

**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Benefícios do governo federal: uma análise com base na teoria dos ciclos
eleitorais**

Jeronymo Marcondes Pinto

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2011**

Jeronymo Marcondes Pinto
Bacharel em Ciências Econômicas

Benefícios do governo federal: uma análise com base na teoria dos ciclos eleitorais
versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 5890 de 2010

Orientador:
Prof. Dr. **RODOLFO HOFFMANN**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2011

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - ESALQ/USP**

Pinto, Jeronymo Marcondes

Benefícios do governo federal: uma análise com base na teoria dos ciclos eleitorais /
Jeronymo Marcondes Pinto. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 5890
de 2010. - - Piracicaba, 2011.
88 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2011.

1. Análise de séries temporais 2. Auxílio doença 3. Benefício de prestação continuada
4. Bolsa família 5. Eleições 6. Governo federal 7. Políticas públicas 8.
Transferências de renda I. Título

CDD 361.6
P659b

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

SUMÁRIO

RESUMO	5
ABSTRACT	7
1 INTRODUÇÃO.....	9
2 DESENVOLVIMENTO	13
2.1 A teoria dos ciclos políticos oportunistas	13
2.1.1 A evolução da teoria	13
2.1.2 Ciclos Políticos no Brasil	18
2.2 Objetivos.....	21
2.3 Discussão da literatura e metodologia	22
2.4 Benefício de Prestação Continuada	43
2.4.1 Benefício de Prestação Continuada para idosos	40
2.4.1.1 Estatísticas descritivas da série de tempo	41
2.4.1.2 Análise da Série Temporal.....	43
2.4.1.3 Estatísticas Descritivas dos Dados em Painel.....	46
2.4.1.4 Análise dos Dados em Painel	49
2.4.2 Benefício de Prestação Continuada para deficientes	50
2.4.2.1 Estatísticas descritivas da série de tempo	50
2.4.2.2 Análise da Série Temporal	52
2.4.2.3 Estatísticas descritivas dos Dados em Painel	55
2.4.2.4 Análise dos Dados em Painel	57
2.4.3 Discussão dos resultados	58
2.5 Auxílio Doença	60
2.5.1 Estatísticas descritivas da Série de Tempo	60
2.5.2 Análise da Série Temporal.....	62
2.5.3 Discussão dos resultados	65
2.6 O programa Bolsa Família.....	67
2.6.1 Estatísticas descritivas da série de tempo	68
2.6.2 Análise da Série Temporal.....	70
2.6.3 Estatísticas descritivas dos Dados em Painel	73
2.6.4 Análise dos Dados em Painel	76
2.6.5 Discussão dos resultados	76
3 CONSIDERAÇÕES FINAIS	79
REFERÊNCIAS	81
APÊNDICE A.....	86
APÊNDICE B.....	86

RESUMO

Benefícios do governo federal: uma análise com base na teoria dos ciclos eleitorais

A presente pesquisa visa analisar a dinâmica dos benefícios assistenciais do governo federal, buscando entender se a mesma se coaduna com a teoria dos ciclos eleitorais. Nesse sentido, foi avaliado se o número de concessões destes benefícios tenderia a crescer com a aproximação da eleições. Para atingir tal objetivo, foram utilizados dados mensais do número de concessões de três dos principais benefícios assistenciais brasileiros: o Benefício de Prestação Continuada, o Bolsa Família e o Auxílio Doença. Com base na análise das séries de tempo e dos dados em painel associados a estes últimos, foi possível detectar que a proximidade das eleições tende a afetar o número de concessões de benefícios assistenciais na maior parte dos casos analisados. Entretanto, a discussão dos resultados atingidos parece apontar no sentido de que os efeitos eleitorais encontrados não são tão somente resultados de manipulações eleitorais de políticos que visam à reeleição, mas frutos de uma dinâmica mais ampla, que seria característica de períodos eleitorais.

Palavras-chave: Ciclos eleitorais; Benefícios assistenciais; Séries de tempo; Dados em painel

ABSTRACT

Benefits of the federal government: an analysis based on the theory of electoral cycles

This research aims to analyze the dynamics of the welfare benefits of the federal government, seeking to understand whether it is consistent with the theory of electoral cycles. Accordingly, we assessed whether the number of concessions to these benefits tend to increase with the approaching elections. To achieve this, we used monthly data on the number of leases of three major Brazilian welfare benefits: the Benefício de Prestação Continuada, the Bolsa Família and Auxílio Doença. Based on the analysis of time series and panel data associated with the latter, it was possible to detect that the proximity of elections tends to affect the number of grants of welfare benefits in most cases analyzed. However, the discussion of the results indicate that the effects of elections are not solely the results of manipulations of politicians who seek reelection, but fruits of a wider dynamic that would be characteristic of elections.

Keywords: Election cycles; Welfare benefits; Time series; Panel data

1 INTRODUÇÃO

O Brasil possui uma das maiores desigualdades de renda do mundo. Segundo Barros (2007), 90% dos países do mundo possuem uma desigualdade de renda menor do que a do Brasil.

Os estudos sobre distribuição de renda no Brasil e sua importância no que se refere ao desenvolvimento econômico tiveram seu início com Furtado (1920). Em seu livro *Formação Econômica do Brasil*, Celso Furtado descreve a forma pela qual uma renda bem distribuída permitiria o desenvolvimento de um mercado consumidor interno que impulsionaria a economia brasileira.

A partir da década de 90, houve um ponto de inflexão na evolução dos índices de desigualdade de renda no Brasil. Segundo Barros (2007), entre 2001 e 2007 o coeficiente de Gini da renda domiciliar per capita declinou 7%, passando de 0,593 para 0,552. De acordo com a análise realizada pelo autor, o índice de Gini do ano de 2007 é o menor desde de 1977. Este fato pode ser percebido a partir do gráfico (1), retirado de Barros (2010).

