

RAFAEL PEREIRA AMÉRICO

**A FUNÇÃO CONSUMO, UM ESTUDO DO CASO BRASILEIRO DE
1991 À 2004.**

**Monografia apresentada como requisito parcial
para conclusão do Curso de Ciências
Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas,
da Universidade Federal do Paraná.**

Orientador: Prof. Armando Vaz Sampaio.

CURITIBA

2005

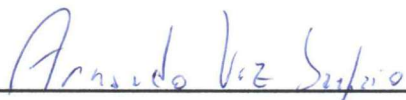
TERMO DE APROVAÇÃO

RAFAEL PEREIRA AMÉRICO

A FUNÇÃO CONSUMO, UM ESTUDO DO CASO BRASILEIRO DE 1990 À 2004.

Monografia aprovada como requisito parcial para a conclusão do Curso de Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Paraná pela seguinte banca examinadora:

Orientador:



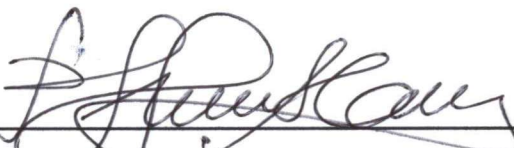
Prof. Armando Vaz Sampaio

Departamento de Economia, UFPR



Prof. José Wladimir Freitas da Fonseca

Departamento de Economia, UFPR



Prof.^a Patrícia Rosentaski de Oliveira

Departamento de Economia, UFPR

CURITIBA

2005

DEDICATÓRIA

Agradeço primeiramente a Deus por minha vida, aos meus pais, Antônio Américo e Edna Mara Américo, que sempre batalharam para proporcionar uma vida digna e confortável para os filhos, oferecendo uma boa educação para que seus filhos tivessem uma boa condição de vida.

Agradeço também à minha esposa, Fabiane Cristina Chue Américo, pelo apoio em mim investido, pela paciência e compreensão nos momentos em que não pude acompanhá-la por motivos de estudo.

Agradeço aos meus amigos pela compreensão e companheirismo em momentos difíceis.

E, finalmente, agradeço a Universidade Federal do Paraná em principal aos professores do Setor de Ciências Sociais Aplicadas do Curso de Ciências Econômicas, pelo tempo aplicado em ensinar aos alunos a serem cidadãos.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	v
LISTA DE SIGLAS.....	vi
INTRODUÇÃO.....	01
2 REFERENCIA TEÓRICA DA FUNÇÃO CONSUMO.....	03
2.1 TEORIA MICROECONÔMICA DO CONSUMIDOR.....	03
2.2 FUNDAMENTOS MICROECONÔMICOS DA FUNÇÃO CONSUMO.....	05
2.3 O SUCESSO DA FUNÇÃO CONSUMO KEYNESIANA.....	08
2.4 PROBLEMAS COM A FUNÇÃO CONSUMO KEYNESIANA.....	09
2.5 IRVING FISHER E A ESCOLHA INTERTEMPORAL.....	10
2.6 VARIAÇÕES NA TAXA DE JUROS REAL, COMO ELAS AFETAM O CONSUMO.....	14
2.7 A RESTRIÇÃO AOS EMPRESTIMOS.....	16
2.8 A HIPÓTESE DO CICLO DE VIDA.....	18
2.9 A HIPÓTESE DA RENDA PERMANENTE, DE MILTON FRIEDMAN.....	22
3 ESTUDO DE ESTACIONÁRIEDADE DAS SÉRIES TEMPORAIS.....	24
3.1 UMA ANÁLISE DAS SÉRIES TEMPORAIS.....	24
3.2 O TESTE DA RAIZ UNITÁRIA.....	30
4 ANÁLISE DAS REGRESSÕES.....	34
4.1 REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO.....	34
4.1.1 REPRESENTATIVIDADE DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO.....	34
4.1.2 TESTE DE HIPÓTESES PARA A REPRESENTATIVIDADE DAS VARIÁVEIS DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO.....	35
4.1.3 TESTE DE HIPÓTESES PARA A SIGNIFICÂNCIA GLOBAL DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO.....	35
4.1.4 TESTE DE DURBIN-WATSON PARA A REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO.....	36
4.2 REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO COM VARIÁVEL DEFASADA.....	37
4.2.1 REPRESENTATIVIDADE DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO COM VARIÁVEL DEFASADA.....	37

4.2.2	TESTE DE HIPÓTESES PARA A REPRESENTATIVIDADE DAS VARIÁVEIS DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO COM VARIÁVEL DEFASADA.....	37
4.2.3	TESTE DE HIPÓTESES PARA A SIGNIFICÂNCIA GLOBAL DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO COM VARIÁVEL DEFASADA.....	38
4.2.4	TESTE DE DURBIN-WATSON PARA A REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO COM VARIÁVEL DEFASADA.....	39
5	CONCLUSÃO.....	40
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	42
	ANEXOS.....	43

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - A FUNÇÃO CONSUMO KEYNESIANA.....	07
FIGURA 2 - RELAÇÃO DA FUNÇÃO CONSUMO DE LONGO E CURTO PRAZO.....	10
FIGURA 3 - RESTRIÇÃO ORÇAMENTÁRIA DO CONSUMIDOR.....	12
FIGURA 4 - PREFERÊNCIAS DO CONSUMIDOR.....	12
FIGURA 5 - O ÓTIMO DO CONSUMIDOR.....	13
FIGURA 6 - UM AUMENTO DA RENDA.....	14
FIGURA 7 - UM AUMENTO NA TAXA DE JUROS.....	15
FIGURA 8 - RESTRIÇÃO AOS EMPRESTIMOS.....	16
FIGURA 9 - CONSUMO COM RESTRIÇÃO DE EMPRESTIMOS.....	17
FIGURA 10 - CONSUMO COM RESTRIÇÃO DE EMPRESTIMOS, SEGUNDO CASO.....	18
FIGURA 11 - A FUNÇÃO CONSUMO DO CICLO DE VIDA.....	20
FIGURA 12 - DESLOCAMENTO DA FUNÇÃO CONSUMO COM ACRECIMO DA RIQUEZA.....	21
FIGURA 13 - CONSUMO, RENDA E RIQUESA AO LONGO DO CICLO DE VIDA.....	21
FIGURA 14-EVOLUÇÃO DO PIB _{pm} DO BRASIL NO PERÍODO DE 1991 A 2004..	24
FIGURA 15-EVOLUÇÃO DO CONSUMO DAS FAMÍLIAS DO BRASIL NO PERÍODO DE 1991 A 2004.....	25
FIGURA 16-EVOLUÇÃO DO PIB DO BRASIL NO PERÍODO DE 1991 A 2004 – EM DIFERENÇA.....	25
FIGURA 17-EVOLUÇÃO DO CONSUMO DAS FAMÍLIAS NO BRASIL NO PERÍODO DE 1991 A 2004 – EM PRIMEIRA DIFERENÇA.....	26
FIGURA 18-CORRELOGRAMA, PIB DO BRASIL EM NÍVEL.....	27
FIGURA 19-CORRELOGRAMA CONSUMO DAS FAMÍLIAS EM NÍVEL.....	28
FIGURA 20-CORRELOGRAMA, PIB _{pm} DO BRASIL EM PRIMEIRA DIFERENÇA..	29
FIGURA 21-CORRELOGRAMA, CONSUMO DAS FAMÍLIAS EM PRIMEIRA DIFERENÇA.....	30
FIGURA 22 - INTERVALO PARA ANÁLISE DO TESTE DE DURBIN-WATSON.....	36

LISTA DE SIGLAS

Bacen - Banco Central do Brasil

MQO - Mínimos Quadrados Ordinários

PIB - Produto Interno Bruto

PIBpm - Produto Interno Bruto a preços de mercado

PNB - Produto Nacional Bruto

URV - Unidade Real de Valor

RESUMO

Estuda a função consumo determinando qual a relação do consumo com a renda do consumidor. Utilizando teorias econômicas de Irving Fisher, Franco Modigliani e Milton Friedman relacionadas ao consumo, para compreender as relações da função consumo. Através de estudos econométricos procura-se verificar a aplicação no Brasil embasando o estudo em dados empíricos relacionados com as teorias da função consumo, em especial o consumo e a renda, no período de 1991 a 2004. Através de métodos econométricos fez-se uma análise das séries, além de ajustes, para então estimar duas funções consumo para o Brasil nesse período, além de analisá-las e testá-las econométricamente, obedecendo às relações microeconômicas da função consumo para com as estimativas. Obtendo conclusões relativas a função consumo brasileira, onde o consumo é influenciado pela renda. Verificando com as teorias mostradas por Keynes, Modigliane, Friedman e Fisher.

INTRODUÇÃO

O consumo de produtos e serviços no Brasil tem variado em quantidade e intensidade ao longo do tempo, no entanto, as melhorias nas condições da produção de bens de capital e os avanços tecnológicos das décadas de 1980, sobretudo na de 1990 do século XX, permitiram um grande salto tanto na quantidade quanto na qualidade dos produtos produzidos no País.

As ações governamentais, com o intuito de ajustar a economia brasileira para torná-la competitiva internacionalmente e também com crescimento interno, resultaram na elaboração de planos econômicos que não obtiveram sucesso (Plano Cruzado, Plano Verão, Plano Bresser). Somente a partir de 1994 com a implantação da URV (Unidade Real de Valor) seguido pelo Plano Real, que permitiu a diminuição e estabilização da inflação. A variação das altas taxas de juros, maiores influências externas no mercado nacional, além de outras mudanças no cenário econômico mundial que corroboraram para influenciar o comportamento dos consumidores brasileiros.

Diante destas alterações, o objetivo principal do presente estudo é analisar a relação do consumo com a renda. Devido as grandes alterações de consumo que ocorreram e influenciaram o comportamento do consumo interno ou nacional no período compreendido entre 1991 e 2004.

Este estudo é proposto devido a importância da variável consumo, que é uma das principais variáveis econômicas, e de fundamental importância para formular políticas econômicas.

Para tanto, foi feita uma análise econométrica, do consumo brasileiro ao longo deste período, baseada no consumo e na renda do consumidor. Que foi influenciado pelas alterações na economia proporcionadas pelas ações tanto internas quanto externas.

Para isto, baseou-se nos principais casos de estudo da função consumo proposta por Keynes, Franco Modigliani e Milton Friedman. Modigliane com a hipótese do ciclo de vida, e Friedman com a hipótese da renda permanente. Apoiadas na teoria proposta por Irving Fisher a respeito do comportamento do consumidor.

Este trabalho parte da hipótese que existe uma relação positiva entre o consumo e a renda, ou seja, a renda influencia positivamente o consumo, onde uma variação positiva na renda aumenta o consumo.

Partindo desta hipótese, estimou-se a função consumo do Brasil, a partir dos dados da economia brasileira do período em questão, referentes ao consumo e a renda, foi feita duas regressões, uma simples e outra com variável defasada, para então fazer as análises econométricas destas estimativas da função consumo.

Com base nessa análise dos resultados obtidos pela estimação concluiu-se o estudo da função consumo, embasados nos fundamentos microeconômicos desta função relativa ao consumo.

Verificando se existe uma relação entre o consumo e a renda, e se esta relação é positiva, ou seja, diretamente proporcional, quando a renda aumenta o consumo também aumenta. Testando assim, a relação dessas variáveis no Brasil, no período de 1991 a 2004.

2 REFERÊNCIA TEÓRICA DA FUNÇÃO CONSUMO

Os estudos que abordam a função consumo estão calcados sobre fundamentos microeconômicos desta função, sendo de fundamental importância para o modelo macroeconômico da mesma.

A teoria microeconômica do consumidor é utilizada para explicar o comportamento individual dos consumidores e suas preferências. E os fundamentos microeconômicos da função consumo macroeconômica é utilizado para a compreensão e análise desta função.

2.1 TEORIA MICROECONÔMICA DO CONSUMIDOR

O enfoque microeconômico do consumo trata de forma individual de cada consumidor, visando estudar a utilização da renda no consumo. Tem-se como ponto fundamental que a renda dos trabalhadores é limitada. Desta forma, estes consumidores se depararão com duas possibilidades: dispor de sua renda com bens e serviços no momento presente ou guardá-la para consumir no futuro (PINDYCK, 2002).

De maneira geral os consumidores utilizam suas rendas, buscando maximizá-las na sua forma de consumo. Um instrumento de análise no comportamento do consumidor utilizado pela microeconomia é definido pela curva de demanda do consumidor, que apresenta as preferências do consumidor, a curva de restrição orçamentária e as escolhas do consumidor além da curva de utilidade marginal (PINDYCK, 2002).

A curva de demanda do consumidor foi estabelecida pela quantidade que os consumidores desejam demandar de um determinado bem, relacionando a quantidade, o preço e a renda, proposta na equação:

$$Q = a - bP + cR$$

onde:

Q = quantidade demandada

P = preço

R = renda do consumidor.

Os coeficientes a , b , c são estimados econometricamente com dados empíricos (PINDYCK, 2002).

A preferência do consumidor é determinada conforme a sua necessidade, comparando os bens, suas utilidades e seus preços (PINDYCK, 2002).

A curva de restrição orçamentária do consumidor, é determinada pela renda que é limitada, devido ao preço dos bens ele deverá apresentar uma preferência para consumir determinados bens. Por exemplo, o consumidor necessita de dois bens, devendo optar entre eles a quantidade que serão consumidas de cada bem, a restrição orçamentária determina a quantidade que poderá adquirir de cada um, ou seja, a restrição orçamentária limita a escolha do consumidor, apresentada na função:

$$P_A A + P_B B = I$$

onde:

P_A = preço do bem A

A = quantidade a ser consumida do bem A

P_B = preço do bem B

B = quantidade a ser consumida do bem B

I = renda do consumidor (PINDYCK, 2002).

A escolha do consumidor será determinada pela restrição orçamentária, o quanto ele poderá adquirir de cada bem de consumo estará restrito ao seu orçamento. Assim, de acordo com a restrição orçamentária e suas preferências, o consumidor demandará bens de modo a aumentar sua satisfação diante do consumo (PINDYCK, 2002).

