



UMA APLICAÇÃO DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA DADOS EM SÉRIES TEMPORAIS DO CONSUMO AGREGADO DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS

VIEIRA, Douglas Tadeu. TCC, Ciências Econômicas, Fecilcam, vieira.douglast@gmail.com
PONTILI, Rosangela Maria (OR), Fecilcam, rpontili@yahoo.com.br
BASTOS, Luciana Aparecida (CO-OR), Fecilcam, singerlu@gmail.com

INTRODUÇÃO

No período de 1980 a 2008 a economia brasileira foi marcada por um período de instabilidade econômica, seguido de um período de estabilidade econômica, que foi conseguido após várias tentativas dos gestores de políticas públicas (LACERDA, *et al.*, 2003). Considerando-se que este período se encontra bem documentado historicamente, torna-se possível a confrontação com as teorias de consumo agregado existentes, de modo a efetuar uma análise dos graus de compatibilidade entre o quadro real e o diagnosticado pela aplicação das teorias mencionadas. A escolha do consumo agregado como foco de análise fundamenta-se no fato de que, segundo Stiglitz e Walsh (2003) o consumo representa o mais importante componente da demanda agregada, fato corroborado por Dornbusch *et al.* (2003) quando afirma representar este mais de 60% da demanda agregada.

Além disso, vários economistas já se dedicaram ao estudo da teoria do comportamento do consumidor e à interpretação dos dados sobre consumo e renda. Dentre eles, pode-se destacar, em ordem cronológica, os trabalhos de John Maynard Keynes, Irving Fisher, Milton Friedman e Franco Modigliani (MANKIW, 1997).

O conceito de função consumo foi introduzido por John Maynard Keynes em 1936, com a publicação da obra “The General Theory of Employment, Interest and Money”, baseando-se na hipótese de que existe uma relação empírica estável entre o consumo e a renda disponível. Nessa relação, a propensão marginal a consumir (PMgC) mede a variação no consumo gerada pelo aumento de uma unidade na renda disponível. Geralmente se espera que a PMgC varie entre zero e um, indicando que cada unidade adicional da renda disponível aumenta o consumo, mas somente até uma unidade. Se uma família obtém um Real a mais de renda, ela poupará uma parte; por exemplo, se a PMgC for de 0,7, as famílias gastam 70 centavos da unidade acrescentada a sua renda disponível com bens de consumo e poupam 30 centavos (STIGLITZ e WALSH, 2003). Entretanto, ao longo do tempo, a relação com a renda disponível deixou de ser o suficiente para explicar as



variações no consumo. A partir disso, tem-se a evolução das teorias que tentam explicar as variações no consumo.

Nos anos 50, Franco Modigliani e Milton Friedman apresentaram algumas destas teorias mais sofisticadas. Contudo, antes de apresentar a forma como tais autores tentaram revolver esse enigma do consumo, é importante conhecer a contribuição de Irving Fisher à teoria de consumo, já que tanto a teoria de renda permanente de Friedman, quanto a teoria de ciclo da vida de Modigliani basearam-se na teoria proposta anteriormente por Irving Fisher (MANKIW, 1997).

No modelo de consumo de Fisher, o consumidor enfrenta uma restrição orçamentária intertemporal e escolhe entre o consumo presente e futuro visando alcançar o mais alto nível de satisfação possível. Tais escolhas intertemporais incluem taxas implícitas ou explícitas de juros ou desconto. Enquanto o consumidor puder poupar e tomar empréstimos, o consumo dependerá dos recursos vitalícios do consumidor (MANKIW, 1997).