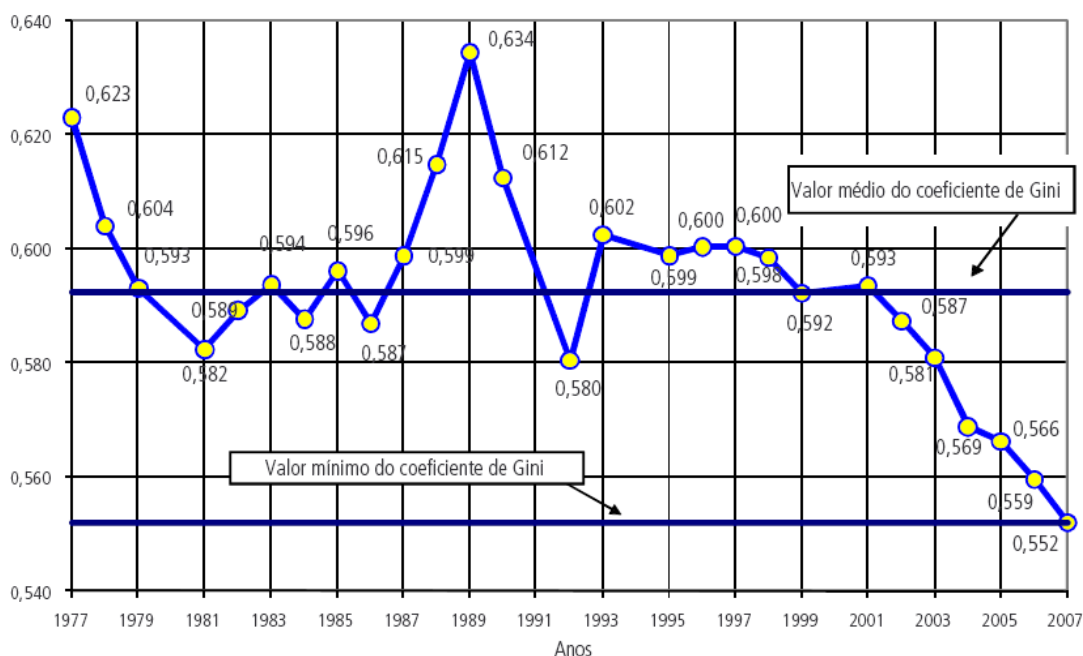


Gráfico 1 - Evolução do coeficiente de Gini da renda domiciliar per capita no Brasil desde a década de 70

Deve-se destacar que, segundo o IBGE, o índice de Gini para o Brasil no ano de 2008 foi de 0,544 e em 2009 foi de 0,538.

Nesse mesmo contexto se insere a nota técnica do IPEA (2006), “sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil”, que demonstra como a desigualdade de renda no Brasil atingiu seu menor nível nos últimos 30 anos. Segundo Pinto (2007), a década de 90 se mostrou como um divisor de águas na evolução da distribuição de renda no Brasil, característica que surgiu em decorrência de diversos fatores, como o aumento da escolaridade, o aumento de políticas sociais e a redução da inflação.

O papel que as políticas sociais desempenharam neste cenário é intensamente discutido na literatura especializada. Segundo Rocha (2005), os programas sociais não são uma novidade no Brasil, tendo sido implementados desde a década de 70, a exemplo da Renda Mensal Vitalícia (RMV). Com o surgimento da Constituição Federal de 1988 (CF 88), a rede de proteção social do governo aumentou, haja vista diversos direitos sociais e benefícios às populações mais pobres terem obtido *status* constitucional, a exemplo do “Benefício de Prestação Continuada”.

O Benefício de Prestação Continuada (BPC) consiste atualmente na transferência do valor de um salário mínimo a pessoas com deficiência incapacitante para o trabalho e para idosos em situação de pobreza com 65 anos ou mais.

No que se refere a outro benefício, Sátyro & Soares (2009) relatam que a partir da agregação dos programas “Bolsa-Escola”, “Cartão-Alimentação”, “Bolsa-Alimentação” e “Auxílio-Gás”, surgiu em 2003 o programa “Bolsa-Família” (PBF). O programa em questão oferece um auxílio monetário às pessoas em condição de pobreza extrema, a depender do atendimento de determinados requisitos.

Os programas BPC e PBF, apesar de apresentarem diversas diferenças, como critérios de elegibilidade, valores do benefício e se são individualizados ou não, são programas de transferência de renda. Nesse sentido, estes programas foram, supostamente, criados com o objetivo de reduzir a pobreza extrema no Brasil.

Neste mesmo cenário insere-se o benefício previdenciário “Auxílio Doença”, que permitiria que um empregado sob condição de doença pudesse auferir rendimentos durante tal estado, independentemente de estar trabalhando. Assim, tal benefício contribuiria para que as pessoas que dependem de trabalho assalariado não tivessem uma queda brusca de renda durante problemas de saúde.

Porém, será que a forma pela qual o governo operacionaliza estes benefícios estaria relacionada com objetivos eleitorais? Com efeito, será que a dinâmica econômica dessas transferências é dependente do calendário eleitoral?

Uma forma de tentar responder a esta pergunta se encontra na teoria dos ciclos eleitorais (CE), também conhecida como teoria dos ciclos políticos oportunistas (CPO). Segundo Fenolio (2007, p. 467), esta teoria prega que o objetivo principal dos políticos é maximizar sua probabilidade de reeleição. Nas palavras do próprio autor:

Nesses modelos, o governante-candidato estimula uma expansão da Demanda Agregada através de um aumento da oferta de moeda, gerando um rápido crescimento do Produto e uma redução do desemprego em anos eleitorais. Desse modo, o candidato aumentaria a probabilidade de reeleger-se.

Ou seja, o agente formulador de políticas públicas nesses modelos focaria suas ações no sentido de atingir seu objetivo prioritário: sua reeleição. Este objetivo seria atingido a partir da intensificação de políticas públicas que aumentam o bem-estar social especificamente em anos eleitorais.

Porém, a literatura sobre ciclos eleitorais vem deixando de lado as questões referentes à adequação desta teoria à concessão de benefícios assistenciais. Pode-se conjecturar que esta tendência teórica advém do fato de tais benefícios serem, em sua maioria, **direitos protestativos**, isto é, direitos cuja aquisição derivaria tão somente de preenchimento de requisitos legais, impossibilitando sua manipulação por políticos que buscam reeleição.

Entretanto, há de se ressaltar que os períodos eleitorais caracterizam-se por uma movimentação política, econômica e social que modifica a rotina de qualquer economia sujeita ao processo democrático. Assim, a difusão de informações e o impulso econômico decorrente deste período poderiam resultar em um aumento na concessão destes benefícios em períodos eleitorais.

Portanto, com base nesta explicação, cabe avaliar até que ponto a concessão destes benefícios poderia estar correlacionada com o calendário eleitoral. Este estudo será feito nas seguintes etapas: na seção 2.1 será feito um levantamento bibliográfico sobre a teoria dos ciclos eleitorais; na seção 2.2 serão explicitados os objetivos da presente pesquisa; na seção 2.3 serão discutidos aspectos metodológicos da teoria supracitada, resultando em uma diferente abordagem da forma a ser utilizada para analisar os ciclos eleitorais no caso de benefícios assistenciais; na seção 2.4 avaliar-se-á a dinâmica de concessão de BPC e sua possível correlação com o calendário eleitoral; na seção 2.5 o mesmo tipo de análise será realizado para o caso do Auxílio

Doença; na seção 2.6 será repetida a análise feita para os dois casos anteriores aplicada ao caso do PBF; no capítulo 3 serão realizadas as considerações finais, explicitando o porquê de determinados resultados.

