

# Escola de **ECONOMIA** de São Paulo

**Textos para  
Discussão**

**293**

Junho  
de 2011



MODELANDO A MUDANÇA ESTRUTURAL DO CONSUMO E DA RENDA AGREGADOS NO BRASIL: FATOS ESTILIZADOS A PARTIR DE UM MODELO DE COINTEGRAÇÃO COM PARÂMETROS VARIANDO NO TEMPO

FERNANDO SCARPA REZENDE LEITE

EMERSON FERNANDES MARÇAL



Os artigos dos *Textos para Discussão da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas* são de inteira responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente a opinião da FGV-EESP. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos, desde que creditada a fonte.

Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas FGV-EESP  
[www.eesp.fgv.br](http://www.eesp.fgv.br)

# Modelando a mudança estrutural do consumo e da renda agregados no Brasil: Fatos Estilizados a partir de um modelo de cointegração com parâmetros variando no tempo.

Fernando Scarpa Rezende Leite<sup>1</sup>  
Emerson Fernandes Marçal<sup>2</sup>

## RESUMO

O trabalho tem como objetivo analisar a relação entre consumo e renda agregados das famílias no Brasil para os últimos 60 anos. Para realizar esta análise, foi utilizado a metodologia econométrica construída por Bierens e Martins (2010), que consiste na estimação de Vetor Autoregressivo com Mecanismo de Correção de Erros (VECM) similar ao modelo proposto por Johansen (1988), porém permitindo que o vetor de cointegração varie ao longo do tempo. Este modelo estimado mostrou-se melhor comparado a análise tradicional de Johansen (1988). Os resultados obtidos neste trabalho sugerem que a dinâmica do consumo e da renda variou ao longo do período amostral e que o consumo brasileiro parece não ser bem descrito por um passeio aleatório.

Palavras-chave: Consumo; Renda; Renda Permanente; Cointegração

JEL codes: E10; E21; C51

## ABSTRACT

This paper aims to analyze the relationship between household consumption and income in Brazil for the last 60 years. In order to do this it will be used the econometric methodology suggested by Bierens and Martins (2010) that consists in estimating an Autoregressive Vector with Error Correction Mechanism similar to the model proposed by Johansen(1988), but with the time varying cointegrated vector. This model proved to be better compared to traditional analysis of Johansen (1988) and allowed better fit between consumption and income. The results of this paper suggest that the dynamics of Brazilian consumption and income have changed during the sample period. The hypothesis that Brazilian household consumption follows a random walk is tested and rejected.

Keywords : Consumption; Income; Permanent Income; Cointegration

JEL codes: E10; E21; C51

## 1 Introdução:

O objetivo deste estudo é analisar o comportamento do consumo agregado das famílias no Brasil nos últimos 60 anos. Em função do grande período estudado na amostra que vai de 1947 a 2009, será investigada a existência quebra estrutural na série temporal do consumo e renda. A pesquisa pretende avaliar também qual a relação entre o consumo agregado no

---

<sup>1</sup> É economista e trader no Citibank.

<sup>2</sup> É professor do programa de Pós-graduação *strictu sensu* em Administração da Universidade Presbiteriana Mackenzie e coordenador do Centro de Macroeconomia aplicada da EESP-FGV (<http://cemap.fgv.br>).

Brasil e a renda. Pretende-se avaliar se a trajetória do consumo é compatível com uma teoria de suavização de consumo como a teoria da renda permanente<sup>3</sup>.

O trabalho utiliza a econometria das séries de tempo como a sua ferramenta básica. A principal contribuição deste estudo está no fato de que a análise econométrica<sup>4</sup> será feita com base numa nova interpretação do conceito de cointegração, na qual não é preciso impor a condição de combinação linear estável ao longo do tempo entre as séries, mais precisamente será permitida a variação da relação de cointegração das séries ao longo do tempo.

O trabalho é dividido nas seguintes partes. Além desta introdução, realiza-se uma revisão bibliográfica com o intuito de discutir as principais teorias sobre consumo, assim como alguns resultados empíricos já registrados na literatura. Em seguida será exposta e utilizada a metodologia econométrica<sup>5</sup> para a obtenção dos resultados acima propostos. A última parte do trabalho será composta pela comparação entre os modelos, os seus respectivos resultados e a conclusão da pesquisa.

## 2 Revisão Bibliográfica

A teoria da renda permanente ganhou importância com o trabalho de Friedman (1957) e Hall (1978). Essa teoria sugere que as pessoas suavizam seu consumo ao longo da vida, em que o fluxo descontado da renda futura esperada é mais importante para determinar o consumo hoje do que a renda corrente. A ideia principal deste tipo de modelo reside no fato de que as famílias decidem o quanto consumir levando em consideração todos os períodos da vida assim como toda informação disponível, ou seja, analisam a riqueza, a renda corrente, a taxa de juros e a expectativa de renda futura. O acesso ao crédito é a ferramenta utilizada para suavizar o consumo nos períodos que ocorram alguma redução transitória na renda corrente. Essa literatura de consumo ganhou nova força com o trabalho de Hall (1978), em que o autor sugere que o consumo segue um passeio aleatório. Com base na teoria da renda permanente, Flavin (1981) derivou matematicamente o resultado de Hall (1978).

A formalização destes resultados é feita, entre outros, por Romer (2005) que analisa o caso em que o agente representativo vive por T períodos e decide o quanto consumir em cada período:

$$U = \sum_{t=1}^T u(c_t) \quad (1)$$

$$\sum_{t=1}^T C_t \leq A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t \quad (2)$$

Assim, o problema do consumidor torna-se maximizar a utilidade do consumo respeitando a restrição orçamentária, conforme equação abaixo:

$$\tau = \sum_{t=1}^T u(c_t) + \lambda(A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t - \sum_{t=1}^T C_t) \quad (3)$$

Como resultado do problema de maximização do consumo dada uma restrição orçamentária, temos que a utilidade marginal do consumo é constante:

$$u'(C_t) = \lambda \quad (4)$$

<sup>3</sup> O trabalho de Hall (1978) formalizou a ideia de que sob a teoria da renda permanente o consumo segue um passeio aleatório.

