.50 (0.58)
3. $\Delta LCIGP / LCDBPRE$  Sem Correção de Autocorrelação Serial Newey-West (2)	$\Delta LPBIGP_{t-2} \dots \Delta LPBIGP_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2} \dots \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2} \dots LCDBPRE_{t-4}$ Constante, Sazonais	3.60 (1.90)	0.89 (0.05)	0.59  7.725 (0.56)
4. $\Delta LCIGP / LCDBPRE$  Com Correção de Autocorrelação Serial Janela Fixa(3)	$\Delta LPBIGP_{t-2} \dots \Delta LPBIGP_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2} \dots \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2} \dots LCDBPRE_{t-4}$ Constante, Sazonais	4.44 (2.66)	0.867 (0.067)	0.61  8.100 (0.54)
5. $\Delta LCIGP / LCDBPRE$  Com Correção de Autocorrelação Serial Andrews (0.07)	$\Delta LPBIGP_{t-2} \dots \Delta LPBIGP_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2} \dots \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2} \dots LCDBPRE_{t-4}$ Constante, Sazonais $(LPBIGP-LCIGP)_{t-2}$	4.98 (4.22)	0.84 (0.11)	0.62  7.425 (0.59)
6. $\Delta LCIGP / LCDBPRE$  Com Correção de Autocorrelação Serial Newey-West Variável(2)	$\Delta LPBIGP_{t-2} \dots \Delta LPBIGP_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2} \dots \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2} \dots LCDBPRE_{t-4}$ Constante, Sazonais $(LPBIGP-LCIGP)_{t-2}$	3.89 (1.57)	0.88 (0.04)	0.60  7.425 (0.59)

Observações: 1) Dados trimestrais entre 1975:1 e 1994:4 deflacionados pelo IGP. 2) Forma estrutural estimada por GMM,

desprezando-se a variância condicional, i.e., assumindo-se que  $\omega_t = 0$ . 3) A terceira e quarta colunas trazem entre

parênteses os desvios-padrão robustos à heterocedasticidade e autocorrelação serial (HACSE). Para a matriz ótima de

ponderação, usou-se o procedimento de Newey e West(1987), ora com os com os refinamentos em Andrews(1991) e ora com

os de Newey e West(1994). 4) A última coluna apresenta a estatística  $R^2$  do modelo estimado bem como o teste  $T^*J$  de

validade das restrições de sobre-identificação do modelo e seu respectivo p-valor.

TABELA 7 Brasil: GMM - Equação de Euler (séries trimestrais deflacionadas pelo IGP)

Forma Estrutural :  $\Delta \ln(c_t) = - (1/\sigma) \cdot \ln(1/\beta) + (1/\sigma) \cdot \ln(1+r_t) + (\sigma/2) \cdot \hat{\omega}_t + \text{sazonais}$ 

MEDIDAS DE CONSUMO E JUROS ( $\Delta c/t$ )	INSTRUMENTOS	$\sigma$ (HACSE)	$\ln(1/\beta)$ (HACSE)  $\beta$ implícito	$R^2$  $T^*/J$ (P-valor)
1. $\Delta \text{LCIGP} / \text{LCDBPRE}$  Sem Correção de Autocorrelação Serial Andrews (1.90)	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LPBIGP}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$ $\text{LCDBPRE}_{t-2} \dots \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, Sazonais ( $\text{LPBIGP-LCIGP}$ ) <sub>t-2</sub>	1.30 (0.32)	0.57 (0.012) 0.57	0.987  6.150 (0.64)
2. $\Delta \text{LCIGP} / \text{LCDBPRE}$  Sem Correção de Autocorrelação Serial Janela Fixa(3)	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LPBIGP}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$ $\text{LCDBPRE}_{t-2} \dots \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, Sazonais ( $\text{LPBIGP-LCIGP}$ ) <sub>t-2</sub>	1.530 (0.33)	0.57 (0.013) 0.57	0.987  5.40 (0.71)
3. $\Delta \text{LCIGP} / \text{LCDBPRE}$  Sem Correção de Autocorrelação Serial Janela Fixa(3)	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LPBIGP}_{t-3}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LCIGP}_{t-3}$ $\text{LCDBPRE}_{t-2} \dots \text{LCDBPRE}_{t-3}$ Constante, Sazonais ( $\text{LPBIGP-LCIGP}$ ) <sub>t-2</sub>	1.31 (0.35)	0.56 (0.01) 0.57	0.988  2.736 (0.74)
4. $\Delta \text{LCIGP} / \text{LCDBPRE}$  Sem Correção de Autocorrelação Serial Janela Fixa(3)	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LPBIGP}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$ $\text{LCDBPRE}_{t-2} \dots \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, Sazonais ( $\text{LPBIGP-LCIGP}$ ) <sub>t-2</sub>	5.34 (1.86)	0.31 (0.08) 0.73	0.73  6.080 (0.64)
5. $\Delta \text{LCIGP} / \text{LCDBPRE}$  Com Correção de Autocorrelação Serial Janela Fixa(3)	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LPBIGP}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$ $\text{LCDBPRE}_{t-2} \dots \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, Sazonais ( $\text{LPBIGP-LCIGP}$ ) <sub>t-2</sub>	4.52 (2.25)	0.24 (0.09) 0.79	0.73  6.975 (0.54)
6. $\Delta \text{LCIGP} / \text{LCDBPRE}$  Com Correção de Autocorrelação Serial Newey-West (5)	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LPBIGP}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$ $\text{LCDBPRE}_{t-2} \dots \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, Sazonais ( $\text{LPBIGP-LCIGP}$ ) <sub>t-2</sub>	4.04 (2.02)	0.25 (0.09) 0.78	0.73  5.925 (0.66)
7. $\Delta \text{LCIGP} / \text{LCDBPRE}$  Sem Correção de Autocorrelação Serial Newey West variável (4)	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LPBIGP}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$ $\text{LCDBPRE}_{t-2} \dots \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, Sazonais ( $\text{LPBIGP-LCIGP}$ ) <sub>t-2</sub>	4.84 (3.18)	0.188 (0.13) 0.83	0.53  6.625 (0.58)
8. $\Delta \text{LCIGP} / \text{LCDBPRE}$  Sem Correção de Autocorrelação Serial Andrews (1.37)	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LPBIGP}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$ $\text{LCDBPRE}_{t-2} \dots \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, Sazonais ( $\text{LPBIGP-LCIGP}$ ) <sub>t-2</sub>	5.29 (3.51)	0.19 (0.13) 0.83	0.54  5.775 (0.67)
9. $\Delta \text{LCIGP} / \text{LCDBPRE}$  Sem Correção de Autocorrelação Serial Janela Fixa(4)	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LPBIGP}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2} \dots \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$ $\text{LCDBPRE}_{t-2} \dots \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, Sazonais ( $\text{LPBIGP-LCIGP}$ ) <sub>t-2</sub>	5.15 (3.19)	0.20 (0.13) 0.82	0.52  6.750 (0.63)

