

Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente*

EUSTÁQUIO REIS**

JOÃO VICTOR ISSLER***

FERNANDO BLANCO**

LEONARDO MELLO DE CARVALHO****

O objetivo central deste artigo é analisar empiricamente se há poupança precaucional no Brasil por parte dos agentes privados (famílias). Utilizam-se séries temporais agregadas e técnicas econométricas de variáveis instrumentais, incluindo máxima verossimilhança e o método generalizado dos momentos. O modelo teórico que serve como base para as estimativas econométricas é o da escolha intertemporal de quanto consumir e poupar. De forma complementar, usa-se um modelo em que uma parcela da população se vê restrita a consumir apenas a sua renda corrente para testar a validade da Teoria da Renda Permanente, estimando a proporção dos consumidores restritos para o Brasil.

As evidências empíricas comprovam que o efeito da incerteza sobre o consumo — e por consequência sobre a poupança — é não-trivial no Brasil. Nossas estimativas econométricas mostram que, sob o efeito da incerteza macroeconômica, a taxa de crescimento esperada do consumo é 1,6% a.a. maior do que aquela que vigoraria se eliminássemos essa incerteza. Adicionalmente, os testes econométricos revelam que aproximadamente 80% da população brasileira estão restritos a consumir apenas a sua renda corrente, valor relativamente alto para padrões internacionais.

1 - 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

* 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 os comentários de Rubens P. Cysne, Marcos Lisboa, Marcelo Neri, Samuel Pessoa, de dois pareceristas anônimos e de 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 IPEA.

*** Da FGV.

****Do IPEA e da FGV.

duas décadas, como comprovam Edwards (1995) e Held e Uthoff (1995, p. 10 e 27). O período que compreende o início dos anos 80 até meados dos anos 90 é interessante e peculiar, pois se constata 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 estava 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 no período 1974/83 para zero em 1984/94. O descontrole fiscal também foi sem precedentes. Em parte, isso se deveu ao fato de que uma parcela não-desprezível do déficit público era financiada 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 em 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 ordem 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 desses agentes [ver Deaton (1992) e Carroll e Samwick (1998)].¹ Estes, deparados com um aumento da incerteza no ambiente macroeconômico, consequência provável do crescimento da inflação, elevariam seus estoques ótimos de riqueza em detrimento do consumo corrente. Para tal, a taxa de poupança privada aumentaria, em contraste com a queda das taxas de poupanças externa e do governo.

No centro dessa 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. Tendo em vista que a inflação aumenta, ou talvez de forma concomitante a esse aumento, ocorre uma possível elevação da incerteza macroeconômica.

¹ Para os Estados Unidos 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 tenham motivação precaucional.

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 Estados Unidos — uma economia em que a inflação é baixa — não encontrem essa relação positiva, os testes implementados por Issler (1991) para a economia brasileira mostram o contrário. Segundo, sob essa 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 limitada, o que poderia aumentar os efeitos perversos da inflação sobre a incerteza macroeconômica. A evidência empírica de Issler e Pergurier (1998) para a América Latina, que encontram uma relação positiva entre o nível da inflação e a incerteza macroeconômica, mostra que os efeitos deletérios desta sobre o bem-estar podem ser não-desprezíveis. Se a incerteza aumenta com a inflação, uma elevação desta deveria induzir à poupança precaucional dos agentes privados em face das 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).² 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. Utilizam-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 e 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 essa 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, verifica-se a validade da Teoria da Renda Permanente com dados brasileiros e testa-se se a proporção dos consumidores restritos é nula para o Brasil etc.

2 As evidências em Attanasio e Weber (1995), Attanasio e Browning (1995) e Runkle (1991) mostram que os resultados dos estudos de consumo utilizando-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.

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 do consumo é 1,6% a.a. maior do que aquela que vigoraria se eliminássemos essa incerteza.

Considerando ser possível que parte do aumento da incerteza do ambiente macroeconômico se deu devido ao crescimento 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, do governo e externa no período da década perdida.

Uma questão secundária analisada neste artigo diz respeito aos movimentos contraditórios observados entre poupança e investimento nesse mesmo período. Apesar de parte da queda das taxas de investimento ser explicada pelos movimentos nas poupanças externa e do governo, parte é explicada pela alta do preço relativo dos bens de capital numa economia fechada. Logo, nem todo crescimento 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 Seção 2 fornece perspectivas históricas para o comportamento da poupança doméstica e dos seus componentes público e privado. A Seção 3 apresenta o modelo analítico, as principais hipóteses a serem testadas neste trabalho e descreve brevemente as técnicas econométricas a serem usadas. A Seção 4 mostra os testes econométricos sobre o comportamento da poupança e questões subjacentes aos modelos usados. A Seção 5 apresenta as conclusões do estudo.

2 - Perspectivas históricas

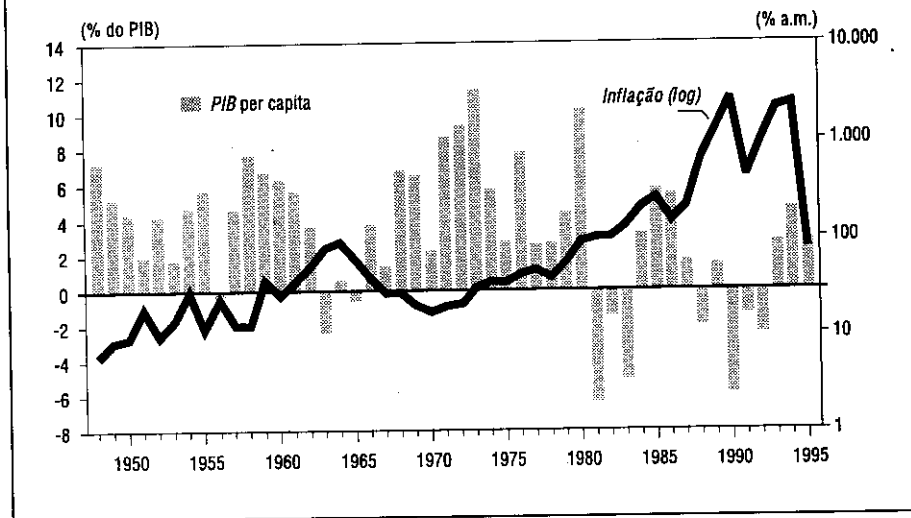
2.1 - O comportamento do investimento e da poupança

O desempenho macroeconômico da economia brasileira no pós-guerra é sintetizado no Gráfico 1. Nesse período, a renda *per capita* brasileira quadruplicou. O crescimento do PIB foi sustentado na década de 50, perdeu *momentum* no início da de 60 e acelerou-se fortemente na de 70; em 1980, inicia-se uma fase de estagnação com fortes oscilações das taxas de crescimento.

A inflação foi ascendente ao longo de todo o período, exceto pelo *intermezzo* do final da década de 60. As taxas de inflação partem de 10% a.a. no começo dos anos 50 para atingir 100% no começo dos anos 80 e 1.700% em 1989.

GRÁFICO 1

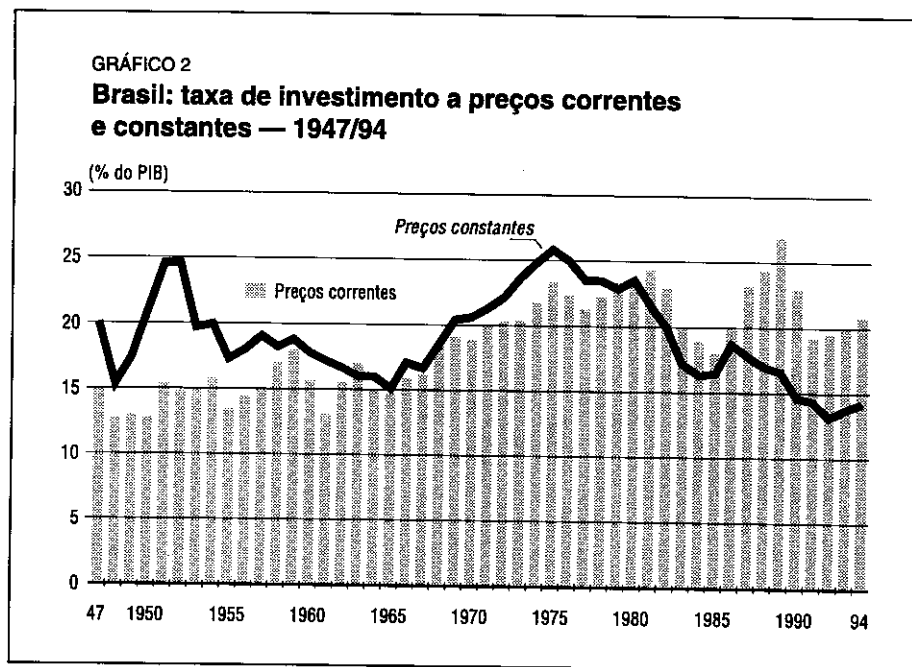
Brasil: crescimento do PIB per capita e inflação — 1948/95



No *front* externo, os anos 70 destacam-se como um período de desequilíbrio no balanço de transações em conta corrente que culmina, no início da década de 80, 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 80, apesar das fortes oscilações que ocorreram nessa última década. A mudança significativa no patamar da taxa de investimento ocorreu nos anos 70, quando, em termos médios, os investimentos representaram 21,4%, comparados com 16,3% nos anos 60. Para as décadas de 80 e 90, esses valores foram de 22,3% e 20,5% do PIB, respectivamente.