<sup>4</sup> Engle e Granger (1987) formularam o conceito de cointegração e mostraram que há possibilidade da existência de um acombinação linear entre duas séries podem não estacionárias que seja estacionária. Se tal combinação existir as séries são não estacionárias e cointegradas.

<sup>5</sup> A partir da abordagem de Bierens e Martins (2010).

Além disso, como o nível de consumo unicamente determina a utilidade marginal, isto significa que o consumo deve ser constante também ao longo da vida.

$$C_t = 1/T(A_o + \sum_{T=1}^T Y_t) \quad (5)$$

A equação (5) mostra que o agente econômico divide seus recursos igualmente ao longo de cada período da vida. Na terminologia de Friedman (1957), o lado direito da equação (5) representa o conceito de renda permanente.

Como demonstrado acima para cada período da vida o consumo é constante. Assim pode-se esperar que o consumo para o próximo período seja exatamente o mesmo do consumo corrente. Isto implica que mudanças no consumo são imprevisíveis. Pela definição de expectativas racionais, pode-se afirmar que:

$$C_t = E_{t-1}(C_t) + \varepsilon_t \quad (6)$$

na qual  $\varepsilon_t$  é a variável que deve ter média igual e não ser previsível com a informação disponível até t-1. Se o consumo seguir um passeio aleatório, então:

$$E_{t-1}(C_t) = C_{t-1} \quad (7)$$

ao substituir a equação (7) na equação (6), chega-se ao famoso resultado de Hall (1978) de que por meio da hipótese da renda permanente o consumo segue um passeio aleatório:

$$C_t = C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

A intuição deste resultado consiste no fato de que em face a uma vez expectativa de mudança no consumo futuro, as famílias podem maximizar a sua utilidade ao suavizar o consumo corrente. A utilidade marginal do consumo hoje é maior do que a utilidade marginal esperada para um aumento do consumo no futuro, ou seja, o consumo é suavizado até o ponto em que fique constante ao longo do tempo. Dessa forma o consumo só deve variar por causa de choques na renda permanente.

Esse resultado é interessante porque demonstra que o consumo é estável e deve se alterar apenas por conta de alterações na renda permanente. A diferença entre renda corrente e permanente é chamada de renda transitória. A renda corrente, por sua vez, representa um fator fundamental para o nível de poupança. A poupança hoje é determinada pela renda corrente menos o consumo. Segundo Romer (2005), pode-se concluir que a poupança é alta quando a renda é alta comparada à média, ou seja, quando ocorre a situação de uma renda corrente menor do que a permanente, o indivíduo faz uso da sua poupança e/ou do acesso ao crédito para suavizar o seu consumo. Esta é a ideia central da teoria do ciclo de vida/renda permanente de Modigliani e Brumberg (1955) e Friedman (1957). Um aumento na renda corrente é associado com um aumento no consumo apenas se esse aumento representar uma elevação na renda permanente.

O trabalho de Hall (1978) apresenta alguns resultados empíricos para os Estados Unidos no período do pós-guerra. O teste da hipótese de que o consumo segue um passeio aleatório está na fronteira de rejeição aos níveis de significância usuais, não sendo possível rejeitar de forma categórica a hipótese de renda permanente, ou seja, o consumo americano seguiria um padrão muito próximo de um passeio aleatório.

A pesquisa de Campbell e Mankiw (1989) utilizando um modelo com consumidores heterogêneos, também procurou testar a hipótese de renda permanente. O modelo baseou-se na premissa de que uma parte dos agentes consome segundo a teoria da renda permanente e os demais dos agentes seguem a regra de consumir a renda corrente, possivelmente devido à restrição de liquidez. Sob a hipótese da teoria da renda permanente, a parcela dos agentes que consome a renda corrente deveria ser igual a zero, já que toda informação relevante para

decisão do consumo já deveria ter sido incorporada à renda permanente. O trabalho de Campbell e Mankiw (1989) considerando os dados para a economia americana concluiu que aproximadamente metade da população consumia a renda corrente ao invés da renda permanente.

Para o Brasil, o trabalho de Reis et alii (1998) aplicou o mesmo modelo de consumidores heterogêneos proposto por Campbell e Mankiw (1989) e concluiu que a série de consumo e renda possui um ciclo comum e que 80% da renda no Brasil pertence a uma população que está restrita a consumir apenas a sua renda corrente.

Uma outra importante referência sobre consumo agregado no Brasil é dado por Gomes (2004). O autor aplicou a decomposição de Beveridge e Nelson (1981) aos dados de consumo das famílias. Segundo tal decomposição, a série de consumo agregado pode ser representada por dois componentes, um ciclo estacionário e um passeio aleatório. A teoria da renda permanente diz que o consumo deve seguir um passeio aleatório, assim não deveria existir nenhum ciclo na série. No trabalho rejeita-se a teoria da renda permanente para o Brasil, já que através da decomposição foi encontrado um componente cíclico na série de consumo. O autor buscou modelar o ciclo da série por meio da inclusão de formação de hábito no consumo, o que sugeriria um comportamento inercial do consumidor. No entanto, este processo quando comparado à regra de consumir a renda corrente, mostrou-se não significativo. O trabalho concluiu que os resultados apontam que a série temporal do consumo no Brasil é melhor explicada por um agente que consome a renda corrente, possivelmente devido à falta de acesso ao crédito.

A teoria da renda permanente ao sugerir que o consumo segue um passeio aleatório, serviu como referência para a utilização de métodos econométricos que conseguem separar uma tendência estocástica ou passeio aleatório do componente cíclico ou transitório. A decomposição de Beveridge e Nelson (1981) utiliza modelos autoregressivos para obter a decomposição entre tendência estocástica e ciclo. A decomposição de Blanchard e Quah (1989), também consegue dividir a série entre o equilíbrio de longo prazo e os desvios de curto prazo. O trabalho de Cochrane (1994), utilizou a razão entre consumo e renda para dados americanos como uma alternativa para a decomposição entre tendência estocástica e desvios transitórios de curto prazo. O autor argumenta que se o consumo segue um passeio aleatório e a razão entre consumo e renda é estacionária, o consumo seria um ótimo indicador antecedente da renda. Para Cochrane (1994), se o consumo se mantém constante e a renda sofre uma variação, isso representa que os agentes interpretam a variação da renda como transitória. Dessa forma, o autor também conseguiu uma maneira de dividir a série de consumo e renda entre tendência estocástica e desvios transitórios de curto prazo. O trabalho de Vahid e Engle (1997) representa mais uma alternativa na literatura como metodologia para a decomposição da série entre tendência estocástica e ciclos comuns.