Em um livro publicado em 1957, Milton Friedman apresenta a teoria da renda permanente. Neste caso, a renda permanente é definida como a taxa estável de consumo que uma pessoa pode manter para o resto de sua vida, dado o nível de riqueza atual e a renda ganha agora e no futuro. A teoria da renda permanente se baseia na observação de que as famílias preferem um padrão estável de consumo, e, como a renda pode sofrer flutuações de um período para outro, não é a renda atual e sim a renda permanente que determina o consumo, sendo que a renda permanente é um tipo de média da renda atual e da renda futura esperada. No caso de uma redução temporária de renda, a renda permanente muda pouco por causa de um declínio na renda atual e a poupança cai. No caso de uma redução permanente na renda, ou de uma redução considerada permanente, o consumo cai aproximadamente no mesmo valor da redução, e a poupança não muda no mesmo valor. Como não se pode prever com certeza o valor da renda futura, a determinação das expectativas é uma questão crucial na aplicação da teoria de renda permanente (GORDON, 2000).

Numa série de artigos escritos nos anos 50, Franco Modigliani e seus colaboradores apresentaram a teoria do ciclo da vida, a qual encara os indivíduos como planejando seu comportamento de consumo e poupança por longos períodos de tempo com a intenção de alocá-lo da melhor maneira possível durante suas vidas. A característica especial da teoria é a ênfase no padrão de consumo nivelado, a partir do qual as pessoas despouparam quando jovens (quando a renda é baixa ou zero) e poupam durante os anos produtivos (para pagar as dívidas contraídas quando jovens e para acumular riqueza para a velhice), voltando a despoupar quando ficam idosas (SACHS e LARRAIN, 1998).



Com relação à realidade da economia brasileira, vale ressaltar que durante a década de 1980, a população vivia uma situação de baixo poder aquisitivo, em função da estagnação econômica e da alta inflação. Com a retomada da estabilidade econômica, em 1994, devido à implantação do Plano Real, houve um aumento no consumo, ocasionado pela demanda reprimida dos anos anteriores. Em vista disso, o Governo Federal adotou medidas de restrição ao crédito, visando coibir o excesso de consumo. Após alguns momentos de turbulência econômica enfrentado pelo país na segunda metade da década de 1990 e início dos anos 2000, observa-se no período recente, uma expansão do consumo, em decorrência da redução nas taxas de juros, queda do desemprego, aumento do rendimento médio, além de outros fatores (GREMAUD, VASCONCELOS E TONETO JR., 1999; GIAMBIAGI, 2005; LACERDA, *et al.*, 2003; SOUZA, 2008).

Dado o exposto, o objetivo principal deste estudo foi o de verificar as variáveis que afetam no consumo agregado das famílias brasileiras, no período de janeiro de 1980 a dezembro de 2008, levando-se em conta as teorias acima mencionadas. Para tanto, fez uso de um modelo de regressão linear múltipla, aplicado a uma série de dados anuais. Partiu-se, então, do pressuposto que exista, no Brasil, uma correlação positiva entre consumo agregado e renda disponível e uma correlação negativa entre consumo agregado e taxa nominal de juros.

Por se tratar de um estudo envolvendo séries temporais, foi aplicado ao modelo o teste de raiz unitária, de Dickey-Fuller, o teste de co-integração de Engle e Granger, bem como o mecanismo de correção de erro, no intuito de se evitar o “fenômeno da regressão espúria”.

Para desenvolver a análise econométrica os dados foram obtidos junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), através de sua página eletrônica IPEADATA. Após a retirada de dados, os mesmos foram transferidos para uma planilha do *Excel*, a fim de serem deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC). Após isso, foram transferidos para uma planilha do software *Stata v8*, a fim de que se pudesse rodar a regressão linear múltipla e realizar os testes acima descritos.

METODOLOGIA E DADOS

Com o propósito de estimar a função consumo agregado para a economia brasileira será utilizada, neste estudo, a análise de regressão múltipla. Para tanto, é sugerida a seguinte equação

$$Y_i = \beta_1 \cdot X_{1i} + \beta_2 \cdot X_{2i} + \beta_3 \cdot X_{3i} + \varepsilon_i \quad (1)$$



onde:

Y_i = Consumo final das famílias;

X_{2i} = Renda disponível;

X_{3i} = Taxa Nominal de juros;

β_1 = Coeficiente de intercepto ou linear;

β_2 e β_3 = coeficientes angulares;

ε_i = erro ou termo de perturbação estocástica.