Observações: 1) Dados trimestrais entre 1975:1 e 1994:4 deflacionados pelo IGP. 2) Forma estrutural estimada por GMM. Nos

modelos 1, 2, e 3 usa-se o termo  $\hat{\omega}_t$  como exposto na equação (2). Nos modelos 4, 5, e 6 usa-se o termo de correção de erro comotermo adicional na expressão de  $\hat{\omega}_t$ . Nos modelos 7, 8, e 9 usa-se a inflação como termo adicional na expressão de  $\hat{\omega}_t$ . 3) A

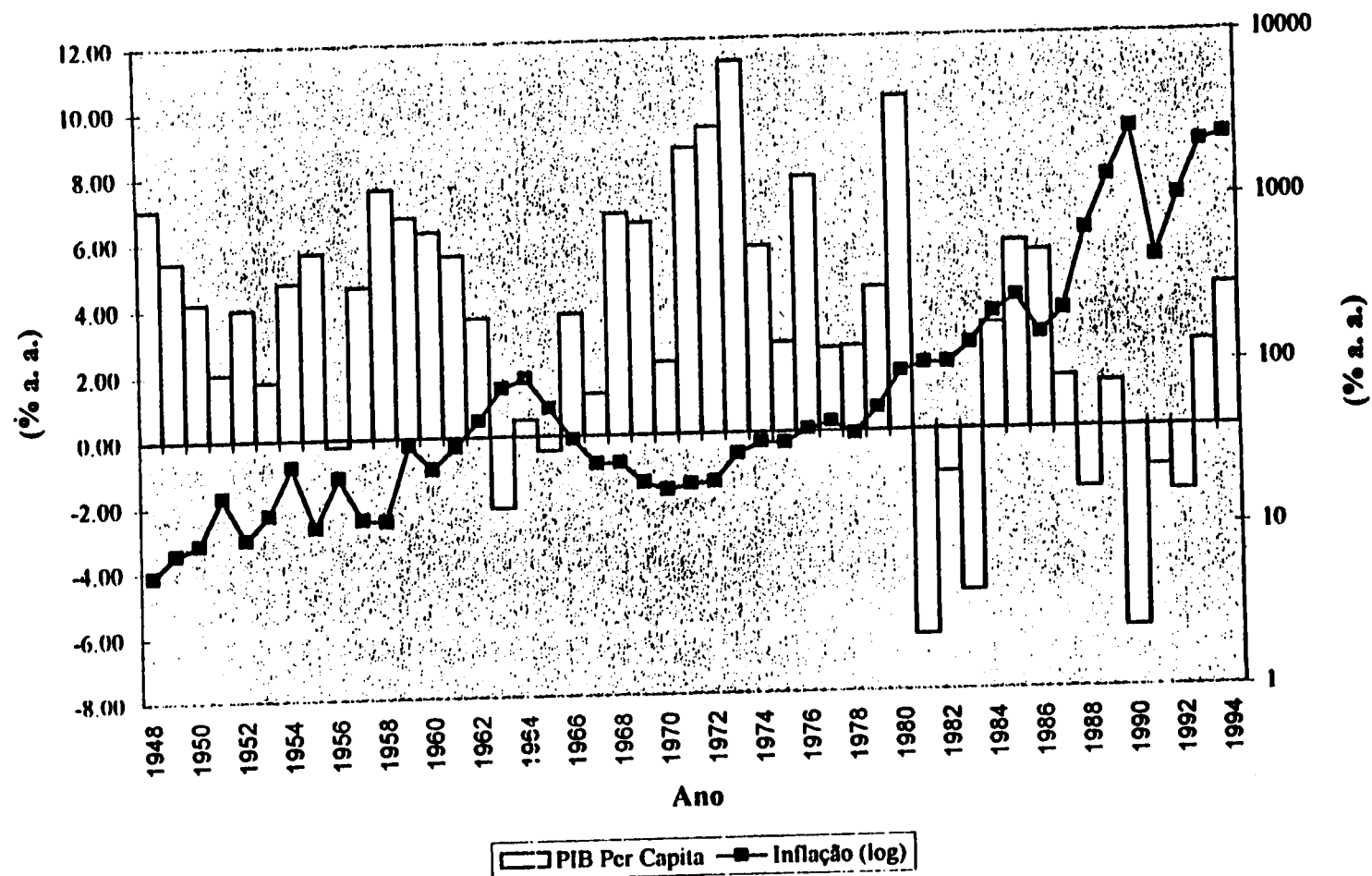
terceira e quarta colunas trazem entre parênteses os desvios-padrão robustos à heterocedasticidade e autocorrelação serial (HACSE).

Para a matriz ótima de ponderação, usou-se o procedimento de Newey e West(1987), ora com os refinamentos em

Andrews(1991) e ora com os de Newey e West(1994). 4) A última coluna apresenta a estatística  $R^2$  do modelo estimado bem como o teste  $T^*/J$  de validade das restrições de sobre-identificação do modelo e seu respectivo p-valor.

