

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE CONSUMO E RENDA E A
IMPORTÂNCIA RELATIVA DOS CHOQUES PERMANENTES E
TRANSITÓRIOS: UMA ANÁLISE DOS DADOS AGREGADOS BRASILEIROS

CLEBER VAGNER DOS SANTOS PARREIRA

Porto Alegre, 2004.

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE CONSUMO E RENDA E A
IMPORTÂNCIA RELATIVA DOS CHOQUES PERMANENTES E
TRANSITÓRIOS: UMA ANÁLISE DOS DADOS AGREGADOS BRASILEIROS

CLEBER VAGNER DOS SANTOS PARREIRA

Orientador: Prof. Dr. Roberto Camps de Moraes

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia.

Porto Alegre, 2004.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	7
2	REVISÃO DA LITERATURA SOBRE A FUNÇÃO CONSUMO.....	10
2.1	FUNÇÃO CONSUMO KEYNESIANA.....	10
2.2	TEORIA DO CICLO DE VIDA/RENDA PERMANENTE.....	12
2.2.1	Implicações Estocásticas da Teoria do Ciclo de Vida/Renda Permanente.....	15
2.3	O EXCESSO DE SENSIBILIDADE DO CONSUMO.....	19
2.4	MODELO COM CONSUMIDORES KEYNESIANOS E DA RENDA PERMANENTE.....	20
3	METODOLOGIA.....	25
3.1	TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE CONSUMO E RENDA.....	25
3.1.1	Teste para Tendências Comuns.....	26
3.1.2	Teste para Ciclos Comuns.....	29
3.2	MODELO ESTRUTURAL DE TENDÊNCIA MAIS CICLO.....	31
3.2.1	Modelo Estrutural com Fatores Comuns.....	34
3.3	DECOMPOSIÇÃO DE BLANCHARD E QUAH.....	37
4	ANÁLISE EMPÍRICA.....	40
4.1	ANÁLISE DOS DADOS.....	40
4.2	CARACTERÍSTICAS DAS SÉRIES DE CONSUMO E RENDA.....	41
4.3	DECOMPOSIÇÃO EM TENDÊNCIAS E CICLOS DAS SÉRIES DE CONSUMO E RENDA.....	48
4.3.1	Ciclos da Economia Brasileira.....	51
4.4	DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA E FUNÇÃO DE RESPOSTA A IMPULSOS.....	57
5	DISCUSSÕES DAS IMPLICAÇÕES DOS RESULTADOS.....	62
5.1	HIPÓTESE DA RENDA PERMANENTE E A EQUIVALÊNCIA RICARDIANA.....	62
5.2	RELAÇÃO ENTRE CONSUMO E TAXA DE JUROS.....	66
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	69
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	71
	APÊNDICES.....	75

RESUMO

Neste trabalho buscamos evidências, para o caso brasileiro, da Hipótese da Renda Permanente. Primeiro, investigamos a existência de tendências e ciclos comuns entre as séries de consumo e renda *per capita*. Então, usando o resultado de co-movimentos entre as variáveis decompomos cada série em tendência e ciclo, através dos modelos de componentes não observados de Harvey (1989). Por fim, usando os modelos de vetores autorregressivos, decompomos a variância dos erros de previsão, seguindo a metodologia de Blanchard e Quah (1989), com o objetivo de avaliarmos a importância relativa dos choques permanentes e transitórios para as variações do consumo. Os resultados apontam que as inovações permanentes são responsáveis pela maior parte das variações no consumo. Este resultado embora rejeite a Hipótese da Renda Permanente, indica que o consumo responde pouco a variações transitórias na renda, ou seja, os choques temporários têm pouca importância para o consumo.

ABSTRACT

In this work we search evidences, for Brazilian case, of the Permanent-Income Hypothesis. First, we investigate the existence common trends and common cycles between the series of consumption and income per capita. Then, using the result of co-movements between the variables we decompose each series in trend and cycle, through the unobserved components models of Harvey (1989). Finally, using the vector autoregressive model, we decompose the forecast error variance, following the methodology of Blanchard and Quah (1989), with the objective to evaluate the relative importance of permanent and transitory shocks for variations of the consumption. The results point that permanent innovations are responsible mostly of the variations in the consumption. This result even so rejects the Hypothesis of the Permanent Income, it indicates that the consumption little answers the transitory variations in the income, or either, the temporary shocks have little importance for the consumption.

LISTA TABELAS

Tabela 1 - Resultados dos testes de raiz unitária.....	45
Tabela 2 - Resultados do teste de cointegração.....	46
Tabela 3 - Resultado do teste para ciclos comuns.....	47
Tabela 4 – Resultado do modelo de componentes não observados.....	48
Tabela 5 – Variância do erro de previsão devido ao choque permanente.....	57

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Logaritmo da renda e consumo per capita.....	42
Gráfico 2 - Tendência da renda e do consumo.....	49
Gráfico 3 - Ciclo da renda e do consumo.....	50
Gráfico 4 – Resposta das variáveis às inovações estruturais.....	60

1 INTRODUÇÃO

Há muito tempo o consumo tem sido objeto de estudo na literatura macroeconômica. A principal questão que se coloca é como se comporta o consumidor quanto a realização de suas decisões de consumo. Seria esta uma decisão de curto prazo, com base na renda corrente, ou seria com base em um horizonte de tempo mais longo? Estudos também têm buscado determinar a relação do consumo com a taxa de juros, isto é, a disposição do consumidor a substituir o consumo entre os períodos. Outra questão é se o comportamento do consumo por si só é uma fonte de flutuação macroeconômica ou se estas são devidas, em sua grande maioria, a outras fontes, ou seja, os consumidores apenas reagem aos eventos econômicos ou são as causas deles?

Para a Teoria Keynesiana o consumo é função apenas da renda corrente, ou seja, apenas a renda no instante t afeta o consumo em t . Já as teorias do Ciclo de Vida e da Renda Permanente questionaram a relação simplista proposta por Keynes, sobre o consumo¹. Para estas teorias as decisões dos consumidores de quanto consumir são baseadas em um horizonte de tempo mais longo. De acordo com a Hipótese do Ciclo de Vida os indivíduos alocam seu consumo da melhor maneira possível por toda a sua vida. Considera, portanto, um processo de otimização intertemporal nas decisões de consumo ao longo de um horizonte de tempo definido, dada a restrição orçamentária intertemporal. Já a Teoria da Renda Permanente, além de considerar a questão intertemporal, divide a renda em dois componentes: a renda transitória e a renda permanente. Esta última é uma previsão ótima de tudo o que uma pessoa poderá consumir ao longo de sua vida – considera tanto o nível de riqueza presente quanto a esperança de renda

¹ Keynes (1936), Modigliani e Brumberg (1954) e Friedman (1957).

futura. Friedman argumenta que o consumo não é função da renda presente, mas sim da renda permanente.

Entender como o consumo é determinado é importante para ajudar a determinar a eficácia das políticas de crescimento e de controle das flutuações cíclicas do produto. O consumo, por ser parte importante na demanda agregada, também tem papel fundamental nas políticas de controle do nível de preços. Um instrumento para tal controle, que é recorrentemente usado, é, por exemplo, a taxa de juros. Entre outras coisas, a taxa de juros afeta a escolha intertemporal entre consumo presente e futuro. Para entendermos como as políticas monetária e fiscal afetam o produto agregado é preciso, entre outras coisas, que entendamos como o consumo é determinado.

A partir do artigo de Hall (1978) seguiram-se vários estudos relacionados ao consumo, buscando verificar qual teoria explica mais adequadamente o comportamento do mesmo. Para o Brasil são poucos os estudos sobre o tema e ainda com certas divergências dos resultados. Neste sentido, dada a escassa literatura sobre o consumo no Brasil, vis a vis ao avanço da literatura internacional, buscamos desenvolver estimativas econométricas de forma que nos permita discutir algumas questões teóricas relativas ao consumo agregado, tentando relacioná-las às diversas fases da economia brasileira. Para isso, testamos a existência de co-movimentos de longo e curto prazo entre consumo e renda. Fazendo uso dessas restrições estimamos, através dos modelos de componentes não observados, via filtro de Kalman, as tendências e ciclos das séries para analisarmos seus comportamentos ao longo do tempo e como se relacionam.

Co-movimento de longo prazo é caracterizado por tendência estocástica comum e co-movimento de curto prazo por ciclo comum. Desde que as séries compartilham tais propriedades, a imposição destas restrições resulta em ganhos em termos de eficiência na estimação dos modelos, pois resulta em modelos mais parcimoniosos que geram estimativas mais precisas dos parâmetros.

Também fazemos uso dos modelos de vetores autorregressivos para recuperarmos os choques aos componentes permanente e transitório. A decomposição da variância para o consumo permite avaliar a importância relativa de cada componente para suas variações, e assim é possível discutir qual teoria explica mais adequadamente o comportamento do consumidor brasileiro.

Este trabalho está dividido da seguinte maneira: a seção 2 apresenta um breve retrospecto do desenvolvimento dos modelos teóricos sobre o consumo; a seção 3 descreve a metodologia dos testes e modelos a serem implementados no processo de estimação; a seção 4 apresenta os dados utilizados e expõe os resultados obtidos; a seção 5 discute algumas possíveis implicações dos resultados no que diz respeito a formulações de política econômica; e por fim, na última seção são apresentadas as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA SOBRE A FUNÇÃO CONSUMO

2.1 FUNÇÃO CONSUMO KEYNESIANA

Em a Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda, Keynes (1936), fez uma descrição detalhada do comportamento do consumo, desenvolvendo a idéia de que o consumo é uma função estável da renda. De acordo com Ackley (1969) a função consumo pode ser considerada uma invenção Keynesiana:

“Se tivesse sido perguntado especificamente aos economistas anteriores como poderiam supor que se comportariam as despesas de consumo de um homem à medida que sua renda real se modificasse, é provável que eles teriam dado uma resposta como a de Keynes. Mas, a curto prazo, a renda real agregada simplesmente não era uma variável com a qual eles se devessem preocupar. Taxas de juros e salários flexíveis manteriam constante a renda real nos limites estabelecidos pelo potencial produtivo da economia. A prazo mais longo, a renda agregada e per capita poderiam crescer na medida em que o potencial produtivo da economia aumentasse. Mas, com muitos outros fatores operando a longo prazo, dificilmente haveria qualquer ocasião de isolar, para exame detalhado, a relação entre o consumo e a renda”(Ackley, 1969:237).

As discussões feitas por Keynes foram eminentemente teóricas, sem recorrer a instrumentais estatísticos. Para ele as decisões de consumir são determinadas por fatores objetivos (como mudanças na distribuição de renda) e por fatores subjetivos (como o desejo de “constituir reserva para fazer face às contingências imprevistas”). Sendo os fatores objetivos sujeitos a modificações mais freqüentes, eles teriam um papel mais importante na explicação das variações do consumo a curto prazo:

“Este é o caso especialmente quando temos em vista períodos curtos, como no caso das chamadas flutuações cíclicas do emprego, durante as quais os hábitos, naquilo em que se distinguem das propensões psicológicas mais permanentes, não dispõem de tempo bastante para se adaptarem às mudanças nas circunstâncias objetivas”(Keynes, 1936:75).

Para Keynes, a relação entre o consumo e a renda obedeceria a uma “lei psicológica fundamental” em que os indivíduos em média aumentariam o consumo à medida que a renda aumentasse, mas não na mesma magnitude do aumento da renda. Para ele, tanto a propensão marginal quanto a propensão média a consumir declinam à medida que a renda aumenta. Com isto, quanto maior o nível absoluto de renda, maior a proporção de renda a ser poupada. No curto período uma dada variação na renda provocaria uma variação relativamente pequena no consumo, mas na medida que os indivíduos se habituassem com o novo nível de renda, o consumo cresceria até atingir uma relação estável com este novo nível de renda. Mesmo assim a variação absoluta no consumo seria inferior a variação absoluta na renda. Além disso, indivíduos de faixa de renda mais baixa teriam uma propensão a consumir maior que os de renda mais elevada, isto porque as necessidades básicas destes indivíduos são mais fortes do que seus motivos a poupar. Uma vez que as necessidades primárias dos indivíduos tenham sido satisfeitas, diminuem seus incentivos ao consumo o que os levam a pouparem uma parcela maior de sua renda. Assim, uma política de redistribuição de renda às camadas mais pobres resultaria em aumento do consumo agregado, alterando os parâmetros da função consumo.

Keynes, ao atribuir papel principal à demanda agregada na manutenção do nível de atividade da economia, se contrapõe à idéia clássica de que toda oferta cria sua própria procura. Para ele o consumo, por ser parte importante da demanda agregada, é uma variável que está diretamente relacionada com o nível do produto e suas flutuações.

Um aspecto a ser destacado (pelas fortes críticas recebidas) na teoria Keynesiana sobre o consumo agregado é a unitemporalidade das decisões dos consumidores, em que apenas a renda corrente disponível no instante t , afeta o consumo em t . Portanto, desconsidera o fato de que o consumidor pode alocar seus gastos em diferentes instantes de tempo, em função da renda prevista nestes instantes. Assim, a função consumo keynesiana, onde o consumo é função apenas da renda corrente disponível, pode ser expressa da seguinte forma:

$$c_t = a + by_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

onde c_t é o consumo agregado, y_t é a renda agregada disponível e ε_t é o erro da regressão (possivelmente autocorrelacionado). Os coeficientes a e b são, respectivamente, o nível de consumo autônomo e a propensão marginal a consumir da renda disponível.

Embora a grande relevância das discussões trazidas a tona por Keynes, a relação entre o consumo e a renda se revelou não ser tão simples como afirmado por ele. O consumo não depende apenas da renda corrente, mas possivelmente da renda futura esperada e outros fatores além da renda. Isto é o que sugerem as estimativas posteriores, em que não foram encontradas evidências de que a propensão média caia quando a renda aumenta, sendo constante durante longos períodos de tempo. Estes resultados, apesar de consistentes com as idéias de que o consumo seja uma função estável da renda e de que a propensão marginal a consumir é menor que a unidade, não eram consistentes com a função consumo proposta por Keynes.

2.2 TEORIA DO CICLO DE VIDA/RENDA PERMANENTE

O reconhecimento de que os gastos com consumo são mantidos relativamente constantes diante das variações na renda corrente, foi explicado posteriormente pelas Teorias do Ciclo de Vida de Modigliani e Brumberg (1954) e

da Renda Permanente de Friedman (1957). Estas teorias apesar de independentes, estão intimamente relacionadas, tanto que são usualmente referidas como sendo uma única teoria. As novas concepções trazidas por estas teorias redirecionaram a pesquisa macroeconômica sobre o consumo.

De acordo com a Hipótese do Ciclo de Vida, ao contrário da teoria keynesiana, o consumo é determinado pelo valor dos recursos ao longo de toda a vida. Os consumidores planejam seus respectivos comportamentos de consumo e poupança ao longo de vários períodos (sua vida provável) com a intenção de alocá-los da melhor maneira possível. Para esta teoria a poupança é vista como resultante do desejo dos indivíduos viabilizarem o consumo na velhice. Ainda, a taxa de poupança da economia é influenciada por vários fatores, como por exemplo, a estrutura etária da população. A Hipótese do Ciclo de Vida supõe que os indivíduos, ao invés de consumirem muito em alguns períodos e pouco em outros, preferirão distribuir o consumo ao longo de sua vida de forma a obterem um fluxo de consumo relativamente constante². Isto implica que o consumo não é determinado pela renda corrente – que pode até ser zero em alguns períodos – mas pela renda de toda a vida. Mesmo que o indivíduo receba algum tipo de seguro social durante a aposentadoria ou pretenda deixar alguma herança, o resultado fundamental continua o mesmo: as decisões de consumo não são tomadas levando-se em consideração a renda de um único período, mas a renda ao longo de vários períodos.

A Teoria da Renda Permanente, por sua vez, dividiu a renda em dois componentes: a renda permanente e a renda transitória. A primeira, é definida como a renda média ou esperada, ou seja, é uma previsão dos recursos que o consumidor poderá contar ao longo de sua vida para consumir e leva em conta tanto a riqueza atual do indivíduo quanto a sua esperança de renda futura. Já a segunda, representa os desvios aleatórios da renda corrente em relação à renda

² A justificativa para o comportamento dos indivíduos em preferirem níveis estáveis de consumo é baseada no princípio da utilidade marginal decrescente. Um indivíduo que se depare com um plano de consumo em que consome muito em um período e nada em outro, poderá aumentar a utilidade total transferindo consumo de um período para o outro, de forma a obter um fluxo de consumo uniforme, pois a perda de utilidade do período de grande consumo é mais do que compensada pelo ganho no período de pouco consumo.

permanente. A renda corrente pode ser ora maior que a renda permanente ora menor. Para Friedman, o consumo é determinado pela renda permanente e não pela renda corrente, que inclui tanto o componente permanente da renda como o transitório.