Tem-se, assim, que existe uma relação linear entre o consumo das famílias, com a renda disponível e a taxa nominal de juros. O coeficiente angular (β_2) mostra em quanto o consumo das famílias irá variar, dada a variação de R\$ 1,00 na renda disponível. O coeficiente angular (β_3) mostra em quanto a variação de um ponto percentual na taxa nominal de juros afeta o consumo das famílias. O coeficiente de intercepto (β_1) mostra de quanto será o consumo das famílias, caso a renda disponível e a taxa nominal de juros sejam iguais a zero. Ademais, dada a teoria econômica estudada para este trabalho, sugere-se uma correlação positiva entre a variável que representa o consumo das famílias e a renda disponível, bem como uma correlação negativa entre a variável dependente e a taxa nominal de juros.

Para fins de estimativa, será utilizado o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, obtido por intermédio do software *Stata v8*.

Por se tratar de um estudo envolvendo dados em séries temporais¹, foi aplicado ao modelo o teste de raiz unitária, de Dickey-Fuller, o teste de co-integração de Engle e Granger, bem como o mecanismo de correção de erro, no intuito de verificar se as séries têm problema de não-estacionariedade, evitando assim o chamado “fenômeno da regressão espúria”, como sugere Alves (2002).

BASE DE DADOS

Para analisar as informações sobre o consumo agregado das famílias brasileiras, optou-se por 29 observações, distribuídas anualmente, no período de janeiro de 1980 a dezembro 2008. Os dados foram obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), através da página eletrônica IPEADATA. As variáveis utilizadas foram: Consumo final das famílias, Produto Interno Bruto (PIB) a preços de mercado, Taxa de Juros

¹ - Uma série temporal (processos estocásticos) é um conjunto de observações ordenadas no tempo (não necessariamente igualmente espaçadas) e que apresenta dependência serial, isto é, dependência entre instantes de tempo.



Over/Selic e Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE. Após a retirada de dados, os mesmos foram transferidos para uma planilha do Microsoft Excel, a fim de serem manipulados e, posteriormente, para o Software *Stata V8*, o que tornou possível a realização das estimativas.

RESULTADOS E DISCUSSÕES

O presente tópico tem por objetivo apresentar e analisar os resultados econométricos levando-se em conta o estudo de séries temporais referentes aos fatores que afetam a função consumo agregado no Brasil.

Na tabela 1 pode-se ver o resultado da regressão linear múltipla, utilizando-se os dados das variáveis em questão, no período de 1980 a 2008. Para a referida análise, escolheu-se a consumo agregado das famílias como variável dependente e as variáveis explicativas foram: renda disponível e taxa nominal de juros.

Tabela 1 – Resultados obtidos através da análise de regressão múltipla para estimativa da função consumo agregado – dados anuais – 1980 a 2008.

Variáveis	Parâmetros	Coefficientes estimados	Estatística t	Valor-P
Intercepto	β_1	108039,3	5,7414***	0,000
Renda Disponível	β_2	0,8710	63,8544***	0,000
Taxa Nominal de Juros	β_3	-296,3903	-5,1018***	0,000
Variável de dependente: Consumo das Famílias				
N.º de observações		29		
R-Quadrado		0,9977		
R-Quadrado ajustado		0,9976		
Teste F		5713,591		
Durbin-Watson		1,0942		

Nota: VIEIRA, Douglas Tadeu. Nov. 2009

Obs: *** Denota significância ao nível de 1%, **Denota significância ao nível de 5%, *Denota significância ao nível de 10%

Conforme se observa na tabela 1 o coeficiente β_2 (isto é, a PMgC) estimado é positivo, indicando a existência de uma relação positiva entre renda disponível e consumo das famílias. Assim, o coeficiente de regressão parcial 0,8710 indicaria que, mantendo-se constante a taxa nominal de juros, um aumento de R\$ 1,00 na renda disponível provocaria, em média, um aumento de cerca de R\$ 0,87 no consumo das famílias. Além disso, o teste estatístico referente a esta variável, foi significativo ao nível de 1%.