Medida a preços constantes, a taxa de investimento apresentou um comportamento bastante distinto, mostrando uma inflexão em seu crescimento a partir da metade dos anos 70. A taxa média de investimento caiu de 23,3% na década de 70 para 18,5% na de 80 e para 14,6% na de 90. Isso explica a forte desaceleração do crescimento do produto que se observa nos anos 80 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 80.

Dentre as várias hipóteses sugeridas para explicar o aumento dos preços relativos dos bens de capital, destacam-se: *a)* o aumento da participação da construção civil *vis-à-vis* máquinas e equipamentos;³ *b)* 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, *c)* 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 [ver Held e Uthoff (1995)]. O Gráfico 4 apresenta a evolução das taxas de poupanças doméstica e externa da economia brasileira no pós-guerra. A taxa de poupança doméstica apresenta tendência crescente, ao

³ Para evidências de uma forte associação entre crescimento e investimento em máquinas e equipamentos usando dados de diversos países, ver De Long e Summers (1992 e 1993).

GRÁFICO 3
Brasil: preços relativos dos bens de capital — 1975/95

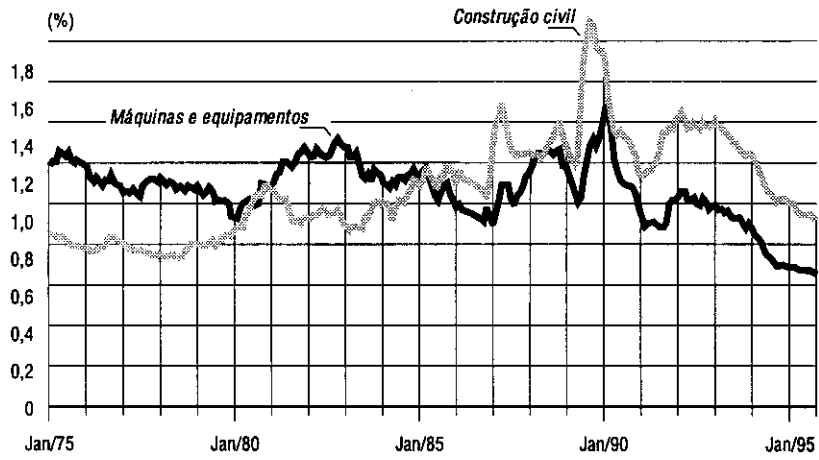
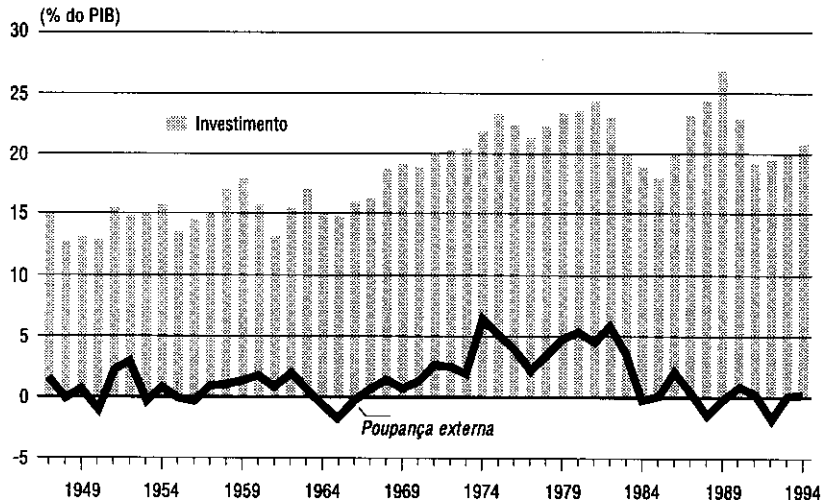


GRÁFICO 4
Brasil: taxa de investimento e poupança externa — 1947/94



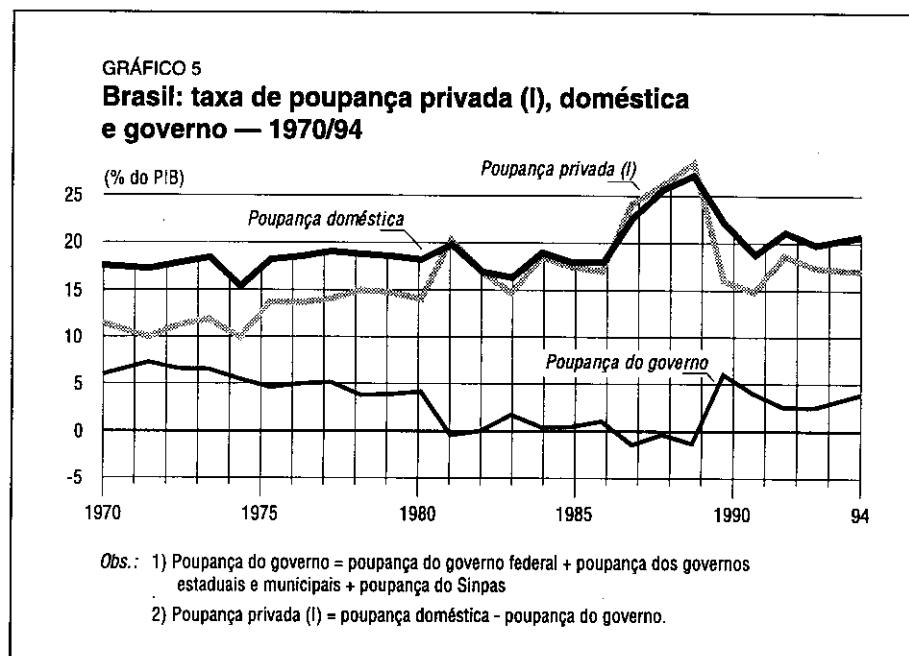
longo de todo o período. Partindo de valores inferiores a 15% do PIB na década de 40, eleva-se sistematicamente para níveis de aproximadamente 20% do PIB, nos anos 90.

Destaque-se, por fim, que a contribuição da poupança externa no Brasil foi sempre limitada, somente tendo adquirido alguma expressão durante os anos 70 e, em grau bem menor, no final dos anos 50. 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.

2.2 - Poupanças 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.

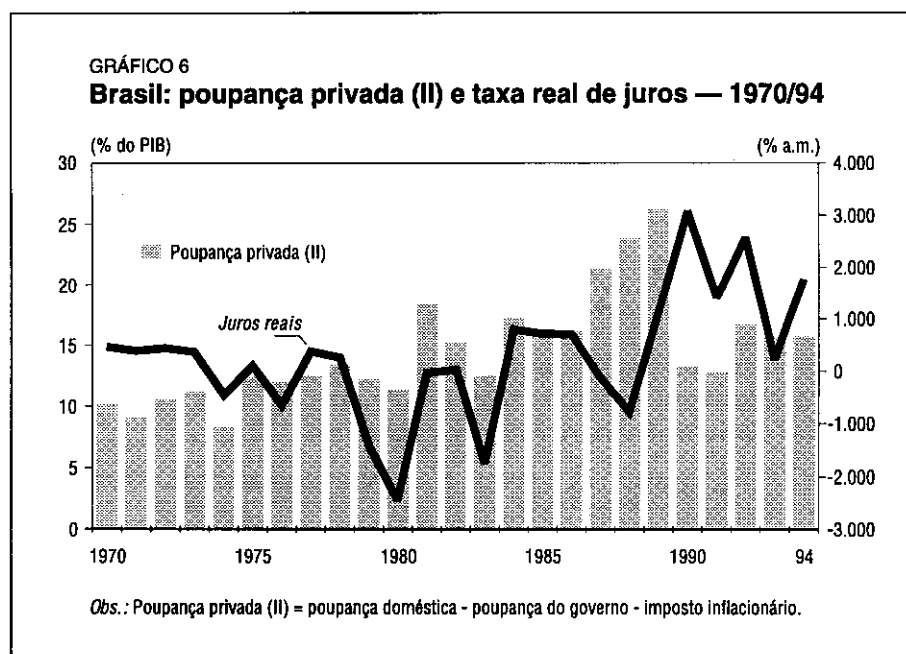
O Gráfico 5 mostra que a taxa de poupança do setor público — que inclui o Banco Central, além das esferas federal, estadual e municipal da administração pública, mas exclui empresas estatais — apresentou contração profunda. Essa taxa, que se situou acima de 5% do PIB no começo dos anos 70, sofreu queda



abrupta em 1981 e oscilou em torno de zero ao longo da década de 80. Esse quadro modificou-se nos anos 90, quando a taxa de poupança do setor público voltou a ser positiva, embora os valores sejam relativamente mais baixos.