As combinações de bens que o consumidor adquire dependem dos vários preços e utilidades dos bens disponíveis. O consumidor também levará em consideração suas preferências para com os bens disponíveis. Para que o consumidor maximize o consumo, a cesta de bens e serviços deve satisfazer duas condições: a primeira é que a cesta de consumo deve estar sobre a linha da restrição orçamentária; isso significa que o valor da cesta deve ser igual à renda, e a segunda: é que a cesta de mercadorias deve ser a combinação preferida de bens e serviços do consumidor (PINDYCK, 2002).

Assim, a preferência do consumidor acaba por substituir alguns bens de consumo por outro em sua cesta de mercadorias, desta forma o consumidor acaba gerando uma taxa de substituição dos bens (PINDYCK, 2002).

A taxa marginal de substituição é a quantidade de bens do tipo A que o consumidor está disposto a abrir mão de consumir, em permuta com uma unidade do bem de tipo B (PINDYCK, 2002).

A utilidade marginal, tendo em vista as preferências do consumidor, ajuda a entender como o consumidor faz suas escolhas. Sendo a utilidade marginal, a satisfação que o consumo de um bem adicional traz ao consumidor. Pode-se relacionar o conceito de utilidade marginal com a maximização da utilidade do consumidor, sendo que a utilidade é maximizada quando a utilidade marginal se iguala à unidade monetária gasta em cada um dos bens de consumo escolhidos pelo consumidor. Ou seja, só será obtida a maximização da utilidade quando a taxa marginal de substituição dos bens for igual à razão dos preços dos mesmos, algebricamente pode ser representado da seguinte forma: $TMS = P_A/P_B$, ou seja, o consumidor estará maximizando a utilidade quando, a razão do valor gasto com os bens A e B tiver valor igual à quantidade de bens que o consumidor está disposto a trocar do bem A pelo B (PINDYCK, 2002).

2.2 FUNDAMENTOS MICROECONÔMICOS DA FUNÇÃO CONSUMO

A renda é a principal determinante do consumo agregado, quanto maior a renda do consumidor maior deverá ser o consumo, entre o consumo e a renda, a relação é dada pela propensão marginal a consumir (LOPES, 1998).

Segundo Mankiw (1995) “Como as famílias decidem utilizar a renda, quanto consumir no presente e quanto poupar para consumir no futuro? Esta é uma questão microeconômica, pois diz respeito ao comportamento individual do consumidor, mas a resposta é de fundamental importância para a macroeconomia, pois estes fatores do consumo são determinantes no desempenho geral da economia”.

As decisões de consumo são fundamentais para a análise econômica, uma vez que o consumo constitui dois terços do PNB (Produto Nacional Bruto), onde mudanças que afetem o consumo podem resultar bruscamente na economia, através de choques econômicos originando problemas, como uma demanda

desenfreada podendo originar inflação, ou uma recessão do consumo podendo gerar uma estagnação econômica. E para uma melhor análise deve-se levar em conta a propensão marginal a consumir, sendo esta uma variável chave dos multiplicadores das políticas fiscais (MANKIW, 1995).

Quando a macroeconomia tornou-se um campo de estudo, surgiram várias teorias sobre o comportamento do consumidor dentre as quais a, a teoria geral de Keynes, em que a função consumo tem um lugar destacado na teoria das flutuações econômicas, desempenhando um papel central na análise econômica (MANKIW, 1995).

Keynes construiu a função consumo por dedução, primeiramente considerou a propensão marginal a consumir. A propensão marginal a consumir é definida como a proporção adicional que o consumidor pretende gastar da renda em consumo. De maneira que a propensão marginal a consumir estaria entre zero e um, isto significa que aumentando a renda das pessoas aumentam o consumo, mas não necessariamente na mesma proporção. Esta propensão marginal a consumir é a porcentagem que o consumidor está disposto a despende a mais em consumo (LOPES, 1998).

Por exemplo: se a renda da pessoa é de R\$ 100,00 e a propensão marginal a consumir é de 0,8, o consumidor estará disposto a despende de sua renda a quantia de R\$ 80,00 em consumo extra, além do seu consumo autônomo que independe da renda (LOPES, 1998).

“A propensão marginal a consumir foi crucial nas recomendações políticas de Keynes acerca da forma de tratar o desemprego generalizado. O poder da política fiscal para influir na renda, tal como expresso pelos multiplicadores da política fiscal, decorre da realimentação entre renda e consumo” MANKIW (1995, p. 277).

Segundo MANKIW (1995) Keynes afirmou também que a razão entre consumo e renda, chamada de propensão média a consumir, diminui à medida que a renda aumenta. Para Keynes a poupança é um luxo, assim sendo ele esperava que os ricos poupassem uma proporção maior da renda que os pobres. Além de considerar que a renda é o principal determinante do consumo e que a taxa de juros não tem um papel fundamental, ao contrário do que acreditavam os economistas clássicos, que uma alta taxa de juros, desestimulava o consumo e estimulava a

poupança. Para Keynes a taxa de juros poderia influir no consumo como um aspecto da teoria econômica, assim sendo escreveu: “a principal conclusão sugerida pela experiência é, penso, que a influência, no curto prazo, da taxa de juros sobre o consumo individual, dada à renda, é secundária e relativamente sem importância” (MANKIWI, 1995, p. 277).

Segundo MANKIWI (1995), a função consumo keynesiana é normalmente representada pela equação:

$$C = C_0 + cY \text{ Com } C_0 > 0 \text{ e } 0 < c < 1$$

onde:

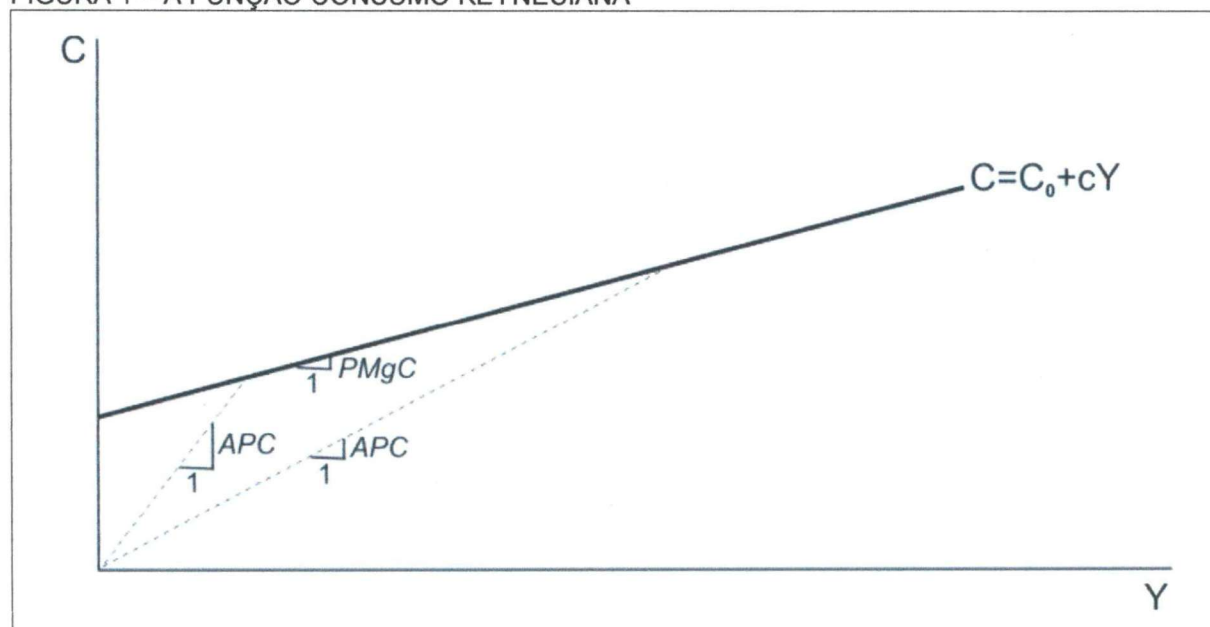
C = consumo agregado

Y = renda disponível

C_0 = consumo autônomo

c = propensão marginal a consumir .

FIGURA 1 – A FUNÇÃO CONSUMO KEYNESIANA



(FONTE: MANKIWI, 1995, p.277.).

Percebe-se que esta função consumo contém as propriedades que Keynes apresentou: a propensão marginal a consumir, c , entre zero e um, desta forma uma renda mais alta determina um consumo e também uma poupança mais elevada. Além de satisfazer a propensão média a consumir que é

$$APC = C / Y = C_0 / Y + c.$$

À medida que Y cresce C_0/Y diminui, desta forma a propensão média a consumir, C/Y cai. E finalmente esta função consumo não tem a taxa de juros como fator determinante do consumo (MANKIW, 1995).

2.3 O SUCESSO DA FUNÇÃO CONSUMO KEYNESIANA

Após a apresentação da função consumo por Keynes, os economistas começaram com testes de suas propostas, as primeiras averiguações mostraram que a função consumo proposta por Keynes é uma boa aproximação do comportamento dos consumidores (MANKIW, 1995).

Nestes testes, pesquisadores coletaram dados sobre renda e consumo, de famílias selecionadas. Verificaram em famílias com maiores rendas um consumo mais elevado, verificando a propensão marginal a consumir maior que zero, constataram também que nestas famílias poupava-se mais, averiguando que a propensão marginal a consumir é menor do que um. Além disso, as pesquisas revelaram que famílias com rendas maiores poupavam uma parcela maior da renda, confirmando que a propensão média a consumir diminui na medida em que a renda aumenta (MANKIW, 1995).

Outros estudos foram realizados, examinaram dados agregados relativos ao consumo e a renda, que também confirmaram a função consumo keynesiana. Em períodos em que a renda foi extremamente baixa, o consumo também foi pequeno, como no auge da Grande Depressão. Constatando também que a propensão marginal a consumir está situada entre zero e um, também nestes anos de baixa renda, a razão entre consumo e renda era alta, averiguando a segunda proposição de Keynes (MANKIW, 1995).

Como a correlação entre consumo e renda era grande, nenhuma outra variável parecia tão importante para explicar o consumo. Assim verificando a terceira conjectura feita por Keynes, onde os dados confirmaram que a renda é o principal determinante do montante em que as pessoas pretendem destinar ao consumo (MANKIW, 1995).

2.4 PROBLEMAS COM A FUNÇÃO CONSUMO KEYNESIANA

A função consumo keynesiana apresentou duas exceções, em que se comportam inversamente proporcionais, a hipótese de que o consumo cai quando aumenta a renda (MANKIW, 1995).

Uma surgiu durante a segunda guerra mundial, onde alguns economistas fizeram previsões baseadas na função consumo Keynesiana, onde argumentaram que, como a renda crescia com o passar do tempo, as famílias passariam a consumir proporções menores de suas rendas. Surgindo preocupações de ordem econômica, podendo não existir investimentos lucrativos suficientes para absorver a poupança gerada pelas famílias (MANKIW, 1995).

Junto com a crescente poupança haveria uma redução proporcional do consumo, provocando uma demanda inadequada, gerando uma depressão assim que acabace a demanda dos tempos de guerra, ou seja, a economia a partir da função consumo keynesiana, experimentaria uma depressão de duração indefinida, que denominavam estagnação secular (MANKIW, 1995).

Mas não foi isso que aconteceu. Após a guerra as rendas estavam realmente mais elevadas, mas não foram acompanhadas por um aumento elevado da taxa de poupança. E não aconteceu uma grande depressão, logo a hipótese keynesiana parecia não se sustentar (MANKIW, 1995).

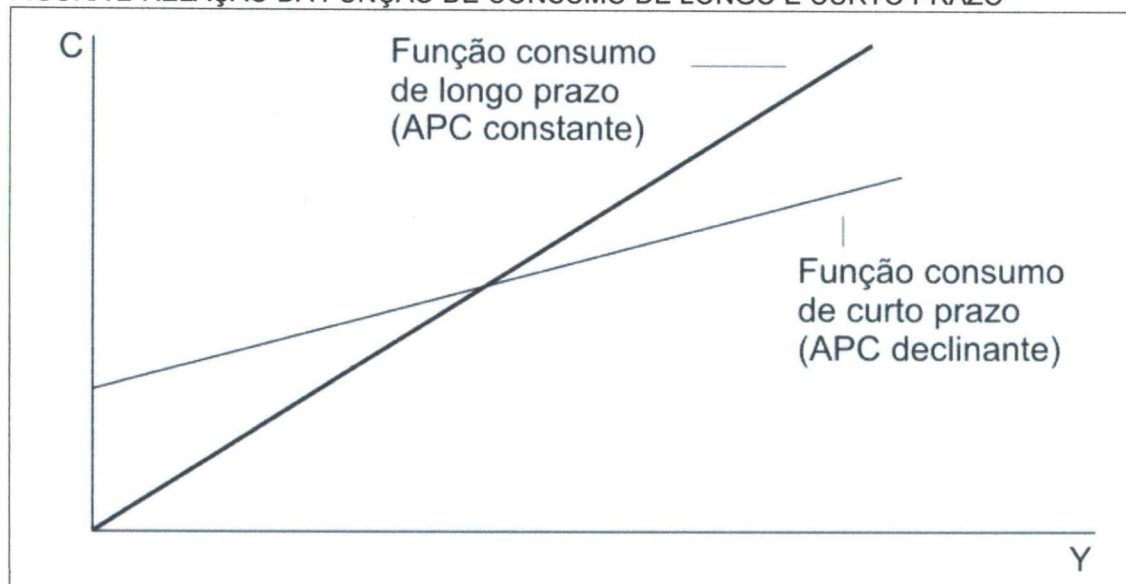
A outra exceção surgiu após novos dados de consumo e renda. Esses dados foram levantados por Simon Kuznets, nos anos 40, constatando que a razão entre consumo e renda se mantinha estável, apesar da renda ter um incremento considerável no período analisado. Novamente a hipótese keynesiana de que o consumo diminuiria com o crescimento da renda parecia não se sustentar (MANKIW, 1995).