2 DESENVOLVIMENTO

2.1 A Teoria dos Ciclos Políticos Oportunistas

2.1.1 A Evolução da Teoria

A Teoria dos Ciclos Políticos Oportunistas (CPO), também conhecida como Teoria dos Ciclos Eleitorais, inova sobre os conceitos básicos da Economia Política convencional. Nas palavras de Fenolio (2007, p. 3):

Ao abandonar a hipótese de que os atores políticos são agentes benevolentes que tomam decisões de política econômica visando maximizar o bem-estar social, a chamada nova economia política nos alerta para o fato de que os incentivos privados dos governantes, como por exemplo a busca pela reeleição, podem exercer importante influência sobre a condução da política econômica.

Assim, tendo como premissa o fato de que os agentes públicos dirigiriam seu comportamento para atender interesses pessoais, haveria uma utilização de instrumentos de políticas públicas para atingir este fim.

Um exemplo a ser citado são os “desvios” de variáveis de política monetária, como a taxa de juros, de seu valor socialmente ótimo. Por meio de uma redução descabida na taxa de juros, haveria um estímulo econômico muito forte, em detrimento de um futuro aumento da inflação. Nesse diapasão, agentes classicamente “não racionais” só conseguiriam “enxergar” o aumento do nível de atividade e emprego, porém não conseguiriam prever os efeitos futuros e nefastos sobre o índice de inflação, apoiando a reeleição do político.

Segundo Sakurai (2005), os modelos de ciclos políticos poderiam ser divididos em duas classificações: Teoria dos Ciclos Eleitorais, já examinada, e Teoria dos Ciclos Partidários. Na Teoria dos Ciclos Partidários não haveria influência do calendário eleitoral sobre as flutuações econômicas, sendo esta resultante da presença de diferentes partidos políticos no poder. Cabe destacar o trabalho de Hibbs (1977), que foi um dos precursores em realizar uma análise *à la* Ciclos Partidários. Este último avalia comparativamente a dinâmica das economias capitalistas e socialistas no pós guerra.

A percepção de que interesses políticos pudessem interferir na forma pela qual um governo dirige sua política macroeconômica não é nova. No caso, tal tema já foi tratado por pioneiros da ciência econômica, como Adam Smith (1776) e Kalecki (1943).

Adam Smith (1776, p. 107) destacava em a “A Riqueza das Nações” a possibilidade de governantes não serem movidos unicamente pelo aumento do bem estar social, como pode ser

depreendido a partir da passagem: “*Whenever the law has attempted to regulate the wages of workman, it has always been rather to lower them than to raise them.*”. Já Kalecki (1943) ressaltava a possibilidade de ciclos econômicos de caráter político ocorrerem de maneira “sintomática” nas economias capitalistas, visto que, segundo o autor, capitalistas com grande poder econômico poderiam influenciar decisões políticas.

A despeito de diferentes abordagens, uma perspectiva teórica da idéia básica dos ciclos políticos foi desenvolvida por Downs (1957) no seu trabalho intitulado “*An Economic Theory of Democracy*”. Nas palavras de Fialho (1999, p. 133):

Segundo Downs, os partidos políticos em uma democracia comportam-se de maneira análoga ao empresário maximizador de lucros. Antes de ter em mente qualquer outro objetivo, as políticas formuladas pelos partidos visam as metas de maximizar votos e permanecer no poder [...]

Toda esta vertente de pesquisas foi retomada na década de 70, destacando-se a atuação de Kramer (1971). O autor se utilizou de estudos estatísticos para tentar entender a influência de flutuações econômicas sobre as eleições do Congresso americano.

A partir dos estudos de Kramer, Nordhaus (1975) desenvolveu o primeiro modelo formal sobre a influência da atuação política e seus interesses sobre a economia. A idéia básica consiste no ajuste de variáveis fiscais e monetárias de modo a haver uma retração na taxa de desemprego de curto prazo às expensas de uma taxa de inflação futura mais alta. Estes acontecimentos acabariam por aumentar a popularidade do atual governo, permitindo a reeleição. O autor em questão encontrou forte evidência de ciclos eleitorais nas economias dos Estados Unidos, da Alemanha e da Nova Zelândia, apesar do fato de o mesmo resultado não ter sido encontrado para o Japão, Canadá, Austrália e Inglaterra. Este estudo seminal deu origem a uma série de pesquisas empíricas visando determinar a adequação da teoria dos ciclos políticos a casos concretos.

Por sua vez, Tufte (1978) demonstra que há evidências de ciclos eleitorais nos Estados Unidos. Segundo o autor, durante 8 eleições presidenciais, ocorridas no período de 1946 até 1976, 6 apresentaram taxas de desemprego mais baixas em comparação aos anos em que não há eleição.

A principal característica desta primeira linha de modelos CPO é a “irracionalidade” dos agentes. Neste mundo, os agentes seriam incapazes de fazer qualquer previsão sobre os possíveis desdobramentos futuros de uma política econômica irresponsável.

Portanto, desvios nos valores socialmente ótimos de variáveis econômicas permitiriam a reeleição.

A pressuposição que dá embasamento a essa característica é a presença de expectativas adaptativas.

Um agente econômico dotado de expectativas adaptativas prevê que o valor de uma determinada variável seria, tão somente, uma função dos comportamentos desta no passado. Com efeito, o uso de políticas públicas que geram benefícios no curto prazo, em detrimento de efeitos deletérios no longo prazo, tenderia a ser bem aceita pelo eleitorado, haja vista o eleitor só conseguir “olhar para o passado”.

Muth (1961) foi pioneiro ao elaborar críticas contra a teoria das Expectativas Adaptativas. Segundo o autor, os agentes se utilizam de todas as informações disponíveis e aprendem sobre os processos geradores da variável de seu interesse. Assim, ao formar expectativas, as pessoas seriam capazes de fazer uma análise do comportamento futuro de determinada variável, baseando-se, inclusive, na distribuição de probabilidade associada. Essa dinâmica comportamental é conhecida como teoria das Expectativas Racionais.

Portanto, um agente portador de expectativas racionais teria capacidade de avaliar os efeitos futuros dos fatos presentes de maneira muito eficiente. Estes agentes possuem uma capacidade cognitiva muito maior do que a prevista pela teoria das expectativas adaptativas, que afirma que o valor esperado de uma variável é uma função estável de seus valores passados.¹

Segundo Muth (1961), a idéia básica das expectativas racionais é que os agentes conhecem o processo estocástico que governa a dinâmica das variáveis em cada período de tempo, permitindo que os mesmos antecipem os resultados futuros de políticas públicas. Portanto, se os agentes tiverem toda informação necessária, poderão “prever o futuro”.