O presente trabalho tem como objetivo analisar a relação do consumo e da renda para dados brasileiros utilizando-se do instrumental desenvolvido por Bierens e Martins (2010). A escolha desta metodologia deve-se ao fato inovador deste trabalho que possibilitou a variação do vetor de cointegração ao longo do tempo.

### **3 Metodologia:**

O conceito de cointegração usado em econometria desde sua formulação com Engle e Granger (1987) e Johansen (1988) considera a existência de uma combinação linear estacionária e estável entre as variáveis integradas de primeira ordem. Engle e Granger (1987) consideram que existe um único vetor de cointegração constante ao longo do tempo, já para Johansen (1988) podem existir vários vetores constantes de cointegração. A diferença é que Bierens e Martins (2010) permitem que os vetores de cointegração variem ao longo do tempo.

Os autores pesquisaram evidência de variação do vetor de cointegração ao longo do tempo para a relação de paridade do poder de compra.

O ponto de partida a ser adotado é dado por Bierens e Martins (2010). O sistema com renda e consumo das famílias per capita será analisado. Assim será possível comparar, utilizando os critérios de informação, esse tipo de modelo com os resultados da abordagem econométrica padrão em que o vetor de cointegração tem que ser constante.

O modelo que permite a variação do vetor de cointegração ao longo do tempo utiliza-se dos polinômios de tempo de Chebyshev para sua construção. O polinômio de tempo de Chebyshev pode ser definido por:

$$P_{0,T}(t) = 1, P_{i,T}(t) = \sqrt{2} \cos(i\pi(t - 0,5) / T), \quad (9)$$

$$t = 1, 2, \dots, T, i = 1, 2, 3, \dots$$

A representação do modelo VECM com o vetor de cointegração variando ao longo do tempo será estimado através da seguinte equação:

$$\Delta Y_t = \pi'_t Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} T_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T, \quad (10)$$

A matriz de longo prazo do modelo é dado por:

$$\pi_t = \alpha \beta'_t, \quad (11)$$

Na qual a matriz  $\pi_t = \alpha \beta'_t$  tem posto  $r < p$  em que  $p$  é o número de variáveis analisada no sistema. No caso deste trabalho  $p=2$ . Efetivamente, para possibilitar a variação do vetor ao longo do tempo é preciso acrescentar os polinômios de Chebyshev na estimação de  $\beta_t$  como especificado abaixo:

$$\beta_t = \beta_m(t/T) = \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \quad (12)$$

Dessa forma, consegue-se chegar à equação final do modelo a ser estimado, ao incluir a equação (12) dentro da equação (10):

$$\Delta Y_t = \alpha \left( \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \right)' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} T_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

A estimação dos parâmetros do modelo é feita por máxima verossimilhança e os autores construíram um teste de razão de verossimilhança para comparar o modelo com parâmetros variando no tempo dado por (13) e o modelo tradicional de Johansen (1988). Os modelos são encaixados. Os autores demonstram que a estatística de razão de verossimilhança tem distribuição assintótica qui-quadrada. Os resultados dos valores críticos para pequenas amostras e as diferentes combinações de ordem para os polinômios de Chebyshev são simuladas e estão presentes em Bierens e Martins (2009).

Dessa forma, neste trabalho estimou-se um VECM que supõe a existência de uma relação de cointegração das séries logaritmo da série da renda disponível (LNRD) e o logaritmo da série do consumo final das famílias (LNC). Investigou-se também qual a melhor ordem a ser utilizada para os polinômios de Chebyshev. Por fim comparou-se o modelo com parâmetros variando no tempo com o modelo tradicional.

#### 4. Descrição da Base de Dados:

As séries brasileiras de consumo final das famílias, renda disponível, consumo do governo, deflator implícito do produto interno bruto (PIB) e a população do país utilizadas nesta pesquisa, foram geradas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE e foram obtidas no IPEADATA.<sup>6</sup> Estas séries estão em frequência anual, abrangendo o período de 1947 a 2009 e todas em valores nominais.

A série de consumo final das famílias foi construída em valor real deflacionando-se pelo deflator implícito do PIB. Os valores foram divididos pela população para obtenção dos valores per capita. A série de consumo final das famílias está somada com a variação de estoques para os anos de 1987 a 1989, já que não havia dados em separado para estes anos. Como medida da renda, foi utilizada a série da renda disponível menos a série de consumo do governo, ambas deflacionadas pelo deflator implícito do PIB e divididas pela população. A renda disponível pode ser definida como o saldo resultante da renda nacional bruta deduzida as transferências correntes enviadas e recebidas do resto do mundo. A renda nacional bruta é o produto interno bruto (PIB) menos os rendimentos líquidos dos fatores de produção enviados ao resto do mundo. Além disso, para estimar os modelos foi utilizado as séries em logaritmo como Cochrane (1994). Todos os procedimentos econométricos foram realizados no software Ox<sup>7</sup>.

#### 4 Apresentação e análise dos resultados

Após a realização dos testes de Dickey- Fuller Aumentado (Dickey e Fuller, 1979), KPSS (Kwiatkowski, Phillips et al. (1992)) e Phillips-Perron (Phillips e Perron (1988)), foi constatada a presença de uma raiz unitária nas séries LNRD e LNC. Apesar de ambas as séries serem integradas de primeira ordem, ou seja, possuírem tendência estocástica é possível que exista uma combinação linear estacionária entre as séries. Quando este fato ocorre, dizemos que as séries são cointegradas. Essa condição implica dizer que existe uma relação de equilíbrio entre a tendência estocástica de cada série, ou seja, essas variáveis não podem se mover independentemente uma da outra.