A conclusão de que a propensão média a consumir é constante no longo prazo, apresentava um enigma. Os economistas queriam saber por que alguns estudos confirmavam a hipótese keynesiana e outros a rejeitavam (MANKIW, 1995).

As evidências sugerem que existam duas funções consumo, nas séries temporais curtas a função consumo keynesiana parece funcionar bem, já nas séries temporais longas a função consumo apresenta uma propensão média a consumir

constante. Estas relações são denominadas de funções de consumo de curto e longo prazo, mostradas na figura 2 a seguir.

FIGURA 2-RELAÇÃO DA FUNÇÃO DE CONSUMO DE LONGO E CURTO PRAZO



(FONTE MANKIW, 1995, p. 279).

Nos anos 50, os economistas Franco Modigliani e Milton Friedman explicaram as constatações aparentemente contraditórias. Modigliani com a hipótese do ciclo de vida, e Friedman com a hipótese da renda permanente. Essas teorias se apóiam na teoria proposta antes por Irving Fisher que é a teoria do comportamento do consumidor (MANKIW, 1995).

2.5 IRVING FISHER E A ESCOLHA INTERTEMPORAL

Segundo o modelo de decisão intertemporal do indivíduo, considerando um horizonte de determinado período de tempo, o indivíduo determina seu consumo presente, programando despesas futuras com consumo, de forma a maximizar sua função de utilidade, levando em conta a restrição orçamentária dada por sua renda (FISHER, 1988).

Para Fisher (1988), a influência do perfil intertemporal, as famílias decidem quanto consumir e poupar hoje, levando em conta o futuro, assim verifica-se que quanto mais as famílias consomem hoje, menos pouparam para consumir no futuro. Geralmente os consumidores quando jovens pouparam mais para ter um consumo desejável no futuro, levando em consideração que, quando idosas, as pessoas

esperam uma renda menor, em contrapartida os indivíduos podem preferir consumir mais hoje levando em consideração que sua renda seja crescente. De forma que ele considera a renda no presente escassa e a renda futura abundante. Desta forma, as famílias podem tomar empréstimos para aumentar o consumo no presente, estes empréstimos deverão ser pagos, comprometendo parte do consumo futuro, devido a preferência pela renda no presente.

Considerando um consumidor que vive dois períodos, a poupança no presente é dada por:

$$S_1 = Y_1 - C_1 \quad (1)$$

onde:

S_1 = poupança no presente

Y_1 = renda no presente

C_1 = consumo no presente.

No futuro o consumo é dado por:

$$C_2 = (1 + r) S_1 + Y_2 \quad (2)$$

onde:

C_2 = consumo no futuro

r = taxa de juros

Y_2 = renda no futuro.

Substituindo (1) em (2) obtemos:

$$C_2 = (1 + r) (Y_1 - C_1) + Y_2 \quad (3).$$

Isolando C_1 e C_2 de (3) e dividindo a equação por $(1+r)$ tem-se:

$$C_1 + C_2 / (1+r) = Y_1 + Y_2 / (1 + r),$$

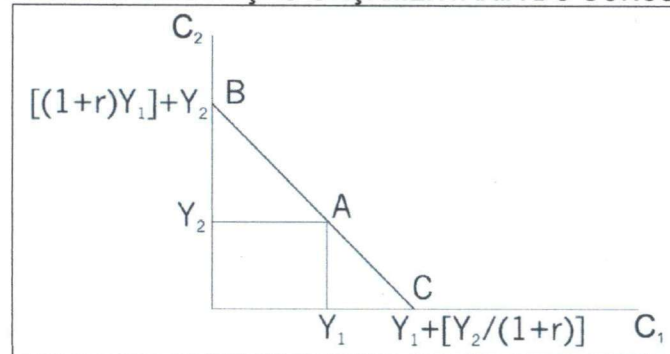
que representa a restrição orçamentária intertemporal do consumidor, determinando o consumo nos dois períodos relacionado com a renda (SIMONSEN, 1989).

Levando em consideração que a taxa de juros seja zero, o consumo total será igual à renda total. Mas no caso de uma taxa de juros maior que zero tanto o consumo quanto a renda futuros serão descontados pelo fator $1+r$, este desconto é gerado pelos juros ganhos sobre a poupança (FISHER, 1988).

Na figura 3 temos a restrição orçamentária intertemporal do consumidor, mostrando várias combinações de consumo entre dois períodos, que o consumidor pode escolher. No ponto A o consumidor não faz poupança nem empréstimo, de forma que o consumo no período um é igual a Y_1 e o consumo no período dois é

igual a Y_2 . No ponto B, o consumidor poupa tudo no primeiro período para consumir $[(1+r)Y_1]+Y_2$ no segundo período, e no ponto C o consumidor toma emprestado tudo o que pode para consumir no primeiro período, planejando não consumir nada no segundo período, tendo um consumo igual à $Y_1+[Y_2/(1+r)]$ (MANKIW, 1995).

FIGURA 3- RESTRIÇÃO ORÇAMENTÁRIA DO CONSUMIDOR

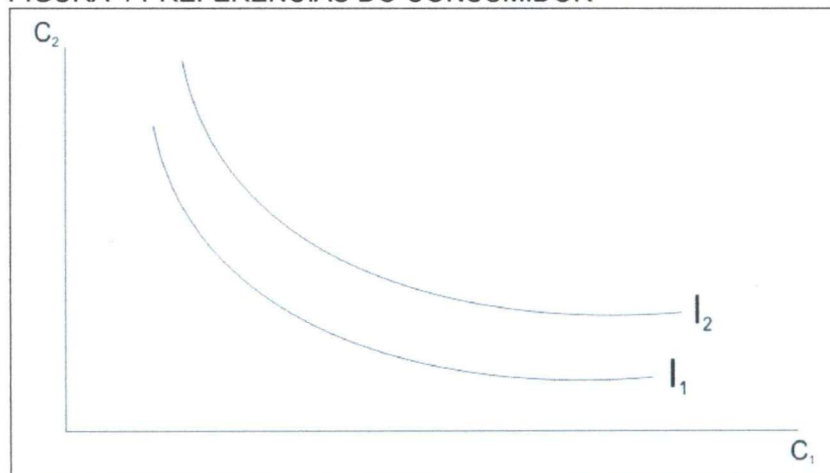


(FONTE MANKIW, 1995, p. 280).

Preferências do consumidor, entre os períodos podem ser representadas por curvas de indiferença como I_1 e I_2 . Mostrando as várias combinações de consumo entre os períodos. Sendo o consumidor totalmente indiferente às combinações de consumo, ao longo das curvas I_1 e I_2 . Porém o consumidor tem preferência pelas curvas mais afastadas da origem, por preferir consumir mais (FISHER, 1988).

A inclinação da curva de indiferença representa a taxa marginal de substituição, ou seja, quanto o consumidor está disposto a abrir mão de consumir no primeiro período para consumir no segundo período. As curvas de indiferença estão representadas na figura 4 (FISHER, 1988).

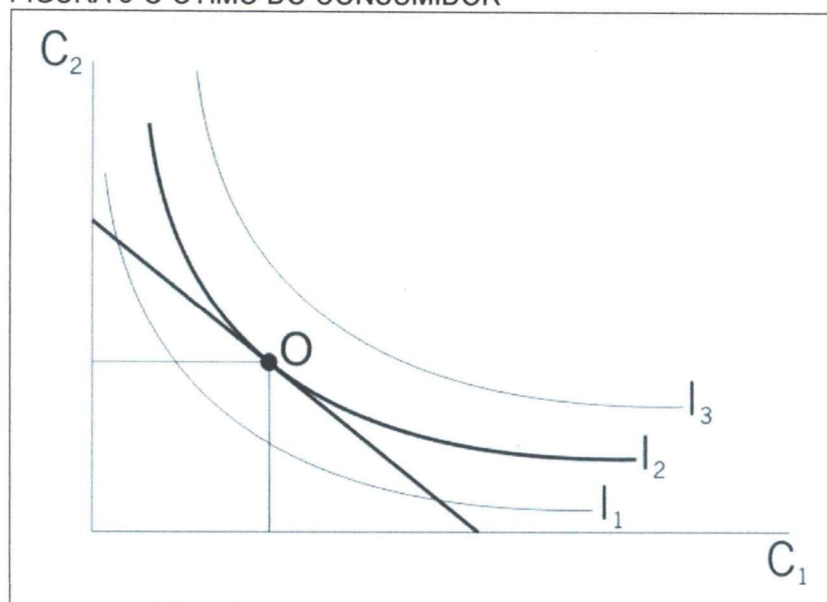
FIGURA 4-PREFERÊNCIAS DO CONSUMIDOR



(FONTE MANKIW, 1995, p.281).

Procurando otimizar, o consumidor prefere a melhor combinação de consumo entre os dois períodos, respeitando a curva de restrição orçamentária e suas preferências (FISHER, 1988).

FIGURA 5-O OTIMO DO CONSUMIDOR



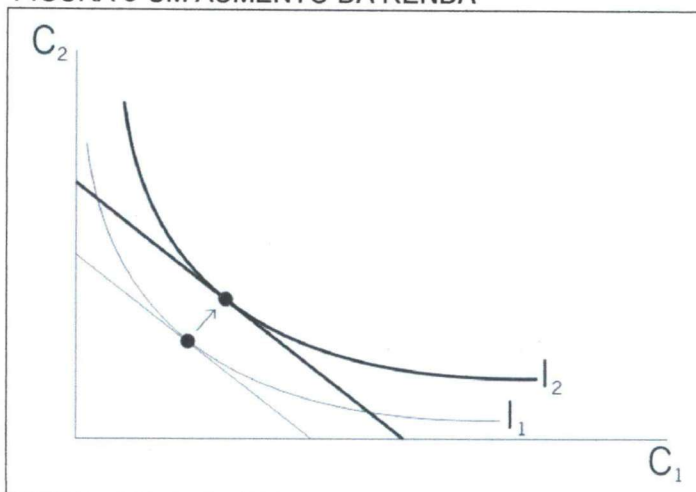
(FONTE MANKIW, 1995, p.282).

A figura 5 mostra a otimização do consumidor, o qual prefere consumir mais representada pela curva de indiferença mais longe da origem, sem comprometer a renda indicada pela restrição orçamentária. O ótimo do consumidor está representado pelo ponto O, onde a curva da restrição orçamentária intertemporal do consumidor tangencia a curva de indiferença I_2 (FISHER, 1988).

Se o consumidor deseja a maior quantidade de consumo de um determinado bem, os economistas o denominam de bem normal. As curvas de indiferença apresentadas na figura 5 pressupõe que nos períodos os bens consumidos sejam normais (FISHER, 1988).

Como o consumidor pode poupar e tomar emprestado entre os períodos, o *timing* da renda não modifica a quantidade do consumo dos períodos. Exceto caso a renda futura seja descontada pela taxa de juros, portanto o consumo depende do valor presente da renda corrente e da renda futura, ou seja, Valor Presente da Renda = $Y_1 + [Y_2 / (1+r)]$ (MANKIW, 1995).

FIGURA 6-UM AUMENTO DA RENDA



(FONTE MANKIW, 1995, p. 283).

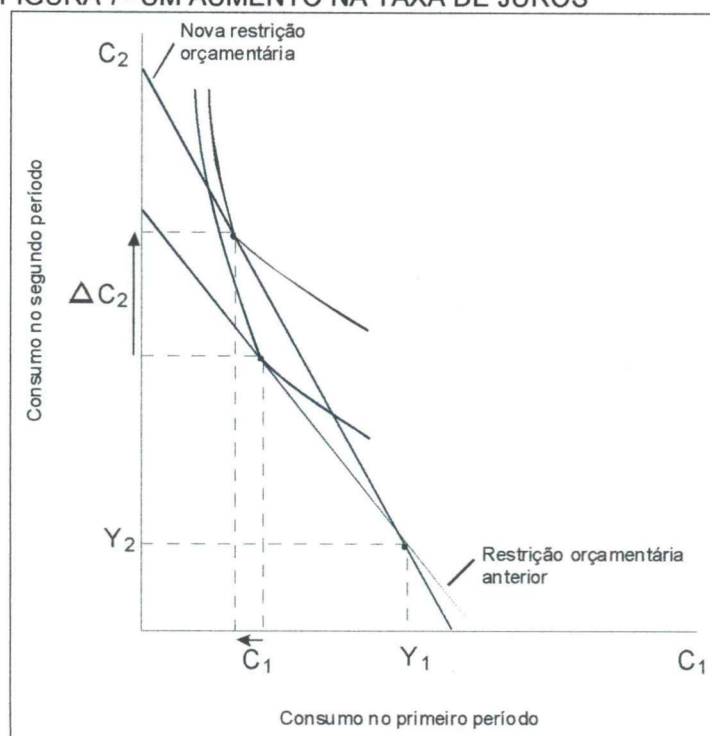
Na figura 6 com o aumento da renda, a restrição orçamentária se desloca para a direita, se o consumo nos períodos um e dois é composto por bens normais, este incremento da renda aumenta o consumo em ambos os períodos (FISHER, 1988).

2.6 VARIAÇÕES NA TAXA DE JUROS REAL COMO ELAS AFETAM O CONSUMO

Com o modelo de Fisher (1988) irá analisar-se como uma variação na taxa de juros real pode alterar as escolhas do consumidor. Pode-se pensar em duas situações, o caso do consumidor que poupa no presente para consumir no futuro e o caso do consumidor que efetua empréstimos para consumir no presente.

Para o indivíduo poupador, um aumento na taxa de juros real, rotaciona a linha da restrição orçamentária. Alterando o consumo em ambos os períodos, presente e futuro, ocasionando uma queda do consumo relativo ao primeiro período e um aumento no segundo período, conforme apresentado na figura 7 (FISHER, 1988).

FIGURA 7- UM AUMENTO NA TAXA DE JUROS



(FONTE MANKIW. p. 283.)

O impacto ocasionado com o aumento da taxa de juros real é decomposto em dois efeitos pelos economistas, o efeito-renda e o efeito-substituição (FISHER, 1988).