O coeficiente estimado β_3 também apresentou o sinal esperado, ou seja, indicou a existência de uma relação inversa entre consumo das famílias e taxa nominal de juros. Do



mesmo modo, mantendo constante a renda disponível, o coeficiente de -296,3903 implica que o consumo das famílias diminui (ou aumenta) em média cerca de R\$ 296,39 milhões para cada ponto percentual de aumento (ou declínio) na taxa nominal de juros. Ademais, o coeficiente foi significativo ao nível de 1%.

O resultado de R^2 mostrou que as variáveis explicativas juntas, respondem por aproximadamente 99% da variação no consumo das famílias, um poder explicativo consideravelmente alto, uma vez que o R^2 pode ser no máximo 1. Em um nível de significância de 1%, o valor do teste F, mostrou-se estatisticamente significativo, indicando que os parâmetros estimados β_2 e β_3 são estatisticamente diferentes de zero, simultaneamente.

Entretanto, o valor estimado da estatística Durbin-Watson é de 1,0942, sugerindo que há autocorrelação serial entre os resíduos do modelo estimado. Em vista disso, apesar de os resultados da tabela 1 terem sido significativos, com relação ao comportamento das variáveis em questão, pode-se estar diante de um problema denominado “fenômeno da regressão espúria” (GUJARATI, 2006). Por isso, a seguir será apresentado e analisado o teste de raiz unitária, para verificar se as séries são estacionárias.

Na tabela 2 tem-se os teste de raiz unitária de Dickey-Fuller para verificar se as séries podem ser um passeio aleatório ($\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$), um passeio aleatório com deslocamento ($\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t$), ou um de passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência estocástica ($\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$).

Observando-se o primeiro resultado, referente ao caso de um passeio aleatório, descarta-se imediatamente os resultados referentes aos coeficientes do consumo das famílias e da renda disponível. Isto porque, no primeiro deles, tem-se o seguinte valor do parâmetro ρ .

$$\delta = \rho - 1 \quad \Rightarrow \quad 0,2735 = \rho - 1 \quad \Rightarrow \quad \rho = 1,2735$$

Já, no segundo, chega-se ao seguinte valor:

$$\delta = \rho - 1 \quad \Rightarrow \quad 0,2935 = \rho - 1 \quad \Rightarrow \quad \rho = 1,2935$$

Dado que se esperava um resultado que apresentasse $-1 \leq \rho \leq 1$, as duas séries temporais seriam explosivas, devendo-se interpretar o teste de raiz unitária a partir dos outros dois modelos.



Tabela 2 – Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller para as séries de Consumo das Famílias, Renda Disponível e Taxa Nominal de Juros – dados anuais - 1980 a 2008.

$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$ Valores críticos: $\tau_{\tau}^{10\%} = -1,601$ $\tau_{\tau}^{5\%} = -1,950$ $\tau_{\tau}^{1\%} = -2,657$						
	δ	t_{δ}				
Consumo das Famílias	0,2735	0,813				
Renda Disponível	0,2935	0,943				
Taxa Nominal de Juros	-0,1203	-1,522				
$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t$ Valores críticos: $\tau_{\tau}^{10\%} = -2,628$ $\tau_{\tau}^{5\%} = -2,994$ $\tau_{\tau}^{1\%} = -3,736$						
	δ	t_{δ}	β_1	t_{β_1}		
Consumo das Famílias	-0,0275	-0,396	59580,74	0,90		
Renda Disponível	-0,1757	-0,282	54307,09	0,87		
Taxa Nominal de Juros	-0,4378	-2,066	27,2632	1,37		
$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$ Valores críticos: $\tau_{\tau}^{10\%} = -3,235$ $\tau_{\tau}^{5\%} = -3,592$ $\tau_{\tau}^{1\%} = -4,362$						
	δ	t_{δ}	β_1	t_{β_1}	β_2	t_{β_2}
Consumo das Famílias	-0,2738	-2,276	15985,03	0,25	16921,69	2,41
Renda Disponível	-0,2715	-2,352	8100,096	0,14	18414,26	2,52
Taxa Nominal de Juros	-0,3354	-2,649	86,7115	3,13	-3,2398	-1,66