Grafico 1

## Brasil: Crescimento PIB Per Capita e Inflação (% a.a.)



8

# **Brasil: Taxa de Investimento a preços correntes e constantes, 1947-94** **(% do PIB)**

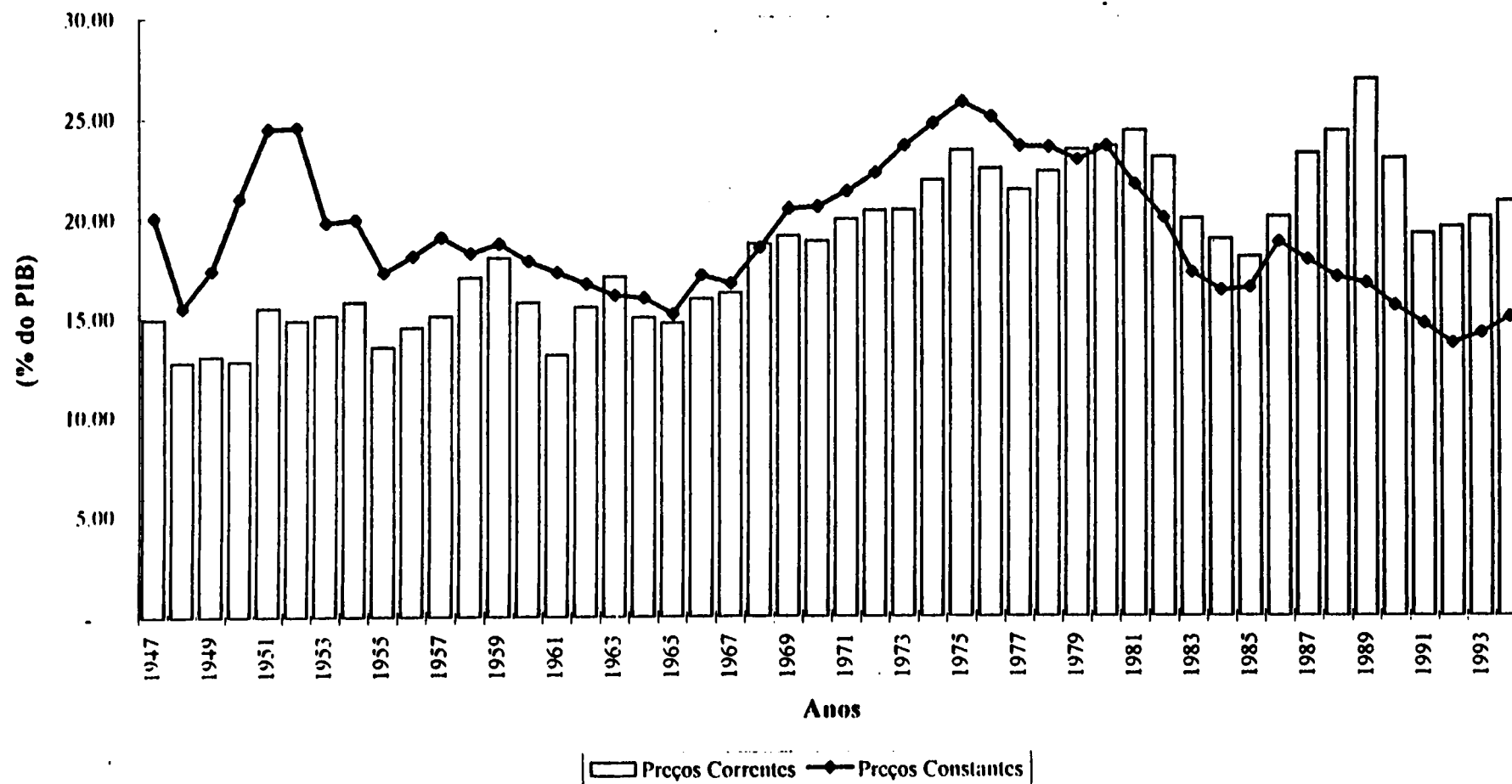
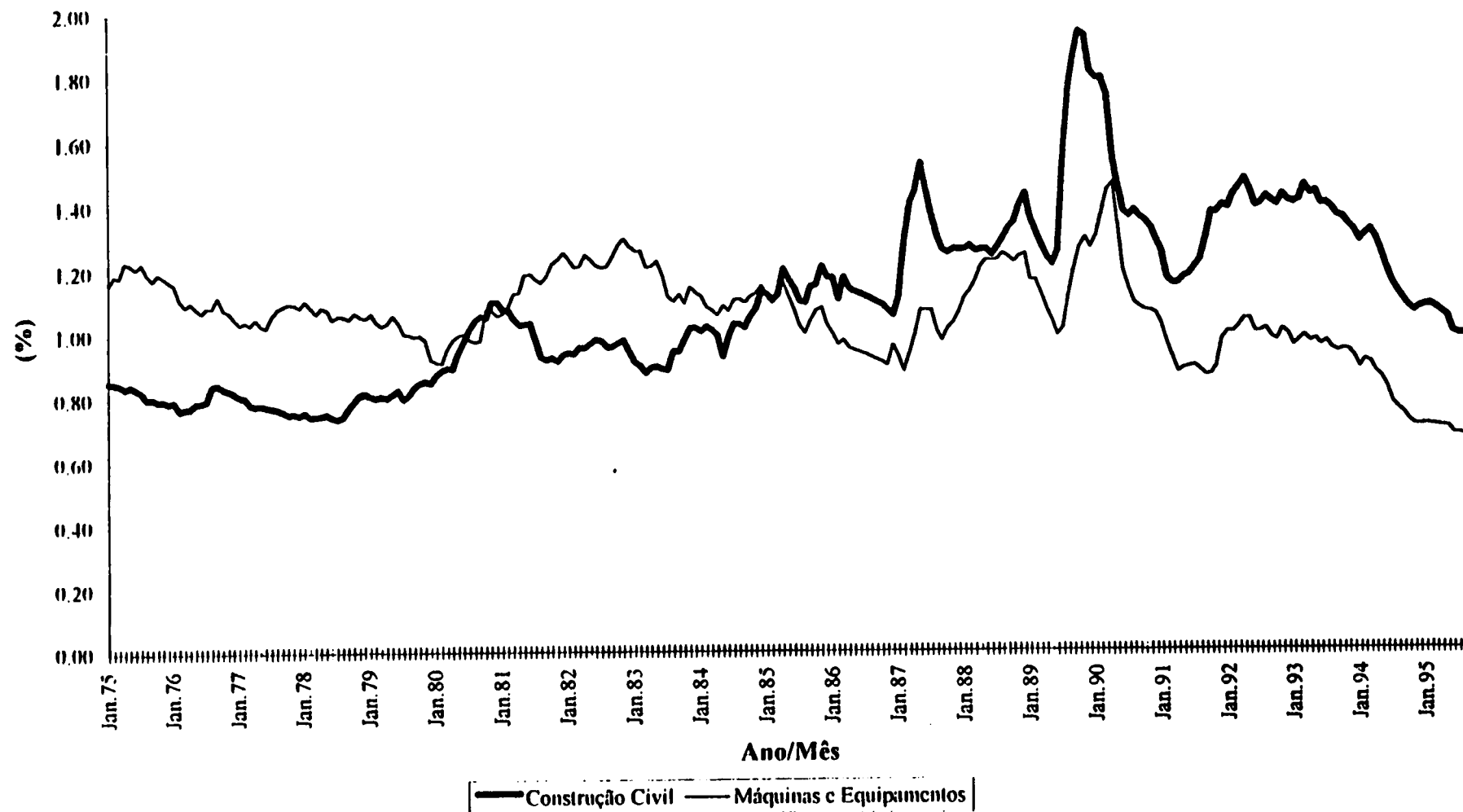