No total foram estimados cinco modelos diferentes conforme apresentado no apêndice desta pesquisa. O primeiro modelo consiste num VECM com uma defasagem, utilizando a abordagem de Johansen (1988), sem utilizar qualquer tipo de polinômio e não permitindo que o vetor de cointegração varie ao longo do tempo. Os outros quatro modelos foram estimados com uso dos polinômios de tempo de Chebychev. Estimaram-se os modelos com ordens polinomiais de 5, 10, 15 e 25. Vale ressaltar que em todos os modelos foi suposto um vetor de cointegração.<sup>8</sup>

Segue abaixo uma tabela com a estatística de teste de razão de verossimilhança comparando o modelo com polinômio de ordem S com o modelo de Johansen (1988) e os critérios de informação para cada modelo:

---

<sup>6</sup> [HTTP://www.ipeadata.gov.br/](http://www.ipeadata.gov.br/)

<sup>7</sup> Consultar [www.doornik.com](http://www.doornik.com)

<sup>8</sup> Há a possibilidade de inclusão de termos de curto prazo dado pelo passado da primeira diferença das séries como na análise tradicional de Johansen (1988), entretanto, os resíduos dos modelos estimados apresentaram bons resultados em termos de ausência de evidência contra a hipótese nula de não correlação serial pelos testes tradicionais. Desta forma optou-se por não incorporar termos defasados nos modelos estimados.

Ordem dos Polinômios (S)	Valores Críticos <sup>(1)</sup>				
	Estatística de Teste	Bierens e Martins	Qui-Quadrado	AIC <sup>(2)</sup>	HQ <sup>(3)</sup>
S = 0				-7,630	-7,562
S = 5	38,821	28,643	23,209	-7,933	-7,731
S = 10	83,509	49,833	37,566	-8,332	-7,995
S = 15	112,350	76,269	50,892	-8,474	-8,003
<b>S = 25 *</b>	<b>274,810</b>	<b>143,749</b>	<b>76,154</b>	<b>-10,449</b>	<b>-9,708</b>

Nota: Critérios de Informação para os modelos com constante.

\* Valores em negrito para o modelo escolhido conforme os critérios de informação.

(1) Valores críticos para nível de significância de 1% para amostra com T=100.

(2) AIC refere-se ao critério de informação de Akaike.

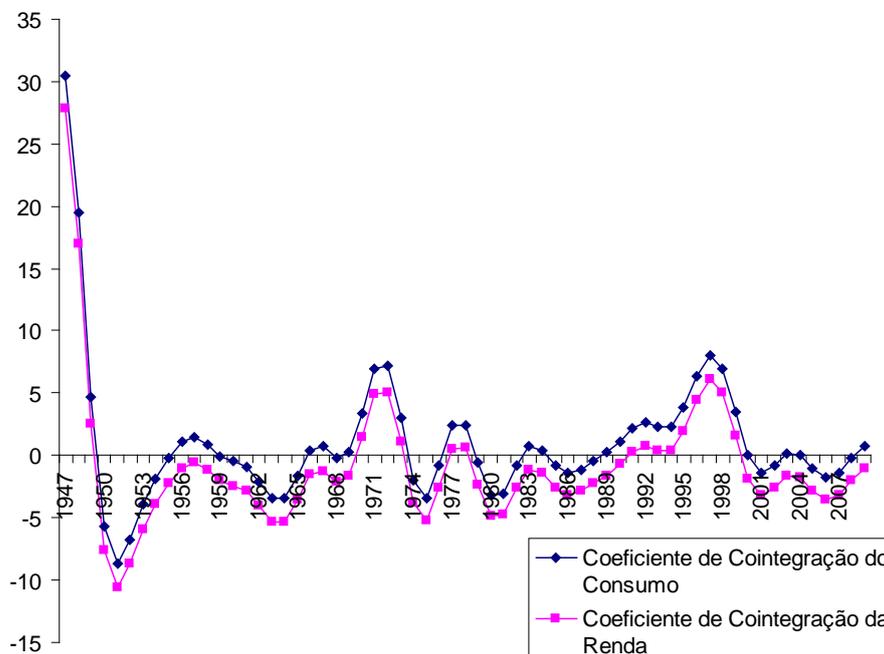
(3) HG refere-se ao critério de informação de Hannan-Quinn.

Fonte: O autor

Tabela 1: Seleção de Modelos.

Com base nos resultados da tabela 1 rejeita-se a hipótese nula de ausência de quebra estrutural. Analisando os critérios de informação, optou-se por escolher o modelo de ordem 25, que será chamado de modelo S25.<sup>9</sup>

A escolha do melhor modelo permite que agora seja possível uma análise do comportamento do coeficiente de cointegração da renda e do coeficiente de cointegração do consumo, que foi calculado com base nos parâmetros estimados pelo VECM. Abaixo segue um gráfico com a trajetória desses coeficientes para o modelo S25 conforme descrição da equação (12):



Nota: O Coeficiente de Cointegração da Renda foi multiplicado por -1 para melhor visualização do gráfico.

Figura 1: Coeficientes Estimados da relação de Cointegração

<sup>9</sup> Bierens e Martins (2010) não provam que o critério de informação pode ser utilizado para escolha da ordem do polinômio, embora recomendem a utilização. Desta forma a escolha da ordem 25 deve ser vista com a cautela de praxe.

A estimação do coeficiente de cointegração da renda e do consumo permite o cálculo do mecanismo de correção de erros, que nada mais é do que o desvio com relação ao equilíbrio de longo prazo. Vale ressaltar novamente que os coeficientes de cointegração da renda e do consumo foram calculados com base na equação (12). O mecanismo de correção de erros é calculado conforme a fórmula abaixo:

$$MCE_t = \text{Coeficiente Renda}_t * LNRD_t + \text{Coeficiente Consumo}_t * LNC_t \quad (14)$$

Na Figura 2 acima fica claro a presença de um *outlier* para o ano de 1990. Este fenômeno deve ter ocorrido muito provavelmente por conta dos efeitos derivados do Plano Collor. O modelo S25 apresenta um resultado interessante para a matriz de cargas, *alphas*, que determinam a direção e a velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo para relação de consumo e renda no Brasil. Conforme pode ser visto no Tabela 2-ambos os coeficientes da matriz de cargas do modelo S25 são negativos, o que representa que as variáveis ajustam-se na mesma direção. Os valores estimados para  $\alpha_1$  são todos negativos, embora, para os modelos com exceção do polinômio de ordem 10, a razão entre o parâmetro e o desvio padrão seria superior a 2 em módulo.