Apesar de muitos autores considerarem a teoria das Expectativas Racionais como ingênua ao afirmar que todos os agentes da Economia teriam esta capacidade de análise e disponibilidade de informações, esta se tornou um dos maiores paradigmas da história da Ciência Econômica. A força das Expectativas Racionais dominou, inclusive, o debate sobre ciclos eleitorais a partir da década de 70.

A partir da introdução do conceito de Expectativas Racionais no debate sobre

¹ As Expectativas Racionais foram difundidas a partir dos trabalhos de Robert Lucas Junior (1972), em seu trabalho “expectation and the neutrality of money”, que lhe rendeu o prêmio Nobel em Economia. A importância deste trabalho está ligada ao surgimento de uma nova escola de pensamento dele derivada, que é a teoria novo-clássica.

ciclos eleitorais, houve uma mudança na forma como estes eram vistos. A percepção de que os agentes não mais poderiam ser “enganados” de maneira recorrente pelos políticos oportunistas, fez com que a teoria dos CPO caísse em descrédito.

Isso deriva do fato de que a maioria dos modelos de ciclos eleitorais tradicionais baseava-se em agentes públicos oportunistas que, a partir de políticas de expansão da Demanda Agregada, se aproveitavam do fato de o eleitorado ser incapaz de mensurar os efeitos futuros das ações políticas presentes. Assim, neste cenário, a solução ótima do ponto de vista do agente político é gerar expansão econômica no presente em detrimento de maior inflação e déficits no futuro.

A título de exemplo, suponha que um determinado governo expandisse a oferta monetária. Diferentemente do caso das Expectativas Adaptativas, um agente econômico racional irá entender e avaliar os efeitos de tal política. Assim, a redução do salário real, decorrente do aumento de preços, será instantaneamente percebida pela população, que demandará maior salário nominal, deixando o Produto Agregado inalterado.

O próprio Nordhaus (1975) reconhece que o poder explicativo da teoria dos ciclos eleitorais está intrinsecamente ligado à “ignorância” dos agentes, que permitiria a manipulação da curva de Phillips.

Entretanto, a verdadeira revolução se deu com os trabalhos de Rogoff e Sibert (1988) na teoria dos CPO e de Alesina (1987) no caso dos ciclos partidários. Segundo Sakurai (2005, p. 298), estes trabalhos mudam o enfoque das causas dos ciclos eleitorais. Nas palavras do autor:

Tais modelos consideram que a existência de ciclos políticos está associada não mais ao processo adaptativo na determinação do comportamento dos agentes, mas fundamentalmente ao problema de informação assimétrica. A posse de um conjunto informacional mais amplo por parte dos governantes permite aos mesmos obter potenciais benefícios políticos, uma vez que o incentivo individual dos eleitores em obter informações relevantes pode ser bastante reduzido.

Rogoff e Sibbert (1988) elaboraram um modelo matemático no qual o governo busca garantir que o eleitorado tenha a melhor visão possível de sua competência. Esta competência é avaliada pela capacidade do governo de fornecer bens públicos ao menor custo possível em termos de cobrança de impostos.

A idéia básica é a seguinte: para aumentar seus gastos o governo precisa de receitas, podendo estas serem decorrentes de aumento de impostos ou criação de moeda – sendo

esta última chamada de imposto distorcivo ou receita de senhoriagem. O aumento da oferta monetária, sob determinadas condições de equilíbrio de mercado, gera inflação, fazendo com que o consumidor “pague” pelo aumento das receitas governamentais.

Porém, sob a hipótese de informação assimétrica, seria vantajoso para os formuladores de políticas públicas se utilizarem de receitas de senhoriagem para fornecer bens públicos na véspera das eleições. Como os eleitores não teriam informação a respeito da forma pela qual o governo estaria financiando seus gastos seria possível “enganá-los” a partir deste instrumento, cujos efeitos só serão sentidos após as eleições.

Um dos primeiros autores a fazer estudos nesta linha foi McCallum (1978). A partir de uma análise estatística com dados para os estados Unidos, o autor rejeitou a hipótese da existência de ciclos eleitorais no produto e no desemprego.

Mais recentemente, destaca-se Alesina *et al.*(1997) que, a partir de uma análise de dados em painel para a economia dos países da OCDE, não encontra respaldo empírico suficiente para comprovar a existência de manipulação eleitoral nas variáveis crescimento econômico e desemprego em períodos pré eleitorais.

Entretanto, muitas das análises mais modernas acabam por mudar o foco dos trabalhos realizados até então, haja vista a busca de evidência de manipulação eleitoral ser mais eficiente quando realizada com os instrumentos de política econômica e não com os próprios agregados macroeconômicos.

Nesta linha, Beck (1987) conclui inicialmente que a oferta de moeda apresenta ciclos condizentes com períodos eleitorais. Entretanto, ao controlar os efeitos dos agregados monetários por variáveis fiscais, as binárias eleitorais perderam a significância. Isso levou o autor a acreditar que os aumentos na oferta monetária seriam derivados de impulsos na área fiscal, isso é, o governo necessitaria imprimir mais moeda para suas despesas.

Este resultado é condizente com os mais recentes, que destacam o fato de que as variáveis fiscais seriam mais afetadas pelo calendário eleitoral do que as monetárias. Dentre estes resultados mais recentes, pode-se destacar Brender e Drazen (2005) que, utilizando dados de muitos países, mostram que gastos e déficits fiscais tendem a aumentar em períodos pré-eleitorais. Os autores ainda chamam a atenção para o fato de que a manipulação eleitoral mostra-se mais forte nas chamadas “novas democracias”.

Todavia, segundo Fenolio (2007), a discussão não se mostra pacificada, já que muitos textos destacam o fato de os eleitores serem fiscalmente conservadores, isto é, “punirem” os agentes políticos que aumentam gastos em períodos pré-eleitorais. Assim, fica a questão: como conciliar o fato de a maioria dos estudos internacionais concluir que os eleitores são fiscalmente conservadores com alguns resultados que mostram que os gastos fiscais apresentam comportamento dependente do calendário eleitoral? Uma possível resposta para este problema será descrita a seguir.

2.1.2 Ciclos Políticos no Brasil

As primeiras pesquisas que levantaram a importância deste tema no Brasil estão relacionadas com o impacto do regime ditatorial que o Brasil vivenciou de 1964 até 1984. A pergunta que se tentava responder era: será que o Brasil pode conciliar um regime democrático e crescimento vigoroso da economia?

Segundo Rao (1984), o regime militar brasileiro foi um exemplo de “prosperidade autoritária”. O autor destaca o fato de que a democracia teria de se render a diversos interesses sociais, o que acabaria retardando os investimentos de resultados mais eficazes. Além disso, a “calmaria política” existente, segundo o autor, permitiria o consenso no planejamento da economia, facilitando sua administração. Porém, Soares e Silva (1988), ao compararem o desempenho econômico do período pós-guerra (1945-64) com o da ditadura (1964-84), não encontraram evidências de que o período autoritário tenha sido de maior vigor econômico.