O efeito-renda é a variação do consumo resultante da passagem de uma curva de indiferença mais próxima da origem para outra, mais longe da origem. Como o indivíduo é um poupador, o aumento da taxa de juros melhora sua situação. Se o consumo for de bens normais, o consumidor desejará distribuir a melhoria do consumo pelos dois períodos. Fazendo com que o consumidor escolha mais consumo em ambos os períodos (FISHER, 1988).

O efeito-substituição é resultado de uma variação do preço relativo nos dois períodos. Quando a taxa de juros aumenta, o consumo no segundo período fica mais barato relacionado com o consumo do primeiro período, devido ao aumento da taxa de juros. Este efeito-substituição gera tendências para que o consumidor poupe mais no primeiro momento, fazendo com que tenha um consumo maior no segundo período (FISHER, 1988).

Ambos os efeitos contribuem para aumentar o consumo no segundo período, pode-se concluir com certeza que uma elevação da taxa de juros real eleva

o consumo no segundo período. Porém os impactos do consumo no primeiro período entre os dois efeitos são opostos. Fazendo com que o consumo possa aumentar ou diminuir no primeiro período, depende da escolha do consumidor, diante à alta na taxa de juros, supondo que o individuo é um agente racional (FISHER, 1988).

2.7 A RESTRIÇÃO AOS EMPRÉSTIMOS

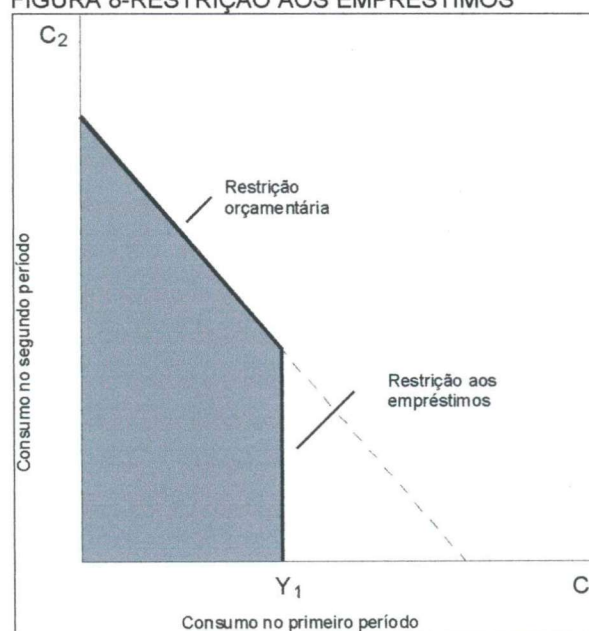
Alguns consumidores não podem tomar emprestado, para obter um consumo maior que sua renda corrente no presente. Dessa forma a restrição pode ser escrita como:

$$C_1 \leq Y_1.$$

Assim o consumo no presente pode ser menor ou igual a renda do indivíduo. Esta restrição é chamada de restrição dos empréstimos ou restrição da liquidez (FISHER, 1988).

A figura 8 representa esta restrição dos empréstimos, que reduz o conjunto de escolhas do consumidor. Escolhas estas que devem atender tanto a restrição orçamentária quanto a restrição aos empréstimos. A combinação do consumo nos dois períodos, atendendo as restrições, é representada no gráfico pela área sombreada (FISHER, 1988).

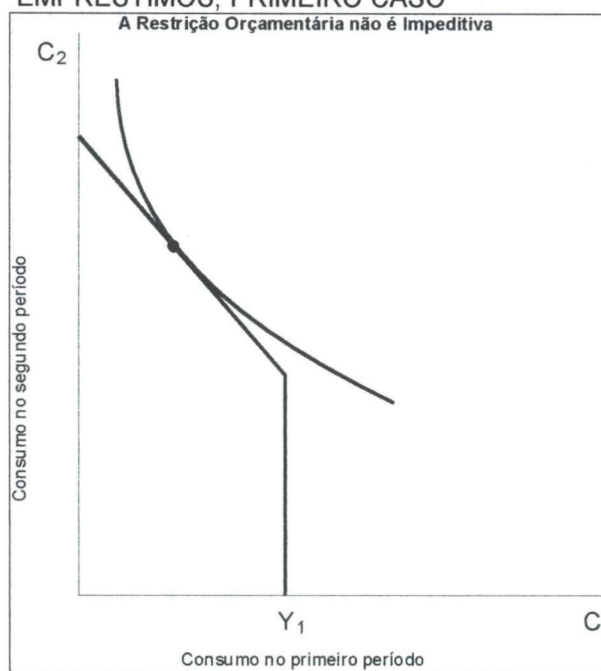
FIGURA 8-RESTRIÇÃO AOS EMPRESTIMOS



(FONTE MANKIW, 1995, p. 286.)

Uma primeira possibilidade, onde no primeiro período o consumidor deseja consumir menos do que ganha. Desta forma a restrição aos empréstimos não é um problema, não afetando o consumo. A figura 9 mostra essa situação onde o consumo não é afetado (FISHER, 1988).

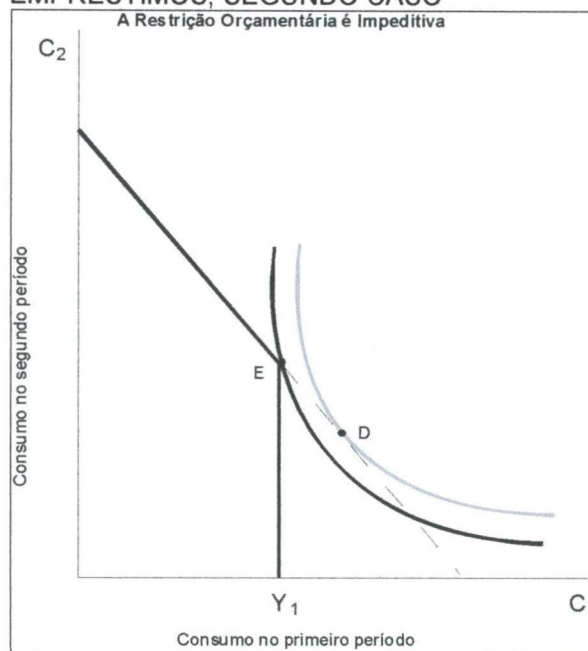
FIGURA 9-CONSUMO COM RESTRIÇÃO DE EMPRÉSTIMOS, PRIMEIRO CASO



(FONTE MANKIW, 1995, p. 287.)

A segunda possibilidade advém do consumidor preferir consumir mais no primeiro período, mediante a tomada de empréstimos, e a restrição do empréstimo não o permite fazê-lo, e neste caso sim afetando o consumo. A figura 10 demonstra este caso, onde o consumo é afetado (FISHER, 1988).

FIGURA 10-CONSUMO COM RESTRIÇÃO DE EMPRÉSTIMOS, SEGUNDO CASO



(FONTE MANKIW, 1995, p. 287.)

Como o consumo é afetado, conclui-se que com as restrições ao empréstimo, tem-se duas funções consumo. Uma para os indivíduos em que a restrição ao empréstimo não afeta o consumo, o qual depende do valor presente de sua renda vitalícia, $Y_1 + [Y_2 / (1+r)]$. Outra para os consumidores em que a restrição aos empréstimos afeta o consumo, a função $C_1 = Y_1$. Dessa forma, os consumidores que querem tomar empréstimos, mas não conseguem, tem seu consumo corrente definido unicamente por sua renda corrente (FISHER, 1988).

2.8A HIPÓTESE DO CICLO DE VIDA

Franco Modigliani usou o modelo do comportamento do consumidor, de Fisher, para estudar a função consumo. Um de seus objetivos era explicar o consumo aparentemente conflitante, quando a função keynesiana era testada empiricamente. A base da teoria de Modigliani é proposta por uma variação da renda durante a vida, e a poupança permite transferir a renda de um período em que a renda é maior, para outro em que a renda é menor, assim embasando a hipótese do ciclo de vida (MANKIW, 1995).

Segundo Mankiw (1995), “das muitas razões pelas quais a renda varia ao longo da vida de uma pessoa, uma das mais importantes é a aposentadoria. Muitos planejam aposentar-se em torno dos 65 anos, e esperam uma grande queda em seus rendimentos; contudo, não desejam uma grande queda em seu consumo. Muitos se preparam para a aposentadoria, poupando”.

Considerando um consumidor que espera, viver mais T anos, possui riqueza W e ganhar uma renda Y até aposentar-se, em R anos. Esse consumidor determinaria seu consumo, desejando manter o consumo homogêneo para sua vida (MANKIW, 1995).

Ao longo da vida do consumidor, os recursos são compostos, por uma riqueza inicial, W , e pela renda ao longo da vida, $R \times Y$. Para tornar mais simples consideraremos uma taxa de juros igual a zero. O indivíduo pode decompor seus recursos vitalícios entre T anos, se ele desejar uma trajetória mais homogênea, ele dividirá o total $W+RY$ uniformemente entre os T anos. Tendo o consumo anual como

$$C=(W+RY)/T \text{ ou } C=(1/T)W+(R/T)Y$$

(MANKIW, 1995).

Caso todos os consumidores da economia planejarem dessa forma o consumo, a função consumo agregada seria:

$$C = \alpha W + \beta Y$$

onde:

α = propensão marginal a consumir riqueza

β = propensão marginal a consumir renda

(MANKIW, 1995).

Esse modelo confere uma função consumo convencional, entretanto, a interseção αW não é um valor fixo, e sim dependente do volume da riqueza. A propensão média a consumir da função consumo do ciclo de vida é:

$$C / Y = \alpha (W/Y) + \beta$$

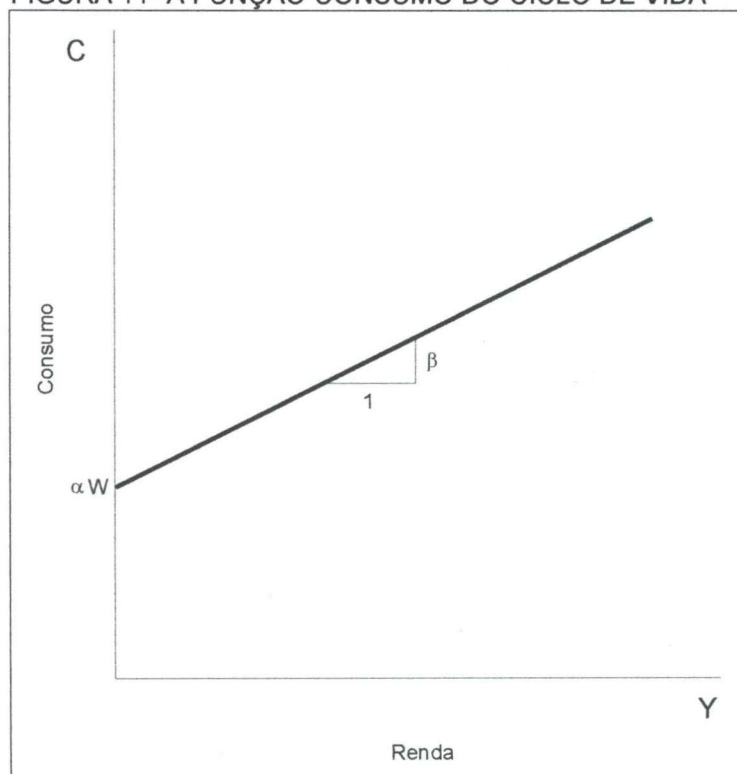
(MANKIW, 1995).

Segundo Mankiw (1995), “como a riqueza não varia proporcionalmente à renda, de pessoa para pessoa ou de ano para ano deveríamos verificar que, usando dados de conjuntos de indivíduos ou curtos períodos de tempo, uma renda alta implica uma baixa propensão a consumir. Mas, em longos períodos de tempo, a

renda e a riqueza crescem juntas, o que implica uma razão W/Y constante, portanto, uma propensão média a consumir constante”.

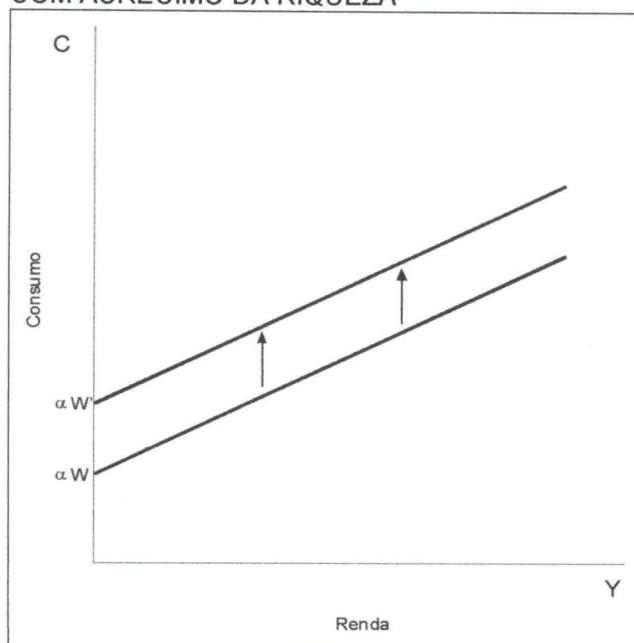
A função consumo do ciclo de vida se parece com a função keynesiana para qualquer nível de renda, demonstrada na figura 11, mas esta função só se mantém no curto prazo, quando a riqueza é constante. Mas no longo prazo, com um incremento na riqueza, a função sofre um deslocamento para cima, como demonstrado na figura 12, impedindo a propensão média a consumir de cair com o aumento da renda. Modigliani assim conciliou os estudos aparentemente conflitantes da função consumo keynesiana.

FIGURA 11- A FUNÇÃO CONSUMO DO CICLO DE VIDA



(FONTE MANKIW, 1995, p. 288).