Gráfico 3

**Brasil: Preços Relativos Bens de Capital,  
1975.1 / 1995.12 (Deflator ICV-RJ)**



Nota:

I.i) Construção Civil: IPA\_DI Bens de Produção-Materiais de Construção;

I.ii) Máquinas e Equipamentos: IPA\_DI Máquinas, Equipamentos e Veículos;

Deflatores: Índice de Preços do Consumidor (ICV) - RJ (1990=100)

Gráfico 4

**BRASIL: TAXA DE INVESTIMENTO E POUPANÇA EXTERNA (-),  
1947-1994  
(% do PIB)**

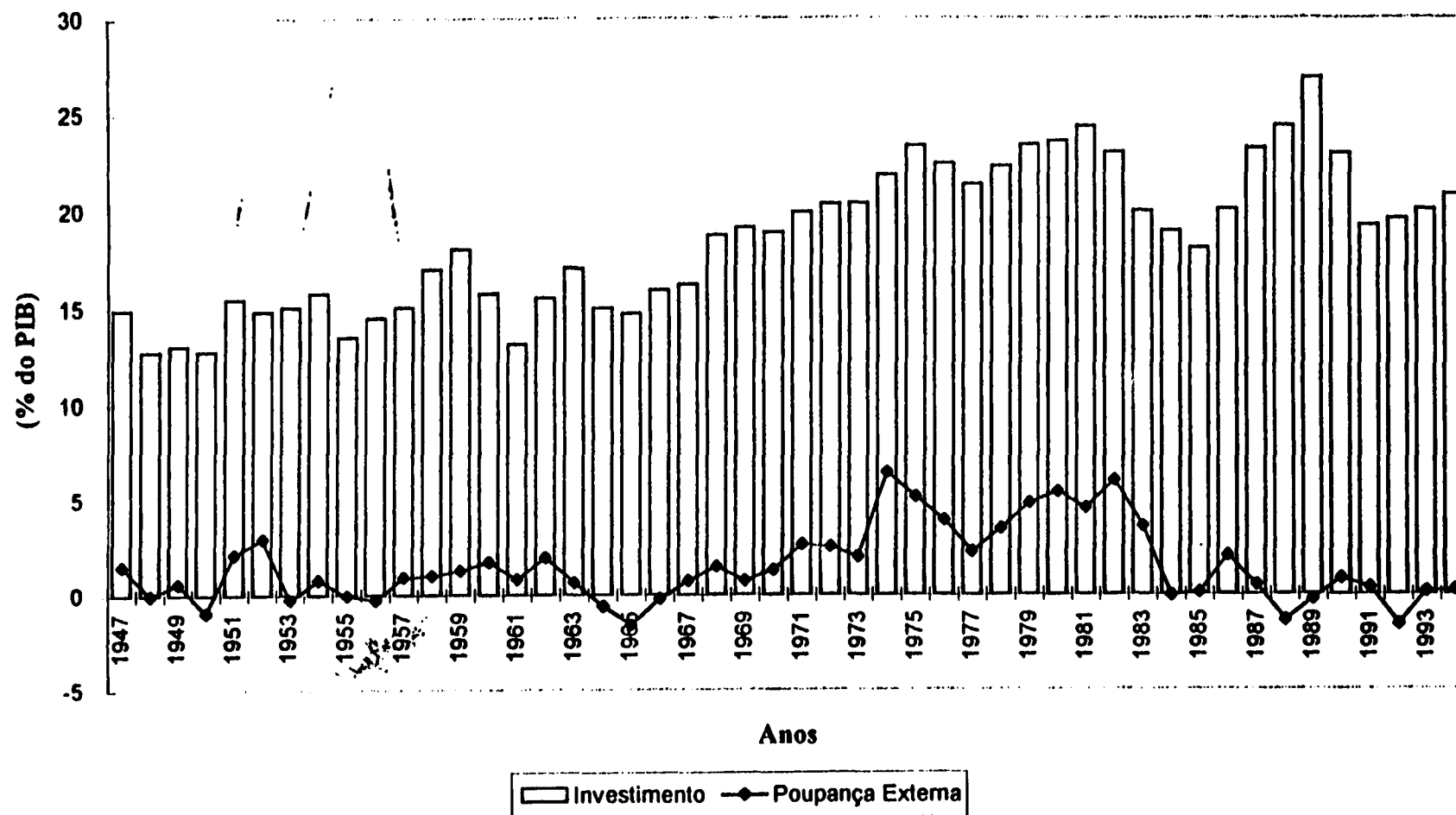
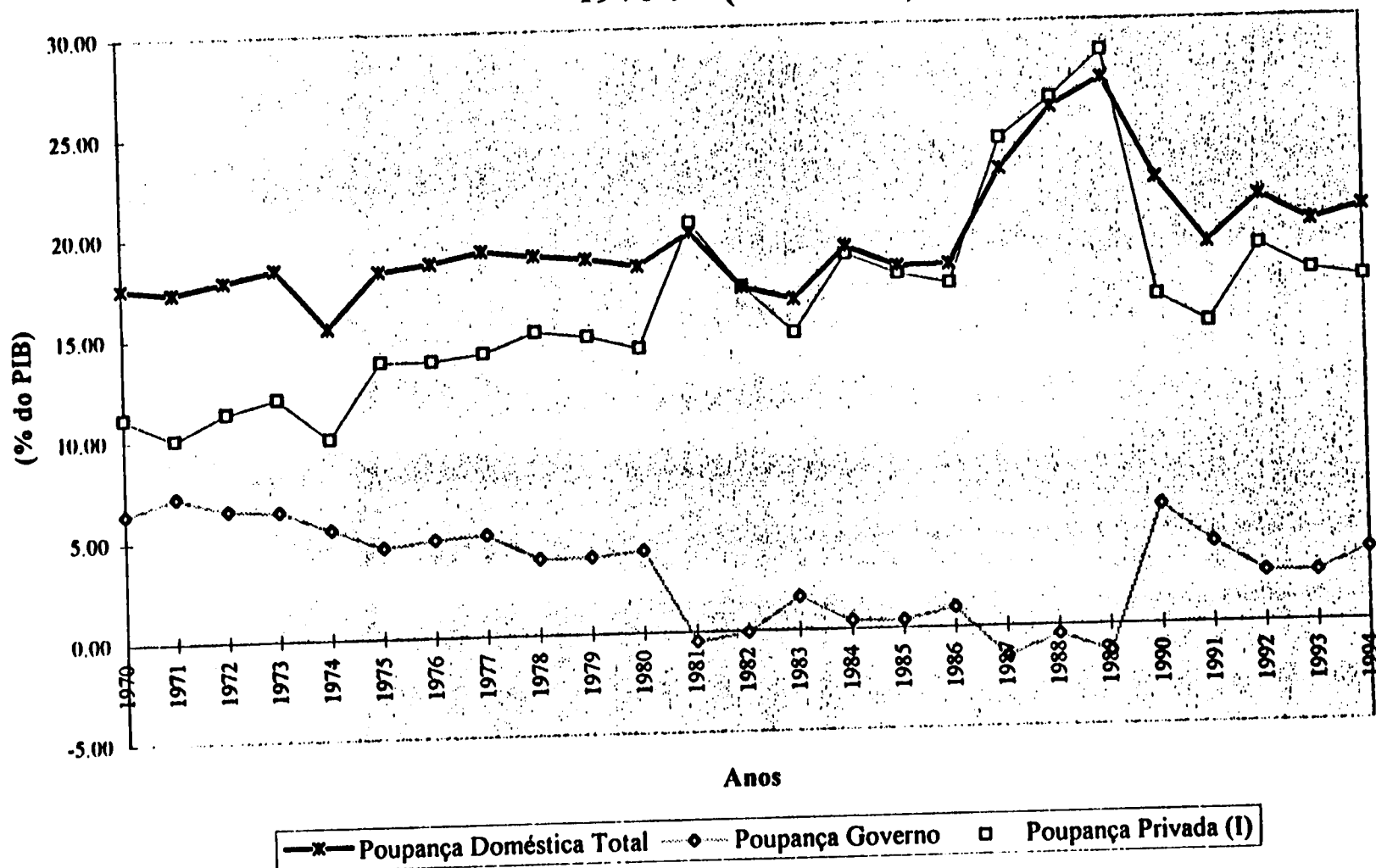