Paiva (1994), ao estudar o período da ditadura militar, concluiu que há um estímulo para que o regulador de preços estabeleça preços mais baixos conforme as eleições se aproximam.

Dentre os estudos mais recentes, a maior parte é composta de análises de ciclos eleitorais a partir de agregados fiscais. Pode-se citar Botelho (2002) que, ao analisar o comportamento fiscal de todos os estados brasileiros, encontra fortes evidências de que o endividamento público aumenta em anos eleitorais.

Por sua vez, Bittencourt (2002) analisa a possibilidade de existência de ciclos eleitorais em variáveis orçamentárias a partir de um modelo com painel dinâmico. O autor conclui que não há como se rejeitar a hipótese de manipulação eleitoral nas variáveis relacionadas a despesas e receitas governamentais.

Salvato *et al.* (2007) também encontram indícios de manipulação de políticas públicas

com fins oportunistas a partir do uso de um modelo multivariado e auto-regressivo.

Sakurai (2009) busca analisar a existência de ciclos eleitorais e partidários nas funções orçamentárias dos municípios brasileiros. O autor observa que há impulsos de gastos públicos em períodos pré-eleitorais, principalmente nas variáveis ligadas à saúde, saneamento, assistência e previdência e transportes.

Araujo Junior *et al.* (2010) testam a hipótese de ciclos eleitorais racionais nos municípios mineiros. De acordo com o estudo em questão, os resultados dos autores indicam que os gastos municipais aumentam quando as eleições se aproximam.

Já Fialho (1997) analisa a possibilidade de existência de ciclos eleitorais em variáveis macroeconômicas, tanto nos seus agregados (como Produto Interno Bruto real, inflação e taxa de desemprego), quanto nos seus instrumentos (oferta real de moeda.). A partir da avaliação de séries temporais relacionadas a tais variáveis macroeconômicas brasileiras, a autora encontrou evidências de ciclos políticos no Produto Interno Bruto (PIB) real e na oferta de moeda.

No que diz respeito a aspectos monetários, Fenolio (2007) analisa a política monetária do Banco Central, no que se refere à manipulação da taxa de juros (SELIC), não encontrando evidências de uso eleitoral deste instrumento após a instituição do sistema de Metas de Inflação em 1999.

Em síntese, percebe-se que há evidências muito fortes de manipulação eleitoral no que concerne a instrumentos de política fiscal no Brasil, em detrimento dos resultados encontrados para políticas monetárias. Assim, com base no levantamento bibliográfico feito nesta seção, confirmam-se as argumentações de Fialho (1999), que afirma que os ciclos políticos são bastante perceptíveis na dinâmica econômica brasileira, principalmente no caso dos instrumentos de política fiscal.

Com efeito, Nakaguma e Bender (2010) encontram resultados de que, apesar do fato de os eleitores recompensarem a parcela oportunista do ciclo político (em consonância com a literatura relatada), esta tendência vem decrescendo ao longo do tempo. Ou seja, a democracia brasileira estaria evoluindo de maneira que seus eleitores estariam se tornando “menos ingênuos”. Entretanto, cabe destacar que Sakurai (2005), ao procurar evidências de ciclos orçamentários racionais nos municípios paulistas entre os anos de 1989 a 2001, não conseguiu identificar um comportamento racional nos eleitores.

Portanto, tais estudos indicam que os eleitores brasileiros ainda se mostram como agentes “ingênuos” quanto ao uso de políticas econômicas durante períodos pré-eleitorais, apesar da evolução descrita por Nakaguma e Bender (2010). Este resultado pode ser um fator importante para explicar o fato de os ciclos eleitorais se apresentarem de maneira tão incisiva na dinâmica econômica brasileira.

Assim, com base na análise da literatura supracitada, pode-se inferir que há uma questão que a literatura especializada vem deixando de lado: o papel que os ciclos eleitorais desempenhariam na dinâmica dos benefícios assistenciais fornecidos pelo governo federal.

Talvez pelas suas próprias características, os pesquisadores tendem a acreditar que benefícios cuja concessão dependa do preenchimento de determinados requisitos não poderiam ser afetados por manipulações eleitorais. Assim, por diversos motivos a serem detalhados nesta pesquisa, os empecilhos legais impostos à concessão destes benefícios poderiam, no extremo, até impedir o uso dos mesmos como mecanismos de reeleição.

Todavia tais empecilhos legais não impediriam que os benefícios assistenciais seguissem uma dinâmica alinhada com o calendário eleitoral, dado que tal período seria dotado de características especiais que afetariam o número de concessões. Estas características inerentes às eleições poderiam explicar o porquê do aumento de gastos públicos antes das eleições - independentemente de agentes públicos que queiram se reeleger - e responder ao problema levantado por Fenolio (2007), destacado no fim da seção anterior.

2.2. Objetivos

A presente pesquisa visa analisar a adequação da teoria dos ciclos eleitorais com os gastos sociais no Brasil. Em outras palavras, será avaliado se a dinâmica de tais benefícios apresenta alguma relação com o calendário eleitoral.

Na mesma linha proposta por Sátyro & Soares (2009) e Medeiros *et al.* (2007), os benefícios representativos desta categoria de gastos que serão estudados são: o “Benefício de Prestação Continuada” (idosos, deficientes e número total de concessões do benefício) e o “Bolsa Família”. Além disso, cabe avaliar o programa nacional previdenciário “Auxílio Doença”.

Mais especificamente, a pesquisa busca averiguar a adequação da teoria dos ciclos eleitorais com a concessão dos supracitados benefícios nos seguintes níveis de agregação:²

- 1) número de benefícios concedidos em âmbito nacional, a partir das séries de tempo associadas com as novas concessões mensais dessas transferências;
- 2) número de benefícios concedidos por mês em âmbito estadual, a partir de uma análise de dados em painel dos programas BPC e PBF.

Entretanto, a concessão desses benefícios assistenciais depende, na teoria, tão somente do preenchimento de determinados requisitos, como baixa renda familiar, por exemplo. Estes benefícios, em especial o BPC (que possui o *status* de direito constitucional), não estariam diretamente sujeitos a vontades políticas, dificultando o seu uso como instrumento de reeleição, dando vazão a mais um objetivo a ser atendido pela presente pesquisa:

- 3) avaliar os resultados atingidos à luz da rigidez legal existente sobre tais benefícios, destacando, caso sejam encontrados indícios que corroboram a teoria, as razões da correlação encontrada entre calendário eleitoral e concessão destes últimos.