Sendo a Teoria da Renda Permanente válida, a resposta do consumidor às variações na sua renda dependerá de como estas mudanças são vistas por ele, se permanentes ou transitórias. Como a renda corrente é igual a soma da renda permanente e transitória ($y = y^P + y^T$), sendo esta última os desvios da renda corrente em relação à trajetória da renda permanente, a média desses desvios será aproximadamente zero e não correlacionada com a renda permanente. A implicação disto é que uma dada variação na renda corrente terá impacto sobre o consumo apenas na extensão em que a variação na renda é tida como permanente. Se quase toda a variação na renda é permanente, então o consumo variará quase de um para um com a renda corrente. Mas, se o consumidor acredita que a variação na sua renda não persistirá, então é pouco provável que ele ajuste seu consumo.

Se o consumo depende da renda permanente e não da renda corrente (renda de um único ano), ou seja, não responde a flutuações transitórias na renda, então o consumo é mais suave que a renda corrente, pois o indivíduo usaria sua poupança ou tomaria emprestado para suavizar a trajetória do consumo, sendo este protegido, em certa extensão, contra as flutuações dos ciclos de negócios. De maneira geral, considera-se que os indivíduos não poupam por pouparem, mas para consumirem no futuro, e que a poupança pode ser usada seja para o consumo em momentos posteriores da vida, seja para deixar herança para os descendentes. Se a renda corrente do indivíduo for superior à renda permanente, sua poupança será positiva, caso contrário, se a renda corrente for inferior a renda média, a poupança será negativa (despoupança). Esta decisão sobre a divisão da renda entre consumo e poupança é guiada também pela preferência entre consumo presente e futuro.

2.2.1 Implicações Estocásticas da Teoria do Ciclo de Vida/Renda Permanente

Lucas (1976) destacou o papel das expectativas ao afirmar que não devia existir uma relação estável entre consumo e renda, como era até então suposto. O consumo depende da renda futura esperada e a relação entre esta e a renda defasada não deve ser tratada como constante, mas variável à medida que o ambiente econômico muda, levando os agentes econômicos racionais a mudarem a maneira pela qual a renda defasada afeta a previsão da renda futura. Assim, o consumo depende da expectativa sobre a renda de forma que não é possível modelar o consumo sem modelar a renda. Com esta crítica Lucas redirecionou o foco das atenções ao papel desempenhado pelas expectativas na determinação do consumo.

As teorias do Ciclo de Vida e da Renda Permanente não apresentaram maior rigor formal. Hall (1978) combina as implicações destas teorias com as expectativas racionais formalizando um modelo de maximização intertemporal da utilidade esperada. O problema de otimização do consumidor representativo pode ser descrito da seguinte forma:

$$\text{Max}_{c_t} E_t \sum_{i=0}^{T-t} (1 + \delta)^{-i} u(c_{t+i}) \quad (2.2)$$

sujeito à:

$$\sum_{i=0}^{T-t} (1 + r)^{-i} (c_{t+i} - y_{t+i}) = A_t \quad (2.3)$$

onde $E_t(\cdot)$ é a esperança matemática condicional às informações disponíveis no instante t , δ é a taxa de preferência intertemporal, r a taxa de juros real (suposta constante ao longo do tempo), T tempo de vida do indivíduo, $u(\cdot)$ função de utilidade e c_t , y_t e A_t são, respectivamente, o consumo, a renda e a riqueza do agente no período t .

A restrição orçamentária intertemporal implica que se o consumidor se endividar ele deve pagar seus empréstimos até o fim da sua vida. Isto porque a soma dos seus excessos de consumo sobre seus rendimentos, descontados pela taxa de juros, deve ser igual à sua riqueza presente.

A maximização de (2.2) em relação a c_t sujeito à (2.3) leva às seguintes condições de primeira ordem:

$$E_t u'(c_{t+1}) = \frac{1+\delta}{1+r} u'(c_t) \quad (2.4)$$

Esta equação, chamada equação de Euler do consumidor, relaciona a utilidade marginal do consumo entre os períodos, e implica que nenhuma informação disponível no período t , que não seja o nível de consumo, c_t , ajuda a prever o consumo futuro, c_{t+1} , de forma que afete o valor esperado da utilidade marginal do consumo.

Assumindo que a taxa de preferência intertemporal seja constante e igual à taxa de juros, tem-se que a utilidade marginal do consumo evolui como um *random walk*, e a equação (2.4) transforma-se em:

$$E_t u'(c_{t+1}) = u'(c_t) \quad (2.5)$$

ou de forma equivalente

$$u'(c_{t+1}) = u'(c_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.6)$$

onde $E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$.

Se a utilidade marginal do consumo segue um *random walk*, da mesma forma será o consumo. Este é o resultado de Hall (1978)³. Supondo uma função de utilidade quadrática, $u(c_t) = c_t - \frac{a}{2} c_t^2$, com $a > 0$, tal que a utilidade marginal do

³ Uma derivação mais completa é apresentada no apêndice A.

consumo é linear, $u'(c_t) = 1 - ac_t$, então a hipótese da renda permanente implica que o consumo tem o seguinte comportamento:

$$c_t = c_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

onde ε_t é o distúrbio da regressão (com média zero), que representa os impactos sobre o consumo das novas informações que se tornaram disponíveis no período⁴.

A explicação para este resultado é devido ao comportamento otimizador-racional intertemporal dos consumidores, que ao decidirem sobre o volume de consumo no instante $t-1$, utilizam todas as informações disponíveis neste momento, inclusive a renda. Logo, as informações de todas as variáveis estão indiretamente incorporadas em c_{t-1} .

Portanto, a conclusão de Hall é que a teoria da renda permanente implica que mudanças no consumo são imprevisíveis, isto é, a única variável relevante para prever o consumo no instante $t + 1$ é o consumo em t .

O modelo exposto anteriormente, quando supomos que o indivíduo vive T anos, pode facilmente ser generalizado para um modelo de horizonte infinito ou, alternativamente, para um modelo de gerações superpostas. Neste caso, a condição terminal de que o indivíduo não possua mais nenhum ativo no fim de sua vida (o indivíduo gasta todo seu ativo e renda no último período de vida) é substituída pela condição de que quando t tende ao infinito o $\lim A_t(1+r)^{-t} = 0$. Assim, o consumo no período t será determinado de acordo com a seguinte equação:

$$c_t = \frac{r}{1+r} A_t + \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t y_{t+i} \quad (2.8)$$

⁴ Eliminando a suposição de que a taxa de preferência intertemporal é igual a taxa de juros a equação (2.7) passa a ter o seguinte representação: $c_t = \frac{\alpha(r-\delta)}{(1+r)} + \frac{(1+\delta)}{(1+r)} c_{t-1} + \varepsilon_t$. No entanto, a essência do resultado continua a mesma, qual seja: o consumo é um *martingale*.

Agora usando o fato de que:

$$A_t = (1 + r)(A_{t-1} + y_{t-1} - c_{t-1}) \quad (2.9)$$

temos:

$$c_t = r(A_{t-1} + y_{t-1} - c_{t-1}) + \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t y_{t+i} \quad (2.10)$$

e defasando (2.8) um período e multiplicando por $(1 + r)$, temos:

$$(1+r)c_{t-1} = rA_{t-1} + ry_{t-1} + \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} E_{t-1} y_{t+i} \quad (2.11)$$

e subtraindo (2.11) de (2.10), resulta:

$$\Delta c_t = \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} (E_t - E_{t-1}) y_{t+i} \quad (2.12)$$

o que implica que a mudança no consumo de $t-1$ para t é imprevisível em $t-1$. Novas informações sobre a renda do consumidor o levarão a revisar suas expectativas, mudando a renda permanente e desta forma seus planos de consumo.

Como a renda permanente é uma estimativa, dada a informação disponível atualmente, dos recursos que o indivíduo terá para consumir ao longo da sua vida, então o consumo corrente divergirá do consumo no período anterior pelo montante da revisão na renda permanente naquele período. Assim, somente mudanças não esperadas na política econômica são capazes de afetarem o consumo, e apenas na extensão em que elas afetam a renda permanente (apenas se seus efeitos esperados forem permanentes). Políticas que tem efeitos temporários sobre a renda não são capazes de afetarem o consumo.

2.3 O EXCESSO DE SENSIBILIDADE DO CONSUMO

O resultado de Hall (1978) de que o consumo segue um *random walk*, foi fortemente criticado por Flavin (1981). Esta autora testa a hipótese alternativa de que tanto as inovações permanentes quanto as variações transitórias na renda têm algum poder explicativo sobre o consumo.

Para testar a hipótese de excesso de sensibilidade Flavin usa o seguinte modelo:

$$y_t = \mu_t + \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \dots + \rho_8 y_{t-8} + v_{1t} \quad (2.13)$$

e

$$\begin{aligned} \Delta c_t = & (\mu_2 + \beta_0 \mu_1) + \beta_0 [(\rho_1 - 1)y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \dots + \rho_8 y_{t-8}] + \\ & + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_7 \Delta y_{t-7} + v_{2t} \end{aligned} \quad (2.14)$$

onde os β 's são os parâmetros de excesso de sensibilidade. Para que a Hipótese da Renda Permanente seja verdadeira $\beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_7 = 0$, onde se tem que o consumo segue um *random walk* com *drift*, pois

$$\Delta c_t = \mu_2 + v_{2t} \quad (2.15)$$

onde v_{2t} é ruído branco.

Entretanto, se β for diferente de zero então o consumo exibe excesso de sensibilidade à renda, implicando a rejeição da Teoria da Renda Permanente, pois o consumo responde a mudanças previsíveis na renda.

Os resultados obtidos por Flavin (1981) contradizem os obtidos por Hall (1978), dado que aquela autora encontra que o consumo exibe excesso de sensibilidade à renda corrente, pois a resposta do consumo às variações na renda é superior à prevista pela teoria da renda permanente. Com isso se estabelece um paradoxo na literatura macroeconômica sobre o consumo, pois Hall aceita enquanto Flavin rejeita a Teoria da Renda Permanente.

Podem ser destacadas duas razões possíveis para a rejeição da Teoria da Renda Permanente: a primeira é devido ao comportamento míope dos consumidores que não formam suas expectativas racionalmente, o que põe em dúvida a validade das hipóteses básicas da teoria; a segunda é que alguns indivíduos não conseguem obter empréstimos, devido a imperfeições nos mercados de capitais, para sustentar o consumo corrente na expectativa de ter uma renda futura mais elevada, ou seja, os indivíduos sofrem restrições de liquidez. Para estes indivíduos, uma queda na renda corrente provocará uma queda no consumo, a menos que o indivíduo tenha poupança e decida usá-la para suavizar o consumo. A restrição de liquidez é um dos motivos pelos quais mudanças previsíveis na renda provocam mudanças previsíveis no consumo.

2.4 MODELO COM CONSUMIDORES KEYNESIANOS E DA RENDA PERMANENTE

A Teoria Keynesiana afirma que o consumo é proporcional a renda corrente, o que implica que variações na renda corrente provocarão variações no consumo. Já a Teoria da Renda Permanente afirma que as variações no consumo são imprevisíveis, com o consumo seguindo um *random walk*. Isto implica que nenhuma informação disponível no período t , que o consumo neste período, ajuda a prever o consumo no período $t+1$. A hipótese de *random walk* pode ser testada simplesmente regressando a variação do consumo sobre variáveis defasadas, que em sendo verdadeira tal hipótese, os coeficientes sobre estas variáveis devem ser estatisticamente iguais a zero. Este foi o método utilizado por Hall (1978), em que ele rejeita a hipótese de que outras variáveis que não o consumo defasado em um período possuem poder preditivo sobre o consumo. Entretanto, Flavin (1981) demonstrou que o consumo responde a mudanças previsíveis na renda, isto é, exibe excesso de sensibilidade.

Campbell e Mankiw (1989) formularam um modelo alternativo que leva em conta os dois tipos de consumidores: aqueles que tomam suas decisões de consumo com base na renda corrente disponível, seguindo um comportamento keynesiano (restritos) e aqueles que maximizam o consumo intertemporalmente, comportando-se de acordo com a Teoria da Renda Permanente (irrestritos). Denominando a renda dos consumidores restritos e não-restritos de y_{1t} e y_{2t} , respectivamente, a renda total será $y_t = y_{1t} + y_{2t}$. Se considerarmos λ a fração da renda total recebida pelo primeiro grupo, então $y_{1t} = \lambda y_t$ e $y_{2t} = (1-\lambda)y_t$. Como os consumidores restritos consomem sua renda corrente, $c_{1t} = \lambda y_t$, isto implica que $\Delta c_{1t} = \lambda \Delta y_t$, isto é, a variação no consumo é igual a variação na renda para estes indivíduos. Por outro lado, para os consumidores que se comportam de acordo com a Teoria da Renda Permanente, a variação no consumo é imprevisível. A variação no consumo para estes consumidores é $\Delta c_{2t} = (1-\lambda)\varepsilon_t$, onde ε_t é a inovação na renda.

Portanto, a mudança no consumo agregado total é uma média ponderada da variação do consumo dos dois grupos:

$$\Delta c_t = \lambda \Delta y_t + (1-\lambda)\varepsilon_t \quad (2.16)$$

Observe que se $\lambda = 0$, a equação (2.16) se reduz a $\Delta c_t = \varepsilon_t$, ou seja, o consumo segue um *random walk*, conforme o modelo de Hall (1978). Assim, a Teoria da Renda Permanente pode ser testada usando-se como hipótese nula que $\lambda = 0$. No caso em que esta hipótese é rejeitada, o estimador de λ pode ser interpretado como a proporção da renda dos indivíduos “restritos” na renda agregada.

No modelo (2.16) λ é uma estimativa do desvio do consumo da Teoria da Renda Permanente. Se a estimativa de λ for próxima de zero, significa que a maioria dos consumidores faz seus planos de consumo conforme esta teoria. Caso contrário, se a estimativa de λ for próxima da unidade, então existe pouca evidência da validade da Teoria da Renda Permanente, com a maior parte dos

consumidores tomando suas decisões de consumo levando em conta apenas a renda corrente.

No entanto, como ε_t é, certamente, correlacionado com Δy_t , estimar (2.16) por mínimos quadrados ordinários geraria estimativas viesadas e inconsistentes, pois um dos seus pressupostos é a não correlação entre as variáveis explicativas e termo erro. A solução então é estimar por variáveis instrumentais. Qualquer variável estacionária correlacionada com Δy_t e não correlacionada com ε_t , pode servir de instrumento. Encontrados tais instrumentos, o procedimento de variáveis instrumentais consiste em “rodar” uma regressão no primeiro estágio de Δy_t sobre um conjunto de instrumentos. No segundo estágio, regressa-se Δc_t sobre o valor estimado de Δy_t da regressão do primeiro estágio. As equações a serem estimadas são as seguintes:

$$\Delta y_t = \beta' z_t + e_t \quad (2.17)$$

$$\Delta c_t = \lambda \hat{\Delta y}_t + (1-\lambda)\varepsilon_t \quad (2.18)$$

onde z_t é um vetor de instrumentos e β o vetor de coeficientes. Campbell e Mankiw (1989) sugerem que sejam usados instrumentos defasados no mínimo dois períodos para evitar o problema de agregação temporal dos dados.

Quando existem mais instrumentos que o necessário para identificar a equação (mais instrumentos que o número de variáveis endógenas), podemos testar a validade dos instrumentos adicionais. Se os instrumentos usados são válidos, eles não devem ser correlacionados com ε_t , ou seja, toda informação contida nos instrumentos sobre o crescimento da renda já foi extraída, de forma que eles não possuem nenhum poder preditivo adicional sobre a variação do consumo⁵. Uma forma de verificar a validade dos instrumentos é “rodar” uma regressão dos resíduos de (2.18) sobre os instrumentos e então comparar a

⁵ Muita atenção deve ser dada a escolha dos instrumentos, pois a exclusão errada destes pode levar a rejeição da hipótese nula, gerando estimativas inconsistentes.

estatística TR^2 (onde T é o tamanho da amostra) desta regressão com a estatística tabelada da distribuição $\chi^2_{(l-k)}$. O número de graus de liberdade é igual ao número de restrições de sobreidentificação, isto é, o número de instrumentos, l , menos o número de variáveis explicativas endógenas, k .