A distribuição assintótica da estatística t que testa se o coeficiente  $\alpha_1$  é zero ou não é Normal caso o posto da matriz de longo prazo escolhido seja igual ao verdadeiro. Como o mecanismo de correção de erros é estacionário, a inferência sobre a relevância do mesmo em cada equação é padrão.<sup>10</sup> Com a cautela de praxe, conclui-se que parte do ajustamento seja dada pela equação do consumo, o que implica na rejeição da hipótese dada pela teoria da renda permanente, ou seja, a série de consumo das famílias não segue um passeio aleatório.

Modelo	S05	S10	S15	S25
Equação do Consumo				
$\alpha_1$	-0.759	-0.197	0.789	-0.596
DP( $\alpha_1$ )	0.170	0.205	0.202	0.012
t( $\alpha_1$ )	-4.474	-0.957	3.903	-49.216
p-valor	0.00%	16.92%	0.00%	0.00%
Equação da Renda				
$\alpha_1$	-0.024	0.642	0.223	-0.411
DP( $\alpha_1$ )	0.176	0.159	0.204	0.057
t( $\alpha_1$ )	-0.139	4.036	1.096	-7.262
p-valor	44.48%	0.00%	13.66%	0.00%

\* Estatística t com distribuição assintótica N(0,1).

Tabela 2: Teste para avaliar significância do mecanismo de correção de erro.

O modelo S25 pode ser descrito também conforme a equação abaixo:

$$\begin{bmatrix} \Delta C_t \\ \Delta Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} [C_t - \beta_t Y_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (15)$$

<sup>10</sup>. Os autores agradecem ao Professor Luis Martins por esclarecer este ponto.

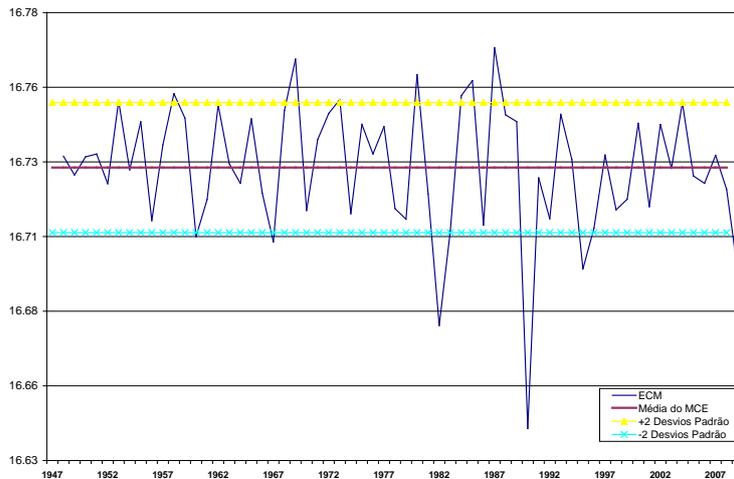


Figura 2: Vetor de Correção de Erros Estimado – modelo S25

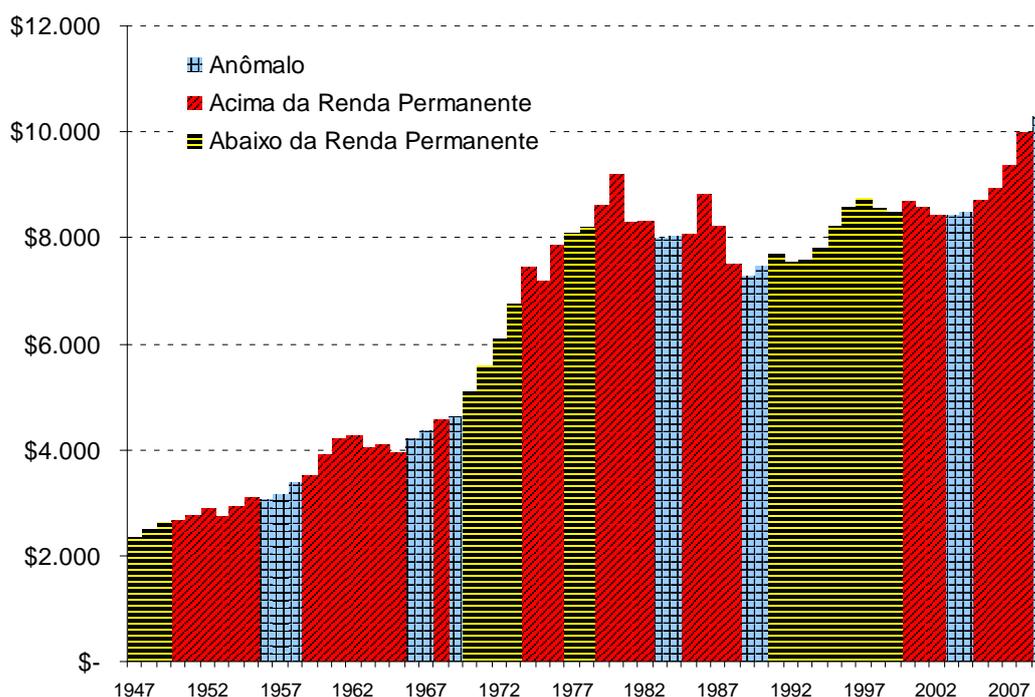
O modelo S25 possibilita a variação do vetor de cointegração ao longo do tempo e também permite analisar qual variável responde ao desequilíbrio. No modelo estimado por Cochrane (1994), o vetor de cointegração deve ser constante e o ajustamento da relação de longo prazo deve ocorrer apenas pela variável que é a renda, ou seja, o coeficiente de ajustamento associado ao consumo é estatisticamente igual a zero. O modelo estimado por Cochrane (1994) é dado conforme a equação abaixo:

$$\begin{bmatrix} \Delta C_t \\ \Delta Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} [C_t - Y_{t-i}] + \varepsilon_t \quad (16)$$

Outro ponto refere-se à análise do consumo corrente com relação a renda permanente. Como descrito no início da pesquisa, a teoria econômica sugere que o consumo deve ser um passeio aleatório. Além disto, a relação de cointegração representa um equilíbrio de longo prazo, é possível mostrar que neste caso que o vetor de cointegração deveria ser igual a (1,-1) para que o consumo se iguale a renda permanente no longo prazo.