Nota: VIEIRA, Douglas Tadeu. Nov. 2009

Desta forma, para o caso de um passeio aleatório com deslocamento obteve-se a seguinte estatística t_{δ} : -0,396 e, analisando-se o passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência estocástica, encontrou-se $t_{\delta} = -2,276$. Cada uma das estatísticas é, em valor absoluto, inferior ao seu valor crítico nas tabelas de Dickey-Fuller apropriadas, confirmando que a série temporal de consumo das famílias é não-estacionária, isto é, contém uma raiz unitária ou é I(1).

A análise é a mesma para a série de renda disponível, em que se obteve t_{δ} : -0,282 (passeio aleatório com deslocamento) e $t_{\delta} = -2,352$ (passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência estocástica). Cada uma das estatísticas é, em valor absoluto, inferior ao seu valor crítico nas tabelas de Dickey-Fuller apropriadas, confirmando, que a série temporal de renda disponível é não-estacionária; isto é, contém uma raiz unitária ou é I(1).

Aplicando testes de raiz unitária de Dickey-Fuller sobre a série de taxa nominal de juros, obteve-se as seguintes estatísticas t_{δ} : -1,522 (passeio aleatório), $t_{\delta} = -2,066$ (passeio aleatório com deslocamento) e $t_{\delta} = -2,649$ (passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência estocástica). Cada uma das estatísticas é, em valor absoluto, inferior ao seu valor crítico nas tabelas de Dickey-Fuller apropriadas, confirmando, que a série temporal da taxa nominal de juros é não-estacionária, isto é, contém uma raiz unitária ou é I(1).



Dado que as três variáveis são não-estacionárias, é necessário fazer o teste de co-integração para analisar as relações de curto e longo prazo entre elas.

A tabela 3 mostra o resultado do teste de co-integração de Engle-Granger, sendo que os valores são referentes à variação dos resíduos defasados e foram obtidos a partir da regressão apresentada na tabela 1. Conforme este resultado, o parâmetro estimado (-0,5813) foi significativo até o nível de 1%, indicando que as variáveis são co-integradas, ou seja, existe equilíbrio de longo prazo entre elas.

Tabela 3 – Resultado do teste de co-integração de Engle-Granger – dados anuais - 1980 a 2008.

$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1}$ Valores críticos: $\tau_\tau^{10\%} = -1,601$ $\tau_\tau^{5\%} = -1,950$ $\tau_\tau^{1\%} = -2,657$		
	δ	t_δ
Resíduos	-0,5813	-2,793

Nota: VIEIRA, Douglas Tadeu. Nov. 2009

Neste caso, conforme descrito na metodologia deste estudo, o termo de erro pode ser utilizado como “erro de equilíbrio”, a partir de uma nova estimativa dos parâmetros denominada “mecanismo de correção de erro”. A tabela 4 mostra os resultados referentes a esta nova regressão e, nestes, o coeficiente que indica o efeito relativo à variação da renda disponível e o parâmetro estimado dos resíduos defasados foram significativos até o nível de 5%.

Tabela 4 – Resultados obtidos através da análise de regressão múltipla para estimativa da função consumo agregado com mecanismo de correção de erro – dados anuais - 1980 a 2008.