Assim, será construído um panorama nacional e regional da forma pela qual o gasto público social se comporta no Brasil e se o mesmo está dinamicamente relacionado com os interesses eleitorais de agentes políticos.

² Cabe ressaltar que o conceito de “concessão”, na literatura jurídica, se refere a quando o governo concede novos benefícios, ou seja, é uma variável fluxo.

2.3 Discussão da Literatura e Metodologia

Séries Temporais

A análise da existência de ciclos eleitorais na dinâmica dos benefícios assistenciais mencionados na seção 2.2 deve ser feita de maneira diferente das outras realizadas para os estudos de Ciclos Políticos, haja vista estes benefícios possuírem características que os diferenciam das variáveis econômicas usualmente avaliadas.

No caso dos benefícios previdenciários (BPC e Auxílio Doença), estes se caracterizam como direitos constitucionais, isto é, caso um agente preenchesse todos os requisitos para a concessão do benefício, o governo deveria **obrigatoriamente** concedê-lo. Assim, fica o questionamento: como o governo poderia manipular a concessão destes benefícios de forma a maximizar a sua probabilidade de reeleição (como previsto pela teoria dos ciclos eleitorais), já que não haveria espaço para discricionariedade estatal sobre estes benefícios?

Já no caso do Bolsa Família, apesar do fato de o mesmo não ser um direito constitucional, quando um agente preenche os requisitos para sua concessão, havendo disponibilidade financeira, o benefício deve ser concedido.³

Assim, há empecilhos legais que impedem o uso eleitoral destes benefícios a curto prazo, levando a uma conclusão inicial de que a concessão destes benefícios não está correlacionada com o calendário eleitoral. Porém, a visão de que o “ciclo eleitoral” seria derivado tão somente de atitudes oportunistas de políticos que visam à reeleição poderia ser limitada.

A idéia de que a atividade econômica como um todo é afetada pela aproximação de períodos eleitorais é altamente difundida na literatura econômica (ROMER, 2006). Nesse diapasão, há de se destacar que a teoria dos ciclos eleitorais é apenas uma das possíveis explicações para o aumento no nível de gastos governamentais no período pré eleitoral (FIALHO, 1999, p. 132).

De acordo com Soares e Rennó (2006), não há como rejeitar o fato de que os períodos eleitorais apresentam características especiais como, por exemplo, um maior dinamismo econômico e social e, principalmente, informacional. Por exemplo, há um grande aumento na demanda de serviços de gráficas, de empresas de propaganda, contratações de cabos eleitorais, dentre outros. Os resultados econômicos e sociais decorrentes deste impulso implicam, dentre

³ Para maiores detalhes sobre os benefícios, vide seção específica sobre o mesmo.

muitos efeitos, em um aumento na demanda agregada, resultando em um aumento no Produto Interno Bruto e em diversas variáveis analisadas pelos economistas.

Assim, há de se fazer uma distinção no que diz respeito às flutuações dos ciclos eleitorais, que não é levada em conta pela maioria dos trabalhos científicos: devido ao fato de o período eleitoral ser dotado de características que, por si só, afetariam a dinâmica de diversas variáveis econômicas e sociais, uma análise que busque evidências **somente** de “manipulação eleitoral”, poderia resultar em uma conclusão majorada de que há uma atuação forte de políticos inescrupulosos que buscam reeleição.

A título de exemplo, cabe destacar os resultados encontrados por Preusler e Portugal (2002), que se utilizaram da metodologia de modelos Auto-Regressivos de Médias Móveis (ARMA) para tentar encontrar evidências de ciclos políticos no Brasil. Tais autores não encontraram evidências de ciclos eleitorais para diversas variáveis econômicas, dentre elas a taxa de desemprego. Entretanto, cabe realizar novas regressões no intuito de reavaliar os resultados encontrados por tais autores.

A partir de dados obtidos do site da Confederação Nacional das Indústrias (CNI) e disponível na base de dados do IPEADATA, analisar-se-á uma série relativa ao nível de emprego na indústria nacional. Esta série toma o ano de 2006 como base (média 2006=100).⁴ Esta série cobre o período de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2010. Para fins de análise será utilizada tal variável como *proxy* do nível de emprego na economia como um todo.

Há de se ressaltar que, pelo fato de a presente pesquisa trabalhar com dados mensais, deve-se levar em conta que as flutuações na variável em estudo podem estar ocorrendo devido a movimentações sazonais no benefício assistencial. Com efeito, este problema deve ser levado em conta em todas as regressões a serem realizadas nesta pesquisa. Assim, para captar o efeito sazonal relativo aos meses considerados como de “influência eleitoral”, cria-se uma variável binária que assume valor igual a 1 para esses meses em todos os anos, tanto eleitorais como não eleitorais.

Com base nas supracitadas considerações, este estudo será realizado por meio de modelos ARMA, tal como feito por Preusler e Portugal (2002), cuja estimação será feita a partir

⁴A série encontra-se no apêndice “DADOS”.

da equação que se segue:⁵

$$Y_t = \alpha + \phi_1 Z_{ele} + \phi_2 Z_{nele} + \sum_{k=1} \beta_k Y_{t-k} + u_t + \sum_{i=1} \lambda_i u_{t-i} . \quad (1)$$

Sendo “ Y_t ” a variável representativa do nível de emprego no período t . A variável Z_{ele} assume valor 1 nos meses de influência eleitoral dos anos pares (todos os anos em que há eleições, tanto municipais, quanto federais e estaduais), enquanto que Z_{nele} é a variável binária estacional, que apresenta valor igual a 1 nos mesmos meses em todos os anos (tanto anos pares quanto ímpares). A variável Z_{nele} serve para controlar os possíveis efeitos sazonais na dinâmica da variável. O intuito da variável Z_{nele} é garantir que os efeitos captados pela binária eleitoral correspondam a movimentações que digam respeito somente a períodos pré eleitorais.

Entretanto, a pergunta a ser feita é: o que será considerado como o período de influência eleitoral sobre a concessão do benefício em estudo?

Um método que pode ser utilizado na determinação do período a ser considerado como de “influência eleitoral” é a média geométrica móvel.

Dado que a maior parte dos fenômenos econômicos tendem a ser representados por equações multiplicativas (*à la* Cobb-Douglas), o método de média móvel a ser aplicado será do tipo multiplicativo. A idéia central do presente estudo consiste em avaliar o comportamento cíclico dos benefícios assistenciais em períodos pré-eleitorais, que ocorrem de dois em dois anos, assim, há de se analisar uma média móvel referente a 24 meses. Portanto, a título de ilustração teórica do processo a ser analisado, os benefícios y_t podem ser representados da seguinte forma:

$$y_t = AB^t \varepsilon_j U_t \quad (2)$$

Sendo AB^t uma tendência exponencial, U_t um fator aleatório adimensional e ε_j um componente destinado a captar uma variação cíclica de 24 meses, tal que $\prod_{j=1}^{24} \varepsilon_j = 1$.