$$LNRD_t - K_t LNC_t \quad (17)$$

O vetor de cointegração  $K_t$  é obtido para cada ano da série pela divisão do coeficiente de cointegração do consumo pelo coeficiente de cointegração da renda, ou seja, realizando a normalização em torno do coeficiente da renda. Nesta pesquisa, em que o vetor de cointegração varia ao longo do tempo, foi possível avaliar se o equilíbrio de longo prazo indicava para um consumo acima ou abaixo da renda permanente no longo prazo. Conforme descrito acima, quando  $K_t=1$  representa que a razão consumo renda será estável no longo prazo. Para  $K_t > 1$ , significa que o consumo crescerá num ritmo inferior a renda no longo prazo, já para  $0 < K_t < 1$  pode-se dizer que o consumo caminha para crescer acima da renda no longo prazo. Por fim, quando  $K_t < 0$  representa um comportamento anômalo na série, já que significa uma relação inversa entre consumo e renda no longo prazo.



Nota: Os valores da Figura 3 estão em Reais constante de 2009.

Figura 3: Consumo final das famílias per capita e os desvios com relação a renda permanente

A Figura 3 acima mostra a série do consumo final das famílias per capita e os desvios com relação a renda permanente para cada ano da série. O intuito desta pesquisa não é explicar o motivo do desvio para cada ano da série, mas sim através da variação do vetor de cointegração ao longo do tempo mostrar o comportamento da série de consumo com relação ao seu equilíbrio de longo prazo, ou seja, com a renda permanente. De qualquer forma, vale notar que do consumo no vetor de cointegração ( $K_t$ ) ficou acima de um após toda a década de noventa, vem, nos últimos anos, mostrando um comportamento oposto (abaixo de 1) indicando que há um estímulo de crescimento da renda vindo do mecanismo de correção de erros (final da amostra).

Por exemplo, para o período de 1956 a 1961, do governo presidente Juscelino Kubitschek em que foi estabelecido o chamado Plano de metas, os resultados apresentados na Figura 3 sugerem que ocorreu um crescimento do consumo acima do crescimento da renda no longo prazo, apesar do forte crescimento da renda neste período. Outro período de grande crescimento da renda per capita na história econômica brasileira recente, ficou conhecido como “milagre econômico”. Este ocorreu entre 1967 e 1973. Pela Figura 3 acima, apesar do forte crescimento do consumo final das famílias per capita, pode-se perceber que o consumo cresceu num ritmo inferior ao crescimento da renda no longo prazo. Este fato muito provavelmente ocorreu devido ao crescimento muito forte da renda neste período.

No período mais recente, em particular do governo do presidente Fernando Henrique Cardoso (1995-2002), no qual a taxa de inflação brasileira convergiu de forma contínua a um padrão um pouco acima do internacional, pode-se perceber uma trajetória de transformação na relação entre consumo e renda. Vale notar que o vetor de cointegração ( $K_t$ ) ficou acima de um após toda a década de noventa, vem, nos últimos anos, mostrando um comportamento oposto (abaixo de 1) indicando que há um estímulo de crescimento da renda vindo do mecanismo de correção de erros. Já os pontos em que consumo e renda apresentaram relação inversa são atribuídos a momentos de crise.

Em termos gerais o modelo parece ter captado 3 regimes. Um primeiro em que consumo cresce numa velocidade acima da renda no longo prazo, um segundo em que o consumo cresce abaixo da renda permanente e um terceiro regime de crise. Neste ponto a estimação de um modelo de mudança markoviana multivariada parece ser uma opção, contudo o modelo aqui estimado permitiu a obtenção de resultados interessantes sem lançar mão de processos de estimação complexos como os exigidos por tal modelo.

## 5 Conclusão

O trabalho procurou demonstrar considerando os dados brasileiros que a relação entre consumo e renda não é estável ao longo do tempo utilizando a metodologia Bierens e Martins (2010). O modelo econométrico estimado permite que o vetor de cointegração varie ao longo do tempo. Este modelo mostrou-se melhor quando comparado a análise de Johansen (1988), seja por critério de informação ou pelo teste proposto por Bierens e Martins (2010).

O modelo estimado permite analisar como se dá o ajustamento para o equilíbrio. No caso do ajustamento ao equilíbrio ocorrer apenas pela renda e não pelo consumo, a dinâmica do consumo seria próxima a um passeio aleatório. O mecanismo de correção de erros opera em ambas as equações aparentemente contrariando os resultados sugeridos por Cocharane (1994) para os Estados Unidos.

Como a teoria sugere que o consumo tem que ser igual à renda no longo prazo e que esta afirmação significa que o vetor de cointegração para consumo e renda deve ser do tipo (1,-1), foi possível comparar este resultado com o vetor de cointegração variante no tempo e a comparação dos modelos é favorável ao modelo com parâmetros variando no tempo. O teste formal de constância dos parâmetros proposto por Bierens & Martins (2010) aplicados a dados brasileiros sugere a rejeição forte da hipótese nula de constância temporal.

## REFERÊNCIAS

BEVERIDGE, S & NELSON, C.R. **A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle**; Journal of Monetary Economics 7; p.151-174, 1981

BIERENS, H. J. e MARTINS, L. **“Appendix: Time Varying Cointegration”**, [http://econ.la.psu.edu/~hbierens/TVCOINT\\_APPENDIX.PDF](http://econ.la.psu.edu/~hbierens/TVCOINT_APPENDIX.PDF), 2009

BIERENS, H. J. e MARTINS, L. **Time Varying Cointegration**, Econometric Theory 26; p.1453-1490, 2010

BLANCHARD, O. J. e QUAH, D. **The Dynamic Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances**, American Economic Review; p.655-673, 1989

CAMPBELL, John Y. e MANKIW, N. Gregory. **Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence**, NBER Macroeconomics Annual 4; p.185-216, 1989

CAMPBELL, John Y. e MANKIW, N.Gregory. **Permanent Income, Current Income and Consumption**; Journal of Business and Economic Statistics 8; p.265-279, 1990

COCHRANE, J. H. **Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices**; The Quarterly Journal of Economics 109; p.241-265, 1994