FIGURA 12-DESLOCAMENTO DA FUNÇÃO CONSUMO COM ACRECIMO DA RIQUEZA

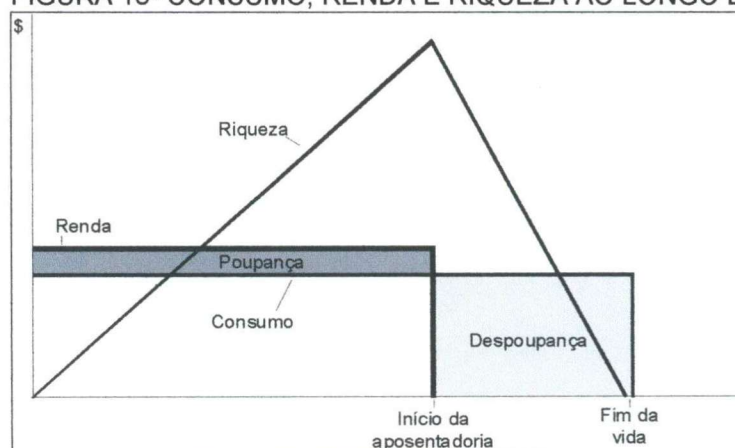


(FONTE MANKIW, 1995, p. 288).

Segundo Mankiw (1995), “O modelo do ciclo de vida permite várias outras previsões. Implica, o que é muito importante, que a poupança varia ao longo da vida da pessoa de forma previsível. Se a pessoa entra na idade adulta sem riqueza, acumulará riqueza nos seus anos de trabalho e consumirá essa riqueza nos anos da aposentadoria.”

A trajetória da renda, consumo e riqueza do indivíduo em sua vida adulta, é ilustrado pela figura 13, frente às constatações, percebe-se um fato importante onde os jovens que trabalham poupam, enquanto os velhos aposentados despouparam (MANKIW, 1995).

FIGURA 13- CONSUMO, RENDA E RIQUEZA AO LONGO DO CICLO DE VIDA



(FONTE MANKIW, 1995, p. 290)

2.9 A HIPÓTESE DA RENDA PERMANENTE, DE MILTON FRIEDMAN

Milton Friedman em 1957, apresentou a hipótese da renda permanente para explicar o comportamento do consumidor. Completando a hipótese do ciclo de vida, as duas teorias, tem base na teoria do consumidor de Fisher, argumentando que o consumo não depende apenas da renda corrente. Mas contrariamente a hipótese do ciclo de vida (FRIEDMAN, 1971).

Friedman (1971) afirma que a experiência da pessoa altera sua renda de forma aleatória e temporária ao longo do tempo de vida.

Para Friedman (1971), a renda corrente, Y , é a soma da renda permanente, Y^P , com a renda transitória, Y^T , tendo:

$$Y = Y^P + Y^T.$$

Onde a renda permanente é a parcela da renda que as pessoas desejam manter no futuro, e a renda transitória é a parcela da renda que as pessoas não desejam manter no futuro, em outras palavras, segundo Mankiw (1995) “a renda permanente é a renda média; e a renda transitória é desvio aleatório em relação a essa média”.

Desta forma, a renda permanente é a renda mensal e as pessoas consumirão uma parcela maior dessa renda permanente, do que da renda transitória, que será preferível guardá-la e consumi-la ao longo de sua vida. Sendo que não se sabe quando se conseguirá uma nova renda transitória, ao contrário da renda permanente que o indivíduo espera receber todo mês (FRIEDMAN, 1971).

Para Friedman (1971) considera-se uma função consumo aproximada à:

$$C = \alpha Y^P,$$

onde α é uma constante, e o consumo é proporcional a renda permanente.

As implicações da hipótese da renda permanente em termos de propensão média a consumir. Dividindo a função por Y temos, $APC = C/Y = \alpha Y^P/Y$ (MANKIW, 1995).

Segundo a hipótese da renda permanente, a propensão média a consumir varia na razão entre a renda permanente e a renda corrente, assim a propensão média a consumir cai temporariamente, quando a renda corrente está temporariamente maior que a renda permanente, e quando a renda corrente está temporariamente menor que a renda permanente a propensão média a consumir aumenta temporariamente (FRIEDMAN, 1971).

Considerando os estudos de renda familiar, Friedman (1971) considerou que dados refletiam uma combinação de renda permanente e transitória. Onde famílias com altas rendas permanentes revelam um consumo mais elevado, e variações na renda corrente dependem da renda permanente. Apesar de não ser registrada diferença entre famílias na propensão média a consumir. Mas alguma variação na renda é provocada devido à renda transitória, e as famílias com elevadas taxas de renda transitória não teriam um maior consumo. Assim poderiam concluir que famílias com maiores rendas têm, na média, uma menor propensão média a consumir (FRIEDMAN, 1971).

Considerando estudos de séries temporais, Friedman (1971) argumentou que flutuações de ano em ano são dominadas pela renda transitória. Assim, anos com altas rendas deveriam ser anos com baixa propensão média a consumir. Mas em períodos longos, a variação da renda é provocada pelo componente permanente, observando-se em longas séries temporais uma propensão média a consumir constante (FRIEDMAN, 1971).

3 ESTUDO DE ESTACIONÁRIEDADE DAS SÉRIES TEMPORAIS

Para estimar a função consumo brasileira, considerou-se o PIBpm (Produto Interno Bruto a preços de mercado) – renda das famílias (do primeiro trimestre de 1991 ao quarto trimestre de 2004), e o PIB (Produto Interno Bruto) – consumo das famílias (do primeiro trimestre de 1991 ao quarto trimestre de 2004), dados retirados do Bacen (Banco Central do Brasil).

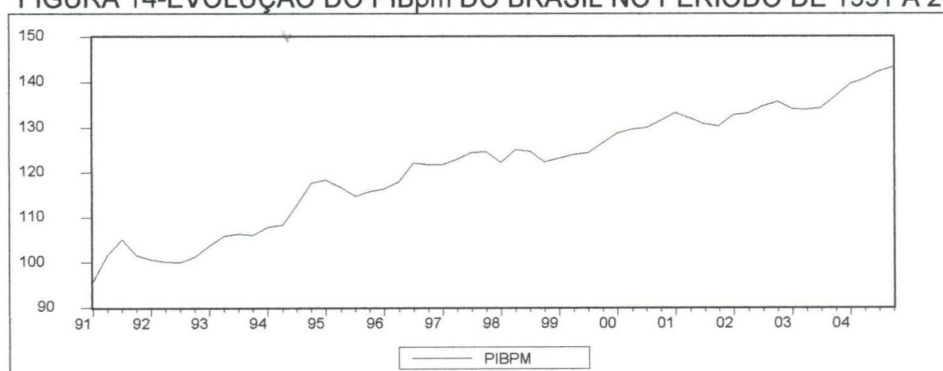
Primeiramente será feito uma análise das séries temporais, relativas ao consumo e a renda, para verificar se as séries temporais são estacionárias ou não, sendo que para a análise das séries, supõe-se que elas devem ser estacionárias. Em seguida, ao regredir uma variável de série temporal, obtém-se uma representatividade alta, mesmo não tendo nenhuma relação significativa entre as duas, gerando um problema de regressão espúria. Este problema é devido às séries terem fortes tendências, crescentes ou decrescentes, assim a alta representatividade deve-se a tendência e não a verdadeira relação entre elas. Portanto é importante verificar se a relação das variáveis é verdadeira ou espúria (GUJARATI, 2000).

3.1 UMA ANÁLISE DAS SÉRIES TEMPORAIS

A partir de uma análise feita com base nas séries temporais do PIBpm e do consumo, mostradas no anexo 1, as figuras 14 e 15 mostram a evolução dos dados para o PIBpm e o consumo, representando as séries temporais (GUJARATI, 2000).

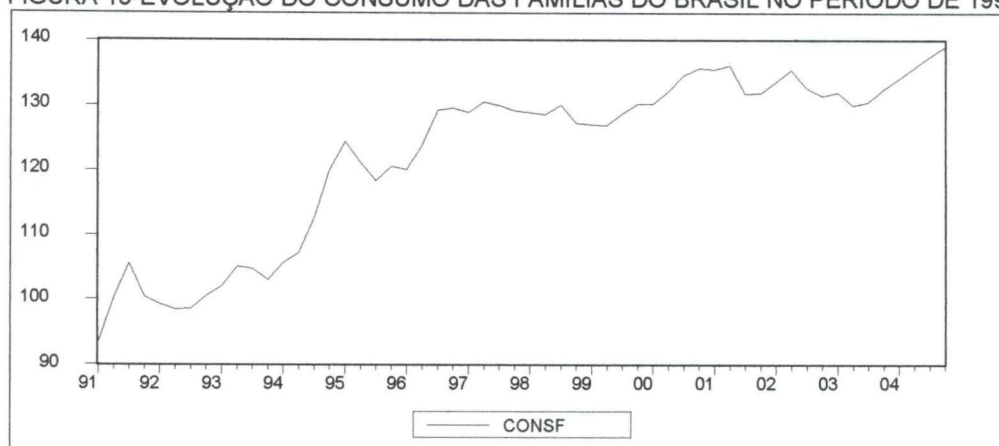
Quando verifica-se que a série é não-estacionária, utiliza-se a primeira diferença para a análise, conforme figuras 16 e 17 (GUJARATI, 2000).

FIGURA 14-EVOLUÇÃO DO PIBpm DO BRASIL NO PERÍODO DE 1991 A 2004



(FONTE: Banco Central. Representação da Série 1253-PIBpm)

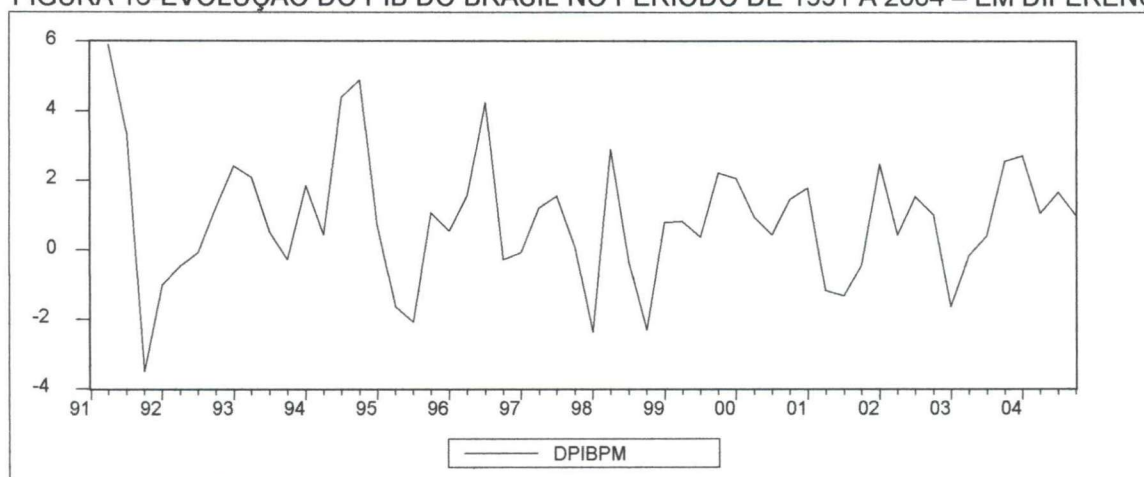
FIGURA 15-EVOLUÇÃO DO CONSUMO DAS FAMÍLIAS DO BRASIL NO PERÍODO DE 1991 A 2004



(FONTE: Banco Central. Representação da Série 7336-CONSUMO DAS FAMÍLIAS)

Verifica-se na representação das figuras 14 e 15 uma tendência para cima, demonstrando primeiramente que parecem ser séries não-estacionárias. Para confirmar se as séries são não-estacionárias, deve-se fazer o teste com base no correlograma (GUJARATI,2000).

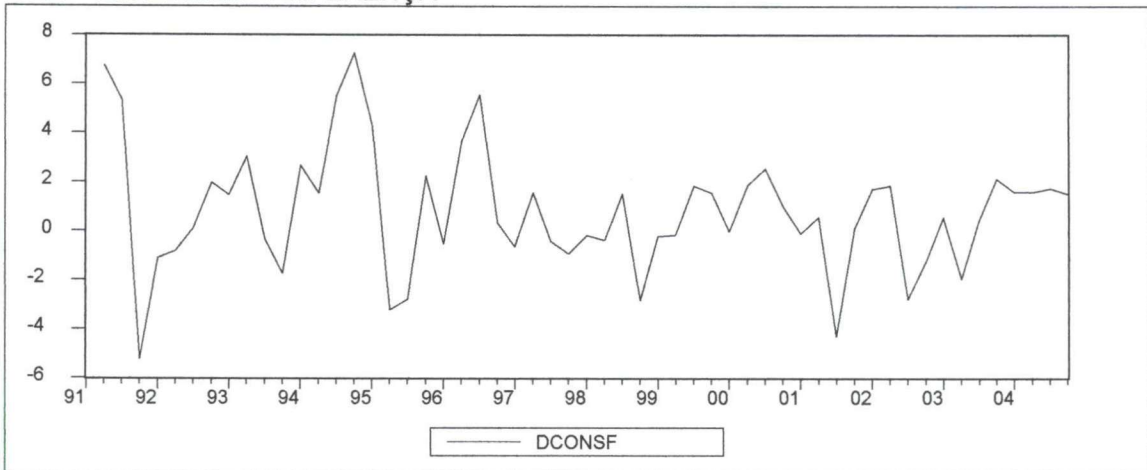
FIGURA 16-EVOLUÇÃO DO PIB DO BRASIL NO PERÍODO DE 1991 A 2004 – EM DIFERENÇA



(FONTE: OBTIDO ATRAVÉS DA SERIE TEMPORAL 1253-DO Bacen RODANDO A PRIMEIRA DIFERENÇA NO PACOTE ECONÔMETRICO E-Views 3.1)

Já as figuras 16 e 17 não aparentam tendências, aparentam ser estacionárias, mostrando primeiramente que são estacionárias em primeira diferença. Mas para confirmar deve ser feito o correlograma e o teste da raiz unitária (GUJARATI, 2000).

FIGURA 17-EVOLUÇÃO DO CONSUMO DAS FAMÍLIAS NO BRASIL NO PERÍODO DE 1991 A 2004 – EM PRIMEIRA DIFERENÇA



(FONTE: OBTIDO ATRAVÉS DA SERIE TEMPORAL 7336-DO Bacen RODANDO A PRIMEIRA DIFERÊNCIA NO PACOTE ECONOMETRICO E-Views 3.1)

Um teste de estacionariedade baseia-se na função autocorrelação, na defasagem k , indicada por ρ_k , é expressa da seguinte forma:

$$\rho_k = \gamma_k / \gamma_0 \quad (3.1.1)$$

onde:

γ_k = covariância na defasagem k ,

γ_0 = variância.