Nesse 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 80. De fato, sendo pouco mais de 10% do PIB no início da década de 70, a taxa de poupança privada cresceu gradualmente até meados da de 80, quando chega a atingir valores próximos a 30% do PIB. Segundo, na década de 90, 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 subperíodos dos anos 1970/94. No início da década de 70, os reduzidos níveis de poupança associaram-se a 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 70 a inflação aumentou de forma gradual. Esse 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 desacele-



ração do crescimento. A taxa de poupança do setor público declina sistematicamente devido aos subsídios ao setor privado (crescentes com a inflação) e aos aumentos das taxas de juros reais da dívida pública em decorrência da 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 superindexadora, que garantia reajustes de 110% da inflação passada, e uma desvalorização cambial de 30%, ocorreu o primeiro ensaio frustrado de estabilização heterodoxa no Brasil, com a prefixação 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 prefixadas em 45% a.a.

Os primeiros anos da década de 80 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 decorrentes da elevação 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 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 — frustraram-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 admissíveis para esse aumento da poupança, encontram-se as motivações precaucionais do setor privado, que, visando se proteger das flutuações de renda associadas à aceleração da inflação, bem como da ameaça pendente de taxaço dos ativos financeiros pelo governo, aumentou o estoque desejado de ativos reais.⁴ Apesar desse crescimento da poupança, o preço relativo dos ativos reais e dos bens de capital elevou-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 oito pontos percentuais, enquanto a taxa de poupança privada caiu 13 pontos. 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.⁵ 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 80 (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.

4 Esses 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 incluídos nas medidas convencionais de poupança para o Brasil.

5 É interessante notar que esses foram, em parte, espuriamente contabilizados nas contas correntes do setor público.

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

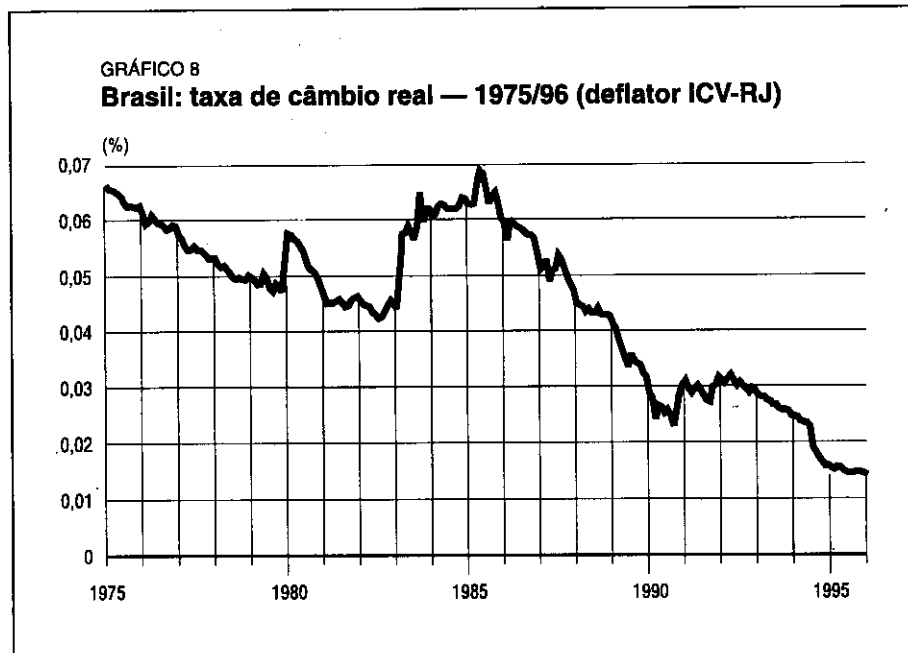
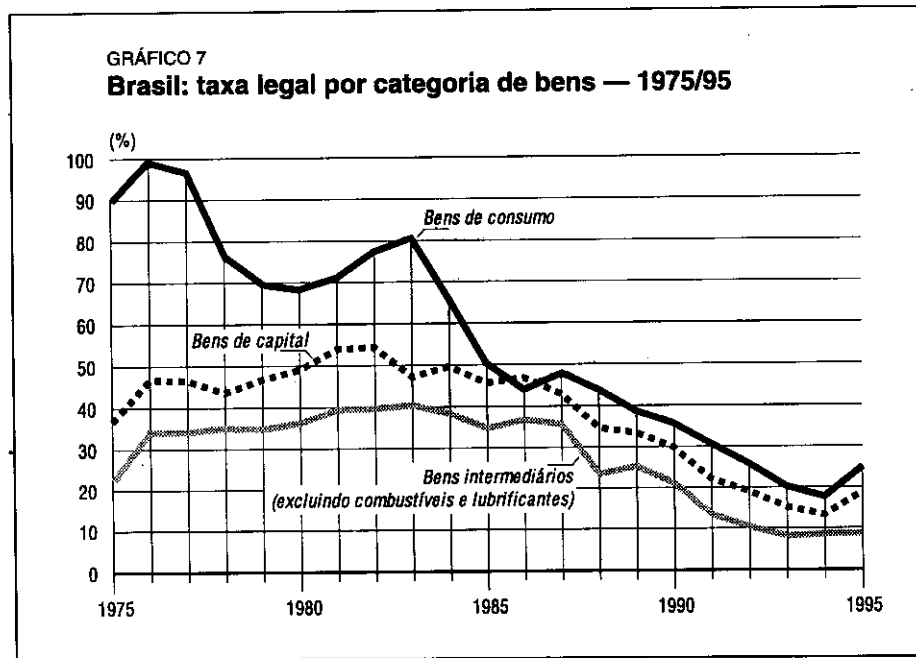
O Gráfico 7 mostra que o processo de liberalização comercial intensifica-se durante os anos 90, com reduções substanciais nas alíquotas tarifárias médias, especialmente nas importações de bens de capital e de bens de consumo duráveis. Juntamente com a valorização cambial do período (ver Gráfico 8), pode-se 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 90, 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 US\$ 45 bilhões de 1991 a 1994, atraídos pelas altas taxas de juros do mercado doméstico.

A abertura financeira teve três importantes conseqüências. Primeiro, abandonou 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% em 1995. A redução das 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% 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, em que até 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, âncoras 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 minibandas 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 a população ao pior dos impostos — o imposto inflacionário.

3 - Teoria macroeconômica e análise econométrica

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

$$\text{Max}_{\{C_t\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t)$$

sujeito a:

$$A_{t+1} = r_{t+1} (A_t + y_t - C_t)$$

$$0 < \beta < 1$$

onde, adicionalmente, supõe-se que o consumidor é impedido de se endividar perpetuamente; 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 se trata de um modelo de equilíbrio parcial, a seqüência $\{y_t\}_{t=0}^{\infty}$ 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 imponham restrições no processo estocástico bivariado de $\Delta \ln C_{t+1}$ e $\ln(1 + r_{t+1})$. Seguindo Deaton (1992, p. 63-65), considera-se que esse processo bivariado tem distribuição normal. Além disso, supõe-se que a função utilidade possua elasticidade de substituição constante (CES), com coeficiente relativo de aversão ao risco igual a σ , isto é,

$$U(C_t) = \frac{C_t^{(1-\sigma)} - 1}{(1-\sigma)}, \text{ onde se admite, em geral, que } \sigma > 0. \text{ A partir dessas hipóteses, deriva-se a seguinte expressão para a equação de Euler:}$$

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

onde ω_{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 ω_{t+1} . Como $\sigma > 0$, um acréscimo na variância condicional ω_{t+1} aumenta a esperança da taxa de crescimento do consumo em $t + 1$. Isso se dá porque o agente reduz seu consumo corrente *vis-à-vis* sua esperança de consumo futuro. 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 β e σ . 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 σ , maior será o efeito das motivações precaucionais sobre o consumo corrente. Para a função utilidade CES, isso também implica maior aversão relativa ao risco (e menor elasticidade intertemporal de substituição no consumo).⁶

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 β e σ pelo método generalizado dos momentos (GMM).⁷ Para implementar a estimação por

6 O uso da função utilidade CES pode ser um problema, dado que a elasticidade intertemporal de substituição no consumo é a recíproca do coeficiente de aversão relativa ao risco. Ver as alternativas usadas em Epstein e Stanley (1989 e 1991), Attanasio e Weber (1995) e Attanasio e Browning (1995).

7 Para uma introdução, ver Hamilton (1994); para a teoria econométrica básica, ver Hansen (1982); e para a aplicação inicial, ver Hansen e Singleton (1982). 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.