Gráfico 5

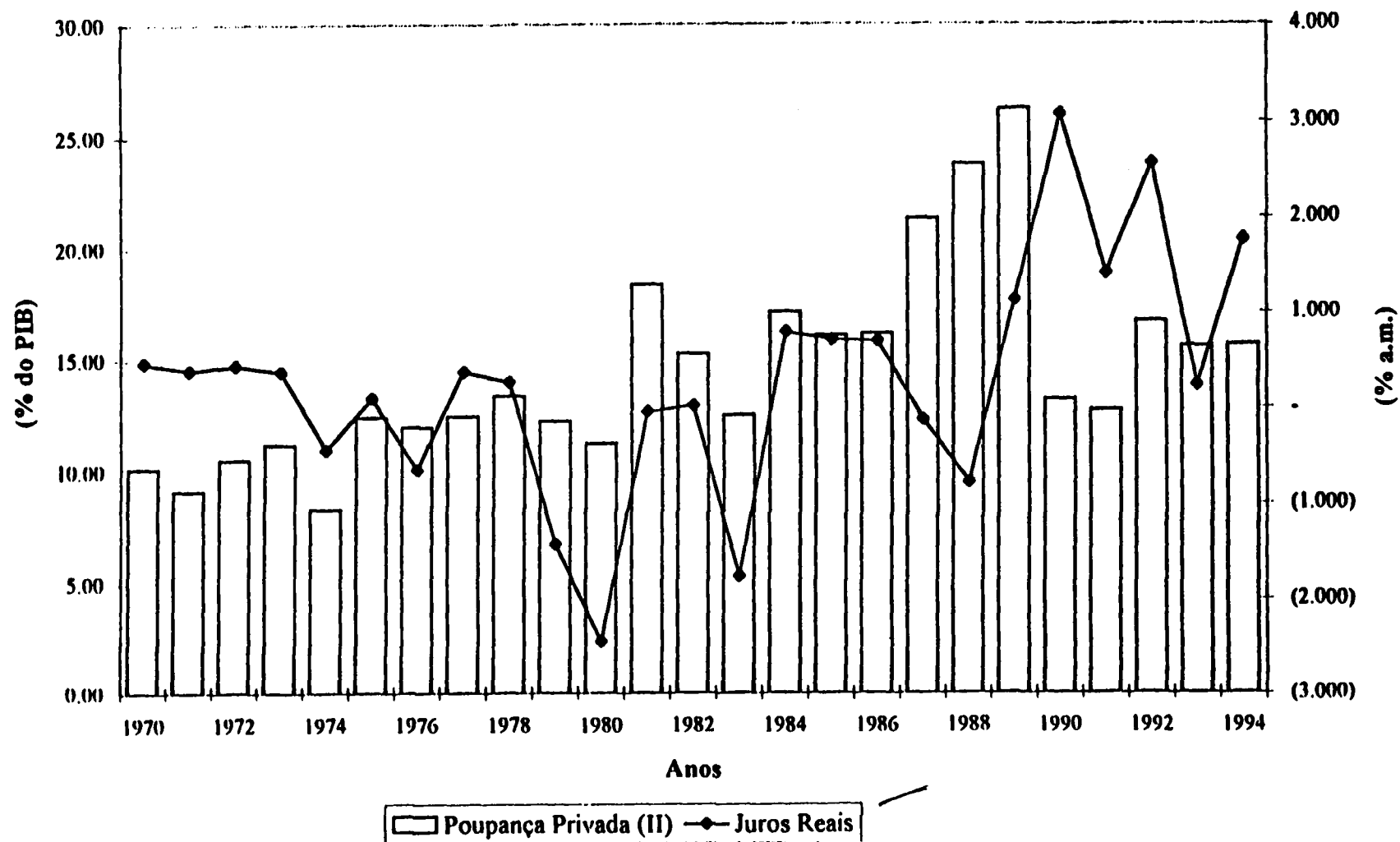
# Brasil: Taxa de Poupança Doméstica, Governo e Privada (I), 1970-94 (% do PIB)



Obs:  
Poupança do Governo = Poup. Gov. Federal + Poup. Gov. Estaduais e Municipais + Poup. SINPAS  
Poupança Privada (I) = Poupança Doméstica - Poupança do Governo

Gráfico 6

# Brasil: Poupança Privada (II) (% do PIB) e Taxa Real de Juros, 1970-94



Obs:  
Poupança Privada (II): Poupança Doméstica - Poupança do Governo - Imposto Inflacionário