A equação (2.16), estimada por variáveis instrumentais, pode ser vista como um modelo restrito de um sistema de duas equações mais geral, onde as variáveis Δc_t e Δy_t são regressadas diretamente sobre os instrumentos. Se existem l instrumentos, z_1 até z_l , o sistema será:

$$\begin{aligned}\Delta c_t &= b_0 + b_1 z_{1t} + \dots + b_l z_{lt} + \xi_{ct} \\ \Delta y_t &= c_0 + c_1 z_{1t} + \dots + c_l z_{lt} + \xi_{yt}\end{aligned}\quad (2.19)$$

Se $b_1 = \dots = b_l = 0$, a hipótese da renda permanente não pode ser rejeitada. Este hipótese pode ser testada diretamente estimando a equação para Δc_t por mínimos quadrados ordinários, sem a necessidade de considerar a equação para Δy_t . No entanto, é mais vantajoso estimar a equação (2.16), pois se preservam os graus de liberdades (menos parâmetros a serem estimados), realizando um teste com mais poder quando o número de observações não for muito grande.

Quando existe mais de um instrumento, a equação (2.16) impõe restrições de sobreidentificação sobre o sistema de equações (2.19), implicando que as variações previsíveis no consumo e na renda, isto é, os coeficientes b e c , são proporcionais uns aos outros: $\frac{b_1}{c_1} = \dots = \frac{b_l}{c_l} = \lambda$. O teste de que $\lambda = 0$, é também um teste de que os coeficientes b 's são iguais a zero, sob a hipótese alternativa de que as restrições de sobreidentificação são verdadeiras (b 's diferentes de zero).

Campbell e Mankiw (1989), usando este modelo mais geral, que permite considerar que uma fração dos consumidores gasta simplesmente sua renda corrente e o restante toma suas decisões de consumo de acordo com a renda permanente, encontraram um resultado de que metade dos consumidores maximiza intertemporalmente o consumo, agindo de acordo com a Teoria da

Renda Permanente e a outra metade está restrita a consumir sua renda corrente. A fim de verificar a robustez dos resultados para os Estados Unidos, Campbell e Mankiw realizaram os mesmos testes para todos os países do G-7. Com exceção da Inglaterra, onde nenhum modelo pareceu descrever adequadamente os dados, os resultados encontrados confirmam a rejeição do modelo *random walk* simples a favor do modelo mais geral, que considera tanto consumidores do tipo keynesiano como consumidores que maximiza intertemporalmente o consumo. Apesar dos resultados obtidos por Campbell e Mankiw (1989) rejeitarem o modelo *random walk* puro como proposto por Hall (1978), eles sugerem que a renda permanente é de grande importância para entender a evolução do consumo.

3 METODOLOGIA

3.1 TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE CONSUMO E RENDA

Nesta e nas próximas duas seções, apresentaremos uma metodologia alternativa, baseada na análise de tendências e ciclos, para testar a Hipótese da Renda Permanente. Primeiramente, nesta seção, apresentaremos os testes para tendências e ciclos comuns. Usaremos os resultados destes testes para então decompor as séries em seus componentes de tendência e ciclo e para realizarmos a decomposição da variância.

Séries econômicas que possuem fatores similares podem apresentar movimentos comuns (co-movimentos). São exemplos as tendências estocásticas comuns (cointegração), correlação serial comum (ciclos comuns), quebras estruturais comuns, sazonalidade comum, entre outras. Uma das implicações da existência de fatores comuns, que pode ser explorada na modelagem de séries de tempo, é a redução do número de parâmetros a serem estimados e, conseqüentemente, o aumento da eficiência e melhora na precisão das previsões, uma vez que os fatores redundantes podem ser removidos pela combinação linear deles, resultando em modelos mais parcimoniosos. Os movimentos comuns são informações úteis não apenas do ponto de vista econométrico, mas também econômico, visto que a teoria econômica às vezes prevê e explica tais co-movimentos.

A análise de co-movimentos pode ser aplicada às variáveis que apresentam tais características individualmente, mas que combinadas apropriadamente desaparecem, pois as variáveis compartilham tais características. Estamos particularmente interessados na existência de tendências e ciclos comuns entre consumo e renda.

A Teoria da Renda Permanente implica existência de uma relação de proporcionalidade no longo prazo entre o consumo e a renda. Isto é, se o consumo for igual a renda permanente, o consumo e a renda não podem divergir no longo prazo, devendo cointegrar com coeficiente de cointegração unitário (ver Deaton, 1992). Entretanto, se o consumo e a renda apresentarem ciclos comuns, isto implicará rejeição da Hipótese da Renda Permanente pura.

Considerando-se que a renda permanente é representada pela tendência estocástica e que suas inovações são permanentes e que renda transitória é representada pelos ciclos e que suas inovações têm efeitos apenas transitórios, os modelos de decomposição estrutural, que levam em conta as restrições de fatores comuns, podem ser usados para obter evidências sobre a validade das teorias sobre o consumo.

3.1.1 Teste para Tendências Comuns

A cointegração é um indicador de co-movimentos de longo prazo entre variáveis não-estacionárias. Variáveis que são cointegradas compartilham tendências estocásticas comuns, que conduzem seus movimentos de longo prazo. Neste caso, existe no mínimo uma combinação linear destas variáveis que é estacionária, que não exhibe tendência.

Uma maneira de testar a presença de tendências estocásticas comuns é por meio do teste de cointegração de Johansen (1988)⁶. Considere um VAR de ordem p :

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

onde x_t é vetor $N \times 1$ de variáveis não-estacionárias e ε_t é um vetor $N \times 1$ de erros. Reescrevendo (3.1) em termos de suas primeiras diferenças temos:

⁶ Para outras metodologias ver Engle e Granger (1987) e Nyblom e Harvey (2000).

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

onde

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j \quad (3.3)$$

Se as séries forem cointegradas a matriz Π terá um *rank* $r < N$ e poderá ser decomposta em um produto de duas matrizes α e β de *rank* $N \times r$, tal que $\Pi = \alpha\beta'$ e $\beta'x_t$ é $I(0)$; β é uma matriz onde cada coluna é um vetor de cointegração, r é o número de relações cointegrantes e os elementos da matriz α são os parâmetros de ajustamento do modelo de vetor de correção de erro (VEC). As matrizes α e β devem ser estimadas por máxima verossimilhança, pois devido às restrições entre equações não é possível estimá-las por mínimos quadrados ordinários.

A metodologia de Johansen estima a matriz Π a partir de um VAR não-restrito, e testa se podem ser rejeitadas as restrições impostas pela redução do *rank* de Π . Se um conjunto de N variáveis são cointegradas com r vetores cointegrantes, então isto implica que existe $N-r$ tendências comuns entre elas.

Para determinar o número de relações cointegrantes deve-se testar seqüencialmente a hipótese nula de $r = 0$ a $r = N-1$ até não ser rejeitada. Isto pode ser feito verificando a significância das raízes características (λ_i) da matriz Π , em que o número de vetores cointegrantes é igual ao número de raízes que são diferentes de zero, isto é, o *rank* de Π . Se este for igual a zero (nenhum vetor cointegrante) o modelo (3.2) se torna um VAR em primeiras diferenças.

Como podemos obter na prática as estimativas de Π e suas raízes características, o teste para o número de vetores cointegrantes pode ser realizado usando-se os testes estatísticos do traço e do maior autovalor que são, respectivamente:

$$\lambda_{traço} = - T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.4)$$

$$\lambda_{max} = - T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.5)$$

onde T é o número de observações e $\hat{\lambda}_i$ são as raízes características estimadas, também chamadas de autovalores. Se as variáveis não forem cointegradas, cada expressão $\ln(1-\lambda_i)$ será igual a zero⁷. Mas se $r = 1$, por exemplo, então $0 < \lambda_1 < 1$ e a expressão $\ln(1-\lambda_1)$ será diferente de zero (negativa) e todos os outros $\lambda_i = 0$.

O teste do traço assume como hipótese nula que o número de vetores cointegrantes é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que é maior que r . Já o teste do maior autovalor, a hipótese nula é que existem r vetores cointegrantes contra a alternativa de $r+1$ relações cointegrantes. Os valores críticos dos testes $\lambda_{traço}$ e λ_{max} são fornecidos Ostervald-Lenun (1992).

Definindo w_{t-1} como o vetor das r combinações cointegrantes que descreve as relações de longo prazo entre as variáveis, podemos reescrever (3.2) como um modelo VEC:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \beta w_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Um VEC nada mais é do que um modelo VAR restrito, destinado a modelar séries de tempo não estacionárias que são cointegradas⁸. O VEC tem relações de cointegração constituída numa especificação tal que ele restringe o comportamento de longo prazo das variáveis endógenas a convergir às suas relações cointegrantes, enquanto permite ajustamentos dinâmicos de curto prazo. Isto é, os desvios do equilíbrio de longo prazo são corrigidos gradualmente através de vários ajustamentos parciais de curto prazo.

⁷ Para que $\ln(1-\lambda_i) = 0$, λ_i dever ser igual a zero, pois $\ln(1) = 0$.

⁸ Se existe tendência comum entre as variáveis, o número de parâmetros do VAR a ser estimado pode ser reduzido estimando-se um VEC, que leva em consideração esta restrição. Um VEC com $p-1$ defasagens, reescrito em nível, corresponde a um VAR restrito com p defasagens.

3.1.2 Teste para Ciclos Comuns

Algumas variáveis podem apresentar comportamento dinâmico de curto prazo (ciclo) relacionado umas com as outras, devido à correlação serial entre elas. Porém, se existe alguma combinação linear dessas variáveis que elimina toda correlação serial com as observações passadas, as séries compartilham ciclos comuns. Assim, os ciclos são ditos comuns, se existe alguma combinação linear das variáveis que é imprevisível. Ciclos comuns entre variáveis é um indicador de co-movimentos de curto prazo. É bom lembrar que a análise de ciclos comuns é realizada sobre variáveis estacionárias. Caso as variáveis sejam integradas, de ordem 1, por exemplo, a análise deve ser feita sobre as primeiras diferenças das séries.

Se o vetor *cofeature*, φ , que remove todas as correlações das variáveis com as observações passadas existe, $E(\varphi' \Delta x_t | \Omega_t) = 0$, tomando como exemplo o modelo (3.6), onde o conjunto de informação (Ω_t) contem todas as informações relevantes no instante t para prever Δx_t , a condição exigida é:

$$\varphi' \Pi = 0, \quad \varphi' \Gamma_i = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, p-1 \quad (3.7)$$

O teste para ciclos comuns é baseado na análise das correlações canônicas, como proposto por Engle e Kozicki (1993) e Vahid e Engle (1993). O procedimento consiste em testar a não existência de correlações canônicas entre as variáveis e o conjunto de informação passado. No caso de variáveis cointegradas, testa-se a não existência de correlações canônicas das primeiras diferenças das variáveis com suas defasagens significativas e o termo correção de erro defasado um período. Utilizando a equação (3.6), devemos calcular as correlações canônicas entre $\{\Delta x_t\}$ e $\{\sum_{i=1}^{p-1} \Delta x_{t-i}, w_{t-1}\}$.

A estatística do teste de que as primeiras s correlações canônicas são estatisticamente iguais a zero é:

$$C = -(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \ln(1 - \kappa_i^2), \quad (3.8)$$

onde κ_i são as correlações canônicas, T é o número de observações e p é o número de defasagens do sistema autorregressivo em diferenças (que é uma a menos do que o correspondente em nível). O teste tem uma distribuição χ^2 com $s(Np + r) - s(N - s)$ graus de liberdade sob a hipótese nula, onde N é o número de variáveis e r é o número de vetores cointegrantes, se existir. O número de ciclos comuns entre as variáveis é $N - s$. Se as variáveis forem cointegradas com r relações cointegrantes, pode existir no máximo $N - r$ vetores linearmente independentes que eliminam as correlações. Vahid e Engle (1993), justificam este procedimento para testar ciclos comuns entre as variáveis:

“To see the intuition behind the test statistic in equation (3.8), we look at the problem from the canonical correlation point of view. Canonical analysis rotates the system in such a way that the right-hand-side variables will be canonical, i.e. they will be uncorrelated with each other within the sample, so that exclusion of one will not affect the coefficients of the rest, and the contribution of all of them to the explained sum of square will be the sum of the individual contributions. The restrictions imposed by the existence of a cofeature vector are embodied in the omission of one canonical variable from the system. The contribution of the i th canonical variable to the log likelihood function of the system is proportional to $\ln\left(\frac{1}{(1 - \kappa_i^2)}\right)$, where κ_i is the i th

canonical correlation between current variables and the past. This and the statistical orthogonality of the canonical variables together imply the likelihood ratio test statistic in equation (3.8)” (Vahid e Engle, 1993:349).

3.2 MODELO ESTRUTURAL DE TENDÊNCIA MAIS CICLO

A decomposição de uma série em seus componentes não observados tem o grande atrativo de possibilitar uma clara e direta interpretação de suas características. A utilização do algoritmo do filtro de Kalman para decompor uma série, também permite a realização de previsões para valores futuros da série com base nos padrões passados. Os modelos estruturais por permitirem que a tendência tenha um comportamento estocástico, eliminam o problema relacionado a estacionariedade. Isto é, não é necessário que se conheça o grau de integração da série ou que se use as séries diferenciadas para a especificação do modelo.

A aplicação desta metodologia tem sido mais amplamente utilizada em modelos univariados. No entanto, de forma semelhante aos modelos autorregressivos, os modelos estruturais podem ser facilmente generalizados para uma estrutura multivariada. A modelagem conjunta de várias séries permite a possibilidade de especificação de fatores comuns (tendências, ciclos e/ou sazonalidade comuns). Isto é possível quando diferentes séries apresentam características similares, como é o caso da renda e consumo que constituem objeto de estudo deste trabalho. O nosso interesse está voltado para os componentes de tendências e ciclos das séries de renda e consumo *per capita*, ou seja, nas relações de longo prazo e nas relações de curto prazo.

A idéia básica dos modelos estruturais de Harvey (1989) é analisar uma série de tempo como o somatório de vários componentes não diretamente observados. Neste sentido uma série de tempo é tratada como sendo uma função destes componentes que são: tendência (μ_t), sazonalidade (γ_t), ciclo (ψ_t) e irregular (ε_t). O modelo pode ser representado da seguinte forma:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t. \quad (3.9)$$

Assim, podemos analisar mudança de tendência, alterações no padrão sazonal e/ou o comportamento cíclico da série.

A generalização dos Modelos Estruturais de Séries de Tempo (MEST) para uma estrutura multivariada, de forma que permita modelar diversas séries de maneira conjunta, é denominada de Equações de Series de Tempo Aparentemente Não-Relacionadas (ESTANR). De acordo com Harvey (1989), os modelos ESTANR assumem que as diferentes séries não necessariamente estão sujeitas a relações de causa e efeito, mas encontram sujeitas ao mesmo ambiente macroeconômico.

A diferença fundamental dos modelos ESTANR para o MEST é que estamos lidando com vetores e não mais com escalares, mas a modelagem é similar a dos modelos univariados. Conforme Harvey (1989), o modelo multivariado de tendência mais ciclo pode ser descrito da seguinte forma:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\psi}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.10)$$

$$\boldsymbol{\mu}_t = \boldsymbol{\mu}_{t-1} + \boldsymbol{\beta}_{t-1} + \boldsymbol{\eta}_t \quad (3.11)$$

$$\boldsymbol{\beta}_t = \boldsymbol{\beta}_{t-1} + \boldsymbol{\xi}_t \quad (3.12)$$

$$\boldsymbol{\psi}_t = \rho(\alpha \cos \lambda t + \beta \sin \lambda t) \quad (3.13)$$

onde \mathbf{y}_t é um vetor $N \times 1$ de variáveis observadas; $\boldsymbol{\mu}_t$ é um vetor $N \times 1$ de níveis (tendências); $\boldsymbol{\beta}_t$ é um vetor $N \times 1$ de inclinações; $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ é um vetor $N \times 1$ de componentes irregulares que não é explicado pelo modelo, com matriz de covariância Σ_{ε} , $N \times N$ e; $\boldsymbol{\eta}_t$ e $\boldsymbol{\xi}_t$ são vetores $N \times 1$ de erros ruído branco com média zero e matrizes de covariâncias Σ_{η} e Σ_{ξ} , respectivamente, ambas $N \times N$.

O componente cíclico $\boldsymbol{\psi}_t$ pode ser modelado de forma trigonométrica, com frequência $0 < \lambda < \pi$ medida em radianos. O período de um ciclo completo é $\frac{2\pi}{\lambda}$ e

a amplitude é $(\alpha^2 + \beta^2)^{1/2}$. Como os parâmetros α e β são constantes no tempo, para que eles variem a equação (3.13) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda I_n & \text{sen } \lambda I_n \\ -\text{sen } \lambda I_n & \cos \lambda I_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} \quad (3.14)$$

onde ψ_t e ψ_t^{*9} são vetores $N \times 1$, $\omega_t, \omega_t^* \sim iidN(0, \Sigma_\omega)$ e o parâmetro $0 < \rho \leq 1$ é o fator de amortecimento do ciclo (fator *dumping*). Quando $N > 1$, ρ e λ são os mesmos para cada variável, isto é, estamos impondo que as variáveis possuem ciclos com as mesmas propriedades. Apesar de ser uma suposição bastante forte, ela tem a vantagem de reduzir o número de parâmetros a serem estimados.