A partir de Hoffmann (2006), pode-se definir os passos a serem realizados na determinação do padrão cíclico de uma série:

1) calcular a média geométrica móvel (G) centrada da série de dados do benefício para os anos em estudo, que, dado que os dados são mensais, é dada por:

⁵ Os modelos ARMA constituem uma representação mais geral de toda uma esfera de modelos que podem conter modelos somente Auto-regressivos (AR) ou somente de Médias Móveis (MA). Para uma apresentação destes modelos vide Enders (2004).

$$G_t = \sqrt[24]{y_{t-12}^{0,5} \cdot y_{t-11} \cdots y_t \cdots y_{t+11} \cdot y_{t+12}^{0,5}}$$

No modelo (2), a média móvel G_t capta, essencialmente, o componente AB^t . Cabe ressaltar que esse último componente pode ser mais complexo, incluindo tendência e ciclos de prazos maiores e menores do que 24 meses.

2) a seguir obtemos a seguinte relação:

$$\chi_t = \frac{y_t}{G_t} \quad (3)$$

Pode-se demonstrar que (3) é uma estimativa não tendenciosa do componente cíclico em (2).⁶

3) os índices (i_m) , que determinarão a forma pela qual ocorrem as flutuações mensais na variável relacionada aos benefícios concedidos, são dados pelas médias geométricas de todos (χ_t) para um determinado mês.

A partir da aplicação desta metodologia na série em estudo, será possível determinar como se dá a flutuação no número de concessões do benefício em estudo nos ciclos eleitorais de 24 meses. A análise dos índices (i_m) para os meses dos anos eleitorais dá uma idéia da forma pela qual deverá se especificar a binária eleitoral. Por exemplo, caso os índices (i_m) apontem no sentido de haver uma elevação no número de concessões a partir de Março, decaindo em Agosto, a binária eleitoral deverá assumir valor igual a 1 neste período. Ou seja, o comportamento dos índices (i_m) irá servir de base para a escolha dos meses considerados como “períodos de influência eleitoral”.

Cabe ressaltar que a técnica descrita anteriormente é baseada no método da média geométrica móvel, o que não é possível quando há valores negativos na série (já que deve-se tirar a raiz de 24ª potência das observações). Assim, quando uma série apresentar valores negativos, optar-se-á pelo uso do método aditivo, que é baseado em uma média aritmética móvel.⁷

A partir deste ponto, “ Z_{ele} ” representará a variável “binária eleitoral”, que assumirá o valor igual a 1 “nos períodos de influência eleitoral” dos anos pares (isto é, os anos que tiveram eleições), e 0 nos demais. Portanto, esta variável será o ponto principal do presente estudo, visto que a análise da existência de ciclos eleitorais na dinâmica do benefício em estudo

⁶ Para uma demonstração formal vide Hoffmann (2006).

⁷ Para maiores detalhes desta metodologia, vide Hoffmann (2006).

será corroborada quando o respectivo coeficiente se mostrar positivo (ou seja, os períodos de influência eleitoral teriam um impacto positivo no que se refere ao número de concessões do benefício) e estatisticamente significativa.

A variação dos índices (i_m) para a série “nível de emprego” está ilustrada no gráfico 2.

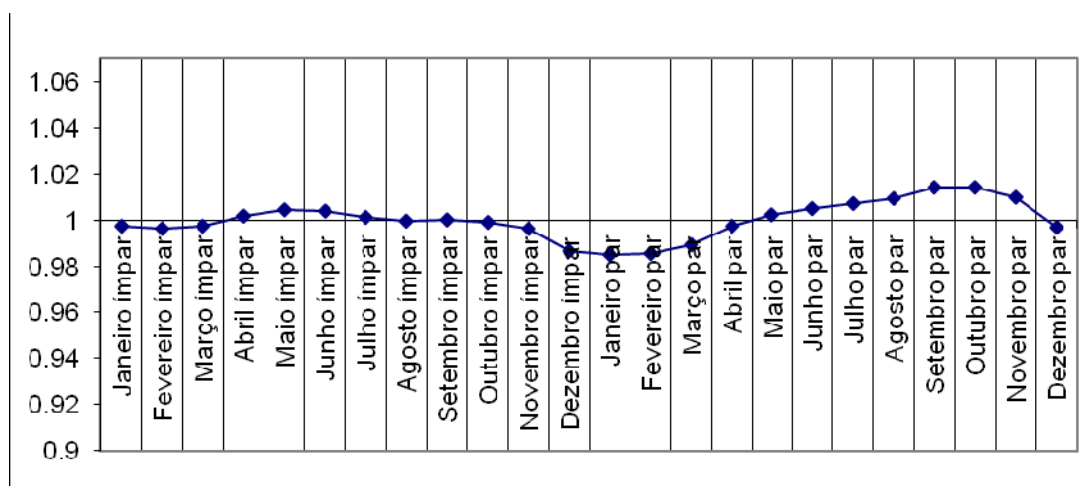


Gráfico 2 - Índices cíclicos de 24 meses para a variável mensal “nível de emprego” na indústria nacional

Uma avaliação do gráfico 2 nos permite concluir que a binária eleitoral deverá ser igual a 1 nos períodos de Maio a Novembro dos anos pares. Consequentemente, a binária estacional assumirá valor 1 nos mesmos meses em todos os anos.

Além disso, a partir de tal série pode ser obtida uma série de estatísticas descritivas, apresentadas na tabela 1.

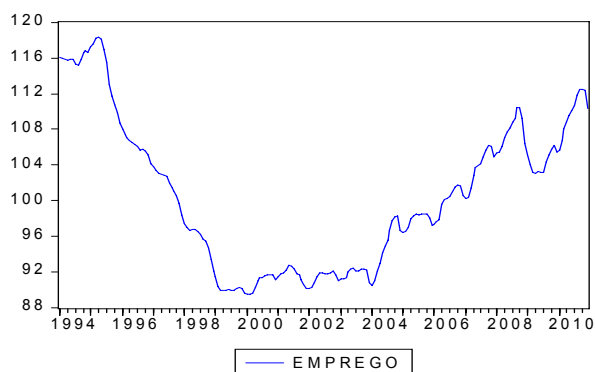
Tabela 1 - Estatísticas descritivas para a série “nível de emprego” na indústria nacional no período de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2010

Média	100,52
Mediana	99,90
Máximo	118,34
Mínimo	89,49
Desvio Padrão	8,35
Jarque-Bera (p)	0,00
Observações	204

Fonte: IPEADATA

Uma análise gráfica desta série indica que os níveis de emprego tiveram uma queda muito grande até o final de 1998, coincidindo com os períodos subsequentes à estabilização monetária e

à crise Russa de 1998 (GIAMBIAGI *et al.*, 2006). Após este período, há a recuperação econômica, cujos maiores efeitos foram sentidos a partir de 2004. Entretanto, há de se destacar uma queda no nível desta variável no ano de 2009, o que pode ter decorrido da crise financeira internacional (“crise dos *subprimes*”), cujos efeitos foram sentidos no Brasil no ano de 2009, de acordo com o IBGE.⁸



Fonte: IPEADATA

Gráfico 3 - Evolução do índice de emprego na indústria nacional no Brasil desde Janeiro de 1994 até Dezembro de 2010

Cabe agora avaliar a estacionariedade da série em questão, o que foi feito pelo teste de Dickey-Fuller aumentado, cujos resultados estão na tabela 2. Tais resultados indicam que não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária a 10% de significância. Assim, há um indicativo de que a série em questão possui raiz unitária.⁹

⁸ Vide www.ibge.gov.br.