Se $k=0$, $\rho_0=1$, tanto a covariância quanto a variância são medidas nas mesmas unidades de medida, ρ_k é um número puro entre -1 e $+1$, como coeficiente de correlação. Representando graficamente ρ_k contra k , obtem-se o correlograma (GUJARATI,2000).

Como se tem apenas uma amostra de um processo estocástico, apenas pode-se calcular a função autocorrelação amostral, indicada por ρ_k^* . E para calcularmos esta função, primeiramente deve-se calcular a covariância amostral na defasagem k , γ_k^* , e a variância amostral, γ_0^* , da seguinte forma:

$$\gamma_k^* = \Sigma(Y_t - Y')(Y_{t+k} - Y') / n \quad (3.1.2)$$

$$\gamma_0^* = \Sigma(Y_t - Y')^2 / n \quad (3.1.3)$$

onde:

n é o tamanho da amostra,

Y' é a média da amostra (GUJARATI, 2000).

Desta forma pode-se definir a função auto correlação amostrai na defasagem k , como:

$$\rho_k^* = \gamma_k^* / \gamma_0^* \quad (3.1.4).$$

Gerando uma representação gráfica de ρ_k^* contra k conhecida como correlograma amostrai (GUJARATI, 2000).

A figura 18 e 19 representam respectivamente os correlogramas amostrais, com até 24 defasagens, das séries temporais do PIBpm e do consumo das famílias respectivas ao Brasil, dadas no anexo 1. Estes correlogramas foram obtidos com o pacote econométrico *econometric views (E-Views 3.1)*.

FIGURA 18-CORRELOGRAMA, PIB DO BRASIL EM NÍVEL

Autocorrelation	Partial Correlation	AC (ρ_k^*)	PAC	Q-Stat	Prob
*****	*****	1 0.924	0.924	50.373	0.000
*****	.	2 0.858	0.034	94.657	0.000
*****	.*	3 0.808	0.075	134.67	0.000
*****	*.	4 0.750	-0.069	169.80	0.000
*****	.	5 0.696	0.003	200.70	0.000
*****	.	6 0.647	-0.008	227.90	0.000
*****	.	7 0.594	-0.043	251.30	0.000
****	*.	8 0.534	-0.084	270.59	0.000
****	*.	9 0.472	-0.062	285.99	0.000
***	.	10 0.421	0.026	298.50	0.000
***	.	11 0.373	-0.011	308.52	0.000
**	.	12 0.322	-0.038	316.16	0.000
**	.	13 0.281	0.025	322.12	0.000
**	*.	14 0.233	-0.072	326.32	0.000
.*	.	15 0.185	-0.025	329.03	0.000
.*	.	16 0.143	-0.009	330.70	0.000
.*	.	17 0.112	0.037	331.73	0.000
.*	.	18 0.077	-0.038	332.25	0.000
.	*.	19 0.035	-0.080	332.36	0.000
.	.	20 -0.001	-0.013	332.36	0.000
.	.	21 -0.035	-0.021	332.47	0.000
.*	.	22 -0.063	0.022	332.84	0.000
.*	.	23 -0.079	0.042	333.46	0.000
.*	.	24 -0.095	-0.017	334.39	0.000

(FONTE: OBTIDO DA SERIE TEMPORAL 1253-DO Bacen ATRAVÉS DO PACOTE ECONOMÉTRICO E-Views 3.1)

Verifica-se nos correlogramas das figuras 18 e 19, que iniciam com valores bem altos, na figura 18 um coeficiente de autocorrelação igual à 0,924 na primeira defasagem, e vai diminuindo gradualmente. Na figura 19 um coeficiente de autocorrelação igual à 0,922 na primeira defasagem, e também diminui gradualmente. Observa-se na figura 18 que o coeficiente de auto correlação na nona

defasagem é de 0,472. Na figura 19 na nona defasagem o coeficiente de autocorrelação é de 0,449. Indicando que as séries temporais do PIBpm e do consumo das famílias, dessa forma geralmente são consideradas não-estacionárias (GUJARATI, 2000).

FIGURA 19-CORRELOGRAMA CONSUMO DAS FAMÍLIAS EM NÍVEL

Date: 12/05/05 Time: 00:45		Sample: 1991:1 2004:4		Included observations: 56		
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*****	*****	1	0.922	0.922	50.153	0.000
*****	*****	2	0.853	0.028	93.968	0.000
*****	*	3	0.808	0.118	133.99	0.000
*****	*.	4	0.751	-0.086	169.20	0.000
*****	.	5	0.697	0.006	200.17	0.000
*****	.	6	0.646	-0.032	227.29	0.000
****	*	7	0.588	-0.064	250.21	0.000
****	*.	8	0.518	-0.121	268.39	0.000
***	*.	9	0.449	-0.064	282.32	0.000
***	.	10	0.390	0.002	293.06	0.000
**	*.	11	0.326	-0.062	300.74	0.000
**	.	12	0.263	-0.037	305.84	0.000
**	.	13	0.212	0.028	309.25	0.000
*	.	14	0.157	-0.054	311.15	0.000
*	.	15	0.097	-0.050	311.91	0.000
.	.	16	0.055	0.042	312.15	0.000
.	*.	17	0.027	0.075	312.21	0.000
.	.	18	-0.006	-0.029	312.21	0.000
.	*.	19	-0.044	-0.061	312.38	0.000
*	.	20	-0.072	0.002	312.85	0.000
*	*.	21	-0.106	-0.073	313.90	0.000
*	.	22	-0.131	0.039	315.54	0.000
*	.	23	-0.138	0.048	317.40	0.000
*	.	24	-0.149	-0.029	319.64	0.000

(FONTE: OBTIDO DA SERIE TEMPORAL 7336-DO Bacen ATRAVÉS DO PACOTE ECONOMETRICO E-Views 3.1)

A significância estatística de qualquer p_k^* pode-se julgar por seu erro-padrão, pois se uma série temporal for puramente aleatória, ou seja se exibir ruído branco, os coeficientes de autocorrelação amostral são, aproximadamente, distribuídos normalmente com média zero e variância $1/n$, onde n é o tamanho da amostra (GUJARATI, 2000).

Com dados das séries mostradas no anexo 1, $n=56$ gerando uma variância de $1/56$ ou um erro-padrão de $0,13363$. Logo seguindo as propriedades da distribuição normal padrão, o intervalo de confiança de 95% para qualquer p_k será $\pm 1,96(0,13363)$, ou seja, $\pm 0,2619$. Assim, se um p_k estimado se situar no intervalo de $(-0,2619, 0,2619)$, não rejeita-se a hipótese do verdadeiro p_k ser zero. Porém se

ele encontrar-se fora desse intervalo de confiança então pode-se rejeitar a hipótese de que o verdadeiro ρ_k seja zero (GUJARATI, 2000).

FIGURA 20-CORRELOGRAMA, PIBpm DO BRASIL EM PRIMEIRA DIFERENÇA

Date: 12/05/05 Time: 00:47							
Sample: 1991:1 2004:4							
Included observations: 55							
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
. **	. **	1	0.215	0.215	2.6729	0.102	
** .	*** .	2	-0.263	-0.324	6.7779	0.034	
* .	. .	3	-0.161	-0.019	8.3354	0.040	
** .	** .	4	-0.224	-0.304	11.429	0.022	
* .	* .	5	-0.140	-0.082	12.658	0.027	
. .	* .	6	0.029	-0.104	12.712	0.048	
. **	. **	7	0.325	0.289	19.618	0.006	
. .	** .	8	0.039	-0.273	19.717	0.011	
** .	* .	9	-0.301	-0.145	25.880	0.002	
. .	. .	10	-0.025	0.043	25.923	0.004	
. .	* .	11	-0.046	-0.143	26.074	0.006	
. .	* .	12	-0.086	-0.058	26.617	0.009	
. *	. *	13	0.190	0.124	29.309	0.006	
. **	. *	14	0.316	0.139	36.933	0.001	
. *	. .	15	0.088	0.028	37.546	0.001	
** .	* .	16	-0.284	-0.127	44.038	0.000	
* .	* .	17	-0.065	0.154	44.391	0.000	
. .	* .	18	-0.006	-0.103	44.394	0.001	
. *	. .	19	-0.162	-0.004	46.683	0.000	
. *	. .	20	0.085	-0.047	47.324	0.001	
. .	* .	21	0.100	-0.110	48.250	0.001	
. .	. .	22	-0.036	-0.006	48.376	0.001	
* .	* .	23	-0.065	0.078	48.796	0.001	
. *	* .	24	0.091	0.101	49.636	0.002	

(FONTE: OBTIDO DA SÉRIE TEMPORAL 1253-DO Bacen ATRAVÉS DO PACOTE ECONOMETRICO E-Views 3.1)

Através das figuras 20 e 21 podemos verificar que o coeficiente de autocorrelação ρ estão bem baixos, para a série em primeira diferença, e não é nem decrescente nem crescente. Desta forma podemos dizer que a série em primeira diferença parece ser estacionária, não sendo estocasticástica. Devendo agora ser feito os testes de raiz unitária, para confirmar a estacionariedade da série (GUJARATI, 2000).

FIGURA 21-CORRELOGRAMA, CONSUMO DAS FAMÍLIAS EM PRIMEIRA DIFERENÇA

Date: 12/05/05 Time: 00:46
Sample: 1991:1 2004:4
Included observations: 55

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. **	. **	1	0.258	0.258	3.8730	0.049
. * .	. **	2	-0.170	-0.254	5.5809	0.061
. * .	. .	3	-0.124	-0.004	6.5050	0.089
. ** .	. **	4	-0.208	-0.241	9.1694	0.057
. * .	. .	5	-0.113	-0.013	9.9751	0.076
. * .	. *	6	0.134	0.093	11.115	0.085
. **	. **	7	0.298	0.219	16.897	0.018
. .	. *	8	0.054	-0.105	17.088	0.029
. * .	. *	9	-0.164	-0.085	18.914	0.026
. * .	. .	10	-0.132	-0.038	20.131	0.028
. * .	. *	11	-0.157	-0.079	21.881	0.025
. * .	. *	12	-0.136	-0.108	23.239	0.026
. * .	. *	13	0.189	0.162	25.899	0.018
. **	. .	14	0.278	0.063	31.796	0.004
. * .	. *	15	0.115	0.097	32.832	0.005
. * .	. *	16	-0.127	-0.144	34.133	0.005
. * .	. .	17	-0.131	0.058	35.556	0.005
. .	. .	18	-0.042	0.044	35.704	0.008
. * .	. .	19	-0.061	-0.022	36.030	0.010
. *	. *	20	0.066	-0.065	36.424	0.014
. .	. *	21	0.046	-0.138	36.619	0.019
. .	. *	22	0.037	0.105	36.746	0.025
. *	. *	23	0.083	0.158	37.417	0.029
. .	. .	24	0.014	0.035	37.438	0.040

(FONTE: OBTIDO DA SERIE TEMPORAL 7336-DO Bacen ATRAVÉS DO PACOTE ECONOMETRICO E-Views 3.1)

3.2 O TESTE DA RAIZ UNITÁRIA

A forma mais fácil de apresentar este teste, é considerar o seguinte modelo:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (3.2)$$

onde:

u_t é o termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas, ele tem média zero, variância constante e é não-autocorrelacionado. A equação 3.2, é uma regressão de primeira ordem, mas se o coeficiente de Y_{t-1} for igual a 1, tem-se um problema de raiz unitária, ou seja, uma situação de não-estacionariedade. Portanto, se rodarmos a regressão:

$$Y_t = pY_{t-1} + u_t \quad (3.2.1)$$

e verificar-se que $p=1$, a variável estocástica Y tem uma raiz unitária (GUJARATI, 2000).

A equação (3.2.1) é geralmente expressa em uma forma alternativa:

$$\Delta Y_t = (p-1)Y_{t-1} + u_t \quad (3.2.2)$$

onde $(p-1)$ e Δ , são operadores de primeira diferença, pois $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$. Partindo dessa definição, (3.2.1) e (3.2.2) são iguais. Sendo agora a hipótese nula agora $(p-1)=0$. Se de fato $(p-1)=0$, podemos escrever (3.2.2) como:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad (3.2.3)$$

Segundo Gujarati (2000, p. 724) “O que (3.2.3) nos diz é que as primeiras diferenças de uma série temporal com caminho aleatório ($=u_t$) são uma série temporal estacionária, pois por hipótese, u_t é puramente aleatório”.

Como verificar se uma série Y_t é não-estacionária, roda-se a regressão (3.2.1) verificando se p é estatisticamente igual a 1 ou, estima-se (3.2.2) verificando se $(p-1)=1$, com base na estatística t . A estatística t calculada de modo convencional, conhecida como estatística τ (tau), onde seus valores críticos foram tabulados por Dickey e Fuller, assim este teste τ é conhecido como teste de Dickey-Fuller (DF) (GUJARATI, 2000).

Para tanto estima-se uma regressão do tipo (3.2.1), divide-se o coeficiente p estimado por seu erro padrão para calcular a estatística τ de Dickey-Fuller, para então comparar com os valores críticos tabelados por Dickey-Fuller. Assim verificando se a hipótese nula $p=1$ foi rejeitada (GUJARATI, 2000).

Se o valor absoluto calculado da estatística τ , ou seja, $|t|$ calculado for maior que os valores críticos absolutos τ de DF, não rejeita-se que a série temporal seja estacionária. Mas se $|t|$ calculado for menor que o valor crítico tabelado DF, a série temporal é não-estacionária (GUJARATI, 2000).