Variáveis	Parâmetros	Coefficientes estimados	Estatística t	Valor-P
Intercepto	β_1	-5538,364	-1,25	0,225
Varição da Renda Disponível	β_2	0,9922	20,22***	0,000
Varição da Taxa Nominal de Juros	β_3	-67,4703	-0,69	0,498
Resíduos Defasados	β_4	-0,4273	-2,50**	0,020
Variável de dependente: Variação do Consumo das Famílias				
N.º de observações			28	
R-Quadrado			0,9851	
R-Quadrado ajustado			0,9832	
Teste F			527,87	
Durbin-Watson			1,7026	

Nota: VIEIRA, Douglas Tadeu. Nov. 2009

Obs: *** Denota significância ao nível de 1%, **Denota significância ao nível de 5%, *Denota significância ao nível de 10%.



Este resultado, portanto, é semelhante ao apresentado na tabela 1, em que o coeficiente β_2 (isto é, a PMgC) estimado é positivo, indicando a existência de uma relação positiva entre a variação da consumo das famílias e a variação da renda disponível. Assim, o coeficiente de regressão parcial 0,9922 significa que, mantendo constante a variação da taxa nominal de juros, um aumento de um Real na renda disponível provoca, em média, um aumento de cerca de 99 centavos no consumo das famílias, durante o período de 1980 a 2008.

Nota-se que os resultados da tabela 4 indicaram mudanças de curto prazo na renda disponível, além do impacto positivo sobre as mudanças de curto prazo do consumo agregado e a propensão marginal a consumir de curto prazo é 0,9922, enquanto a propensão marginal a consumir de longo prazo pode ser interpretada como a estimativa apresentada na tabela 1 (0,8710).

Para a taxa nominal de juros, os resultados obtidos foram o contrário dos vistos na tabela 1. Ou seja, não foram estatisticamente significativos já que a estatística t obtida para $\hat{\beta}_3$ (-67,4703) foi de -0,69, e o valor p foi de aproximadamente 0,498, ou seja, existe uma probabilidade de 49,80% de erro, maior que o nível de 10% admitido.

O sinal negativo do coeficiente estimado β_4 revela que se o consumo das famílias estiver acima de seu valor equilíbrio, começará a cair no período seguinte, para corrigir o erro de equilíbrio. Sendo assim, 43% dos problemas de equilíbrio entre as variáveis são eliminados no período atual. Este coeficiente foi significativo ao nível de significância de 5%.

A interpretação do R^2 sugere que as variáveis explicativas, juntas, respondem por aproximadamente 98% da variação no consumo das famílias. Além disso, o valor do teste F mostrou-se estatisticamente significativo ao nível de 1%, confirmando que ao menos um dos parâmetros é diferente de zero.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como objetivo verificar a aplicabilidade das teorias de consumo agregado para a realidade brasileira no período de janeiro de 1980 a dezembro de 2008. Escolheram-se, para isso, as seguintes variáveis: Consumo final das famílias (*proxy* de consumo agregado); Renda disponível, obtida a partir do desconto da média percentual da carga tributária brasileira, no período analisado, do Produto Interno Bruto (PIB) a preços de mercado; e Taxa de juros Over/Selic.

Para satisfazer o objetivo proposto utilizou-se um modelo de regressão linear múltipla, para o qual se fez os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller, de co-integração de

V EPCT

Encontro de Produção Científica e Tecnológica
26 a 29 de outubro de 2010

NUPEM
Núcleo de Pesquisas Multidisciplinar

FECILCAM
Fórum Brasileiro de Qualidade



Engle e Granger e para o qual se aplicou o mecanismo de correção de erro. Analisou-se, assim, a influência da renda disponível e da taxa nominal de juros sobre as variações do consumo agregado das famílias brasileiras durante o período analisado.

Os resultados obtidos através da análise de regressão múltipla apontaram para a existência de uma relação positiva entre a renda disponível e o consumo agregado. Isso confirma a hipótese da teoria de consumo keynesiana, de que um aumento na renda disponível provoca um aumento no consumo agregado. O coeficiente estimado 0,9922 indicou uma propensão marginal a consumir (PMgC) alta, uma vez que o valor deste parâmetro deve ficar entre zero e um.