GMM deve-se primeiro selecionar um grupo de instrumentos válidos. Esses, em geral, compreendem o “passado relevante” de $\Delta \ln C_{t+1}$ e $\ln(1 + r_{t+1})$, além do passado relevante da renda. Incluem-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 β e σ sejam identificados, é necessário um número mínimo de instrumentos, sendo que, em geral, tem-se um modelo sobreidentificado, isto é, mais restrições de ortogonalidade do que o número de parâmetros estruturais (β e σ , nesse caso). Quando esse é o caso, pode-se testar a especificação do modelo (2) usando essas restrições de sobreidentificação. A estatística do teste de sobreidentificação, que capta os desvios das restrições de momento “em excesso” obtidas a partir de (2), tem distribuição assintótica χ^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 sobreidentificados, 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 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 parâmetros 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, é comum usar-se matriz de covariância consistente à heterocedasticidade e a autocorrelação serial nos resíduos (HAC) [ver Newey e West (1987)], e os refinamentos [ver 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), em que 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, isto é, $E_t[\Delta(c_{1,t+1})]$ 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, ou seja, $c_{2,t} = y_{2,t}$. Denotando como λ 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 $E_{t-1}(\varepsilon_t) = 0$, isto é, ε_t é uma inovação usando-se 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 essa 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 λ 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 ε_t é correlacionado com Δy_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, usam-se instrumentos defasados de no mínimo dois períodos [ver Deaton (1992, p. 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 sobreidentificado. 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 sobreidentificação (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 sobreidentificação. Este teste tem distribuição assintótica χ^2 . A rejeição da hipótese nula pode revelar que a exclusão dos instrumentos em (3) é equivocada, o que gera estimativas inconsistentes para λ .⁸

O estudo de Campbell e Mankiw também estima a existência de substituição intertemporal no consumo na presença de consumidores restritos, isto é, 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 nesse contexto. Esse tipo de extensão do teste básico é desejável, pois o modelo de Hall é extremamente

8 Para uma discussão preliminar, ver Harvey (1990, p. 340-342).

restritivo, admitindo-se que usa utilidade quadrática e a hipótese de que $\beta (1 + r_{t+1}) = 1$.

Na mesma linha de raciocínio anterior, considere a existência de dois tipos de agentes, em que 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, ou seja, $\omega_{t+1} = \omega, \forall t$, 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 reescrever a equação (4) na forma de uma regressão contendo um erro, em que esse necessariamente seria uma inovação *vis-à-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 a (3) para a relação estrutural entre o consumo agregado, renda agregada, e a taxa de juros da economia:

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

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

4 - 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, usaram-se dois tipos de séries de consumo: o consumo das famílias (CF) e o consumo total (C), ambos extraídos das Contas Nacionais calculadas pelo IBGE. 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, utilizou-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 janeiro de 1975 a abril de 1994. Mantêm-se os mesmos conceitos de consumo e renda discutidos anteriormente para séries anuais. As séries trimestrais de consumo foram construídas, já que o IBGE somente as calcula na frequência anual. A partir das séries de PIB trimestral, subtraíram-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 câmbio oficial média do período. As séries de retorno real trimestral em aplicações financeiras consideram o CDB prefixado, deflacionado pelo IGP (CDBPRE), usando expediente idêntico àquele para dados anuais.

As séries de consumo no Brasil merecem um comentário à parte. É notório que o consumo não é calculado diretamente nas Contas Nacionais, sendo obtido por resíduo após o cálculo de outros agregados. Logo, é razoável supor que o consumo no Brasil é medido com erro.⁹ Após 1980, houve um interregno em que a variação de estoques deixou de ser calculada no Brasil, aumentando o erro de mensuração do consumo dada a sua forma indireta de cálculo. A questão que se coloca é: será que esse erro de mensuração pode viesar as estimativas dos parâmetros estruturais de (2), (3) e (6)? Em primeiro lugar, o problema maior de erro de mensuração ocorre quando ele está presente nas variáveis explicativas das regressões, e não nas explicadas, como é o caso do consumo. Apesar disso, se o erro de mensuração na variável explicada for correlacionado com os instrumentos usados, teremos estimativas inconsistentes para os parâmetros

9 De fato, agregados são medidos com erro em todos os países onde se computam contas nacionais. O problema do consumo brasileiro reside no tamanho relativo do erro de mensuração.

estruturais. Felizmente, podemos testar a validade dos instrumentos usados através dos testes de sobreidentificação já discutidos, o que pode nos dar uma medida de confiabilidade nas nossas estimativas dos parâmetros estruturais.¹⁰

Para facilitar a leitura das tabelas a seguir, convencionou-se combinar as várias siglas descritas anteriormente 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 Δ , a nova série representa a transformação usando-se a primeira diferença. Portanto, ΔL 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, investigaram-se inicialmente as propriedades estocásticas das séries usadas sob o ponto de vista da existência de uma raiz unitária no polinômio auto-regressivo [ver Nelson e Plosser (1982)]. Tanto para séries anuais como trimestrais, os testes de raiz unitária ADF apresentados na 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 hipótese nula de uma raiz unitária em favor da “estacionariedade”. Portanto, nas formas reduzidas dos modelos (2), (3) e (6) usam-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 co-integração baseada em verossimilhança, usando o método proposto por Johansen (1988 e 1991). A escolha da estrutura de defasagens apropriada aos vetores auto-regressivos (VAR) foi baseada no critério de informação de Schwarz (BIC), complementados por testes de diagnóstico. Tanto para as séries trimestrais quanto para as anuais, o critério BIC selecionou um único período de defasagem. Para os dados anuais, incluíram-se uma constante e uma tendência linear nas regressões. Para os trimestrais, incluíram-se uma constante e *dummies* sazonais.

Em teoria, o consumo e a renda devem se co-integrar, dado que, em valor presente, não se pode consumir mais ou menos do que se ganha.¹¹ Logo, o

10 Agradecemos a Marcos Lisboa pela pergunta que originou essa discussão extremamente pertinente.

11 Desconsiderando-se o papel da riqueza inicial e final (herança, por exemplo).

TABELA 1

Testes ADF de raiz unitária

Variável	Período	τ_t	τ_μ	τ	p
CDBPRE	76:3/94:4	-4,90**	-	-	1
LPIBIGP	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.: a) 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%.

b) Valores críticos tabulados por MacKinnon para todas as variáveis trimestrais:

(τ_t) 1% = -4,08; 5% = -3,47; 10% = -3,16;

(τ_μ) 1% = -3,52; 5% = -2,90; 10% = -2,59; e

(τ) 1% = -2,59; 5% = -1,94; 10% = -1,62.

c) Valores críticos tabulados por MacKinnon para todas as variáveis anuais:

(τ_t) 1% = -4,30; 5% = -2,96; e

(τ_μ) 1% = -3,66; 5% = -2,96.

d) 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%.

consumo não pode divergir da renda disponível a longo prazo. Ademais, espera-se a existência de proporcionalidade entre ambos no longo prazo, ou seja, o coeficiente de co-integração é unitário [ver Deaton (1992, p. 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 co-integração seja zero ao nível de significância de 5%. Ao testar a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração é menor ou igual a um, esta não é rejeitada a 5%. Dada a notória baixa potência dos testes de co-integração, ambos os resultados apontam para a existência de apenas um vetor de co-integração entre consumo e renda. Na

TABELA 2

Testes de co-integração

Modelo	Hipótese nula	λ_{\max}	Valor crítico (5%)	Traço	Valor crítico (5%)	P-valor do teste da restrição (1, -1)
1. [LPIBIGP, LCFGP]	$r \leq 1$	2,67	3,70	2,67	3,70	
	$r = 0$	18,34*	16,90	21,01**	18,20	(0,06)
2. [LPIBIGP, LCIGP]	$r \leq 1$	9,45	12,20	9,45	12,20	
	$r = 0$	16,54	19,00	25,99*	25,30	(0,91)
3. [LPIBIPC, LCIPC]	$r \leq 1$	6,40	12,20	6,40	12,20	
	$r = 0$	18,50	19,00	24,84	25,30	(0,67)
4. [LRNDIPC, LCIPC]	$r \leq 1$	0,20	3,70	0,20	3,70	
	$r = 0$	8,30	16,90	8,50	18,20	-
5. [LPIBDI, LCFDI]	$r \leq 1$	0,44	3,74	0,44	3,74	
	$r = 0$	18,00*	16,87	18,44*	18,17	(0,00)
6. [LCFDI, LRNDI]	$r \leq 1$	0,47	3,74	0,47	3,74	
	$r = 0$	13,13	16,87	13,60	18,17	-
7. [LCFDI, LRNDI]	$r \leq 1$	10,48	12,25	10,48	12,25	
	$r = 0$	13,30	18,96	23,78	25,32	(0,28)
8. [LPIBPCDI, LCFPCDI]	$r \leq 1$	0,05	3,74	0,05	3,74	
	$r = 0$	17,93*	16,87	17,98	18,17	(0,06)
9. [LCFPCDI, LRNDPCDI]	$r \leq 1$	2,35	3,74	2,35	3,74	
	$r = 0$	25,54*	16,87	27,89*	18,17	(0,24)

OBS.: a) Teste de co-integração de Johansen (1988 e 1991) para determinar o número de vetores de co-integração r . b) As linhas de 1 a 4 usam dados trimestrais entre janeiro de 1975 e abril de 1994 e as linhas de 5 a 9 usam dados anuais entre 1947 e 1994. c) A última coluna apresenta o p-valor do teste de razão de verossimilhança de Johansen (1991) para restrições no subespaço de co-integração. A hipótese nula restringe o vetor de co-integração entre o consumo e a renda a ter coeficientes (1, -1).

maioria dos casos, as estimativas desses vetores estão próximas do resultado de proporcionalidade entre consumo e renda a longo prazo, isto é, vetor (1, -1)'. Essa hipótese foi formalmente examinada pelo teste de razão de verossimilhança proposto por Johansen. Condicional ao posto de co-integração ser igual à 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) — substituiu-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, calcularam-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 3). Finalmente, para checar a robustez dos resultados, diversificaram-se o conjunto de informação e as variáveis de consumo e renda.