Segundo Gujarati (2000, p.725) “O teste de Dickey-Fuller é aplicado em regressões rodadas nas seguintes formas:

$$\Delta Y_t = (p-1)Y_{t-1} + u_t \quad (3.2.4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + (p-1)Y_{t-1} + u_t \quad (3.2.5)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + (p-1)Y_{t-1} + u_t \quad (3.2.6)$$

em que t é a variável tempo ou tendência. Em cada caso, a hipótese nula é a de que $(p-1)=0$, ou seja há uma raiz unitária”.

Testando as séries temporais do Brasil, primeiramente, deve-se rodar as regressões, geradas pelo pacote econométrico E-Views 3.1,

correspondentes aos anexos 2, 3, 4 e 5 para o teste de raiz unitária, onde a hipótese de raiz unitária é testada ao nível de significância de 1%, 5% e 10% (GUJARATI,2000).

Para o anexo 2, o teste mostrou que o τ calculado é de $-0,306161$, que em termos absolutos é menor que os valores críticos a 1%, 5% e 10% de significância correspondentes aos valores -3.5547 , -2.9157 e -2.5953 , portanto não rejeitamos a hipótese de que a série do PIBpm exibe uma raiz unitária, ou seja, a série do PIBpm é não-estacionária, mostrado também no teste do correlograma (GUJARATI,2000).

Desta forma agora devemos testar também a série do PIBpm na primeira diferença. Com base no anexo 3, os valores críticos de τ a 1%, 5% e 10% são respectivamente -3.5572 , -2.9167 e -2.5958 , já o valor calculado de τ para a regressão é -6.819294 . Verificando que em termos absolutos o τ calculado é maior que os valores críticos de τ . Assim sendo podemos rejeitar a hipótese de que $(p-1)=0$, ou seja, não existe raiz unitaria e desta forma afirmando que a série do PIBpm em primeira diferença é estacionária (GUJARATI, 2000).

Testando a série do consumo em nível, com base no anexo 4, os valores críticos de τ aos níveis de significância de 1%, 5% e 10% são respectivamente, -3.5547 , -2.9157 e -2.5953 . O valor do τ calculado é de -1.205785 , que em termos absolutos é menor que os valores críticos. Assim sendo não rejeitamos a hipótese de que $(p-1)=0$, ou seja, a hipótese de raiz unitária não é rejeitada, desta forma a série do consumo é não-estacionária, conforme já mostrado também no teste do correlograma (GUJARATI,2000).

Igualmente deve-se testar a série do consumo em primeira diferença, embasando-se no anexo 5, os valores críticos de τ a 1%, 5% e 10% de significância são, -3.5572 , -2.9167 e -2.5958 , já o valor de τ calculado é de -6.164207 . Verificando que em termos absolutos o τ calculado é maior que os valores críticos de τ . Assim sendo podemos rejeitar a hipótese de que $(p-1)=0$,

ou seja, não existe raiz unitária e desta forma afirmando que a série do PIBpm em primeira diferença é estacionária (GUJARATI, 2000).

Tanto a série do Consumo das Famílias, quanto a série PIBpm do Brasil de 1991 a 2004 são $I(1)$, isto é, são estacionárias em primeira diferença. Em outras palavras, é necessário fazer a primeira diferença nas séries para torná-las estacionárias (GUJARATI, 2000).

4 ANÁLISE DAS REGRESSÕES

A partir dos estudos de estacionariedade das séries, verificou-se que para estimar a função consumo brasileira, deve-se considerar as séries temporais do PIBpm e do Consumo em primeira diferença, onde são estacionárias.

Agora vamos verificar a verdadeira relação do consumo com a renda, para o Brasil no período de 1991 a 2004, os resultados obtidos pelo pacote econométrico E-Views 3.1 encontram-se no anexos 6 e 7 referentes as regressões do consumo.

4.1 REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO

Feito a regressão com variável PIBpm em diferença, obteve-se:

$$C = -0,104681 + 1,077631(\text{PIBpm}_t - \text{PIBpm}_{t-1}) \quad (4.1)$$

(-0,437092) (9,059333)

para um número de 55 observações, n=55.

4.1.1 REPRESENTATIVIDADE DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO

$$R^2 = 0,607615.$$

Indicando o R^2 que o modelo estimado, explica 60,76% das variações do consumo, deixando 39,24% da variação do consumo não explicadas. Assim podemos considerar que a regressão tem 60,76% de representatividade para explicar o consumo em função da renda (GUJARATI, 2000).

$$R^2\text{-ajustado} = 0,600212$$

O R^2 -ajustado é um valor mais aconselhável para a análise, pois é mais consistente, e também é menos otimista que o R^2 , mesmo assim para esta equação o R^2 ajustado é bem alto, fornecendo uma representatividade da equação de 60,02%

apenas 0,74% menor que o R^2 . Desta forma, 60,02% da variação do consumo é explicada, analisando pelo R^2 -ajustado (GUJARATI, 2000).

4.1.2 TESTE DE HIPÓTESES PARA A REPRESENTATIVIDADE DAS VARIÁVEIS DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO

O teste t analisa a representatividade de cada variável da regressão, fazendo uma análise com o teste t monocaudal, onde o valor do $t_{\text{crítico}} = 1,6741$ a um nível de 95% de certeza, podemos testar as hipóteses (GUJARATI, 2000).

Para o $t_0 = -0,437092$.

$H_0: \beta_0 = 0$.

$H_1: \beta_0 > 0$.

Como $t_0 = -0,437092$ é menor que o $t_{\text{crítico}} = 1,6741$, não rejeita-se a hipótese nula H_0 , onde β_0 não é representativo para a função consumo estimada, a um nível de 95% de certeza (GUJARATI, 2000).

Para o $t_1 = 9,059333$.

$H_0: \beta_1 = 0$.

$H_1: \beta_1 > 0$.

Como $t_1 = 9,059333$ é maior que o $t_{\text{crítico}} = 1,6741$, rejeita-se a hipótese nula H_0 , portanto aceita-se H_1 , a um nível de 95% de certeza, representando que a variável $\text{PIBpm}_t - \text{PIBpm}_{t-1}$ tem uma relação positiva com o consumo (GUJARATI, 2000).

4.1.3 TESTE DE HIPÓTESES PARA A SIGNIFICÂNCIA GLOBAL DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO

O teste F testa a significancia global da equação, verificando se as variáveis são nulas ou não, se o $F_{\text{calculado}}$ for maior que o $F_{\text{crítico}}$ rejeitamos a hipótese nula, H_0 , que afirma a nulidade da variável (GUJARATI, 2000).

$F_{\text{calculado}} = 82,07151$

$H_0: \beta_1 = 0$.

$H_1: \beta_1 \neq 0$.

Como o $F_{\text{calculado}}$ tem um valor maior que o $F_{\text{crítico}}$, dado que o $F_{\text{calculado}}$ é bem alto, e a probabilidade da estatística F é zero, rejeitamos a hipótese nula, H_0 , que afirma que a variável $\text{PIBpm}_t - \text{PIBpm}_{t-1}$ é nula. Aceitando a hipótese H_1 , afirmando que a variável $\text{PIBpm}_t - \text{PIBpm}_{t-1}$ não é nula, e sim representativa para a função estimada do consumo (GUJARATI, 2000).

4.1.4 TESTE DE DURBIN-WATSON PARA A REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO

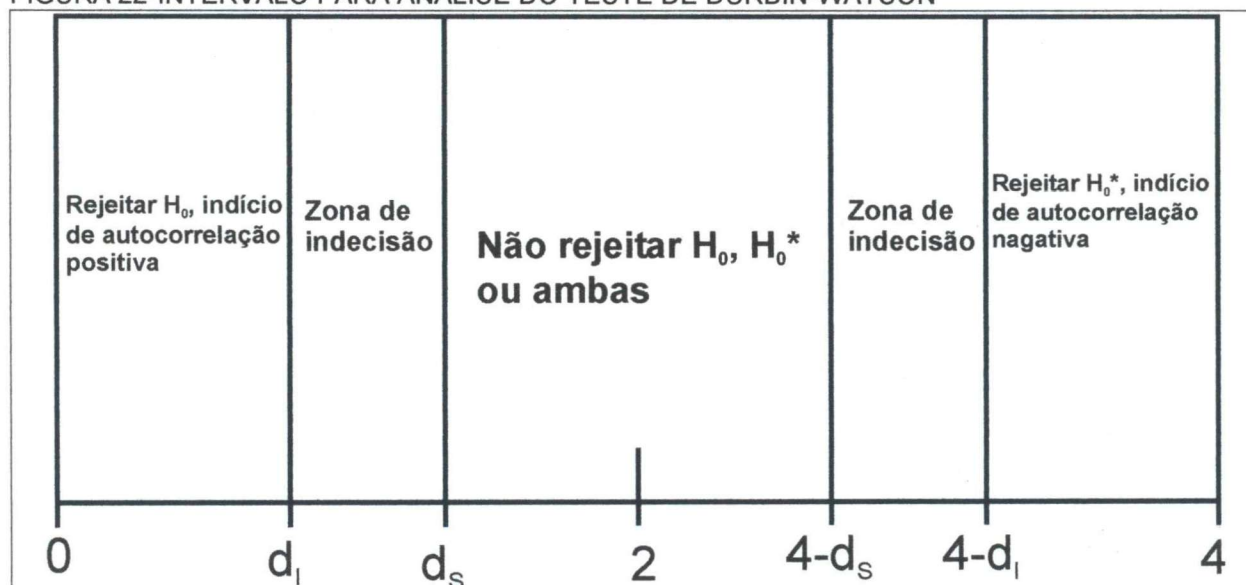
$$d = 2,495665.$$

É o melhor teste para detectar correlação serial. É calculado pela razão entre a soma das diferenças ao quadrado nos sucessivos resíduos e a soma dos quadrados dos resíduos. Os limites de d são, $0 \leq d \leq 4$ (GUJARATI, 2000).

A partir de uma tabela obtém-se os valores de d_l e d_s , e monta-se um quadro onde vai se averiguar em qual intervalo se encaixa o d calculado. Para esta regressão com 55 observações, a 99% de certeza, o d_l é 1,356, e o d_s é 1,427 ($d_l=1,356$; $d_s=1,427$) (GUJARATI, 2000).

O intervalo é montado como mostra a figura 22.

FIGURA 22-INTERVALO PARA ANÁLISE DO TESTE DE DURBIN-WATSON



(FONTE: GUJARATI, 2000, P. 424).

Hipóteses:

H_0 : Ausência de autocorrelação positiva.

H_0^* : Ausência de autocorrelação negativa.

Como $d_s < d < 4-d_s$ não rejeita-se H_0^* e H_0 portanto é testado que não se tem autocorrelação positiva nem negativa a 99% de certeza, sendo que o d calculado está no intervalo de aceitação das hipóteses H_0^* e H_0 (GUJARATI, 2000).

4.2 REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO COM VARIÁVEL DEFASADA

Feito a regressão com variável PIBpm defasada e a série em diferença, obteve-se:

$$C = -0,314755 + 0,981595(\text{PIBpm}_t - \text{PIBpm}_{t-1}) + 0,319127(\text{PIBpm}_{t-1} - \text{PIBpm}_{t-2}) \quad (4.2)$$

(-1,307516) (7,825898) (2,745751)

para um número de 54 observações, $n = 54$.

4.2.1 REPRESENTATIVIDADE DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO COM VARIÁVEL DEFASADA

$$R^2 = 0,619948.$$

Indicando o R^2 que o modelo estimado, explica 61,99% das variações do consumo, deixando 38,01% da variação do consumo não explicada. Assim podemos considerar que a regressão tem 61,99% de representatividade para explicar o consumo em função da renda (GUJARATI, 2000).

$$R^2\text{-ajustado} = 0,605044.$$

O R^2 -ajustado é um valor mais aconselhável para a análise, pois é mais consistente, e também é menos otimista que o R^2 , mesmo assim para esta equação o R^2 ajustado é bem alto, fornecendo uma representatividade da equação de 60,50% apenas 1,49% menor que o R^2 . Desta forma, 60,50% da variação do consumo é explicada, analisando pelo R^2 -ajustado (GUJARATI, 2000).

4.2.2 TESTE DE HIPÓTESES PARA A REPRESENTATIVIDADE DAS VARIÁVEIS DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO COM VARIÁVEL DEFASADA

Fazendo uma análise com o teste t monocaudal, onde o valor do $t_{\text{crítico}} = 1,6747$ a um nível de 95% de certeza. Podemos testar as hipóteses H_0 e H_1 (GUJARATI, 2000).

Para o $t_0 = -1,307516$.

$H_0: \beta_0 = 0$.

$H_1: \beta_0 > 0$.

Como $t_0 = -1,307516$ é menor que o $t_{\text{crítico}} = 1,6747$, não rejeita-se a hipótese H_0 , onde $\beta_0=0$ e não representativa para a função consumo com variável defasada, a um nível de 95% de certeza (GUJARATI, 2000).

Para o $t_1 = 7,825898$.

$H_0: \beta_1 = 0$.

$H_1: \beta_1 > 0$.

Como $t_1 = 7,825898$ é maior que o $t_{\text{crítico}} = 1,6747$, rejeita-se a hipótese nula H_0 , portanto aceita-se H_1 , a um nível de 95% de certeza, representando que a variável $\text{PIBpm}_t - \text{PIBpm}_{t-1}$ tem uma relação positiva com o consumo (GUJARATI, 2000).

Para o $t_2 = 2,745751$.

$H_0: \beta_2 = 0$.

$H_1: \beta_2 > 0$.

Como $t_2 = 2,745751$ é maior que o $t_{\text{crítico}} = 1,6747$, rejeita-se a hipótese nula, H_0 , a um nível de 95% de certeza, mostrando que a variável $\text{PIBpm}_{t-1} - \text{PIBpm}_{t-2}$ tem relação com o consumo (GUJARATI, 2000).

4.2.3 TESTE DE HIPÓTESES PARA A SIGNIFICÂNCIA GLOBAL DA REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO COM VARIÁVEL DEFASADA

O teste F testa a significancia global da equação, verificando se as variáveis são nulas ou não. Se o $F_{\text{calculado}}$ for maior que o $F_{\text{crítico}}$ rejeitamos a hipótese nula, H_0 , que afirma a nulidade das variáveis (GUJARATI, 2000).