- DICKEY, D. A. e FULLER, W. A. **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root.** Journal of American Statistical Association, v.74, p.427-431. 1979.
- ENGLE, R. F., e GRANGER, C. W. J. **Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing.** Econometrica 55; p.251-276, 1987
- FLAVIN, M.A. **The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income;** Journal of Political Economy 89; p.974-1009, 1981
- FRIEDMAN, Milton A. **A theory of Consumption Function.** Princeton University Press, 1957
- HAMILTON, J., **Time Series Analysis.** Princeton University Press, 1994
- JOHANSEN, S. **Statistical analysis of cointegration vectors.** Journal of Economic Dynamics and Control 12; p.231-254, 1988
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., et al. **Testing the Null of Stationarity against the alternative of a Unit Root: How sure are we that economics time series have a Unit root?** Journal of Econometrics, v.54, p.159-178. 1992.
- GOMES, Fabio Augusto Reis. **Consumo no Brasil: Teoria da Renda Permanente, Formação de Hábito e Restrição à Liquidez;** Revista Brasileira de Economia 58; p. 381-402, 2004
- GOMES, Fabio Augusto Reis. **Consumo no Brasil: comportamento otimizador, restrição de crédito ou miopia;** IBMEC Working Paper 45; p. 1-25, 2007
- HALL, Robert E. **Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence;** Journal of Political Economy 86; p. 971-987, 1978
- MANKIW, N.Gregory. **The Permanent Income Hypothesis and the Real Interest Rate;** Economics Letters 7; p. 307-311, 1981
- MODIGLIANI, F. e BRUMBERG, R. **Utility Analysis and The Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data;** George Allen e Unwin Rutgers University Press, 1955
- PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. **Testing for a Unit Root in Time Series Regression.** Biometrika, v.75, p.335-346. 1988.
- REIS, Eustáquio, ISSLER, João Victor, BLANCO, Fernando e DE CARVALHO, Leonardo Mello; **Renda Permanente e Poupança Precaucional: Evidências Empíricas para o Brasil no Passado Recente;** Pesquisa e Planejamento Econômico 28; p. 233-271, 1998
- ROMER, David. **Advanced Macroeconomics;** McGraw-Hill/Irwin Press; 3ª Edição, 2005
- VAHID, F. e ENGLE, R.F. **Codependent Cycles,** Journal of Econometrics 80(2); p.199-221, 1997
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: A modern approach;** South-Western College Pub (2<sup>nd</sup> ed.), 2002

## APÊNDICE

Tabela 2 - Parâmetros do VECM	Modelos			
	Parâmetros do VECM	S05	S10	S15
RD	-0,9886	-1,2488	-0,9682	0,9043
RD1	-0,4576	-0,5586	-0,0688	-0,0580
RD2	-0,1957	-0,2009	-0,5704	-0,6009
RD3	0,0541	-0,2515	-0,2166	-0,9550
RD4	-0,3188	-0,5032	-0,4508	-0,2980
RD5	-0,2500	-0,4049	-0,4976	-2,2569
RD6		0,1105	0,1418	-0,7763
RD7		-0,0557	-0,3197	-0,5786
RD8		-0,3136	-0,0765	-1,0776
RD9		-0,1559	-0,1618	-0,8375
RD10		0,1542	-0,0921	-2,2722
RD11			-0,1467	-1,5560
RD12			0,3257	-1,5478
RD13			0,0776	-1,1516
RD14			0,1652	-0,9075
RD15			0,0928	-1,4212
RD16				-0,9449
RD17				-0,8949
RD18				-0,2908
RD19				-0,3060
RD20				-1,4831
RD21				-0,2907
RD22				0,0182
RD23				0,2527
RD24				-0,5284
RD25				-0,6312
C	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
C1	0,4662	0,5558	-0,1221	0,1533
C2	0,1978	0,1966	-0,1893	0,6518
C3	-0,0578	0,2536	-0,1058	0,9848
C4	0,3259	0,5153	-0,0803	0,2927
C5	0,2552	0,4127	-0,0668	2,3178
C6		-0,1159	0,0681	0,7979
C7		0,0544	0,5825	0,5889
C8		0,3219	0,2191	1,0939
C9		0,1600	0,4608	0,8496
C10		-0,1589	0,5079	2,3205
C11			0,1257	1,5951
C12			0,1925	1,5784
C13			0,1091	1,1747
C14			0,0813	0,9270
C15			0,0685	1,4482
C16				0,9654
C17				0,9136
C18				0,2920
C19				0,3092
C20				1,5200
C21				0,2981
C22				-0,0212
C23				-0,2602
C24				0,5439
C25				0,6474
Alpha	S05	S10	S15	S25
LNC	-0,7690	-0,1965	-0,7888	-0,5960
Desvio Padrão	0,16966	0,20528	0,20212	0,01211
LNRD	-0,0244	0,6415	0,2234	-0,4112
Desvio Padrão	0,17563	0,15894	0,20388	0,05662