Gráfico 7

BRASIL: TARIFA LEGAL POR CATEGORIA DE BENS, 1975-95

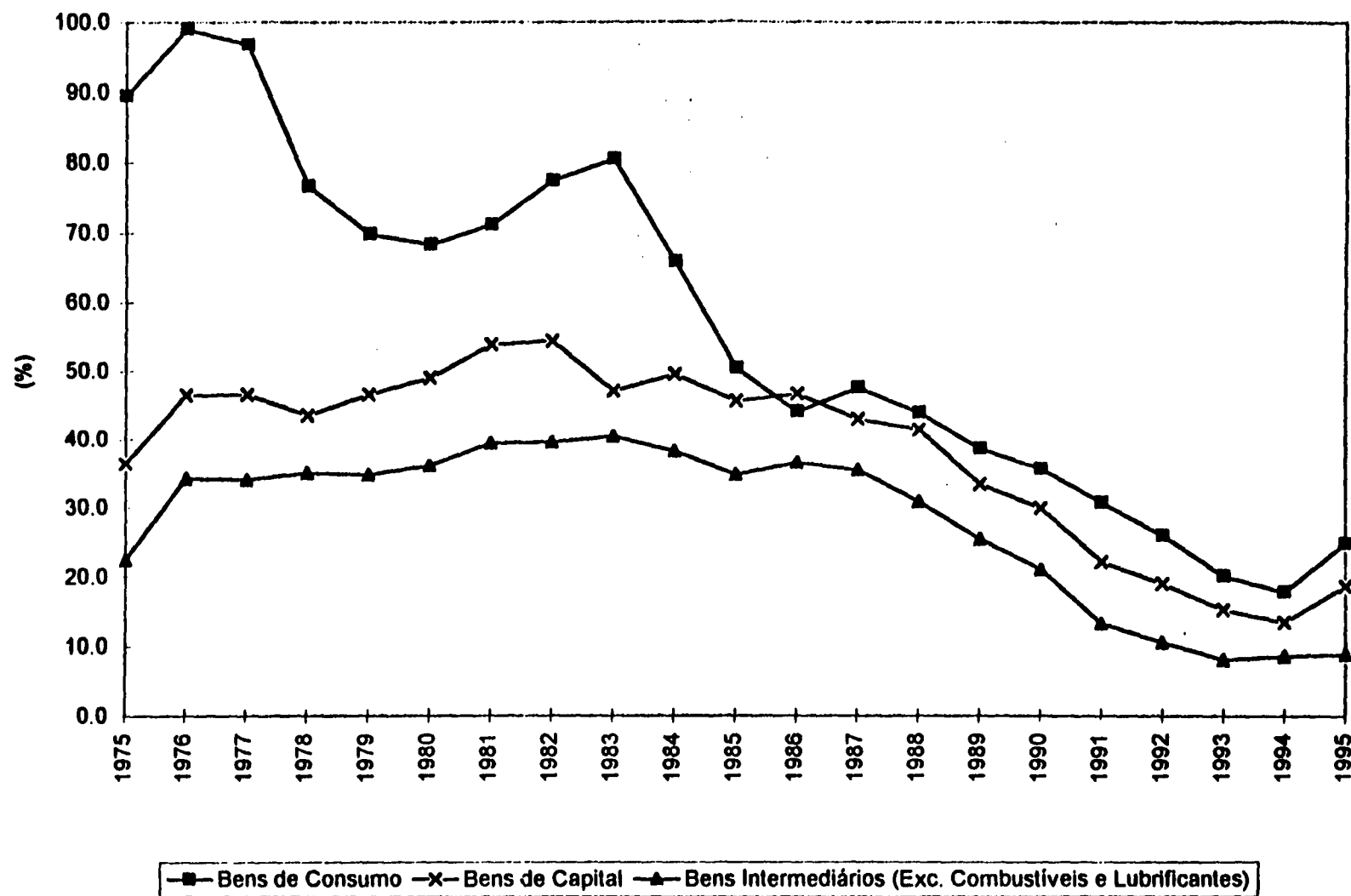
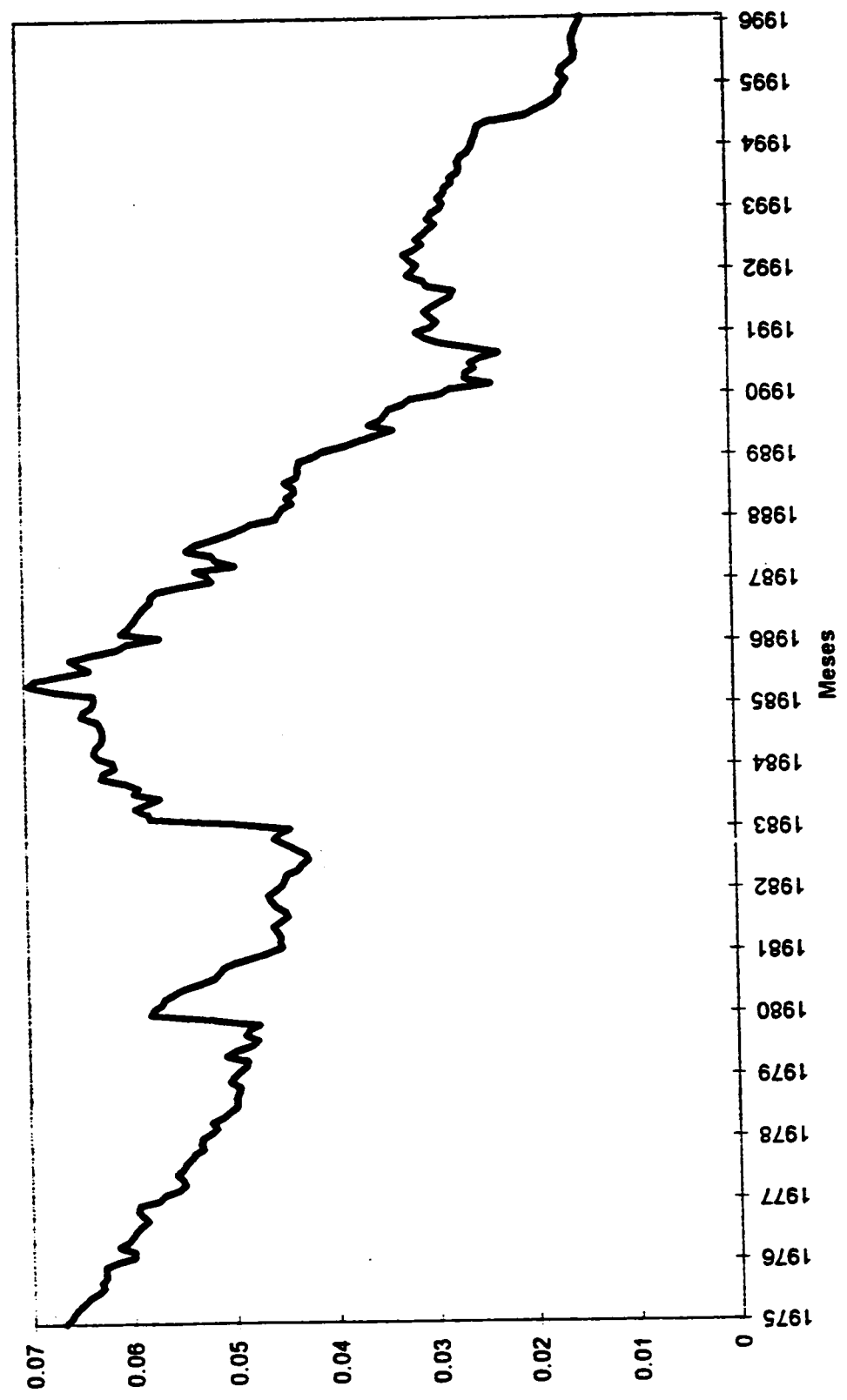


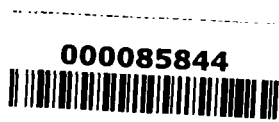
Gráfico 8  
BRASIL: TAXA DE CÂMBIO REAL, 1975-1996  
(Deflator ICV-RJ)