Da mesma forma que os modelos univariados, $\epsilon_t, \eta_t, \xi_t$ e ω_t são supostos ser não correlacionados uns com os outros em todos os períodos. Ainda, os elementos das matrizes de covariâncias fora da diagonal principal estabelecem as relações entre os componentes das N variáveis.

Em (3.11) a tendência está sendo modelada de forma a incluir uma inclinação estocástica, resultando em um modelo mais geral. No caso especial, em que Σ_ξ é igual a zero, ou seja, inclinação fixa, a tendência se reduz a um *random walk* com um termo *drift*. Restringindo ainda mais (3.11), podemos obter um modelo de nível local em que o termo inclinação não é incluído na tendência.

A operacionalização dos modelos de decomposição estrutural é feita através do filtro de Kalman¹⁰, um algoritmo desenvolvido no âmbito da engenharia para resolver problemas de extração de sinal. O filtro fornece uma forma de se estimar os componentes não observáveis do modelo, que são variantes no tempo. No entanto, para fazermos uso do filtro de Kalman é preciso colocar os modelos no formato de espaço de estados. Esta estrutura é uma forma útil para representar sistemas dinâmicos que envolvem variáveis de estado não

⁹ ψ_t^* aparece por construção.

¹⁰ Detalhes sobre o filtro de Kalman são apresentados no apêndice B.

observadas e é composto de duas equações, ditas equação de medida e equação de transição (esta também chamada equação de estado).

Colocando as equações (3.10)-(3.12) e (3.14) no formato de espaço de estados temos:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{z}_t \boldsymbol{\alpha}_t + \mathbf{u}_t \quad (\text{equação de medida}) \quad (3.15)$$

$$\boldsymbol{\alpha}_t = \mathbf{T}_t \boldsymbol{\alpha}_{t-1} + \mathbf{v}_t \quad (\text{equação de transição}) \quad (3.16)$$

no formato matricial as equações de medida e transição têm a seguinte forma:

$$\mathbf{y}_t = [\mathbf{I} \ 0 \ \mathbf{I} \ 0] \boldsymbol{\alpha}_t + [\boldsymbol{\Gamma} \ 0 \ 0 \ 0] \mathbf{u}_t \quad (3.17)$$

$$\boldsymbol{\alpha}_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \Psi_t \\ \Psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I & I & 0 & 0 \\ 0 & I & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \cos \lambda I & \rho \sin \lambda I \\ 0 & 0 & -\rho \sin \lambda I & \rho \cos \lambda I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \Psi_{t-1} \\ \Psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_\eta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Gamma_\xi & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Gamma_\omega & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Gamma_\omega \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t \\ \xi_t \\ \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} \quad (3.18)$$

A equação de medida descreve a relação entre as variáveis observadas e as variáveis de estado (não observadas). Já a equação de estados descreve a dinâmica das variáveis não observadas, onde o vetor de estados é suposto ser gerado por um processo de Markov de primeira ordem.

3.2.1 Modelo Estrutural com Fatores Comuns

O modelo com fatores comuns consiste na imposição de restrições sobre as matrizes de covariâncias dos choques aleatórios (Σ_η , Σ_ξ e Σ_ω), o que reduz o posto destas matrizes fazendo com que este seja menor que o número de séries modeladas, gerando modelos mais parcimoniosos. As restrições são impostas de acordo com as características comuns apresentadas pelas séries. No caso de tendência comum esta pode surgir por meio de níveis comuns ou inclinações

comuns ou ambos. Seguindo-se, ainda, a metodologia de Harvey (1989), o modelo de tendências e ciclos comuns pode ser assim representado¹¹:

$$y_t = \Theta_\mu \ddot{\mu}_t + \mu_\theta + \Theta_\psi \ddot{\Psi}_t + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

$$\ddot{\mu}_t = \ddot{\mu}_{t-1} + \Theta_\beta \ddot{\beta}_{t-1} + \beta_\theta + \ddot{\eta}_t \quad (3.20)$$

$$\ddot{\beta}_t = \ddot{\beta}_{t-1} + \ddot{\xi}_t \quad (3.21)$$

$$\begin{bmatrix} \ddot{\psi}_t \\ \ddot{\psi}_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_n & \text{sen } \lambda_n \\ -\text{sen } \lambda_n & \cos \lambda_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{\psi}_{t-1} \\ \ddot{\psi}_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \ddot{\omega}_t \\ \ddot{\omega}_t^* \end{bmatrix} \quad (3.22)$$

onde $\ddot{\mu}_t$ é um vetor $K_\mu \times 1$ de tendências comuns, Θ_μ é uma matriz $N \times K_\mu$ de fatores *loadings* e μ_θ é um vetor $N \times 1$ em que seus K_μ primeiros elementos são zeros e o restante igual a $\bar{\mu} + \bar{\beta}t$; $\ddot{\beta}_t$ é um vetor $K_\beta \times 1$ de inclinações comuns, Θ_β é uma matriz $K_\mu \times K_\beta$ de fatores *loadings* e β_θ é um vetor $K_\mu \times 1$ que tem seus primeiros K_β elementos iguais a zero e os restantes iguais a $\bar{\beta}$ e; $\ddot{\Psi}_t$ representa os ciclos comuns de dimensão $K_\psi \times 1$ e Θ_ψ é uma matriz $N \times K_\psi$ de fatores *loadings*. Temos ainda que $0 \leq K_\mu, K_\psi \leq N$, $0 \leq K_\beta \leq K_\mu$ e por fim, a matriz de covariâncias (Σ_ε) do componente irregular é $N \times N$ e as dos distúrbios aleatórios $\Sigma_{\ddot{\eta}}$, $\Sigma_{\ddot{\xi}}$ e $\Sigma_{\ddot{\omega}}$, são, respectivamente, $K_\mu \times K_\mu$, $K_\beta \times K_\beta$ e $K_\psi \times K_\psi$.

As matrizes Θ_μ , Θ_β e Θ_ψ precisam de algumas restrições para assegurar a identificação. A restrição usual é impor que $\Theta_{ij} = 0$ para $j > i$ e $\Theta_{ii} = 1$ para $i = 1, \dots, K$ e as respectivas matrizes de covariâncias são diagonais. Esta última condição assegura que as tendências e os ciclos comuns são não correlacionados uns com os outros. As duas primeiras condições implicam que y_{1t} depende apenas da primeira tendência e/ou ciclo comuns e não das outras. De forma similar y_{2t} depende apenas das duas primeiras tendências e/ou ciclos comuns e

¹¹ Apresentaremos o modelo mais geral que inclui uma inclinação estocástica no componente da tendência. O modelo de nível local mais ciclo, em que a tendência é modelada como um processo *random walk*, pode ser obtido apenas não incluindo a inclinação.

assim por diante até y_{kt} , que depende de todas as tendências e/ou ciclos comuns. Finalmente, é importante estar atento para a ordem na qual as variáveis devem entrar no modelo, pois isto pode influenciar o resultado.

Supondo-se que as séries de renda e consumo possuem uma tendência e um ciclo comuns, poderíamos modelar as séries da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ c_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \bar{\mu} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ \theta_\mu \end{bmatrix} \dot{\mu}_t + \begin{bmatrix} 1 \\ \theta_\psi \end{bmatrix} \ddot{\Psi}_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{ct} \end{bmatrix} \quad (3.23)$$

onde y_t e c_t são, respectivamente, a renda e o consumo *per capita*. Definindo o componente da tendência comum $\dot{\mu}_t$ como a renda permanente e o componente cíclico $\ddot{\Psi}_t$ como a renda transitória, então θ_μ e θ_ψ são as influências da renda permanente e da renda transitória sobre o consumo, respectivamente. Para a Teoria da Renda Permanente ser válida, o coeficiente θ_μ deve ser próximo da unidade e o valor de θ_ψ não pode ser significativamente diferente de zero. Isto é, o componente cíclico (transitório) do consumo não apresenta nenhuma relação com o componente cíclico da renda.

Uma vantagem do modelo de componentes não observados, que especifica a relação do consumo com cada componente da renda, conforme Elwood (1998), é que além de poder ser usado para testar a Hipótese da Renda Permanente, usa a informação dos dados do consumo para estimar os diferentes componentes. No entanto, um problema relacionado a esta metodologia se refere à mensuração da importância relativa de cada componente (permanente e transitório) em explicar a variação no consumo. Com o objetivo de contornar esta questão usaremos a decomposição de Blanchard e Quah (1989) que será exposta a seguir.

3.3 DECOMPOSIÇÃO DE BLANCHARD E QUAH

Uma maneira de se obter a identificação estrutural das séries é por meio da decomposição de Blanchard e Quah (1989). Considerando que as séries de consumo e renda são $I(1)$ podemos decompô-las em seus componentes permanente e temporário. O modelo macroeconômico é então desenvolvido de forma que as variáveis são afetadas por dois tipos de choques: as inovações na tendência que têm efeitos permanentes e as inovações cíclicas que têm efeitos apenas transitórios. Blanchard e Quah assumiram que os choques temporários (choques de demanda) não têm efeitos no longo prazo sobre a renda e que apenas as inovações na tendência (choques de oferta) são capazes de afetar permanentemente a renda.

Podemos fazer uso dos modelos VAR para decompor as séries em seus componentes e recuperar os dois tipos de choques. Conforme Issler e Vahid (2001), por meio da decomposição da variância do erro de previsão para o consumo é possível discutirmos a Hipótese da Renda Permanente. Se esta for verdadeira os choques temporários não devem ter importância significativa para explicar a variação do consumo.

Partindo-se de uma representação de médias móveis bivariada, para deixar claro a dinâmica dos choques sobre as variáveis, temos a seguinte representação das séries de renda e consumo ¹²:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \sum_{k=0}^{\infty} \phi_{11}(k) u_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} \phi_{12}(k) u_{2t-k} \\ \Delta c_t &= \sum_{k=0}^{\infty} \phi_{21}(k) u_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} \phi_{22}(k) u_{2t-k}\end{aligned}\tag{3.24}$$

ou de forma compacta,

¹² Não estamos incluindo o termo intercepto por questão de praticidade.

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta c_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) + \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) + \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

onde u_{1t} e u_{2t} são distúrbios ruído branco independentes, L é o operador defasagem e $\Phi_{ij}(L)$ são polinômios em que os coeficientes individuais são denotados por $\phi_{ij}(k)$.

Considerando-se u_{1t} como um choque permanente e u_{2t} como um choque temporário, a soma dos coeficientes do polinômio $\Phi_{21}(L)$, por exemplo, representa o efeito total de um choque permanente sobre o consumo.

Para fazer a decomposição, as variáveis devem estar na forma estacionária. Desde que as séries são $I(1)$, usam-se as primeiras diferenças. Caso todas as séries sejam $I(0)$ não faz sentido decompô-las em componente permanente, pois as séries não exibem tendência. Ainda, no processo de decomposição das séries em seus componentes de tendências e ciclos é necessário impor uma restrição para permitir a identificação das inovações estruturais do VAR estimado. Vamos assumir que o choque u_{2t} tem efeito apenas temporário sobre a renda e que no longo prazo a renda não é afetada por estes choques, tal que o efeito acumulado de u_{2t} sobre Δy_t é igual a zero. Em termos de (3.24) isto significa que:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \phi_{12}(k) u_{2t-k} = 0 \quad (3.25)$$

Como u_{1t} e u_{2t} não são observados, para recuperá-los devemos transformar o vetor de médias móveis infinito em um VAR. Assim temos:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta c_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) + A_{12}(L) \\ A_{21}(L) + A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta c_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{ct} \end{bmatrix} \quad (3.26)$$

onde ε_{yt} e ε_{ct} são os componentes irregulares da renda e do consumo, respectivamente, e $A_{ij}(L)$ são polinômios com coeficientes denotados por $a_{ij}(k)$.

Do modelo VAR temos que o erro de previsão um passo a frente para a renda é dado por $\varepsilon_{yt} = \Delta y_t - E_{t-1}\Delta y_t$ e no vetor de médias móveis este erro é $\phi_{11}(0)u_{1t} + \phi_{12}(0)u_{2t}$. Como as duas representações são equivalentes, temos:

$$\varepsilon_{yt} = \phi_{11}(0)u_{1t} + \phi_{12}(0)u_{2t} \quad (3.27)$$

Similarmente, o erro de previsão um passo a frente para o consumo, ε_{ct} , é:

$$\varepsilon_{ct} = \phi_{21}(0)u_{1t} + \phi_{22}(0)u_{2t} \quad (3.28)$$

Como demonstrado em (3.27) e (3.28) as inovações macroeconômicas agregadas (ε_t) são as somas das inovações da tendência (u_{1t}) e do ciclo (u_{2t})¹³. A idéia desta metodologia é decompor a variância de ε_t na variância dos seus dois componentes distintos: um captando a variação dos choques permanentes e o outro captando a variação dos choques transitórios.

¹³ Maiores detalhes de como recuperar os parâmetros do modelo é demonstrado no apêndice C.

4 ANÁLISE EMPÍRICA

4.1 ANÁLISE DOS DADOS

As séries utilizadas nas estimações são as dos agregados macroeconômicos de renda disponível bruta e consumo final das famílias, ambas expressas em termos *per capita* e transformadas em logaritmos que denotaremos por y_t e c_t , respectivamente¹⁴. As séries têm frequência anual e compreendem o período de 1947 a 2002 e foram deflacionadas pelo IGP-DI. O ideal é que as séries fossem deflacionadas por um índice de preços ao consumidor, já que estamos discutindo questões relativas à teoria do consumo. Entretanto, os índices de preços ao consumidor mais utilizados, o IPCA e o INPC, começaram a ser calculados somente a partir de 1980, não sendo compatível com todo o período aqui analisado.

A análise da função consumo através de dados agregados baseia-se na hipótese do consumidor representativo em que se supõe que os indivíduos têm preferências homogêneas, o que é uma suposição bastante forte e por isso sujeita a críticas. No intuito de contornar os problemas advindos da agregação dos dados, existem na literatura internacional diversos estudos realizados com base em dados de painel, em que se usam as informações por famílias em um número determinado de períodos. Alguns resultados usando dados microeconômicos também têm apontado para a rejeição da Teoria da Renda Permanente, com a economia sendo composta por ambos os tipos de consumidores (ver Hall e Mishkin, 1982 e Shea, 1995). Para o Brasil não é possível fazer a análise sobre a

¹⁴ Reis *et al* (1998) chamam atenção ao fato de que a série de consumo é calculada como resíduo após o cálculo dos outros agregados e não diretamente nas Contas Nacionais e com isso sujeita a erros de medida.

função consumo com base em dados microeconômicos. Mesmos os dados agregados ainda são deficientes, pois apenas a partir de 1991 que o IBGE passou a calcular as séries de consumo e renda em frequência trimestral, o que resulta em período muito curto para análise de tendências e ciclos nas séries. Neste sentido o trabalho fica limitado à disponibilidade dos dados anuais.

A série de consumo utilizada nas estimações compreende o consumo de bens duráveis, não-duráveis e serviços das famílias. Na maioria dos estudos na literatura sobre consumo tem-se utilizado apenas os dados relativos ao consumo de bens não-duráveis e serviços, mas para o Brasil não há disponibilidade destes dados.