Para as séries anuais, os resultados são apresentados nas Tabelas 3 e 4. 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 sobreidentificação 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 a rejeição da Teoria da Renda Permanente na forma simples proposta por Hall (1978) e Flavin (1981).

As estimativas de λ mostram que há uma grande parcela 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 3, os valores estimados para λ situam-se acima de 0,88 com um desvio padrão (corrigido para problemas de heterocedasticidade) de 0,12, no máximo.

Os testes das restrições de sobreidentificação (χ^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 sobreidentificação também não invalidam o modelo estimado. Esse é o caso em que tal 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 3 e 4 rejeitam a homocedasticidade dos erros.¹² Isso ocorre principalmente nos testes de ARCH para os resíduos [ver Engle (1982)] e pode ser consequência do uso da aproximação log-linear para (3). Como heterocedasticidade não implica perda da consistência dos estimadores dos parâmetros da média condicional, e sim perda de eficiência, pode-se ainda testar a significância do estimador de λ usando

12 Um fenômeno semelhante foi observado por Campbell e Mankiw (1989) para dados norte-americanos.

TABELA 3

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	λ (HCSE)	Teste χ^2 LR de sobreidentificação (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

(continua)

(continuação)

Variáveis de consumo e renda ($\Delta c/\Delta y$)	Instrumentos	λ (HCSE)	Teste χ^2 LR de sobreidentificação (p-valor)	Testes de diagnóstico
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC$	$\Delta LPIBPC_{t-2}$, $\Delta LCFPC_{t-2}$ $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ 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**
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC$	$\Delta LPIBPC_{t-1}$, ..., $\Delta LPIBPC_{t-3}$ $\Delta LCFPC_{t-1}$, ..., $\Delta LCFPC_{t-3}$ $LPIBPC_{t-1} - LCFPC_{t-1}$ 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**

OBS.: a) Dados trimestrais entre janeiro de 1975 e abril de 1994. b) Forma estrutural estimada por FIML. c) Para os testes de diagnóstico usa-se a seguinte convenção: * significativo a 5%; ** significativo a 1%. d) Os testes de diagnóstico realizados correspondem aos testes ARCH individual para as variáveis de consumo e renda (ARCH Δc e Δy) e de autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade para a forma estrutural (AR vet, NORM vet, HTCD vet). e) A terceira coluna traz entre parênteses o desvio padrão corrigido para heterocedasticidade. f) A quarta coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobreidentificação do modelo.

TABELA 4

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	λ (HCSE)	Teste χ^2 LR de sobreidentificação (p-valor)	Testes de diagnóstico
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$\Delta LRND_{t-2}$, ..., $\Delta LRND_{t-4}$ ΔLCF_{t-2} , ..., ΔLCF_{t-4} $LRND_{t-2} - LCF_{t-2}$ Constante	0,82 (0,113)	3,174 (0,07)	ARCH $\Delta c = 5,99^*$ ARCH $\Delta y = 2,38$ AR vet = 1,31 NORM vet = 12,76* HTCD vet = 1,09
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$\Delta LRND_{t-2}$, $\Delta LRND_{t-3}$ ΔLCF_{t-2} , ΔLCF_{t-3} $LRND_{t-2} - LCF_{t-2}$ Constante	0,84 (0,126)	1,68 (0,89)	ARCH $\Delta c = 5,58^*$ ARCH $\Delta y = 2,30$ AR vet = 1,41 NORM vet = 18,90 HTCD vet = 1,17
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$\Delta LRND_{t-2}$, ΔLCF_{t-2} $LRND_{t-2} - LCF_{t-2}$ Constante	0,84 (0,120)	0,77 (0,87)	ARCH $\Delta c = 6,16^*$ ARCH $\Delta y = 2,19$ AR vet = 1,41 NORM vet = 22,73** HTCD vet = 1,65

(continua)

(continuação)

Variáveis de consumo e renda ($\Delta c/\Delta y$)	Instrumentos	λ (HCSE)	Teste χ^2 LR de sobreidentificação (p-valor)	Testes de diagnóstico
$\Delta LCF/\Delta LRND$	$LRND_{t-2} - LCF_{t-2}$ Constante	0,86 (0,111)	0,48 (0,49)	ARCH Δc = 5,73* ARCH Δy = 1,69 AR vet = 1,49 NORM vet = 23,95** HTCD vet = 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 Δc = 6,28* ARCH Δy = 2,64 AR vet = 1,22 NORM vet = 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 Δc = 6,27* ARCH Δy = 2,37 AR vet = 1,52 NORM vet = 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 Δc = 6,88* ARCH Δy = 2,28 AR vet = 1,42 NORM vet = 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 Δc = 6,80* ARCH Δy = 1,49 AR vet = 1,41 NORM vet = 23,45** HTCD vet = 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 Δc = 6,22* ARCH Δy = 1,78 AR vet = 1,67 NORM vet = 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 Δc = 6,31* ARCH Δy = 1,52 AR vet = 1,54 NORM vet = 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 Δc = 7,03* ARCH Δy = 1,72 AR vet = 1,46 NORM vet = 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 Δc = 6,55* ARCH Δy = 1,01 AR vet = 1,66 NORM vet = 22,10** HTCD vet = 1,98

OBS.: a) Dados trimestrais entre janeiro de 1975 e abril de 1994. b) Forma estrutural estimada por FIML. c) Para os testes de diagnóstico usa-se a seguinte convenção: * significativo a 5%; ** significativo a 1%. d) Os testes de diagnóstico realizados correspondem aos testes ARCH individual para as variáveis de consumo e renda (ARCH Δc e Δy) e de autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade para a forma estrutural (AR vet, NORM vet, HTCD vet). e) A terceira coluna traz entre parênteses o desvio padrão corrigido para heterocedasticidade. f) A quarta coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobreidentificação do modelo.

o desvio padrão robusto à heterocedasticidade.¹³ 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 5 e 6. Nesse caso, também se rejeita a versão de Hall e Flavin da Teoria da Renda Permanente. Levando-se em conta os problemas de heterocedasticidade dos erros, rejeita-se a hipótese de que $\lambda = 0$ em todos os casos. A não-rejeição das restrições de sobreidentificação 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-à-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 parcela da população (e não da renda) estaria em torno de 80%. Campbell e Mankiw (1989) encontraram para os Estados Unidos um valor de λ em torno de 50%. O fato de a “proporção de consumidores” restritos no Brasil ser bem maior do que aquela dos Estados Unidos não é surpreendente, em face das 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 7 e 8, para dados anuais e trimestrais, respectivamente. Com dados trimestrais, para apenas um caso o teste de restrição de sobreidentificação não rejeita a forma estrutural. Apenas nesse caso se pode confiar nas estimativas de $(1 - \lambda)/\sigma$ e λ . 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 (λ) 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.

O fato de λ ser estatisticamente igual à unidade nas regressões válidas das Tabelas 7 e 8 pode estar gerando o resultado de $(1 - \lambda)/\sigma$ ser estatisticamente igual a zero, apesar da possibilidade de σ ser diferente de zero. Como não fizemos estimativas separadas para σ e λ nas Tabelas 7 e 8, sem investigações adicionais nada podemos inferir sobre a significância de σ . Em particular, nada podemos

¹³ Dois pontos merecem nota. Primeiro, rejeitar a hipótese nula em testes de diagnóstico não implica necessariamente que a alternativa (heterocedasticidade) 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 Estados Unidos.