Tabela 3 - Coeficientes Estimados de Cointegração

Ano	Coeficientes de Cointegração							
	S05		S10		S15		S25	
	Consumo	Renda	Consumo	Renda	Consumo	Renda	Consumo	Renda
1947	2,6736	-2,6351	4,0882	-4,3148	3,5212	-3,5252	30,5060	-27,8026
1948	2,6307	-2,5929	3,9554	-4,1838	2,7900	-3,6187	19,5128	-17,0391
1949	2,5469	-2,5107	3,7001	-3,9319	1,5326	-3,6973	4,7194	-2,5501
1950	2,4263	-2,3924	3,3419	-3,5787	0,0922	-3,6010	-5,6980	7,6591
1951	2,2748	-2,2436	2,9091	-3,1520	-1,1603	-3,2043	-8,6885	10,5919
1952	2,0995	-2,0714	2,4364	-2,6861	-1,9368	-2,4897	-6,7976	8,7311
1953	1,9087	-1,8840	1,9621	-2,2186	-2,1073	-1,5733	-3,9457	5,9184
1954	1,7114	-1,6902	1,5241	-1,7870	-1,7157	-0,6689	-1,8507	3,8501
1955	1,5165	-1,4986	1,1554	-1,4234	-0,9380	-0,0045	-0,2405	2,2688
1956	1,3327	-1,3179	0,8796	-1,1512	-0,0068	0,2704	1,0517	1,0055
1957	1,1679	-1,1558	0,7073	-0,9805	0,8668	0,1451	1,4610	0,5992
1958	1,0288	-1,0188	0,6342	-0,9073	1,5454	-0,2488	0,8319	1,1970
1959	0,9204	-0,9119	0,6416	-0,9131	1,9791	-0,6944	-0,0297	2,0178
1960	0,8462	-0,8384	0,6993	-0,9684	2,1856	-0,9778	-0,4555	2,4176
1961	0,8075	-0,7998	0,7717	-1,0381	2,2149	-0,9721	-0,8972	2,8399
1962	0,8037	-0,7954	0,8238	-1,0882	2,1179	-0,6795	-2,0736	3,9828
1963	0,8325	-0,8229	0,8294	-1,0931	1,9319	-0,2192	-3,4361	5,3081
1964	0,8895	-0,8782	0,7765	-1,0408	1,6840	0,2310	-3,4345	5,3034
1965	0,9692	-0,9557	0,6708	-0,9369	1,4034	0,5103	-1,6039	3,5162
1966	1,0648	-1,0488	0,5351	-0,8034	1,1296	0,5347	0,4065	1,5535
1967	1,1688	-1,1502	0,4053	-0,6755	0,9096	0,3178	0,7079	1,2544
1968	1,2734	-1,2522	0,3234	-0,5939	0,7833	-0,0486	-0,2032	2,1338
1969	1,3709	-1,3475	0,3275	-0,5957	0,7663	-0,4424	0,2622	1,6692
1970	1,4542	-1,4290	0,4432	-0,7060	0,8397	-0,7605	3,4201	-1,4209
1971	1,5173	-1,4906	0,6763	-0,9304	0,9553	-0,9503	6,9896	-4,9148
1972	1,5553	-1,5278	1,0090	-1,2518	1,0536	-1,0138	7,1530	-5,0939
1973	1,5646	-1,5370	1,4016	-1,6315	1,0882	-0,9886	2,9913	-1,0617
1974	1,5438	-1,5167	1,7976	-2,0148	1,0448	-0,9219	-2,0055	3,7861
1975	1,4926	-1,4668	2,1342	-2,3407	0,9459	-0,8501	-3,4624	5,1928
1976	1,4127	-1,3889	2,3533	-2,5526	0,8399	-0,7928	-0,7808	2,5756
1977	1,3074	-1,2861	2,4126	-2,6095	0,7807	-0,7581	2,4150	-0,5397
1978	1,1811	-1,1627	2,2945	-2,4941	0,8068	-0,7506	2,4513	-0,5810
1979	1,0392	-1,0243	2,0094	-2,2167	0,9287	-0,7734	-0,5139	2,2977
1980	0,8881	-0,8768	1,5950	-1,8137	1,1289	-0,8229	-3,1680	4,8763
1981	0,7343	-0,7266	1,1091	-1,3414	1,3708	-0,8793	-3,0188	4,7340
1982	0,5842	-0,5801	0,6198	-0,8657	1,6118	-0,9028	-0,8581	2,6411
1983	0,4440	-0,4433	0,1926	-0,4503	1,8122	-0,8433	0,7321	1,1026
1984	0,3191	-0,3216	-0,1208	-0,1454	1,9392	-0,6617	0,4529	1,3741
1985	0,2141	-0,2191	-0,2910	0,0204	1,9670	-0,3544	-0,7564	2,5409
1986	0,1321	-0,1393	-0,3149	0,0441	1,8771	0,0308	-1,3972	3,1525
1987	0,0752	-0,0839	-0,2142	-0,0531	1,6626	0,4008	-1,1117	2,8706
1988	0,0440	-0,0537	-0,0295	-0,2322	1,3362	0,6444	-0,4678	2,2497
1989	0,0379	-0,0480	0,1898	-0,4448	0,9378	0,6725	0,2259	1,5846
1990	0,0551	-0,0651	0,3954	-0,6445	0,5341	0,4551	1,1436	0,6998
1991	0,0928	-0,1021	0,5504	-0,7952	0,2080	0,0367	2,1527	-0,2763
1992	0,1472	-0,1555	0,6350	-0,8777	0,0367	-0,4763	2,6084	-0,7147
1993	0,2143	-0,2212	0,6490	-0,8918	0,0671	-0,9545	2,3341	-0,4458
1994	0,2897	-0,2949	0,6089	-0,8536	0,2979	-1,2934	2,3289	-0,4475
1995	0,3689	-0,3723	0,5421	-0,7894	0,6756	-1,4512	3,7968	-1,8935
1996	0,4479	-0,4494	0,4784	-0,7283	1,1093	-1,4608	6,4082	-4,4557
1997	0,5231	-0,5226	0,4424	-0,6939	1,4976	-1,4111	8,0873	-6,1016
1998	0,5915	-0,5893	0,4468	-0,6986	1,7592	-1,4062	6,9736	-5,0136
1999	0,6510	-0,6471	0,4900	-0,7406	1,8543	-1,5191	3,4677	-1,5867
2000	0,7004	-0,6950	0,5572	-0,8057	1,7903	-1,7596	-0,0207	1,8226
2001	0,7391	-0,7325	0,6250	-0,8709	1,6120	-2,0681	-1,4009	3,1717
2002	0,7676	-0,7600	0,6680	-0,9117	1,3804	-2,3376	-0,7480	2,5341
2003	0,7869	-0,7785	0,6660	-0,9087	1,1516	-2,4535	0,1951	1,6104
2004	0,7984	-0,7893	0,6102	-0,8532	0,9621	-2,3374	0,0303	1,7641
2005	0,8040	-0,7944	0,5054	-0,7500	0,8253	-1,9778	-1,0431	2,8012
2006	0,8055	-0,7956	0,3695	-0,6167	0,7369	-1,4383	-1,8051	3,5342
2007	0,8048	-0,7947	0,2294	-0,4795	0,6847	-0,8408	-1,4349	3,1662
2008	0,8034	-0,7931	0,1147	-0,3673	0,6565	-0,3316	-0,2385	1,9970
2009	0,8024	-0,7921	0,0503	-0,3043	0,6442	-0,0396	0,7691	1,0146