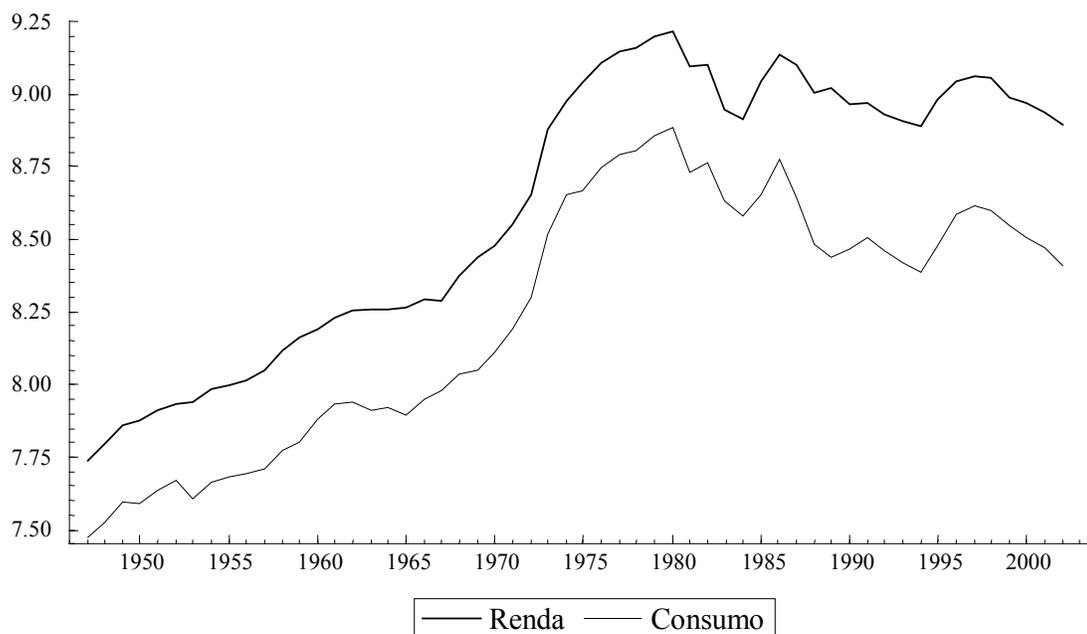
Alguns autores argumentam que, como o consumo de bens duráveis é mais volátil que o de não-duráveis, para ser consistente com a análise dos ciclos de negócios, bens duráveis deveriam ser incluídos na série de investimentos. A alta volatilidade da série de duráveis aumenta a volatilidade da série de consumo e por conseguinte contribui para a rejeição da Teoria da Renda Permanente, uma vez que o consumo destes bens é muito dependente das condições do mercado de crédito. O ideal é que dispuséssemos de ambas as séries para podermos fazer a comparação dos resultados, porém este não é o nosso caso. Entretanto, mesmo diante das dificuldades citadas, os resultados certamente nos permitirão tirar algumas conclusões úteis do ponto de vista econômico.

4.2 CARACTERÍSTICAS DAS SÉRIES DE CONSUMO E RENDA

As séries de consumo e renda possuem um comportamento bastante similar tanto no que diz respeito à tendência de longo prazo como em relação às flutuações de curto prazo, como podemos ver no gráfico 1. Isto é um indicativo de que pode haver tendências e ciclos comuns entre as séries.

Podemos distinguir pelo menos três fases distintas nas séries através da análise dos gráficos, o que buscaremos a confirmação através dos testes de raiz unitária. Primeiro, tem-se o período que vai até o fim da década de 1960, marcado pelos esforços iniciais de industrialização do país. Em seguida, tem-se o período de maior crescimento da economia brasileira, final da década de 1960 e os anos 70. Este período foi caracterizado por elevadas taxas de crescimento do produto com intervenção pesada do governo na economia. Por fim, o período a partir de 1980, em que a economia brasileira “mergulhou” em uma crise sem precedentes apresentando taxas muito baixas de crescimento. Este período tem se caracterizado pelos esforços do governo no sentido de promover ajustes e combater a inflação.

Gráfico 1 - Logaritmo da renda e consumo per capita



Fonte: Dados de renda, consumo e população publicados pelo IBGE.

- **Testes de raiz unitária**

O primeiro passo em uma análise mais formal das séries de consumo e renda *per capita* será a verificação das propriedades estocásticas por meio da análise dos testes de raiz unitária. Para a identificação do grau de integração das séries foram realizados os testes de raiz unitária *Augmented* Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP), este último considerando-se quebras estruturais nas séries. A realização do teste de raiz unitária levando-se em conta quebras estruturais se justifica devido ao fato de que na presença de quebras, as estatísticas dos testes padrões são viesadas na direção da não rejeição de raiz unitária. A seguir apresentaremos apenas uma breve discussão sobre os testes de raiz unitária uma vez que estes já são amplamente conhecidos na literatura.

Primeiramente, analisaremos o procedimento para o teste ADF para em seguida discutir o PP. Considere o seguinte processo autorregressivo:

$$x_t = a + bt + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

onde a é uma constante (o termo *drift*) e t é uma tendência linear determinística. O procedimento consiste em testar as seguintes hipóteses:

$$H_0: \rho = 1 \quad (4.2)$$

$$H_1: \rho < 1 \quad (4.3)$$

onde H_0 é a hipótese nula e H_1 é a alternativa. Se $|\rho|=1$ a série x_t é não-estacionária, caso contrário, se $|\rho|<1$, x_t é uma série estacionária.

Para realizarmos os testes, primeiro temos que especificar as variáveis exógenas a incluir na regressão do teste. Temos que verificar se os termos determinísticos, isto é, a constante e a tendência linear, devem ou não estar presente na equação. A inclusão ou não das variáveis determinísticas bem como

a seleção da defasagem ótima pode ser realizada de acordo com a metodologia proposta por Enders (1995), que discutiremos a seguir.

Primeiro, testa-se o modelo menos restritivo (com constante e tendência). Se a hipótese nula for rejeitada não é necessário continuar, pois o teste tem baixo poder de rejeitar a hipótese, e concluímos que a série é estacionária. Caso contrário, se a hipótese nula não for rejeitada, testa-se a significância da tendência. Se esta for significativa, então concluímos que a série possui raiz unitária. Não sendo a tendência significativa, então testamos o modelo apenas com a constante e seguimos o mesmo procedimento acima descrito. Se a constante também não for significativa, então testamos o modelo sem ambas, constante e tendência.

Já a seleção da defasagem ótima faz-se usando a estatística t usual e/ou a minimização dos critérios de Akaike e Schwartz. Estima-se uma regressão com defasagens suficientes para captar a dinâmica do modelo e reduz as defasagens até esta ser significativa. Por exemplo, estima-se uma regressão com n defasagens e verifica-se a significância desta em algum valor crítico. Se não for significativa, reestima-se a regressão usando $n-1$ defasagens, repetido o processo até a defasagem ser significativa.

Já o teste PP é uma generalização do procedimento do teste *non-augmented* Dickey-Fuller (sem defasagens), que propõe um método alternativo de controle para a correlação serial dos erros, modificando as razões t dos coeficientes de forma que a correlação serial não afeta a distribuição assintótica do teste. O teste PP, ao contrário do Dickey-Fuller (DF), permite que os distúrbios sejam fracamente dependentes e heterogeneamente distribuídos. No entanto, os valores críticos do teste PP são os mesmos que os do DF.

A Tabela 1 a seguir traz os resultados dos testes ADF e PP para as séries em nível, no qual apenas uma defasagem foi significativa e as equações incluem apenas a constante para ambas as variáveis.

Tabela 1 - Resultados dos testes de raiz unitária

Variável	<i>t</i> -ADF	<i>t</i> -PP
y	-1,75	-2,99
c	-1,70	-4,34

Nota: Os valores críticos a 5% são -2,92 para o teste ADF e -4,83 para o teste PP.

Os resultados dos testes ADF e PP não rejeitam a hipótese nula de uma raiz unitária para as séries de renda e consumo em nível¹⁵. O teste de PP apontou duas quebras estruturais para cada série. A primeira em 1971 para a série de renda e em 1967 para a série de consumo. Vale ressaltar que estas datas de quebras apontadas pelo teste coincidem com o período de crescimento mais acelerado da economia brasileira, o “Milagre Econômico”, onde as séries tiveram uma inclinação mais acentuada em suas tendências de crescimento. No caso do consumo, este foi impulsionado também pela reforma financeira de 1964/65 que criou mecanismos de financiamento ao consumidor. A outra quebra verificada nas séries é em 1980, como pode facilmente ser visto no gráfico 1, em que a economia brasileira interrompeu a fase de crescimento anterior e entra num período de baixo crescimento, com fortes oscilações da renda e do consumo *per capita*.

- **Teste de cointegração**

Como as séries de consumo e renda são integradas de ordem 1, $I(1)$, verificamos a possível existência de cointegração entre elas, ou seja, se possuem tendências comuns. O teste de cointegração foi realizado seguindo-se a metodologia de Johansen apresentada na seção (3.1.1). Na Tabela 2 estão apresentados os resultados do teste para um VAR com duas defasagens, estas selecionadas de acordo com a minimização dos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn, complementados por testes de diagnósticos.

¹⁵ Ambas as séries são estacionárias em primeiras diferenças.

Tabela 2 - Resultados do teste de cointegração

$\lambda_{traço}$	Valor crítico	H_0	λ_{max}	Valor crítico	H_0
24,03	15,41	$r = 0$	23,23	14,07	$r = 0$
0,8	3,76	$r \leq 1$	0,8	3,76	$r = 1$

Nota: valor crítico ao nível de 5%; H_0 é a hipótese nula.

Tanto o teste do Traço como do Maior Autovalor indicam um vetor de cointegrante entre consumo e renda ($r = 1$). Portanto, temos uma tendência estocástica comum entre consumo e renda, indicando que as séries possuem uma relação de longo prazo. Também foi testada a hipótese de que o vetor de cointegração é igual ao resultado teórico $(1, -1)'$, como proposto por Deaton (1992). Para testar esta hipótese usamos o teste de razão verossimilhança proposto por Johansen (1991). O resultado do teste não rejeita a hipótese da proporcionalidade teórica a longo prazo entre consumo e renda, com uma probabilidade de 0,32.

O resultado da cointegração entre renda e consumo implica que as séries são dirigidas pelo mesmo processo estocástico no longo prazo, seguindo uma mesma trajetória. Esta é uma das exigências da Hipótese da Renda Permanente, de que consumo e renda não podem divergir a longo prazo, pois como implicado pela restrição (2.3), em valor presente, os excessos de consumo em relação a renda não podem ser maiores que a riqueza atual. A cointegração é uma condição necessária mas não suficiente para a manutenção da Teoria da Renda Permanente, pois apesar de serem proporcionais no longo prazo, o consumo pode ainda responder a movimentos transitórios da renda, sendo então mais volátil do que o previsto por aquela teoria.

- **Teste para ciclos comuns**

Usando o resultado do teste de cointegração, realizamos o teste para ciclos comuns conforme a metodologia apresentada na seção (3.1.2). O procedimento de teste consistiu na análise das correlações canônicas entre as primeiras

diferenças das variáveis e o termo correção de erro defasado um período e as primeiras diferenças das variáveis também defasadas um período, isto é, as variáveis do VEC, uma vez que as variáveis são cointegradas.

Tabela 3 - Resultado do teste para ciclos comuns

κ_i^2	$t-\chi^2$	p -valor	H_0
0,0716	4,01	0,1347	$s > 0$
0,2236	17,68	0,0071	$s > 1$

Nota: κ_i^2 são as Correlações canônicas ao quadrado.

Como o resultado da Tabela 3 mostra não podemos rejeitar, ao nível de 10% de significância, que o número de correlações canônicas estatisticamente igual a zero é um, o que sugere um ciclo comum entre consumo e renda, tendo estas variáveis flutuações de curto prazo similares. Usaremos este resultado para decompor as variáveis em seus componentes de tendência e ciclo.

Como discutido em Issler e Vahid (2001), o resultado de que o consumo compartilha um ciclo comum com a renda implica rejeição da Teoria da Renda Permanente. Isto porque se o consumo segue um processo *random walk* a sua primeira diferença não é correlacionada com a primeira diferença da renda, mesmo que essa seja serialmente correlacionada, o que implica que consumo e renda não compartilham ciclos comuns. A correlação serial das primeiras diferenças das variáveis vem do fato de que seus ciclos são sincronizados. Temos ainda que a amplitude do ciclo do consumo é uma função crescente da proporção dos consumidores restritos.

4.3 DECOMPOSIÇÃO EM TENDÊNCIAS E CICLOS DAS SÉRIES DE CONSUMO E RENDA

Usando a restrição de fatores comuns decomparamos as séries de consumo e renda em seus componentes de tendências e ciclos. Os modelos estruturais de séries de tempo para a renda e o consumo, numa estrutura bivariada, fornece uma descrição de como estas variáveis movem-se juntas ao longo do tempo, permitindo algumas interpretações econômicas interessantes sobre as séries. Usando os resultados do teste de cointegração e de ciclos comuns a Tabela 5 abaixo apresenta os resultados das estimações do modelo (3.23), por máxima verossimilhança.

Tabela 4 – Resultado do modelo de componentes não observados

Parâmetros	Estimativas
$\bar{\mu}$	-1,24
θ_{μ}	1,08
θ_{ψ}	0,87
ρ	0,8893
λ	1,1089
<i>Log verossimilhança</i>	329,25

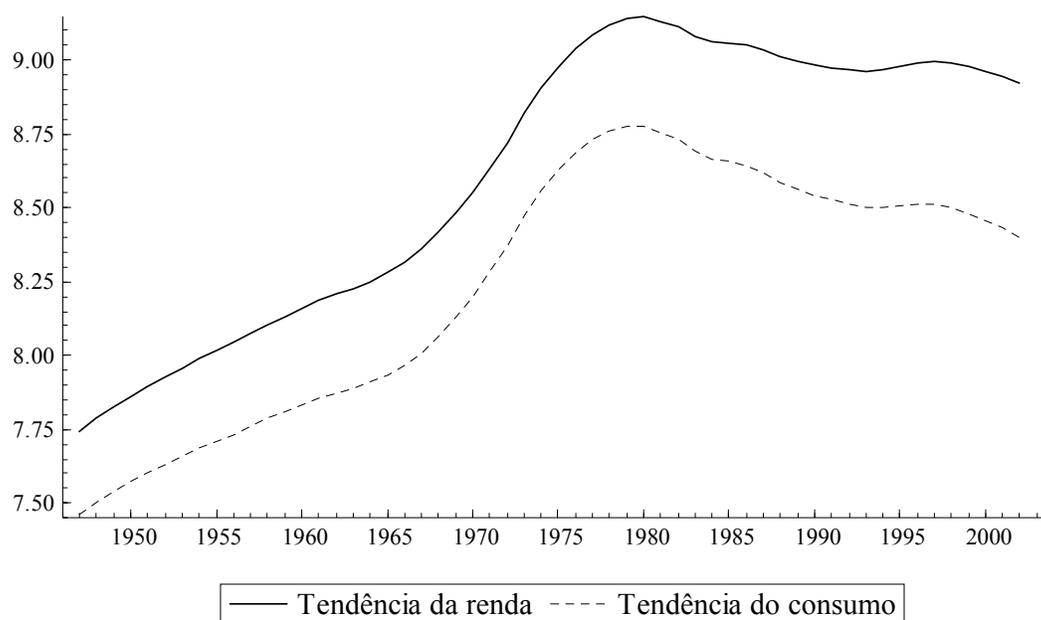
Notas: $\bar{\mu}$ é o coeficiente fixo da tendência; θ_{μ} e θ_{ψ} são os coeficientes estimados das matrizes de fatores *loadings* da tendência e do ciclo, respectivamente; ρ é o fator *damping* do ciclo e; λ é a frequência do ciclo.

Pelos resultados do modelo de componentes não observados o consumo além de ser proporcional a renda no longo prazo, compartilhando o componente de tendência, também compartilha o componente cíclico, sendo suas variações de curto prazo proporcionais ao ciclo da renda. Este resultado claramente não é consistente com a Hipótese da Renda Permanente, pois o coeficiente sobre o componente transitório comum compartilhado com a renda, θ_{ψ} , é diferente de zero, indicando que o consumo responde a variações transitórias na renda.

Este resultado contraria a afirmação de Deaton (1992), de que desde que a renda permanente depende da renda de vários anos, provavelmente de toda a vida, ela não responderá a flutuações de curto prazo na renda sendo, portanto, mais suave que esta. Como, de acordo com a Teoria da Renda Permanente, o consumo deve ser igual à renda permanente, ele também não responderia a flutuações transitórias na renda. Portanto, o resultado do modelo estrutural rejeita a Teoria da Renda Permanente a favor de um modelo mais geral, que inclui também consumidores que consomem de acordo com sua renda corrente.

A seguir, os gráficos 2 e 3, apresentam as estimativas filtradas para as tendências e ciclos da renda e consumo *per capita*¹⁶.