TABELA 5

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	λ (HCSE)	Teste χ^2 LR de sobreidentificação (p-valor)	Testes de diagnóstico
$\Delta LC/\Delta LPIB$	$\Delta LPIB_{t-2}, \dots, \Delta LPIB_{t-4}$ $\Delta LC_{t-2}, \dots, \Delta LC_{t-4}$ $LPIB_{t-2} - * LCF_{t-2}$ 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
$\Delta LC/\Delta LPIB$	$\Delta LPIB_{t-2}, \Delta LPIB_{t-3}$ $\Delta LCF_{t-2}, \Delta LCF_{t-3}$ $LPIB_{t-2} - LCF_{t-2}$ Constante 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*
$\Delta LC/\Delta LPIB$	$\Delta LPIB_{t-2}, \Delta LC_{t-2}$ $LPIB_{t-2} - LCF_{t-2}$ 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**
$\Delta LC/\Delta LPIB$	$LPIB_{t-2} - LCF_{t-2}$ 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**
$\Delta LC/\Delta LRND$	$LRND_{t-2} - LCF_{t-2}$ 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**

OBS.: a) Dados trimestrais entre janeiro de 1975 e abril de 1994. b) Forma estrutural estimada por FIML usando *dummies* sazonais. c) Para os testes de diagnóstico usa-se a seguinte convenção: * significativo a 5%; ** significativo a 1%. d) Os testes de diagnóstico realizados correspondem aos testes ARCH individual para as variáveis de consumo e renda (ARCH Δc e Δy) e de autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade para a forma estrutural (AR vet, NORM vet, HTCD vet). e) A terceira coluna traz entre parênteses o desvio padrão corrigido para heterocedasticidade. f) A quarta coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobreidentificação do modelo.

afirmar sobre a elasticidade intertemporal de substituição no consumo com base nos resultados das Tabelas 7 e 8. Apesar da relevância do tema, vamos nos abster de investigar aqui essa questão, o que poderia ser feito em trabalho futuro.

Uma possível interpretação econômica para o resultado de que $(1 - \lambda)/\sigma$ é estatisticamente zero é a seguinte: suponha que para um grupo pequeno de

TABELA 6

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	λ (HCSE)	Teste χ^2 LR de sobreidentificação (p-valor)	Testes de diagnóstico
$\Delta LC/\Delta LPIB$	$\Delta LPIB_{t-2}, \dots, \Delta LPIB_{t-4}$ $\Delta LCF_{t-2}, \dots, \Delta LCF_{t-4}$ $LPIB_{t-2} - LC_{t-2}$, 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
$\Delta LC/\Delta LPIB$	$\Delta LPIB_{t-2}, \Delta LPIB_{t-3}$ $\Delta LC_{t-2}, \Delta LC_{t-3}$ $LPIB_{t-2} - LCF_{t-2}$ 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
$\Delta LC/\Delta LPIB$	$\Delta LPIB_{t-2}, \Delta LCF_{t-2}$ $LPIB_{t-2} - LC_{t-2}$ 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 [*]
$\Delta LCF/\Delta LPIB$	$LPIB_{t-2} - LCF_{t-2}$ 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 ^{**}
$\Delta LC/\Delta LRND$	$\Delta LRND_{t-2}, \Delta LC_{t-2}$ 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

OBS.: a) Dados trimestrais entre janeiro de 1975 e abril de 1994. b) Forma estrutural estimada por FIML usando *dummies* sazonais. c) Para os testes de diagnóstico usa-se a seguinte convenção: * significativo a 5%; ** significativo a 1%. d) Os testes de diagnóstico realizados correspondem aos testes ARCH individual para as variáveis de consumo e renda (ARCH Δc e Δy) e de autocorrelação normalidade e heterocedasticidade para a forma estrutural (AR vet, NORM vet, HTCD vet). e) A terceira coluna traz entre parênteses o desvio padrão corrigido para heterocedasticidade. f) A quarta coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobreidentificação do modelo.

agentes "irrestritos", com proporção $(1 - \lambda)$, movimentos nas taxas de juros sejam importantes para o consumo, porém, para uma grande parcela da população (λ), o consumo não responde a variações nos juros, porque esses consumidores consomem apenas a renda corrente. Quando consideramos o consumo agregado, que é uma combinação convexa do consumo desses dois grupos, esse 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

TABELA 7

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	λ (HCSE)	$(1 - \lambda)/\sigma$ (HCSE) e $1/\sigma$ implícito	Teste χ^2 LR de sobreidentificação (p-valor)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC/\text{JURO}$	DI	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LPIBPC_{t-3}$ $\Delta LCFPC_{t-2}, \Delta LCFPF_{t-3}$ $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ Constante, tendência	0,61 (0,28)	0,05 (0,09) 0,13	4,47 (0,72)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIB/\text{JURO}$	DI	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LCF_{t-2}$ $JURO_{t-2}$ $LPIB_{t-2} - LCF_{t-2}$ Constante, tendência	0,74 (0,25)	0,04 (0,1) 0,15	2,00 (0,74)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIB/\text{JURO}$	DI	$JURO_{t-2}$ $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ Constante, tendência	0,75 (0,25)	0,06 (0,1) 0,24	1,45 (0,48)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIB/\text{JURO}$	DI	$LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ Constante, tendência	0,82 (0,30)	0,04 (0,1) 0,22	2,82 (0,09)
$\Delta LCFPC/\Delta LRNDPC/\text{JURO}$	DI	$\Delta LRNDPC_{t-2}, \Delta LRND_{t-3}$ $\Delta LCFPC_{t-2}, \Delta LCF_{t-3}$ $JURO_{t-2}, JURO_{t-3}, i_{1980}$ $LRND_{t-2} - LCF_{t-2}$ Constante	0,35 (0,37)	-0,06 (0,1) -0,009	16,21 (0,04)
$\Delta LCFPC/\Delta LRNDPC/\text{JURO}$	DI	$\Delta LRNDPC_{t-2}, \Delta LCFPC_{t-2}$ $LRNDPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ Constante, tendência $JURO_{t-2}, i_{1980}$	0,20 (0,512)	-0,1 (0,2) -0,29	13,01 (0,02)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC/\text{JURO}$	IPC	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LPIBPC_{t-3}$ $\Delta LCFPC_{t-2}, \Delta LCFPF_{t-3}$ $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ Constante, tendência	0,66 (0,22)	0,008 (0,09) 0,024	4,41 (0,73)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC/\text{JURO}$	IPC	$\Delta LPIBPC_{t-2}, \Delta LCFPC_{t-2}$ $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ Constante, tendência	0,79 (0,19)	0,02 (0,1) 0,1	1,66 (0,79)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC/\text{JURO}$	IPC	$JURO_{t-2}$ $LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ Constante, tendência	0,85 (0,21)	0,06 (0,1) 0,4	1,28 (0,53)
$\Delta LCFPC/\Delta LPIBPC/\text{JURO}$	IPC	$LPIBPC_{t-2} - LCFPC_{t-2}$ Constante, tendência	0,65 (0,45)	-0,03 (0,1) -0,09	2,03 (0,15)

OBS.: a) Dados anuais entre 1963 e 1994. b) Forma estrutural estimada por FIML. c) A terceira e quarta colunas trazem entre parênteses o desvio padrão corrigido para heterocedasticidade. d) A última coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobreidentificação do modelo.

TABELA 8

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	λ (HCSE)	$(1 - \lambda)/\sigma$ (HCSE) e $1/\sigma$ implícito	Teste χ^2 LR de sobreidentificação (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)	0,1 (0,1)	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)	0,1 (0,1)	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)	0,2 (0,2)	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)	0,5 (0,5) -3,6	16,35 (0,001)

OBS.: a) Dados trimestrais entre janeiro de 1975 e abril de 1994 deflacionados pelo IGP. b) Forma estrutural estimada por FIML usando *dummies* sazonais. c) A terceira e quarta colunas trazem entre parênteses o desvio padrão corrigido para heterocedasticidade. d) A última coluna apresenta o teste LR de validade das restrições de sobreidentificação do modelo.

compatibilizar a substituição intertemporal no consumo com o fato de que $(1 - \lambda)/\sigma$ é estatisticamente zero, desde que o valor de λ seja alto o suficiente.¹⁴

Para regressões idênticas àquelas das Tabelas 7 e 8, e usando dados trimestrais, Cavalcanti (1993) obtém estimativas de λ em torno de 0,32; logo, muito diferentes das nossas. Apesar de esse autor não apresentar sua lista de instrumentos,

14 As pesquisas mais recentes, usando dados de painel em países desenvolvidos, mostram que a heterogeneidade é uma característica fundamental para entender o comportamento do consumo [ver Runkle (1991), Attanasio e Browning (1995) e Attanasio e Weber (1995)]. Os parâmetros estruturais estimados por esses estudos podem ser bastante diferentes daqueles que usam dados agregados [ver Hansen e Singleton (1982 e 1983)]. Isso mostra a necessidade de se obterem dados de painel para o Brasil de forma a investigar a questão da heterogeneidade.

a diferença parece estar nessa escolha. Em particular pode residir no uso de instrumentos datados de $t-1$. Como discutido anteriormente, o uso desses instrumentos deve ser evitado devido ao problema de agregação temporal dos dados [ver Deaton (1992, p. 96-97) e Campbell e Mankiw (1989)].

Por fim, estimou-se o modelo (2) por GMM, com os resultados apresentados nas Tabelas 9 e 10.¹⁵ As únicas diferenças nas várias estimativas 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 cômputo da matriz ótima de ponderações.¹⁶ Esses expedientes geram estimativas robustas para os desvios padrão dos estimadores de β e σ .