# ENSAIOS ECONÔMICOS DA EPGE

311. A CONTRIBUIÇÃO ACADÊMICA DE MÁRIO HENRIQUE SIMONSEN - Fernando de Holanda Barbosa - Julho de 1997 - 22 pág. (esgotado)
312. ANAIS DO III ENCONTRO NACIONAL SOBRE MERCADOS FINANCEIROS, POLÍTICA MONETÁRIA E POLÍTICA CAMBIAL - Parte I - BALANÇA COMERCIAL E FLUXO DE CAPITAIS - Rubens Penha Cysne (editor) - Agosto de 1997 - 103 pág.
313. ANAIS DO III ENCONTRO NACIONAL SOBRE MERCADOS FINANCEIROS POLÍTICA MONETÁRIA E POLÍTICA CAMBIAL - Parte II - MERCADO DE CAPITAIS - Rubens Penha Cysne (editor) - Agosto de 1997 - 85 pág.
314. ANAIS DO III ENCONTRO NACIONAL SOBRE MERCADOS FINANCEIROS POLÍTICA MONETÁRIA E POLÍTICA CAMBIAL - Parte III - MERCADOS FINANCEIROS E POLÍTICA MONETÁRIA - Rubens Penha Cysne (editor) - Agosto de 1997 - 73 pág.
315. IMPACTO DA INFRA-ESTRUTURA SOBRE O CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE DO SETOR PRIVADO E DO PRODUTO BRASILEIRO - Pedro Cavalcanti Ferreira e Thomas Georges Malliagros - Agosto de 1997 - 34 pág. (esgotado)
316. REFORMA TRIBUTÁRIA NO BRASIL: EFEITOS ALOCATIVOS E IMPACTOS DE BEM-ESTAR - Pedro Cavalcanti Ferreira e Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo - Setembro de 1997 - 40 pág. (esgotado)
317. A CAPM WITH HIGHER MOMENTS: THEORY AND ECONOMETRICS - Gustavo M. de Athayde e Renato G. Flôres Jr. - Outubro de 1997 - 32 pág.
318. MANDATORY PROFIT SHARING, ENTREPRENEURIAL INCENTIVES AND CAPITAL ACCUMULATION - Renato Fragelli Cardoso - Dezembro de 1997 - 43 pág.
319. A NOTE ON GROWTH AND INFLATION - Pedro Cavalcanti Ferreira - Dezembro de 1997 - 11 pág.
320. IMPOSTO INFLACIONÁRIO E OPÇÕES DE FINANCIAMENTO DO SETOR PÚBLICO EM UM MODELO DE CICLOS REAIS DE NEGÓCIOS PARA O BRASIL - Pedro Cavalcanti Ferreira e João Maurício L. Rosal - Janeiro de 1998 - 33 pág.
321. COMO SE EQUILIBRA O ORÇAMENTO DO GOVERNO NO BRASIL? AUMENTO DE RECEITAS OU CORTE DE GASTOS? - João Victor Issler e Luiz Renato Lima - Março 1998 - 32 pág.
322. INFLATIONARY FINANCING OF PUBLIC INVESTMENT AND ECONOMIC GROWTH - Pedro Cavalcanti Ferreira - Abril 1998 - 31 pág.
323. THE EFFECT OF INFLATION ON GROWTH INVESTMENTS: A NOTE - Clovis de Faro - Abril 1998 - 15 pág.

324. A MISÉRIA DA CRÍTICA HETERODOXA PRIMEIRA PARTE: SOBRE AS CRÍTICAS – Marcos de Barros Lisboa – Maio 1998 – 44 pág.
325. A MISÉRIA DA CRÍTICA HETERODOXA SEGUNDA PARTE: MÉTODO E EQUILÍBRIO NA TRADIÇÃO NEOCLÁSSICA – Marcos de Barros Lisboa – Maio 1998 – 44 pág.
326. CURRENCY ACCOUNTING IN THE CENTRAL BANK BALANCE SHEET – Antonio Carlos Porto Gonçalves – Maio 1998 – 16 pág.
327. A INDETERMINAÇÃO DE SENIOR: UM PROGRAMA DE PESQUISA – Antonio Maria da Silveira – Junho 1998 – 22 pág.
328. ALGUNS ASPECTOS MACRO E MICROECONÔMICOS DA ECONOMIA BRASILEIRA PÓS-REAL – Rubens Penha Cysne – Junho 1998 – 35 pág.
329. NOTAS DE AULA: CÁLCULO DE PREÇO DE OPÇÃO DE COMPRA PARA O MERCADO BRASILEIRO – Gyorgy Varga – Junho 1998 – 42 pág.
330. ANAIS DO IV ENCONTRO NACIONAL SOBRE MERCADOS FINANCEIROS, POLÍTICA MONETÁRIA E POLÍTICA CAMBIAL- PARTE I – POLÍTICA CAMBIAL – Rubens Penha Cysne (editor) – Julho 1998 – 66 pág.
331. ANAIS DO IV ENCONTRO NACIONAL SOBRE MERCADOS FINANCEIROS, POLÍTICA MONETÁRIA E POLÍTICA CAMBIAL- PARTE II – REFORMA DO SISTEMA FINANCEIRO – Rubens Penha Cysne (editor) – Julho 1998 – 60 pág.
332. ANAIS DO IV ENCONTRO NACIONAL SOBRE MERCADOS FINANCEIROS, POLÍTICA MONETÁRIA E POLÍTICA CAMBIAL – PARTE III – POLÍTICA MONETÁRIA – Rubens Penha Cysne (editor) – Julho 1998 – 55 pág.
333. OPTIMAL IV ESTIMATION OF SYSTEMS WITH STOCHASTIC REGRESSORS AND VAR DISTURBANCES WITH APPLICATIONS TO DYNAMIC SYSTEMS – David M. Mandy e Carlos Martins Filho – Agosto 1998 – 33 pág.
334. PUBLIC DEBT SUSTAINABILITY AND ENDOGENOUS SEIGNIORAGE IN BRAZIL: TIME-SERIES EVIDENCE FROM 1947-92 (REVISED VERSION) – João Victor Issler e Luiz Renato Lima – Setembro 1998 – 28 pág.
335. COMMON CYCLES AND THE IMPORTANCE OF TRANSITORY SHOCKS TO MACROECONOMIC AGGREGATES (REVISED VERSION) – João Victor Issler e Farshid Vahid – Setembro 1998 – 37 pág.
336. TIME-SERIES PROPERTIES AND EMPIRICAL EVIDENCE OF GROWTH AND INFRASTRUCTURE (REVISED VERSION) – João Victor Issler e Pedro Cavalcanti Ferreira – Setembro 1998 – 38 pág.
337. ECONOMIC LIFE OF EQUIPMENTS AND DEPRECIATION POLICIES – Clovis de Faro – Outubro 1998 – 18 pág.
338. RENDA PERMANENTE E POUPANÇA PRECAUCIONAL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL NO PASSADO RECENTE (VERSÃO REVISADA) – Eustáquio Reis, João Victor Issler, Fernando Blanco e Leonardo de Carvalho – Outubro 1998 – 48 pág.



N.Cham. P/EPGE EE 338

Título: Renda permanente e poupança precaucional :  
evidencias empiricas para o Brasil no passado recente :



00085844  
49687

FGV - BMHS

Nº