Gráfico 2 - Tendência da renda e do consumo



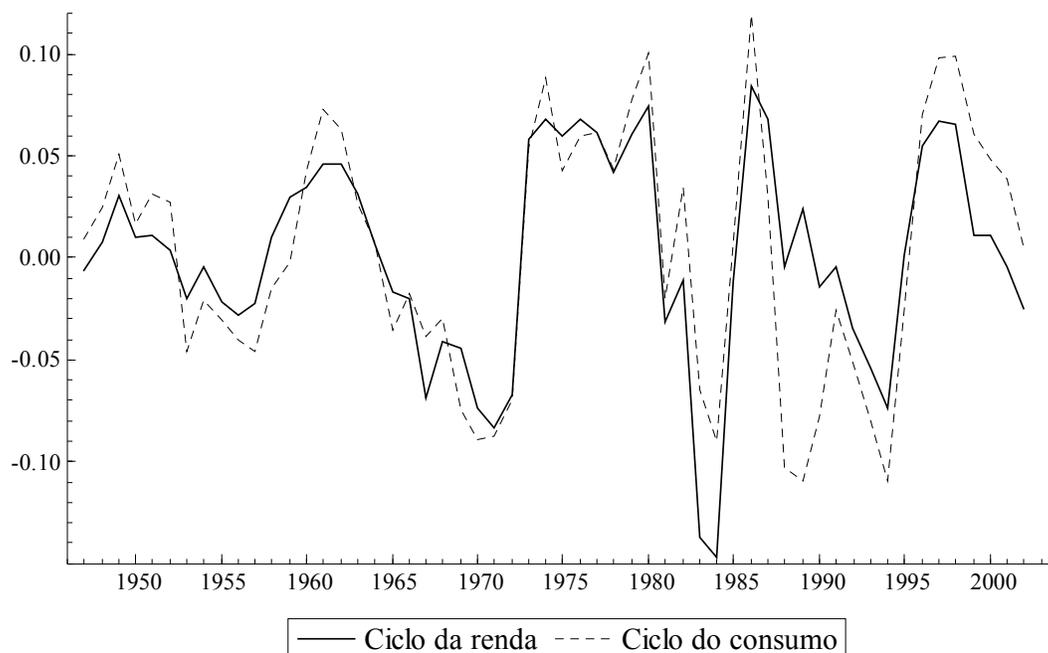
Como podemos ver no gráfico 2, as tendências da renda e do consumo são bastante similares e após um período de taxas de crescimento bastante elevada, a partir de 1980, ambas as séries apresentam uma trajetória levemente

¹⁶ As tendências e ciclos foram obtidos por meio do filtro de Kalman utilizando-se o *software Stamp*.

decrecente¹⁷. Este comportamento das tendências das séries reflete o baixo crescimento da economia brasileira a partir daquela data.

Os ciclos estimados possuem uma maior amplitude e volatilidade a partir dos anos 70. O fator de amortecimento, ρ , é 0.889 e o período médio de duração dos ciclos é de aproximadamente 5.5 anos, o que é bastante consistente com o período dos ciclos de negócios.

Gráfico 3 - Ciclo da renda e do consumo



Os ciclos das séries também possuem um comportamento bastante similar, numa indicação de que as séries realmente compartilham os mesmos ciclos, ou seja, quando a renda cai o consumo também cai e quando a renda aumenta também há um aumento do consumo. É interessante observar que os períodos de

¹⁷ É importante lembrar que as variáveis aqui analisadas estão em termos *per capita*.

picos e vales dos ciclos estimados pelo modelo se ajustam bem aos momentos históricos da economia brasileira, o que abordaremos a seguir.

4.3.1 Ciclos da Economia Brasileira

A partir dos anos 30, com o chamado processo de substituição de importações, a industrialização do Brasil foi colocada como meta prioritária de desenvolvimento nacional. O crescente aumento dos investimentos e da produção em determinados setores gerava demanda, também, por bens de outros setores da economia.

O processo de substituição seguiu uma seqüência ditada pela pauta de importações, numa busca de se tentar produzir internamente os bens que eram importados em maior volume. Num primeiro momento voltou-se para a substituição de bens de consumo leve; a partir de meados da década de 1950, com o Plano de Metas, o foco da política de industrialização esteve direcionado para bens de consumo duráveis; e por fim, os bens intermediários e de capital, nos anos 70.

Concomitantemente ao processo de substituição de importações e industrialização da economia brasileira, teve-se também o êxodo rural, impulsionado pela falta de políticas de incentivos e investimentos à agricultura. O crescente processo de urbanização não impulsionava a demanda por consumo, principalmente de bens duráveis, de maneira significativa, em virtude de baixos salários, do aumento da concentração de renda e da falta de mecanismos de financiamento ao consumidor. Esta última restrição se fez sentir de forma mais intensa a partir da implantação da indústria de bens de consumo duráveis.

As diretrizes do Plano de Metas identificavam como fonte importante de alavancagem do crescimento, o setor de bens de consumo duráveis, dada a demanda reprimida por estes bens. A demanda por estes bens seria gerada, em

sua maioria, pela camada da população de renda mais elevada, que possui um padrão de consumo maior. Isto, no entanto, se tornaria uma restrição à absorção da produção desses bens, pois apenas uma pequena parcela da população dispunha de recursos para consumir tais bens.

Diante das dificuldades surgidas, até então, para o processo de substituição de importações, como tendência ao desequilíbrio externo, aumento da concentração de renda, escassez de financiamento, entre outras, o início dos anos 60 foi marcado pela primeira crise econômica da fase industrial do Brasil. Com o objetivo de combater o processo inflacionário então em curso e de estimular o crescimento da economia, o governo lançou o PAEG (Plano de Ação Econômica do Governo). Entretanto, as medidas restritivas voltadas para o combate da inflação intensificaram o processo de desaceleração econômica. A política de contenção da demanda via redução do salário real restringiu ainda mais o consumo.

As reformas institucionais do PAEG, apesar de seus efeitos negativos sobre a renda e o consumo num primeiro momento, foram responsáveis pela criação de um ambiente favorável a retomada do crescimento. Cabe aqui destacar, para os propósitos deste trabalho, a reforma financeira de 1964/65 que, entre outras medidas, criou um sistema de financiamento ao consumidor, em que as financeiras eram as instituições responsáveis, por meio da venda de letras de câmbio.

O período de 1968/73, conhecido como “Milagre Econômico”, foi o período de maior crescimento da economia brasileira, com taxa média de crescimento acima de 10% a.a. Como dito anteriormente, é neste período que as séries de renda e consumo apresentam uma inclinação mais elevada. Para o consumo a quebra ocorre já em 1967, consequência das reformas dos anos anteriores que criaram condições para a expansão do consumo, através da instituição de linhas de crédito ao consumidor. De acordo com Gremaud,

Vasconcellos e Toneto Júnior (2002), o setor de bens de consumo duráveis foi o líder em crescimento no período, com uma taxa média anual de 23,6%.

O período do “Milagre Econômico” se caracterizou por uma industrialização baseada no crescimento do setor de bens de consumo duráveis, em continuação ao processo iniciado pelo Plano de Metas, e pelo aumento da concentração de renda.

A partir do final de 1973, com o primeiro choque do petróleo, o ritmo de crescimento da economia brasileira diminuiu. Na tentativa de manter o nível de crescimento do período anterior, o governo lançou em 1974 o II PND (Plano Nacional de Desenvolvimento). O foco do plano estava voltado para os investimentos nos setores de bens de capital e insumos básicos, ou seja, para os meios de produção. O financiamento dos projetos se deu via endividamento externo, que cresceu enormemente no período de 1974/79, facilitado pela ampla liquidez internacional.

O segundo choque do petróleo em 1979, que levou ao acirramento da crise econômica internacional, e a elevação das taxas de juros internacionais, contribuíram para a deterioração da situação externa do país. Diante da crise da dívida externa, o início dos anos 80 foi caracterizado pelo redirecionamento da política do governo para o processo de ajustamento externo, marcando o fim das políticas desenvolvimentistas das décadas anteriores. Com a crise sendo atribuída ao excesso de demanda interna, as políticas de ajustamento tiveram voltadas, principalmente, para a contenção da demanda agregada. Algumas das medidas mais importantes foram no sentido de restringir o crédito e reduzir os salários reais, numa tentativa de redução do consumo.

O resultado das medidas adotadas a partir de 1980 foi uma recessão nos anos seguintes, com grande queda na renda *per capita* e no consumo (vide gráfico 1). A crise então vivida colocou em questionamento os planos desenvolvimentistas, de industrialização a qualquer custo. Como podemos ver no

gráfico 1, o ano de 1980 representa um marco divisório, pois a partir deste ano a renda e o consumo *per capita* interromperam suas trajetórias de crescimento, passando a ter um comportamento bastante instável. A partir desta data os ciclos nas referidas variáveis se tornam mais evidentes.

Em meados dos anos 80, com a situação externa equilibrada, a economia brasileira apresentou sinais de recuperação, puxada, principalmente, pelas exportações. No entanto, as taxas já elevadas de inflação mostravam sinais de aceleração, dados os mecanismos de indexação dos preços existentes na economia. A partir de 1986 as políticas do governo voltaram-se para planos econômicos que buscavam o controle da inflação. Com esse intuito, vários planos foram lançados, quase todos fracassando, com exceção do Plano Real, em 1994.

O Plano Cruzado, lançado no início de 1986, inicialmente obteve êxito na redução da inflação, mas ao mesmo tempo provocou aumento do consumo, devido, entre outros fatores, ao aumento do salário real, da despoupança provocada pela ilusão monetária devido à queda das taxas de juro nominais e da existência de consumo reprimido nos anos anteriores de recessão. O aumento da demanda agregada provocado pela elevação do consumo, pode ser apontado como um dos fatores que contribuíram para o fracasso do plano, tanto que em meados de 1986 o governo lançou um novo pacote de medidas na tentativa de desaquecer o consumo e controlar a inflação.

Outros planos se seguiram na tentativa (inútil) de estabilizar a economia, o que levou ao desaquecimento da economia nos anos seguintes devido às medidas restritivas adotadas. O confisco da liquidez promovido pelo governo em 1990 e a crise política que culminou com o *impeachment* do então presidente Collor, contribuíram para aprofundar ainda mais o quadro recessivo da economia.

O Plano Real, lançado em julho de 1994, foi o único que obteve êxito no controle da inflação. As medidas propostas pelo plano e adotadas pelo governo,

visavam conter a expansão do crédito e da demanda agregada pós-queda da inflação, que havia acontecido nos planos anteriores. Entretanto, as medidas tomadas não foram suficientes e houve grande expansão da demanda agregada, com destaque para os bens de consumo duráveis, e da atividade econômica. O aumento do consumo de bens duráveis deveu-se, principalmente, à grande expansão do crédito. É interessante observar que esta expansão se deu mesmo com as elevadas taxas reais de juros que prevaleciam na época. Isto é uma indicação de que as taxas de juros desempenham um papel menos importante para os consumidores do que o número e o valor das prestações do financiamento, isto é, incerteza sobre o futuro tem um peso maior nas decisões de consumo dos agentes do que a taxa de juros real. A queda da inflação, geralmente, é acompanhada de aumento da demanda porque reduz o ambiente de incerteza sobre o futuro.

Gremaud, Vasconcellos e Toneto Júnior (2002) relacionam os fatores que ocasionaram o aumento do consumo, responsável pela pressão sobre a demanda agregada, ocorrido no início do Plano Real:

“Vários fatores explicam o aumento da demanda. Em primeiro lugar, o aumento do poder aquisitivo das classes de baixa renda, decorrente do fato de deixarem de pagar o chamado “imposto inflacionário”, pois mesmo com a indexação dos salários à URV, estes eram corrigidos até o momento do recebimento, e ao longo do período de gasto a população de baixa renda tinha menos acesso às aplicações financeiras, com o que o poder de compra ia reduzindo-se, já que os preços eram corrigidos diariamente. Assim, esse ganho de renda real traduziu-se em pressão sobre a demanda. Em segundo lugar, a queda da inflação e sua estabilidade permitiram recompor os mecanismos de crédito na economia. Ao diminuir a incerteza quanto a inflação futura, os concedentes podiam prever uma taxa nominal de juros compensatória com razoável grau de certeza, e oferecer recursos com uma taxa nominal de juros fixa aos consumidores, isto é, prestações fixas. Além disso, a perda da receita inflacionária pelo sistema financeiro forçou a busca de outras receitas, levando ao crescimento das operações de crédito. Do lado do consumidor, este se sentiu atraído para tomar

empréstimos (apesar de taxa de juros elevada) por vários motivos: demanda reprimida nos anos anteriores, previsibilidade da renda futura e da participação da prestação na renda, e mesmo ilusão monetária (queda na taxa nominal de juros e não na real) que levou, inclusive, a um processo de despoupança” (Gremaud, Vasconcellos e Toneto Júnior, 2002:473).

O aquecimento da demanda e a valorização cambial, que estimularam as importações, levaram ao desequilíbrio da balança comercial, ajudado pelo fraco desempenho das exportações. Assim, com o objetivo de evitar o descontrole sobre a inflação e equilibrar a situação externa, o governo ampliou o controle sobre a demanda interna, através da imposição de restrições ao crédito, elevação, ainda mais, das taxas de juros e pequenas desvalorizações da taxa de câmbio.

As medidas restritivas do governo tiveram como efeito a queda do nível de atividade econômica, já no primeiro semestre de 1995. Neste período verificou-se um aumento da inadimplência dos consumidores, em virtude, principalmente, das elevadas taxas de juros com a qual tinham feito seus financiamentos. Também teve início uma crise no sistema bancário, com a quebra de dois grandes bancos. Somando-se a estes fatos, as crises mexicana, asiática e russa nos anos seguintes e, notadamente, a crise cambial do Brasil em janeiro de 1999, que obrigou o governo a elevar ainda mais as taxas de juros, contribuíram para manter a economia em ritmo lento de crescimento. As defasagens dos salários dos trabalhadores e o aumento do desemprego, provocaram queda no nível de renda, deprimindo o consumo.

Em resumo, os picos associados a períodos de expansão são: o Plano de Metas, na segunda metade dos anos 50; o “Milagre Econômico” no fim da década de 1960 e início dos anos 70; O Plano Cruzado, em meados dos anos 80; e o Plano Real, em meados da década de 1990. Já os períodos de recessão (vale dos ciclos) podem ser associados ao período de ajuste dos anos 60, imposto pelo PAEG; a crise da dívida externa do início dos anos 80; o *default* da dívida interna em 1990; e por fim, a crise cambial de 1999. Estes períodos

correspondem bem aos picos e vales dos ciclos estimados pelo modelo de componentes não observados para a renda e o consumo. Isto é mais uma evidência do bom ajuste do modelo.

4.4 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA E FUNÇÃO DE RESPOSTA A IMPULSOS

Para avaliarmos a importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre o consumo e a renda, apresentamos nesta seção os resultados da decomposição da variância do erro de previsão e as funções de respostas a impulsos, de acordo com a metodologia de Blanchard e Quah (1989), que nos permitirá discutir esta questão para cada horizonte de previsão. A decomposição da variância do erro de previsão para o consumo nos permite discutir algumas implicações da Teoria da Renda Permanente. A restrição imposta sobre o modelo é que o efeito acumulado no longo prazo dos choques temporários sobre a renda é nulo. Foi estimado um VAR de primeira ordem em diferenças, no qual a defasagem do modelo foi escolhida de acordo com a minimização dos critérios de informação de Akaike e Schwarz.

Tabela 5 – Variância do erro de previsão devido ao choque permanente (u_{1t})

Horizonte (anos)	y_t	c_t	e.p.
1	98.97	67.61	0.0557
2	98.83	73.22	0.0604
3	98.79	73.79	0.0609
4	98.79	73.86	0.0610
5	98.79	73.86	0.0611
6	98.79	73.87	0.0611

Nota: e.p. são os erros padrões.

Como demonstrado na Tabela 5 os choques permanentes são responsáveis por cerca de 68% da variância do erro de previsão no horizonte de um ano, por 73% no horizonte de dois anos e por 74% em horizontes superiores. Este

resultado, apesar de não dar sustentação à Teoria da Renda Permanente, mostra que os choques permanentes são muito mais importantes para as variações no consumo do que os choques temporários, em qualquer horizonte de previsão. Já para a renda, em qualquer horizonte de previsão, os choques permanentes explicam quase toda sua variância.

Existem trabalhos anteriores para o Brasil que estudam o comportamento do consumo agregado, porém com uma metodologia diferente da aqui utilizada. Reis *et al* (1998) encontraram que aproximadamente 80% dos consumidores são restritos a consumir sua renda corrente. Já a estimativa obtida por Cavalcanti (1993) é de 32%. Este justifica a baixa parcela de consumidores restritos em seu resultado com o seguinte argumento:

“In a highly inflationary economy like Brazil, where real income varies dramatically between the periods of wage adjustment to inflation, most households save during the months following the wage agreement, when wages have just been inflated to their real level, in order to smooth consumption in the months that precede the next wage agreement, when real wages are at their lowest level. Therefore, we would expect to find only the poorest households, those unable to save to buffer against income fluctuations, consuming at the current level of income” (Cavalcanti, 1993:216).

A divergência dos resultados destes autores se deve, provavelmente, aos dados ou ao conjunto de instrumentos utilizados por cada um nas estimações, uma vez que ambos os trabalhos utilizam o modelo de Campbell e Mankiw (1989) apresentado na seção 2.4.