Na Tabela 9, 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 sobreidentificação não rejeita o modelo em nenhum caso. O valor estimado de β situa-se entre 0,8 e 0,9, enquanto o de σ oscila entre 3 e 5. O parâmetro σ é significativo em dois casos e marginalmente significativo em outros dois. Os valores estimados para β têm o sinal esperado, sendo que β é significativo em todas as regressões. Apesar disso, essas estimativas têm valor relativamente baixo, sobretudo considerando-se a frequência trimestral dos dados. Isso implicaria um grau de impaciência excessivamente alto por parte dos consumidores brasileiros. Embora se deva esperar alguma impaciência de nossos consumidores, tendo-se em conta o seu nível de renda *per capita*, e sobretudo a história inflacionária do país, os valores estimados para β surpreendem por serem baixos.

A Tabela 10 apresenta os resultados das estimações por GMM quando se inclui o termo de poupança precaucional (ω_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 9, σ 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,

¹⁵ 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 dados de demanda final, o resultado foi uma série de consumo com forte sazonalidade. Por isso, incluímos *dummies* sazonais como regressores do modelo.

¹⁶ Nesse caso, é necessária a adição de termos na função objetivo do GMM.

os valores estimados de β ficaram próximos aos apresentados na Tabela 9, sugerindo um alto grau de impaciência dos consumidores brasileiros.¹⁷

TABELA 9

Brasil: GMM — equação de Euler (séries trimestrais deflacionadas pelo IGP)

[Forma estrutural: $\Delta \ln(c_t) = -(1/\sigma) \cdot \ln(1/\beta) + (1/\sigma) \cdot \ln(1 + r_t) +$ sazonais]

Medidas de consumo e juros ($\Delta c/r$)	Instrumentos	σ (HACSE)	β (HACSE)	R^2 T^*J (p-valor)
1. $\Delta LCIGP/LCDBPRE$ Sem correção de autocorrelação serial	$\Delta LPBIGP_{t-2}, \dots, \Delta LPBIGPC_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2}, \dots, \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2}, \dots, LCDBPRE_{t-4}$	4,87 (3,36)	0,86 (0,07)	0,62
Janela fixa (3)	Constante, sazonais ($LPBIGP-LCIGPC$) $_{t-2}$			8,40 (0,49)
2. $\Delta LCIGP/LCDBPRE$ Sem correção de autocorrelação serial	$\Delta LPBIGP_{t-2}, \dots, \Delta LPBIGPC_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2}, \dots, \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2}, \dots, LCDBPRE_{t-4}$	6,43 (6,99)	0,81 (0,17)	0,63
Andrews (0.11)	Constante, sazonais ($LPBIGP-LCIGPC$) $_{t-2}$			7,50 (0,58)
3. $\Delta LCIGP/LCDBPRE$ Sem correção de autocorrelação serial	$\Delta LPBIGP_{t-2}, \dots, \Delta LPBIGPC_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2}, \dots, \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2}, \dots, LCDBPRE_{t-4}$	3,60 (1,90)	0,89 (0,05)	0,59
Newey-West (2)	Constante, sazonais ($LPBIGP-LCIGPC$) $_{t-2}$			7,725 (0,56)
4. $\Delta LCIGP/LCDBPRE$ Com correção de autocorrelação serial	$\Delta LPBIGP_{t-2}, \dots, \Delta LPBIGPC_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2}, \dots, \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2}, \dots, LCDBPRE_{t-4}$	4,44 (2,66)	0,867 (0,067)	0,61
Janela fixa (3)	Constante, sazonais ($LPBIGP-LCIGPC$) $_{t-2}$			8,100 (0,54)
5. $\Delta LCIGP/LCDBPRE$ Com correção de autocorrelação serial	$\Delta LPBIGP_{t-2}, \dots, \Delta LPBIGPC_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2}, \dots, \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2}, \dots, LCDBPRE_{t-4}$	4,98 (4,22)	0,84 (0,11)	0,62
Andrews (0.07)	Constante, sazonais ($LPBIGP-LCIGPC$) $_{t-2}$			7,425 (0,59)
6. $\Delta LCIGP/LCDBPRE$ Com correção de autocorrelação serial	$\Delta LPBIGP_{t-2}, \dots, \Delta LPBIGPC_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2}, \dots, \Delta LCIGP_{t-4}$ $LCDBPRE_{t-2}, \dots, LCDBPRE_{t-4}$	3,89 (1,57)	0,88 (0,04)	0,60
Newey-West Variável (2)	Constante, sazonais ($LPBIGP-LCIGPC$) $_{t-2}$			7,425 (0,59)

OBS.: a) Dados trimestrais entre janeiro de 1975 e abril de 1994 deflacionados pelo IGP. b) Forma estrutural estimada por GMM, desprezando-se a variância condicional, isto é, admitindo-se que $\omega_t = 0$. c) A terceira e quarta colunas trazem entre parênteses o desvio padrão robusto à heterocedasticidade e à 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), ora com os de Newey e West (1994). d) A última coluna apresenta a estatística F^* do modelo estimado bem como o teste T^*J de validade das restrições de sobreidentificação do modelo e seu respectivo p-valor.

17 Vale notar que, por problemas de convergência na otimização do algoritmo de estimação, usamos $\ln(1/\beta)$ como parâmetro a ser estimado e não β .

TABELA 10

Brasil: GMM — Equação de Euler (séries trimestrais deflacionadas pelo IGP)

[Forma estrutural: $\Delta \ln(c_t) = -(1/\sigma) \cdot \ln(1/\beta) + (1/\sigma) \cdot \ln(1+r_t) + (\sigma/2) \cdot \omega_t + \text{sazonais}$]

Medidas de consumo e juros ($\Delta c/r$)	Instrumentos	σ (HACSE)	$\ln(1/\beta)$ (HACSE) β implícito	R^2 T^*J (p-valor)
1. $\Delta \text{LCIGP}/\text{LCDBPRE}$	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LPBIGPC}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$	1,30 (0,32)	0,57 (0,012)	0,987
Sem correção de autocorrelação Serial Andrews (1.90)	$\text{LCDBPRE}_{t-2}, \dots, \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, sazonais (LPBIGP-LCIGPC) $_{t-2}$		0,57	6,150 (0,64)
2. $\Delta \text{LCIGP}/\text{LCDBPRE}$	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LPBIGPC}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$	1,530 (0,33)	0,57 (0,013)	0,987
Sem correção de autocorrelação Serial Janela fixa (3)	$\text{LCDBPRE}_{t-2}, \dots, \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, sazonais (LPBIGP-LCIGPC) $_{t-2}$		0,57	5,40 (0,71)
3. $\Delta \text{LCIGP}/\text{LCDBPRE}$	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LPBIGPC}_{t-3}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LCIGP}_{t-3}$	1,31 (0,35)	0,56 (0,01)	0,988
Sem correção de autocorrelação serial Janela fixa (3)	$\text{LCDBPRE}_{t-2}, \dots, \text{LCDBPRE}_{t-3}$ Constante, sazonais (LPBIGP-LCIGPC) $_{t-2}$		0,57	2,736 (0,74)
4. $\Delta \text{LCIGP}/\text{LCDBPRE}$	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LPBIGPC}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$	5,34 (1,86)	0,31 (0,08)	0,73
Sem correção de autocorrelação serial Janela fixa (3)	$\text{LCDBPRE}_{t-2}, \dots, \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, sazonais (LPBIGP-LCIGPC) $_{t-2}$		0,73	6,080 (0,64)
5. $\Delta \text{LCIGP}/\text{LCDBPRE}$	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LPBIGPC}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$	4,52 (2,25)	0,24 (0,09)	0,73
Com correção de autocorrelação serial Janela fixa (3)	$\text{LCDBPRE}_{t-2}, \dots, \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, sazonais (LPBIGP-LCIGPC) $_{t-2}$		0,79	6,975 (0,54)
6. $\Delta \text{LCIGP}/\text{LCDBPRE}$	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LPBIGPC}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$	4,04 (2,02)	0,25 (0,09)	0,73
Com correção de autocorrelação serial Newey-West (5)	$\text{LCDBPRE}_{t-2}, \dots, \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, sazonais (LPBIGP-LCIGPC) $_{t-2}$	0,78	5,925 (0,66)	
7. $\Delta \text{LCIGP}/\text{LCDBPRE}$	$\Delta \text{LPBIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LPBIGPC}_{t-4}$ $\Delta \text{LCIGP}_{t-2}, \dots, \Delta \text{LCIGP}_{t-4}$	4,84 (3,18)	0,188 (0,13)	0,53
Sem correção de autocorrelação serial Newey West variável (4)	$\text{LCDBPRE}_{t-2}, \dots, \text{LCDBPRE}_{t-4}$ Constante, sazonais (LPBIGP-LCIGPC) $_{t-2}$	0,83	6,625 (0,58)	

(continua)

(continuação)