Quanto à taxa nominal de juros, os resultados obtidos após se aplicar o mecanismo de correção de erro aos dados foram o contrário do esperado. Isto porque, o parâmetro estimado não foi significativo, indicando que esta variável não afeta o consumo agregado das famílias brasileiras no curto prazo. Entretanto, para a teoria da escolha intertemporal de Fisher, o consumidor enfrenta uma restrição orçamentária intertemporal e escolhe racionalmente entre o consumo presente e futuro visando alcançar o mais alto nível de satisfação possível. Tais escolhas intertemporais incluem taxas implícitas ou explícitas de juros, que captam a formação de expectativas do consumidor em relação ao futuro.

Com esse resultado, conclui-se que as expectativas não afetam as escolhas dos consumidores brasileiros e as teorias de Fisher, Friedman, Modigliani e Hall não se aplicam para o caso brasileiro no período de 1980 a 2008. A alta PMgC foi um indicativo de que o consumidores brasileiros tomam suas decisões de consumo com base nas informações do tempo presente e gastam quase toda sua renda disponível em consumo. Tal situação implica em uma baixa PMg a poupar, caracterizando o consumidor brasileiro como “imediatista”.

A principal conclusão a que remete esta pesquisa é de que as políticas monetárias afetam o consumidor brasileiro somente no médio prazo. Ou seja, dada a existência de um efeito multiplicador keynesiano na economia, uma política monetária expansionista provocaria o aumento dos investimentos privados e, conseqüentemente, da renda agregada (ou PIB). Este aumento do PIB levaria ao aumento da renda disponível, o que conduziria ao aumento do consumo agregado. Entretanto, o efeito direto de uma política monetária sobre o consumo agregado, em função da formação de expectativas pelo consumidor, não foi comprovado por este trabalho.

Sugere-se, portanto, que políticas econômicas que tenham por objetivo aumentar o consumo agregado das famílias brasileiras concentrem-se na redução do nível de impostos, uma vez que esta seria uma iniciativa capaz de surtir efeito imediato sobre a variável em questão. Mais que isso, um Governo Federal preocupado em aumentar a disponibilidade de



recursos para investimento em capital fixo deve fazer campanhas no sentido de aumentar a Propensão Marginal a Poupar da população brasileira.

REFERÊNCIAS

BACHA, Carlos José Caetano; LIMA, Roberto Arruda do Souza. **Macroeconomia: teorias e aplicações à economia brasileira**. Campinas: Alínea, 2006.

DORNBUSCH, Rudiger; FISCHER, Stanley; STARTZ, Richard. **Macroeconomia**. 8. ed., Rio de Janeiro: Mc Graw - Hill, 2003.

GIAMBIAGE, Fábio. **Economia brasileira contemporânea**. Rio de Janeiro: Campus, 2005.

GORDON, Robert J. **Macroeconomia**. 7. ed., Porto Alegre: Bookman, 2000.

GREMAUD, Amaury Patrick; VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de; TONETTO JR, Rudinei. **Economia brasileira contemporânea**. 5. ed., São Paulo: Atlas, 2004.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica**. 4. ed., Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

IPEADATA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Dados Macroeconômicos**. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 22 de out., 2009.

LACERDA, Antonio Corrêa *et al.* **Economia brasileira**. São Paulo: Saraiva, 2003.

MANKIW, Gregory N. **Macroeconomia**. 3. ed., Rio de Janeiro: LTC, 1997.

PEREIRA, D.J. de S. **Diferenças de escolaridade e rendimento do trabalho nas regiões nordeste e sudeste do Brasil**. Piracicaba, 2001. 98p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

SACHS, Jeffrey D; LARRAIN, Felipe B. **Macroeconomia**. São Paulo: Makron Books, 2000.

SOUZA, Nilson Araújo de. **Economia brasileira contemporânea: de Getúlio a Lula**. 2. ed., São Paulo: Atlas, 2008.

STIGLITZ, Joseph E; WALSH, Carl E. **Introdução à macroeconomia**. 3. ed., Rio de Janeiro: Campus, 2003.