Cabe destacar as diferenças fundamentais entre o modelo de Campbell e Mankiw (1989) e o modelo de decomposição de Blanchard e Quah (1989) aqui utilizado. O primeiro, apenas identifica ε_t , o choque à renda permanente, ao passo que o segundo, decompõe o choque sobre as variáveis em uma parte permanente e outra temporária. Issler e Vahid (2001) defendem a superioridade

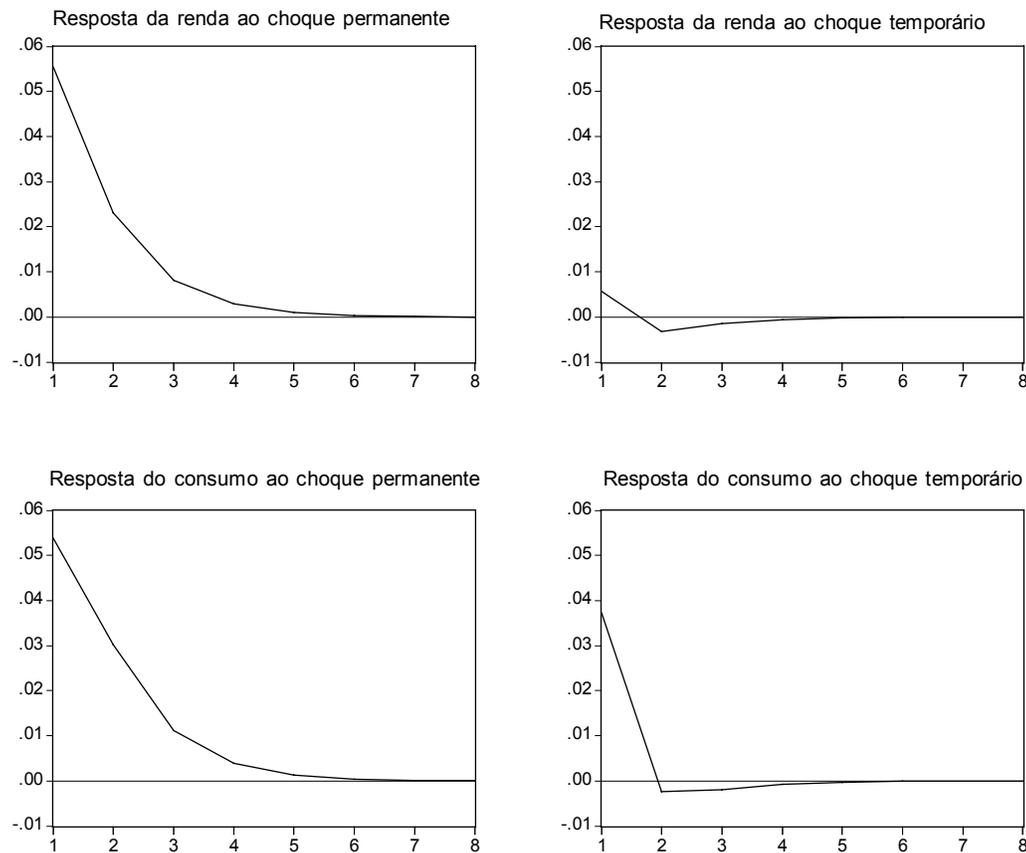
do segundo método, pois a imposição de restrições de curto e longo prazo (tendências e ciclos comuns) leva a modelos mais parcimoniosos, permitindo obter estimativas mais eficientes dos coeficientes do VAR e, conseqüentemente, da decomposição da variância e das funções de respostas a impulsos.

Os resultados de Issler e Vahid (2001), para os EUA, apontam a renda permanente como sendo a componente mais importante para o consumo, com os seus choques explicando cerca de 80% da variância do erro de previsão do consumo no horizonte de um ano e um percentual ainda maior em horizontes superiores. Eles concluem que, embora o consumo exiba excesso de sensibilidade, a parte transitória do consumo tem pouca importância para o comportamento do consumo. Resultados similares, também para os EUA, usando-se a decomposição da variância, foram encontrados por Falk e Lee (1998), que concluíram ser quase toda a incerteza no consumo devido aos choques permanentes.

O gráfico 4 mostra as respostas a impulsos das variáveis de renda e consumo a ambos os tipos de choques estruturais: permanentes e transitórios. Como pode ser observado, um choque transitório positivo provoca inicialmente um pequeno aumento na renda, compensado por um efeito negativo nos dois períodos subseqüentes, após o qual não apresenta nenhum efeito. Isto é justamente a restrição imposta para a identificação do modelo qual seja: os choques transitórios têm efeitos apenas temporários (no curto prazo) sobre a renda, sendo nulo o efeito acumulado no longo prazo. Os efeitos dos choques temporários sobre o consumo cessam a partir do quinto ano, porém o efeito positivo, no período inicial, sobre o consumo é bem maior do que sobre a renda. Ainda, o efeito negativo destes choques sobre o consumo nos três períodos seguintes não é suficiente para compensar o efeito positivo inicial, pelo que o consumo é afetado por estes choques, ainda que em pequena medida. Já o padrão da resposta tanto da renda como do consumo aos choques permanentes é bastante similar. Inicialmente há um grande efeito positivo sobre ambas as variáveis,

permanecendo positivo nos períodos seguintes, porém declinando até ser totalmente absorvido por volta do sexto ano.

Gráfico 4 - Resposta das variáveis às inovações estruturais



Assim, como os resultados indicam, os choques permanentes têm um efeito muito maior sobre a trajetória do consumo do que os choques transitórios. Conforme Falk e Lee (1998:380) “*These results also provide empirical reinforcement of the point that ignoring the distinction between the permanent and transitory components of income when evaluating the Permanent Income Hypothesis could be misleading*”.

A importância de se identificar as fontes das flutuações econômicas reside no fato de que sabendo a natureza e a contribuição dos diferentes choques às

flutuações, é possível escolher de maneira mais adequada os instrumentos de política econômica. No capítulo seguinte discutiremos algumas implicações dos resultados obtidos para a eficácia dos instrumentos de política econômica.

5 DISCUSSÕES DAS IMPLICAÇÕES DOS RESULTADOS

O consumo por ser parte importante da demanda agregada tem um papel fundamental nas políticas de controle do nível de atividade da economia. Assim, se o consumo segue um *random walk*, de acordo com a Hipótese da Renda Permanente, uma política de fiscal para afetar o consumo, deve alterar a renda permanente dos agentes e não apenas ter efeito transitório. Neste caso as políticas que sejam vistas como transitórias não terão nenhum impacto sobre o consumo e, portanto, sobre a demanda agregada. Com isto, as políticas de controle do consumo são de implementação mais difícil, pois apenas as políticas que afetam permanentemente o nível de renda são capazes de provocarem mudanças no nível de consumo. Porém, se há consumidores na economia que se comportam de acordo com a Teoria da Renda Permanente e consumidores do tipo keynesiano, tanto as políticas de caráter permanente como as de caráter temporário terão efeitos, em alguma medida, sobre o consumo.

5.1 HIPÓTESE DA RENDA PERMANENTE E A EQUIVALÊNCIA RICARDIANA

Um dos principais debates da literatura sobre consumo, está relacionado aos resultados da política fiscal do governo, em especial ao corte tributário, conhecido como Hipótese da Equivalência Ricardiana. A Equivalência Ricardiana foi rediscutida e sustentada por Barro (1974) sob o argumento de que os títulos do governo não são riqueza líquida.

Sob um conjunto de suposições bastante restritivo como, por exemplo, mercados de capitais perfeitos, a existência de horizontes de planejamento

infinito e impostos *lump-sum*, a Hipótese da Equivalência Ricardiana defende que o financiamento do governo via dívida pública é equivalente ao financiamento por impostos. Se o governo realizar um corte tributário não acompanhado por cortes nos gastos terá que financiar seus gastos através da colocação de títulos no mercado, que deverão ser pagos em uma data futura. Para pagar sua dívida o governo então terá que aumentar os impostos no futuro, e este aumento seria previsto pelos agentes, que poupariam o aumento de renda proporcionado pelo corte tributário, para poderem pagar impostos maiores no futuro, pois os indivíduos agindo racionalmente reconhecem que seus impostos serão mais altos no futuro. Como o aumento na renda disponível proporcionado pelo corte nos impostos será poupado o consumo então ficará fixo, uma vez que o corte nos impostos aumentou a renda disponível atual mas não a renda permanente dos indivíduos. Em suma, políticas que não são consideradas permanentes não possuem qualquer efeito sobre o consumo, pois não afetam a renda permanente.

Entretanto, na prática vários motivos apontam para a não aceitação da Equivalência Ricardiana. Uma delas é que a população está sempre se renovando. Novos indivíduos estão sempre entrando na economia e parte da carga tributária futura relacionada com os títulos emitidos no momento atual será suportada por indivíduos que não estavam vivendo quando os títulos foram emitidos. Estes indivíduos, além de não serem beneficiados pelo corte nos impostos terão de suportar um ônus tributário maior. Dessa forma, os títulos emitidos pelo governo representam riqueza líquida para aqueles que estão vivendo no momento da emissão e que não terão de suportar uma carga tributária maior. Assim, o comportamento de consumo desses indivíduos é afetado pelo corte nos impostos.

Esta refutação da Equivalência Ricardiana é contestada por aqueles que afirmam que uma série de indivíduos com horizonte de vida finito pode se comportar como se fosse uma única família. Neste caso o horizonte de

planejamento dos indivíduos não seria mais apenas a sua vida provável, mas é como se fosse infinito. Isto supõe que os indivíduos se preocupam com o bem-estar de seus descendentes e que deixarão herança para eles. Sendo este argumento válido, de fato as decisões sobre a forma de financiamento do governo são irrelevantes.

Se um título é emitido hoje, por exemplo, para ser pago em outra geração futura, é possível que o consumo de todas as gerações envolvidas não sofra mudanças, desde que os indivíduos atuais aumentem a herança que deixarão pelo tamanho do aumento da dívida do governo e quando do pagamento dessa dívida os indivíduos se utilizem desses recursos para pagarem maiores impostos. Porém, se as gerações atuais não se preocuparem com o bem-estar das gerações futuras e se virem receptoras dos cortes nos impostos presentes, isso certamente será uma fonte de fracasso da Equivalência Ricardiana. Também, neste caso, se os indivíduos não planejam deixar herança, o consumo será afetado pela emissão de títulos.

Outra questão é que os indivíduos encontram-se em diferentes fases de suas vidas e que grande parte da carga tributária associada com os títulos emitidos hoje recai sobre os indivíduos que estão vivendo no momento da emissão. Assim, mesmo na ausência de ligação intergeracional, a riqueza líquida desses indivíduos permanece constante e apenas uma pequena quantidade dos títulos pode se considerada riqueza líquida, tendo apenas um pequeno impacto sobre o consumo. Com isto, o fracasso da Equivalência Ricardiana não poderia ser totalmente atribuído a ausência de ligação intergeracional, mas também a outras razões.

Um motivo que leva à rejeição da Equivalência Ricardiana é o fracasso da Hipótese da Renda Permanente em explicar o comportamento do consumo. A Equivalência Ricardiana, pode ser uma boa aproximação desde que a Teoria da Renda Permanente represente uma boa descrição do comportamento do consumo. Mas se esta não se mantém, isto levará também a rejeição da

Equivalência Ricardiana, pois os indivíduos que tomam suas decisões de consumo com base na renda corrente disponível, perceberão um corte tributário como aumento de renda, aumentando conseqüentemente o consumo. Isto é, para uma dada restrição orçamentária do indivíduo, se a renda corrente tem um impacto significativo sobre as decisões de consumo, um corte tributário terá impacto significativo sobre o consumo. Os consumidores restritos dificilmente aumentarão a poupança em resposta ao aumento do déficit do governo.

Alguns trabalhos empíricos existentes na literatura, por exemplo, Evans (1988), usando dados dos Estados Unidos, encontrou evidências da Equivalência Ricardiana, concluindo ser esta uma boa aproximação. Entretanto, posteriormente o próprio Evans (1993), usando dados de vários países, rejeita a Hipótese da Equivalência Ricardiana. O mesmo resultado é obtido por Graham e Himarios (1996), para dados dos Estados Unidos. Somado-se a esses resultados o fato de que a Hipótese da Renda Permanente não explica totalmente o comportamento do consumo, é pouco provável que a Equivalência Ricardiana se mantenha. Isto se deve principalmente ao fato de que as hipóteses assumidas pelos modelos serem muito restritivas e não verificadas na prática. Portanto, as evidências empíricas sugerem que cortes nos impostos realmente têm efeitos sobre o consumo.

Diante dessas discussões e dos resultados obtidos para a economia brasileira com relação ao comportamento do consumo não podemos esperar que a Equivalência Ricardiana seja válida, uma vez que conta com a Hipótese da Renda Permanente e esta fracassa em explicar o comportamento do consumo para o Brasil, com uma parcela dos consumidores tomando suas decisões de consumo com base na sua renda corrente disponível. Estes consumidores certamente reagirão a mudanças na política fiscal que afete a sua renda disponível.

5.2 RELAÇÃO ENTRE CONSUMO E TAXA DE JUROS

Uma outra variável que afeta as decisões de consumo dos indivíduos é a taxa de juros. Ela tem sido muito utilizada no Brasil para conter o consumo e assim manter o controle sobre a inflação. Uma das âncoras do Plano Real tem sido justamente a manutenção de taxas de juros elevadas. Entretanto, o efeito da taxa de juros sobre o consumo é bastante ambíguo, pois gera tanto um efeito-substituição quanto um efeito-renda.

Para os indivíduos que maximizam seu consumo intertemporalmente, a taxa de juros representa o custo de consumir hoje em termos de consumo futuro. Em outras palavras, é o preço que o consumidor paga por antecipar o consumo. Quanto mais elevada a taxa de juros real mais caro será o consumo presente e menor a disposição dos consumidores em tomar emprestado, o que reduzirá o consumo atual. A antecipação do consumo futuro (através de empréstimos) ou a postergação do consumo presente (por meio da poupança), em decorrência de variações na taxa de juros, é chamado de efeito-substituição, que pode ser medido pela magnitude da resposta do consumo a variações na taxa de juros real. O efeito-substituição também depende da taxa com a qual o indivíduo desconta o futuro, isto é, para abrir mão do consumo hoje o indivíduo exige um consumo maior no futuro. O quantum a mais de consumo exigido é a taxa de desconto. Indivíduos que valorizam mais o consumo presente, tem uma taxa de desconto maior, sendo menos sensíveis a variações na taxa de juros real e mais relutantes em substituir intertemporalmente o consumo. Por outro lado, para os indivíduos que possuem aplicações financeiras, a elevação da taxa de juros real faz com que a renda destes aumente, ampliando seus recursos disponíveis para o consumo, gerando, portanto, um efeito-renda.

Neste sentido, um aumento da taxa de juros real tende a reduzir o consumo atual através do efeito-substituição, mas por outro lado pode aumentar o consumo pelo chamado efeito-renda. O resultado líquido sobre o consumo

dependerá de qual dos efeitos é mais forte. Devemos estar cientes de que o efeito-substituição só existe para os consumidores que não sofrem restrições de crédito e que maximizam seu consumo intertemporalmente. Já o efeito-renda existe apenas para aqueles que possuem ativos financeiros. Como as camadas mais pobres da população, geralmente sofrem de algum tipo de restrição de liquidez e não possuem ativos financeiros, a variação da taxa de juros não produz impacto direto sobre seu nível de consumo, pois suas decisões de consumo se dão exclusivamente com base na renda corrente disponível.

Como uma das hipóteses da Teoria da Renda Permanente é que os consumidores maximizam o consumo intertemporalmente, assim eles transferem renda entre os períodos: poupam para consumir em data futura e tomam empréstimos para consumo presente. Neste sentido, o grau de desenvolvimento do sistema financeiro é de grande importância para a determinação das decisões de consumo. Em economias com sistema financeiro mais desenvolvido é provável que exista menos restrição de crédito, possibilitando acesso mais amplo dos consumidores às linhas de financiamentos. O mercado de crédito desenvolvido se torna imprescindível no caso dos bens de consumo duráveis, que devido seus altos valores, muitas famílias não podem adquiri-los à vista. Não apenas a taxa de juros, mas os prazos dos financiamentos afetam a demanda por crédito. Quanto maior o prazo, menor a participação das prestações na renda dos indivíduos.

Na economia brasileira, por exemplo, as restrições de crédito se mostraram importantes quando da implantação da indústria de bens de consumo duráveis, na segunda metade dos anos 50. A criação de mecanismos de financiamento ao consumidor, pela reforma financeira de 1964/65, permitiu a alavancagem do consumo destes bens, sendo o setor líder em crescimento no período do “Milagre Econômico”.