Medidas de consumo e juros ($\Delta c/r$)	Instrumentos	σ (HACSE)	$\ln(1/\beta)$ (HACSE) β implícito	R^2 T^*J (p-valor)
8. $\Delta LCIGP/LCDBPRE$	$\Delta LPIBIGP_{t-2}, \dots, \Delta LPIBIGPC_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2}, \dots, \Delta LCIGP_{t-4}$	5,29 (3,51)	0,19 (0,13)	0,54
Sem correção de autocorrelação serial	$LCDBPRE_{t-2}, \dots, LCDBPRE_{t-4}$ Constante, sazonais	0,83	5,775 (0,67)	
Andrews (1.37)	$(LPIBIGP-LCIGPC)_{t-2}$			
9. $\Delta LCIGP/LCDBPRE$	$\Delta LPIBIGP_{t-2}, \dots, \Delta LPIBIGPC_{t-4}$ $\Delta LCIGP_{t-2}, \dots, \Delta LCIGP_{t-4}$	5,15 (3,19)	0,20 (0,13)	0,52
Sem correção de autocorrelação serial	$LCDBPRE_{t-2}, \dots, LCDBPRE_{t-4}$ Constante, sazonais	0,82	6,750 (0,63)	
Janela fixa (4)	$(LPIBIGP-LCIGPC)_{t-2}$			

OBS.: a) Dados trimestrais entre janeiro de 1975 e abril de 1994 deflacionados pelo IGP. b) Forma estrutural estimada por GMM. Nos modelos 1, 2 e 3 usa-se o termo ω_t como exposto na equação (2). Nos modelos 4, 5 e 6 usa-se o termo de correção de erro como termo adicional na expressão de ω_t . Nos modelos 7, 8 e 9 usa-se a inflação como termo adicional na expressão de ω_t . c) A terceira e quarta colunas trazem entre parênteses o desvio padrão robusto à heterocedasticidade e à 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), ora com os de Newey e West (1994). d) A última coluna apresenta a estatística F^2 do modelo estimado bem como o teste T^*J de validade das restrições de sobreidentificação do modelo e seu respectivo p-valor.

Vale mencionar que usamos três tipos de especificação nas regressões da Tabela 10, a partir de três formas de modelar a variância condicional de $[\Delta \ln c_{t+1} - (1/\sigma) \ln(1+r_{t+1})]$.¹⁸ Nas três primeiras regressões, usa-se o termo ω_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 ω_t . Nas três últimas regressões, usa-se a inflação como termo adicional na expressão de ω_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 σ ser estatisticamente maior que zero, o valor de β é baixo. Quando se inclui a inflação, apesar de seu coeficiente ser significativo na expressão de ω_t , σ 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

18 Para usar GMM na estimação da equação (2) é necessário modelar a variância condicional ω_t . Usamos projeções lineares no conjunto de informação do agente representativo considerando: a) apenas uma constante; b) o termo de correção de erro; e c) a inflação. A necessidade de modelar a variância ω_t , é o preço a pagar pela linearização da equação de Euler. Poderíamos ter estimado a equação de Euler na sua forma não-linear como fazem Hansen e Singleton (1982). Nesse caso, não poderíamos calcular a importância quantitativa do termo precaucional como faremos a seguir. De qualquer forma, replicar o estudo de Hansen e Singleton para o Brasil, comparando os resultados com os nossos, é uma possível extensão deste trabalho.

a contribuição da incerteza macroeconômica para a taxa de crescimento esperada do consumo. A partir dos resultados da Tabela 10, nossas estimativas de σ estão entre 1,30 e 5,34, com a mediana igual a 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. Dado que para o período 1975/94 o consumo cresceu à taxa de 2,7% a.a., este é um impacto quantitativamente importante.

Por fim, deve-se perguntar: se a poupança manteve-se elevada devido ao motivo precaucional, por que 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 subiu muito devido ao regime semi-autárquico ao qual o Brasil se submeteu no período pós-milagre.

5 - 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 e 1983), em que 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. Utilizaram-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, em que 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, usaram-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 a 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: cerca de 80% no Brasil, contra aproximadamente os 50% encontrados nos Estados Unidos 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 a variações nos juros pode ser apenas uma consequência da existência de uma alta proporção de consumidores restritos ou da forma "linearizada" da equação de Euler utilizada. Neste sentido, seria interessante comparar os nossos resultados com outros que seguem as estimativas no formato de Hansen e Singleton (1982). Terceiro, os valores estimados para o grau de aversão relativa ao risco (σ) em (2), que mede o efeito da poupança precaucional nesta, sugerem que esse efeito foi considerável para o Brasil no período 1975/94. Mais precisamente, o efeito da incerteza macroeconômica sobre a taxa de crescimento esperada do consumo real é de 1,6% a.a., o que é um efeito quantitativamente importante se levarmos em conta que o consumo aumentou em média 2,7% a.a. em igual período.

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 ligado ao descontrole fiscal. Segundo, há várias formas pelas quais a inflação ou o descontrole fiscal podem afetar a incerteza. Por último, apesar de a taxa de poupança ter ficado elevada no passado recente por questões 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.

Abstract

Using structural econometric models and instrumental-variable techniques, we investigate the importance of the precautionary-saving effect in consumption for Brazil. Additionally, we test the permanent-income hypothesis by estimating the proportion of the population whose consumption is constrained to be equal to current income. Our empirical results show that the precautionary-saving effect in consumption is non-trivial. If we eliminate all macroeconomic uncertainty, consumption will grow at a yearly rate, which is, on average, 1.6 percentage points higher what we usually observe. Regarding permanent-income tests, we find that about 80% of the Brazilian population is constrained to consume their current income, which is high compared to G7-country standards.

Bibliografia

- ANDREWS, D. W. K. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, v. 59, p. 817-858, 1991.
- ATTANASIO, O., BROWNING, M. Consumption over the life cycle and over the business cycle. *American Economic Review*, v. 85, n. 5, p. 1.118-1.137, 1995.

- ATTANASIO, O., WEBER, G. Is consumption growth consistent with intertemporal optimization? Evidence from the consumer expenditure survey. *Journal of Political Economy*, v. 103, n. 6, p. 1.121-1.157, 1995.
- CAMPBELL, J. Y., MANKIW, N. G. Consumption, income and interest rates: reinterpreting the Time Series Evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, 1989.
- CARROLL, C. D., SAMWICK, A. A. How important is precautionary saving. *The Review of Economics and Statistics*, v. 80, n. 3, p. 410-419, 1998.
- CAVALCANTI, C. Intertemporal substitution in consumption: an empirical investigation for Brazil. *Revista de Econometria*, v. 13, n. 2, p. 203-229, 1993.
- DEATON, A. *Understanding consumption*. New York: Oxford University Press, 1992.
- DE LONG, J. B., SUMMERS, L. H. Equipment investment and economic growth: how strong is the nexus? *Brookings Papers*, v. 23, n. 2, p. 157-199, 1992.
- . How strongly do developing economies benefit from equipment investment? *Journal of Monetary Economics*, v. 32, n. 3, p. 395-415, 1993.
- EDWARDS, S. *Why are Latin America's savings rates so low? An international comparative analysis*. Cambridge: NBER, 1995 (Working Paper Series, 5.097).
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica*, v. 50, p. 987-1.008, 1982.
- . Estimates of the variance of U.S. inflation based upon the ARCH model. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 15, 1983.
- EPSTEIN, L. G., STANLEY, E. Z. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: a theoretical framework. *Econometrica*, v. 57, n. 4, p. 937-970, 1989.
- . Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: an empirical analysis. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 2, p. 263-286, 1991.
- FLAVIN, M. The adjustment of consumption to changing expectations about future income. *Journal of Political Economy*, v. 89, n. 5, 1981.
- FRIEDMAN, M. Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, v. 85, 1977.
- HALL, R. E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 971-986, 1978.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 1.029-1.054, 1982.

- HANSEN, L. P., SINGLETON, K. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear expectations models. *Econometrica*, v. 50, n. 5, p. 1.269-1.286, 1982.
- . Stochastic consumption, risk aversion and the temporal behavior of asset returns. *Journal of Political Economy*, v. 91, n. 2, 1983.
- HARVEY, A. C. *The econometric analysis of time series*, 2nd edition, MIT Press, 1990.
- HELD, G., UTHOFF, A. *Indicators and determinants of savings for Latin America and the Caribbean*. United Nations, 1995 (Working Paper, 25).
- ISSLER, J. V. Inflation level and uncertainty: evidence using Brazilian data. *Revista Brasileira de Economia*, v. 45, n. 3, p. 473-482, jul./set. 1991.
- ISSLER, J. V., PERGURIER, F. *Inflação, incerteza e bem-estar na América Latina*. Rio de Janeiro: Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, 1998, mimeo.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- . Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1.551-1.580, 1991.
- NELSON, C. R., PLOSSER, C. Trends and random walks in macroeconomics time series. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- NEWKEY, W., WEST, K. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, p. 703-708, 1987.
- . Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies*, v. 61, p. 631-653, 1994.
- OKUN, A. The mirage of steady inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 2, 1971.
- PASTORE, A. C. 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. Liquidity constraints and the permanent income hypothesis: evidence from panel data. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, n. 1, p. 73-98, 1991.

(Originais recebidos em agosto de 1997. Revisos em outubro de 1998.)