$F_{\text{calculado}} = 41,59614$.

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$.

$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq 0$.

Como o $F_{\text{calculado}}$ tem um valor maior que o $F_{\text{crítico}}$, dado que o $F_{\text{calculado}}$ é bem alto e a probabilidade da estatística F é zero, rejeitamos a hipótese nula, H_0 , que

afirma que as variáveis são iguais e nulas. Aceitando a hipótese H_1 , que afirmando que as variáveis não são iguais e nulas (GUJARATI, 2000).

4.2.4 TESTE DE DURBIN-WATSON PARA A REGRESSÃO DA FUNÇÃO CONSUMO COM VARIÁVEL DEFASADA

$$d = 2,452456.$$

A partir da tabela obtêm-se os valores de d_l e d_s , e monta-se um quadro como a figura 22 aonde vai se averiguar em qual intervalo se encaixa o d calculado. Para esta regressão com 54 observações, a 99% de certeza, o d_l é aproximadamente igual à 1,320, e o d_s é aproximadamente igual à 1,466 ($d_l \approx 1,320$; $d_s \approx 1,466$) (GUJARATI, 2000).

Hipóteses:

H_0 : Ausência de autocorrelação positiva.

H_0^* : Ausência de autocorrelação negativa.

Como $d_s < d < 4-d_s$ não rejeita-se H_0^* e H_0 portanto é testado que não se tem autocorrelação positiva nem negativa a 99% de certeza, sendo que o d calculado está no intervalo de aceitação das hipóteses H_0^* e H_0 (GUJARATI, 2000).

5 CONCLUSÃO

Vimos que a função consumo tem por objetivo explicar o consumo através da renda, significando que estas variáveis tem uma relação. Os estudos realizados por Keynes, identificaram uma relação positiva da renda com o consumo, esta relação foi chamada de propensão marginal a consumir da renda.

O modelo feito por Irving Fisher, conhecido como a escolha intertemporal, teve como base a escolha do consumo presente e futuro embasado na renda, a qual determina a restrição orçamentária, onde também verifica-se uma relação positiva da renda em relação ao consumo.

Modigliani com a hipótese do ciclo de vida, embasado no modelo de Fisher, como intuito explicar melhor a função consumo keynesiana, propôs uma variação da renda durante a vida, onde a poupança permite transferir uma parcela da renda de um período em que a renda é maior para um período de renda menor, também verificou que a renda tem uma relação positiva com o consumo.

E Milton Friedman com a hipótese da Renda permanente para explicar o comportamento do consumidor onde o consumo não depende somente de renda corrente, onde ele utiliza para explicar que a renda corrente é a soma da renda permanente com a renda transitória, e em seus estudos confirma-se que o consumo é explicado por uma parcela da renda, onde a renda tem uma relação positiva com o consumo.

Neste trabalho foi testado a relação consumo e renda no Brasil no período compreendido entre 1991 e 2004, analisando as séries temporais do PIBpm e do consumo, ambas trimestrais, averiguo-se problemas de não-estacionariedade das séries temporais. A partir desta constatação foram feitas as correções necessárias para com as séries, fazendo com que ficassem estacionárias em primeira diferença. Para com que apartir das séries estacionárias fossem feitas as regressões da função consumo do Brasil.

Verificou-se primeiramente uma função consumo (4.1) igual a:

$$C = -0,104681 + 1,077631(\text{PIBpm}_t - \text{PIBpm}_{t-1}).$$

Onde uma relação positiva entre o consumo e a renda foi constatada, considerando a renda como o PIBpm ($\text{PIBpm}_t - \text{PIBpm}_{t-1}$). Após feitos os testes econométricos

verificando que a equação é representativa e tem ausência de autocorrelação serial, verificou-se que a renda tem influência positiva para com o consumo.

Foi feito também uma regressão com a variável PIBpm defasada, e obteve-se a função (4.2), ou seja:

$$C = -0,314755 + 0,981595(\text{PIBpm}_t - \text{PIBpm}_{t-1}) + 0,319127(\text{PIBpm}_{t-1} - \text{PIBpm}_{t-2}).$$

Onde verificou-se uma relação positiva da renda PIBpm ($\text{PIBpm}_t - \text{PIBpm}_{t-1}$) e do PIBpm(-1), renda defasada ($\text{PIBpm}_{t-1} - \text{PIBpm}_{t-2}$), verificando após os testes econométricos que a variável PIBpm(-1) tem relação positiva com o consumo, pois seu regressor 0,319127 é representativo econométricamente, assim como a variável PIBpm.

Desta forma após feitos os testes econométricos em ambas as regressões verificando que as equações são representativas, e tem ausência de autocorrelação serial, verificou-se que a renda tem influência positiva para com o consumo, assim como a renda defasada.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. **Macroeconomia**. 1. ed. Rio de Janeiro: Ao Livro Técnico, 1989. p. 275-284.

LOPES, L. M.; VASCONCELLOS, M. A. S. de (Coord.). **Manual de macroeconomia nível básico e nível intermediário**. São Paulo: Editora Atlas, 1998. p. 262-269.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 5. ed. São Paulo: Prentice Hall, 2002. Cap. 3-4

KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. 1. ed. São Paulo: Editora Atlas S. A., 1982. p. 83-112.

FISHER, I. **A teoria do juro**. 2. ed. São Paulo: Nova Cultural, 1988. Cap. 4 – 6.

FRIEDMAN, M. **A Theory of the Consumption Function**. 6. ed. Chicago: Princeton University Press, 1971. Cap. 3 – 8.

MANKIW, N. G. **Macroeconomia**. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos Editora S. A., 1995. Cap. 15.

LINDAUER, J. **Macroeconomia**. 2. ed. Rio de Janeiro: Ao Livro Técnico S.A. Editora Universidade de Brasília, 1973. Cap. 3.

LEVINE, D.; BERENSON, M.; STEPHAN, D. **Estatística: Teoria e Aplicações**. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos Editora S. A., 2000. Cap. 11.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. Cap. 8, 12 e 21.

ANEXOS

ANEXO 1-DADOS UTILIZADOS PARA FAZER AS REGRESSÕES

Data	PIBpm	Consumo das famílias	Data	PIBpm	Consumo das famílias
1T – 1991	95,82	93,53	1T – 1998	122,13	128,92
2T – 1991	101,71	100,27	2T – 1998	125,02	128,55
3T – 1991	105,07	105,61	3T – 1998	124,67	130,07
4T – 1991	101,56	100,37	4T – 1998	122,35	127,24
1T – 1992	100,56	99,27	1T – 1999	123,14	127,02
2T – 1992	100,10	98,46	2T – 1999	123,97	126,87
3T – 1992	100,02	98,58	3T – 1999	124,34	128,71
4T – 1992	101,25	100,56	4T – 1999	126,55	130,26
1T – 1993	103,67	102,02	1T – 2000	128,61	130,24
2T – 1993	105,76	105,05	2T – 2000	129,56	132,10
3T – 1993	106,27	104,73	3T – 2000	129,99	134,65
4T – 1993	106,00	103,00	4T – 2000	131,45	135,65
1T – 1994	107,85	105,68	1T – 2001	133,23	135,54
2T – 1994	108,29	107,21	2T – 2001	132,06	136,11
3T – 1994	112,69	112,72	3T – 2001	130,73	131,80
4T – 1994	117,58	119,99	4T – 2001	130,28	131,91
1T – 1995	118,33	124,33	1T – 2002	132,75	133,61
2T – 1995	116,69	121,12	2T – 2002	133,18	135,44
3T – 1995	114,61	118,33	3T – 2002	134,72	132,65
4T – 1995	115,68	120,56	4T – 2002	135,73	131,42
1T – 1996	116,22	120,03	1T – 2003	134,09	131,97
2T – 1996	117,78	123,66	2T – 2003	133,94	130,02
3T – 1996	122,02	129,21	3T – 2003	134,35	130,45
4T – 1996	121,74	129,53	4T – 2003	136,90	132,57
1T – 1997	121,67	128,89	1T – 2004	139,61	134,15
2T – 1997	122,88	130,44	2T – 2004	140,67	135,73
3T – 1997	124,43	130,02	3T – 2004	142,33	137,46
4T – 1997	124,51	129,01	4T – 2004	143,32	138,96

(FONTE: Banco Central. Séries históricas 1253-PIBpm e 7336-Consumo das famílias).

ANEXO 2-PIB do Brasil – teste de raiz unitária em nível

ADF Test Statistic	-0.306161	1% Critical Value*	-3.5547
		5% Critical Value	-2.9157
		10% Critical Value	-2.5953

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PIBPM)

Method: Least Squares

Date: 12/05/05 Time: 00:52

Sample(adjusted): 1991:3 2004:4

Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIBPM(-1)	-0.005919	0.019331	-0.306161	0.7607
D(PIBPM(-1))	0.214739	0.126114	1.702733	0.0947
C	1.303637	2.358590	0.552719	0.5829
R-squared	0.055334	Mean dependent var		0.770556
Adjusted R-squared	0.018289	S.D. dependent var		1.716712
S.E. of regression	1.700941	Akaike info criterion		3.954193
Sum squared resid	147.5533	Schwarz criterion		4.064692
Log likelihood	-103.7632	F-statistic		1.493680
Durbin-Watson stat	1.916874	Prob(F-statistic)		0.234202

ANEXO 3- PIB do Brasil – teste de raiz unitária em primeira diferença

ADF Test Statistic	-6.819294	1% Critical Value*	-3.5572	
		5% Critical Value	-2.9167	
		10% Critical Value	-2.5958	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PIBPM,2)				
Method: Least Squares				
Date: 12/05/05 Time: 00:53				
Sample(adjusted): 1991:4 2004:4				
Included observations: 53 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIBPM(-1))	-1.073481	0.157418	-6.819294	0.0000
D(PIBPM(-1),2)	0.317402	0.122060	2.600383	0.0122
C	0.803348	0.253490	3.169153	0.0026
R-squared	0.496733	Mean dependent var		-0.044717
Adjusted R-squared	0.476602	S.D. dependent var		2.210101
S.E. of regression	1.598926	Akaike info criterion		3.831480
Sum squared resid	127.8282	Schwarz criterion		3.943006
Log likelihood	-98.53421	F-statistic		24.67538
Durbin-Watson stat	1.872086	Prob(F-statistic)		0.000000

ANEXO 4-Consumo das Famílias – Teste de raiz unitária em Nível

ADF Test Statistic	-1.205785	1% Critical Value*	-3.5547	
		5% Critical Value	-2.9157	
		10% Critical Value	-2.5953	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CONSF)				
Method: Least Squares				
Date: 12/05/05 Time: 00:49				
Sample(adjusted): 1991:3 2004:4				
Included observations: 54 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CONSF(-1)	-0.030917	0.025641	-1.205785	0.2335
D(CONSF(-1))	0.246994	0.126296	1.955683	0.0560
C	4.311380	3.173500	1.358557	0.1803
R-squared	0.099963	Mean dependent var		0.716481
Adjusted R-squared	0.064667	S.D. dependent var		2.426594
S.E. of regression	2.346822	Akaike info criterion		4.597954
Sum squared resid	280.8863	Schwarz criterion		4.708453
Log likelihood	-121.1448	F-statistic		2.832162
Durbin-Watson stat	1.918637	Prob(F-statistic)		0.068178

ANEXO 5-Consumo das Famílias – Teste de raiz unitária em primeira diferença

ADF Test Statistic	-6.164207	1% Critical Value*	-3.5572	
		5% Critical Value	-2.9167	
		10% Critical Value	-2.5958	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CONSF,2)				
Method: Least Squares				
Date: 12/05/05 Time: 00:50				
Sample(adjusted): 1991:4 2004:4				
Included observations: 53 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CONSF(-1))	-0.973007	0.157848	-6.164207	0.0000
D(CONSF(-1),2)	0.240089	0.127172	1.887916	0.0648
C	0.632999	0.334488	1.892444	0.0642
R-squared	0.457189	Mean dependent var	-0.072453	
Adjusted R-squared	0.435476	S.D. dependent var	3.032287	
S.E. of regression	2.278303	Akaike info criterion	4.539677	
Sum squared resid	259.5331	Schwarz criterion	4.651203	
Log likelihood	-117.3014	F-statistic	21.05653	
Durbin-Watson stat	1.748952	Prob(F-statistic)	0.000000	

ANEXO 6-REGRESSÃO DO CONSUMO EM FUNÇÃO DO PIBpm

Dependent Variable: CONSF-CONSF(-1)				
Method: Least Squares				
Date: 12/05/05 Time: 00:56				
Sample(adjusted): 1991:2 2004:4				
Included observations: 55 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.104681	0.239496	-0.437092	0.6638
PIBPM-PIBPM(-1)	1.077631	0.118953	9.059333	0.0000
R-squared	0.607615	Mean dependent var		0.826000
Adjusted R-squared	0.600212	S.D. dependent var		2.537519
S.E. of regression	1.604443	Akaike info criterion		3.819116
Sum squared resid	136.4346	Schwarz criterion		3.892110
Log likelihood	-103.0257	F-statistic		82.07151
Durbin-Watson stat	2.495665	Prob(F-statistic)		0.000000

ANEXO 7- REGRESSÃO DO CONSUMO EM FUNÇÃO DO PIBpm E DO PIBpm(-1)

Dependent Variable: CONSF-CONSF(-1)				
Method: Least Squares				
Date: 12/05/05 Time: 00:58				
Sample(adjusted): 1991:3 2004:4				
Included observations: 54 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.314755	0.240728	-1.307516	0.1969
PIBPM-PIBPM(-1)	0.981595	0.125429	7.825898	0.0000
PIBPM(-1)-PIBPM(-2)	0.319127	0.116226	2.745751	0.0083
R-squared	0.619948	Mean dependent var		0.716481
Adjusted R-squared	0.605044	S.D. dependent var		2.426594
S.E. of regression	1.525005	Akaike info criterion		3.735825
Sum squared resid	118.6077	Schwarz criterion		3.846325
Log likelihood	-97.86729	F-statistic		41.59614
Durbin-Watson stat	2.452456	Prob(F-statistic)		0.000000