A elevação da taxa de juros tem sido usualmente um instrumento de política utilizado no Brasil nos diversos planos de estabilização implantados. Em todos

os planos houve, inicialmente, um efeito inverso ao que se esperava, qual seja, a redução do consumo, apesar das altas taxas de juros reais. Isto se deveu em grande medida, além dos fatores já mencionados no capítulo anterior, a baixa elasticidade de substituição intertemporal do consumo para os consumidores brasileiros, como encontrado por Piqueira (1999). A autora estimou, usando três classes de função de utilidade, a elasticidade de substituição intertemporal para os consumidores brasileiros encontrando valores muito baixos, entre 0.2 e 0.3. Estes resultados indicam que os consumidores brasileiros ajustam muito pouco seu padrão de consumo às variações nas taxas de juros. Cavalcanti (1993) também encontrou uma elasticidade de substituição para os consumidores não-restritos significativa, mas menor que 1. Para ele *“This suggests that, for the share of the consumer population that is not liquidity constrained, an increase in the income effect of an increase in real interest rates outweighs the substitution effect”* Cavalcanti (1993:217).

Assim, o resultado da utilização da taxa de juros como forma de conter o consumo de forma direta, parece ter uma eficácia limitada, dada a baixa elasticidade de substituição intertemporal e o fato que o consumo responde bem mais a fatores permanentes (dito reais) – tal como produtividade – do que a fatores transitórios (considerados nominais) – por exemplo, política monetária. Seus efeitos parecem se dar mais de forma indireta, pois taxas de juros reais elevadas inibem o crescimento econômico, impedindo, conseqüentemente, o crescimento do nível de renda. Este efeito sobre a produção possivelmente seja mais devido aos efeitos das taxas de juros sobre os investimentos¹⁸ do que sobre o consumo. Este de qualquer forma acaba sendo afetado, mesmo que de forma indireta.

¹⁸ A elevação da taxa de juros reduz o retorno dos investimentos, aumentando o custo de oportunidade destes, o que reduz os incentivos a investir.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho procuramos identificar como se comporta o consumidor brasileiro, diante das variações da sua renda disponível. Como os dados utilizados nas estimações são dados agregados, os modelos estimados contam com a hipótese do consumidor representativo. Para analisarmos o comportamento dinâmico do consumo utilizamos modelos que permitem impor restrições de curto e longo prazo. Tais modelos foram os de componentes não-observados, através da decomposição das variáveis em seus componentes de tendência e ciclo, e os modelos de vetores autorregressivos, por meio da decomposição da variância e da análise das funções de respostas a impulsos. Estes modelos consideram que o consumo é afetado por dois tipos de inovações: permanentes e transitórias.

Os resultados dos testes de raiz unitária indicaram que as séries de consumo e renda *per capita* são não estacionárias, $I(1)$. As séries também são cointegradas, ou seja, compartilham uma tendência estocástica comum, que dirige seus movimentos de longo prazo. Usando o resultado da cointegração testamos a existência de ciclos comuns, em que o teste não rejeita a hipótese de um ciclo comum entre consumo e renda. Assim, tanto no longo prazo quanto no curto prazo as variáveis apresentam co-movimentos.

O fato de que consumo e renda apresentam co-movimentos foi então usado para decompor as séries em seus componentes de tendência e ciclo. Pelos gráficos dos componentes estimados, fica evidente que as variáveis se movem juntas, pois seus movimentos são bastante similares. Os componentes estimados também se ajustam bem aos fatos ocorridos na economia brasileira. Uma observação importante é que a partir de 1980 as variáveis apresentaram uma tendência levemente decrescente, ao contrário dos anos anteriores em que a

economia apresentou elevadas taxas de crescimento. Com relação aos ciclos, estes captam bem os períodos de crescimento e de recessão da economia e seu período médio de duração é de aproximadamente 5.5 anos.

O resultado da decomposição da variância indica que os choques permanentes explicam uma proporção muito maior da variação do consumo do que os choques transitórios, contrastando com o resultado de Reis *et al* (1998) e mais em linha com o resultado obtido por Cavalcanti (1993). Apesar das inovações permanentes serem a fonte mais importante de variação do consumo, este não pode ser caracterizado como um *random walk*, pois as variações cíclicas da renda também afetam o comportamento do consumo. Desde que contamos com a suposição de que os choques permanentes são reais (por exemplo, choques tecnológicos) e os choques transitórios são nominais (por exemplo, choques monetários), é pouco provável que políticas fiscais temporárias e/ou monetárias afetem o consumo de maneira significativa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, Marcelo P. (Org.). (1990). *A ordem do progresso : cem anos de política econômica republicana, 1889-1989*. Rio de Janeiro: Campus. 445 p.

ACKLEY, Gardner. (1969). *Teoria Macroeconômica*. São Paulo: Pioneira. v.1 326 p.

BARRO, Robert J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, v.82, n.6, p.1095-1117.

BLANCHARD, O. J. e QUAH, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, v.79, p.655–673.

CAMPBELL, John Y. e MANKIW, N. Gregory. (1989). Consumption, income, and interest rates: reinterpreting the time series evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, v.4, p.185-216.

CAVALCANTI, Carlos B. (1993). Intertemporal Substitution in Consumption: An American Investigation for Brazil. *Revista de Econometria*. Rio de Janeiro, v.13, n.2, p.203-229.

DEATON, Angus A. (1992). *Understanding consumption*. Oxford: Oxford University Press.

ELWOOD, S. Kirk. (1998). Testing for Excess Sensitivity in Consumption: A State-Space/Unobserved Components Approach. *Journal of Money, Credit, and Banking*. v. 30, n. 1, p. 64-82.

ENDERS, Walter. (1995). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley.

ENGLE, R. F. e GRANGER, C. W. J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, v.55, p.251–276.

ENGLE, R.F. e KOZICKI, S. (1993). Testing for Common Features. *Journal of Business and Economics Statistics*, v.11, p.369-395

EVANS, Paul. (1988). Are Consumers Ricardian? Evidence for the United States. *Journal of Political Economy*. v. 95, n.5, p.983-1004.

EVANS, Paul. (1993). Consumers are not Ricardian: evidence from nineteen countries. *Economic Inquiry*. v. 31, n.4, p.534-548.

FALK, Barry e LEE, Bong-Soo. (1998). The dynamic effects of permanent and transitory labor income on consumption. *Journal of Monetary Economics*, v.41, p.371-387.

FLAVIN, M. A. (1981). The adjustment of consumption to changing expectations about future income. *Journal of Political Economy*, v.89, n.5, p.974-1009.

FRIEDMAN, M. A. (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton: Princeton University Press.

GRAHAM, Fred e HIMARIOS, Daniel. (1996). Consumption, wealth, and finite horizons: tests of Ricardian Equivalence. *Economic Inquiry*. v. 34, n.3, p.527-544.

GREMAUD, A. P., Vasconcellos, M. A. S. e Toneto Júnior, R. (2002). *Economia brasileira contemporânea*. 4 ed. São Paulo: Atlas. 626 p.

HALL, Robert E. e MISHKIN, Frederic S. (1982). The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households. *Econometrica*, v.50, n.2, p.461-481.

HALL, Robert. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, v.86, n.6, p.971-987.

HARVEY, A. C. (1989). *Forecasting Structural Times Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, Cambridge.

ISSLER, J. V. e VAHID, F. (2001). Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. *Journal of Monetary Economics*, v.47, p.449-475.

JOHANSEN, Soren. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12, p.231-254.

JOHANSEN, Soren. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 1551–1580.

KEYNES, John Maynard. (1936). *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. São Paulo: Abril Cultural, 1983. 333 p.

LUCAS, Robert E. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. p.19-46.

MODIGLIANI, Franco e BRUMBERG, Richard. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. in *Post-Keynesian Economics*, ed. by Kenneth K. Kurihara, p.388–436. New Brunswick, N.J: Rutgers University Press.

NYBLOM, J. e HARVEY, A. (2000). Tests of Common Stochastic Trends. *Econometric Theory*, v.16, p.176-199.

OSTERWALD-LENUM, Michael. (1992). “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.54, p.461– 472.

PIQUEIRA, Natalia Scotto. (1999). *Aversão ao risco e substitubilidade intertemporal: estimativas com dados agregados brasileiros para três classes de função de utilidade*. Dissertação de mestrado, EPGE/FGV.

REIS, Eustáquio, *et all.* (1998). Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro: IPEA, v.28, n.2, p.233-272.

SHEA, J. (1995). Union Contracts and the Life-Cycle/Permanent Income Hypothesis. *American Economic Review*, v.85, n.1, p.186-200.

VAHID, F. e ENGLE, R.F. (1993). Common Trends and Common Cycles. *Journal of Applied Econometrics*, v.8, p.341-360.

APÊNDICES

APÊNDICE A

Apresentaremos aqui a derivação do resultado de Hall (1978). Considere que o indivíduo vive T anos. Então a utilidade do consumo ao longo de sua vida é:

$$U = \sum_{t=1}^T u(c_t), \quad u'(\bullet) > 0, \quad u''(\bullet) < 0 \quad (\text{A.1})$$

onde $u(\bullet)$ é a função de utilidade instantânea e c_t é o consumo no instante t . Assumindo-se que a taxa de juros e de desconto são zero, a restrição orçamentária é dada por:

$$\sum_{t=1}^T c_t \leq A_0 + \sum_{t=1}^T y_t \quad (\text{A.2})$$

isto é, o consumo ao longo da vida deve ser menor ou igual a sua riqueza presente mais a renda obtida ao longo dos anos.

Como a utilidade marginal do consumo é positiva, a restrição (A.2) é satisfeita com igualdade. Assim, o problema de maximização é:

$$L = \sum_{t=1}^T u(c_t) + \lambda \left(A_0 + \sum_{t=1}^T y_t - \sum_{t=1}^T c_t \right) \quad (\text{A.3})$$

a condição de primeira ordem é:

$$u'(c_t) = \lambda \quad (\text{A.4})$$

implicando que a utilidade marginal do consumo é constante em cada período, o que significa que o consumo também deve ser constante, isto é:

$$c_t = \frac{1}{T} \left(A_0 + \sum_{t=1}^T y_t \right) \quad \text{para todo } t \quad (\text{A.5})$$

Portanto, (A.5) diz que os recursos disponíveis ao indivíduo para consumo ao longo de sua vida, são divididos igualmente entre os períodos de sua vida.

Agora, assumindo que a função de utilidade instantânea $u(\bullet)$, que o indivíduo maximiza, é quadrática:

$$u(c_t) = c_t - \frac{a}{2}c_t^2 \quad a > 0 \quad (\text{A.6})$$

então a utilidade marginal é:

$$u'(c_t) = 1 - ac_t \quad (\text{A.7})$$

Como a utilidade marginal do consumo no período 1 é $1 - ac_1$, que é equivalente à utilidade esperada no momento 1 do consumo em t , temos que:

$$1 - ac_1 = E_1(1 - ac_t) \quad t = 2, 3, \dots, T \quad (\text{A.8})$$

$$c_1 = E_1(c_t) \quad (\text{A.9})$$

logo

$$c_1 = \frac{1}{T} \left(A_0 + \sum_{t=1}^T E_1(y_t) \right). \quad (\text{A.10})$$

Como demonstrado, os resultados implicam que o consumo em um dado período é igual ao consumo do período anterior:

$$c_t = c_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.11})$$

Este resultado implica que as variações no consumo são imprevisíveis, ou seja, o consumo segue um *random walk*.

APÊNDICE B

O filtro de Kalman fornece as estimativas atualizadas do vetor de espaço (α_t) e suas matrizes de covariâncias (P_t), a cada período de tempo. Uma vez que uma nova observação se torna disponível, o filtro atualiza a previsão do período anterior. Definindo a_{t-1} como o estimador ótimo de α_{t-1} , em função das observações em $t-1, \dots, t_0$, e P_{t-1} como $E[(\alpha_{t-1} - a_{t-1})(\alpha_{t-1} - a_{t-1})']$, temos as seguintes equações de previsão do filtro de Kalman, conforme Harvey (1989):

$$a_{t|t-1} = T_t a_{t-1} \quad (\text{B.1})$$

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + Q_t \quad (\text{B.2})$$

No momento em que a observação em t se torna disponível, os estimadores são atualizados pelo filtro tal que :

$$a_{t|t} = a_{t|t-1} + K_t (v_t) \quad (\text{B.3})$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t + P_{t|t-1} \quad (\text{B.4})$$

onde $F_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t$, $v_t = y_t - Z_t a_{t|t-1}$ é o erro de previsão um passo a frente e $K_t = P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1}$ é o ganho do filtro, utilizado para melhorar as previsões do vetor de estado. O ganho do filtro é um fator de desconto que se aplica sobre o erro de previsão. Quanto menor K_t maior o peso das observações passadas e vice-versa.

O problema do filtro de Kalman é que para sua inicialização devemos fornecer o vetor de espaços e sua matriz de covariâncias inicial, que denotaremos por a_0 e P_0 , respectivamente. A partir desses valores o filtro atualiza as estimativas dos hiperparâmetros para cada período.

As equações (B.3) e (B.4) fornecem as estimativas filtradas. No entanto, é possível obter também as estimativas suavizadas, em que o estimador é função de todo período amostral. Neste caso, o filtro de Kalman é utilizado no sentido

contrário, de forma que a última estimativa obtida pelo filtro é tomada como valor inicial. As estimativas são dadas por:

$$a_T = a_0 \quad (\text{B.5})$$

$$P_T = P_0 \quad (\text{B.6})$$

Desse modo,

$$a_{t|T} = a_{t|t} + P_t^* (a_{t+1|T} - F a_{t|t}) = E_T(\alpha_{t|T}) \quad (\text{B.7})$$

$$P_{t|T} = P_{t|t} + P_t^{**} (P_{t+1|T} - P_{t+1|t}) P^{-1}_{t+1|t} F P'_{t|t} P_t^* \quad (\text{B.8})$$

onde $P_t^* = P_{t|t} F' P^{-1}_{t+1|t}$ e $P_t^{**} = P_{t|t} F' P'_{t+1|t}$.

A função verossimilhança pode ser obtida do filtro de Kalman usando as inovações e seus erros quadrado médio.

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln 2\pi - \frac{T}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln f_t - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \frac{v_t^2}{f_t} \quad (\text{B.9})$$

esta é a função para o caso univariado, onde f_t é um escalar. Agora maximizando (B.9) para obter o estimador de σ^2 (S^2), temos:

$$S^2 = -\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{v_t^2}{f_t} \quad (\text{B.10})$$

substituindo (B.10) em (B.9) obtemos a função de máxima verossimilhança concentrada,

$$\ln L = -\frac{T}{2} (\ln 2\pi + 1) - \frac{T}{2} \ln S^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln f_t \quad (\text{B.11})$$

A maximização de (B.11) fornece os estimadores das covariâncias dos resíduos da equação de transição.

APÊNDICE C

Conforme Enders (1995:336) os choques às variáveis podem ser recuperados através do seguinte procedimento: a partir do VAR estimado use os resíduos para calcular a matriz de variância/covariância, ou seja, $var(\varepsilon_1)$, $var(\varepsilon_2)$ e $cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$. Também calcule,

$$1 - \sum_{k=0}^p a_{22}(k) \quad (C.1)$$

e

$$\sum_{k=0}^p a_{12}(k) \quad (C.2)$$

em que p é o número de *lags* do VAR. Estes valores são então usados para encontrar os valores de $\phi_{11}(0)$, $\phi_{12}(0)$, $\phi_{21}(0)$ e $\phi_{22}(0)$, a partir das seguintes equações:

$$var(\varepsilon_1) = \phi_{11}(0)^2 + \phi_{12}(0)^2 \quad (C.3)$$

$$var(\varepsilon_2) = \phi_{21}(0)^2 + \phi_{22}(0)^2 \quad (C.4)$$

$$cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \phi_{11}(0)\phi_{21}(0) + \phi_{12}(0)\phi_{22}(0) \quad (C.5)$$

$$0 = \phi_{11}(0)[1 - \sum a_{22}(k)] + \phi_{21}(0)\sum a_{12}(k) \quad (C.6)$$

Tendo os valores de ε_{1t} e ε_{2t} e obtido os valores de $\phi_{ij}(0)$, os choques u_{1t} e u_{2t} podem ser identificados usando as equações:

$$\varepsilon_{1t-i} = \phi_{11}(0)u_{1t-i} + \phi_{12}(0)u_{2t-i} \quad (C.7)$$

$$\varepsilon_{2t-i} = \phi_{21}(0)u_{1t-i} + \phi_{22}(0)u_{2t-i} \quad (C.8)$$

Como estamos supondo que um choque temporário u_{2t} não afeta renda, os valores de u_{1t} podem ser usados para obter a mudança permanente na renda,

$$\Delta y_t = \sum_{k=0}^{\infty} \phi_1(k) u_{t-k} \quad (\text{C.9})$$

Os efeitos dos choques permanentes e temporários sobre o consumo são obtidos de forma similar.