⁹ A função de autocorrelação da série parece corroborar tal conclusão, por decair lentamente (ENDERS, 2004).

Tabela 2 - Teste Dickey-Fuller aumentado para a série “nível de emprego” na indústria nacional

Teste Dickey-Fuller Aumentado		
(intercepto e tendência)		
Defasagens: 14 (Critério de Schwartz)	Estatística τ	p
τ calculado	-3,13	0,10
Valores Críticos do teste	1%	-4,00
	5%	-3,43
	10%	-3,14

Sendo p o P-valor associado à estatística.

Portanto, avaliar-se-á tal série em primeiras diferenças, eliminando o potencial problema da raiz unitária.¹⁰

Cabe fazer uma avaliação das funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) para a variável “nível de emprego”, de maneira a determinar qual seria o modelo mais bem ajustado a tal série de dados. Os resultados para esta função estão discriminados na tabela 3. A partir do correlograma supracitado, pode-se inferir que o modelo deve ser, provavelmente, um AR(1), apesar do fato de haver um valor significativo para a FACP na 11^a e 12^a defasagem e de as FACs relativas a tais defasagens serem superiores ao intervalo de 95% de confiança, dado por $\pm \frac{2}{\sqrt{204}}$.

Entretanto, ao estimar a regressão AR(1) do nível de emprego brasileiro em primeira diferença, os resultados apontam resíduos auto-correlacionados. Assim, com base em Enders (2004), será utilizada uma variável de média móvel correspondente ao intervalo no qual a função de autocorrelação parcial apresentou significância, no caso, a 12^a defasagem – dado que a utilização de uma média móvel correspondente a 11^a defasagem não se mostrou significante. O resultado para esta análise está na tabela 4.

¹⁰ O teste de Dickey-Fuller aumentado aplicado à série em diferenças apontou estacionariedade.

TABELA 3 - Correlograma para a série “nível de emprego em primeira diferença” na indústria nacional de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2010

Defasagens	FAC	FACP
1	0,66	0,66
2	0,40	-0,06
3	0,20	-0,06
4	0,10	0,03
5	0,08	0,03
6	0,07	0,00
7	-0,02	-0,14
8	-0,11	-0,09
9	-0,10	0,09
10	0,02	0,19
11	0,21	0,21
12	0,42	0,27

Este modelo se mostrou bem ajustado à série de dados, bem como apresentou resíduos que se comportam como um ruído branco, como pode ser inferido a partir das estatísticas Q presentes na tabela 5.¹¹ Além disso, o mesmo mostrou um bom grau de ajustamento, com um R^2 ajustado igual a 58,86%.

No caso em questão, o coeficiente da binária eleitoral se mostrou não significativo a 10%, corroborando os resultados encontrados por Preusler e Portugal (2002), apesar do fato de os mesmos terem avaliado a taxa de desemprego.

¹¹ Para maiores informações sobre a estatística Q vide Enders (2004).

Tabela 4 - Modelo ARMA mais bem ajustado para a série “nível de emprego em primeira diferença” na indústria nacional de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2010

<i>Dependente:</i>		<i>Modelo 1</i>
<i>DEmprego(dE)</i>		
<i>Variáveis</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	
<i>Explicativas</i>		
$dE(-1)$	0,7511(0,000)	
$MA(12)$	0,5161(0,000)	
α	0,0938(0,201)	
$Z(ele)$	0,0280(0,532)	
$Z(nele)$	-0,1905(0,053)	
R^2 ajustado	0,5803	
<i>Schwartz</i>	1,2959	
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,000	
n	202	

Tabela 5 - Correlograma dos resíduos para o modelo 1

Defasagens	Q	P
1	0,48	—
2	0,99	0,31
3	1,03	0,59
4	1,11	0,77
5	1,16	0,88
6	3,18	0,67
7	3,43	0,75
8	4,96	0,66
9	8,68	0,37
10	9,51	0,39
11	9,79	0,45

Entretanto, há de se ressaltar que o uso de modelos Auto-regressivos para tentar captar o fenômeno dos ciclos políticos pode estar “mascarando” a verdadeira dinâmica por detrás dos dados. Toda a questão se centra na definição do que é o “ciclo eleitoral”, isto é, o ciclo eleitoral deveria ser considerado somente como a “manipulação eleitoral” decorrente de decisões políticas que teriam por intuito a reeleição?¹²

Há de se saber que ao considerar o ciclo eleitoral unicamente como o “efeito direto” da manipulação eleitoral estamos subestimando o “efeito multiplicador” dos períodos eleitorais. A idéia básica deste questionamento reside na teoria keynesiana do multiplicador de gastos em uma economia. Por exemplo, no caso do PIB da economia brasileira, durante períodos eleitorais naturalmente ocorre um aumento nos dispêndios realizados na economia, como o aumento da demanda por *Marketing*, serviços de advocacia, serviços de consultoria, dentre outros gastos característicos deste período. Com base no pensamento de Keynes, estes gastos gerarão mais renda na economia, o que gerará mais gastos e assim por diante, aumentando a renda da economia. Assim, o período eleitoral se caracterizaria por uma movimentação econômica que, por si só (isto é, independentemente de manipulações eleitorais), geraria crescimento em algumas das variáveis macroeconômicas que governam a economia.

Porém, há de se destacar que a economia não é o único lado de uma sociedade que é afetado pela aproximação das eleições. Cabe destacar que variáveis sociais também são afetadas. Com efeito, há uma difusão informacional durante o supracitado período, dado que os candidatos e, por que não dizer, todo o sistema político-social necessitam repassar mais informações ao eleitorado, que precisará delas para tomar sua decisão de voto. Soares e Rennó (2006) destacam o papel da movimentação política do período eleitoral sobre a agitação da economia e sobre a difusão informacional, esta última caracterizada pela necessidade de que a mídia, cabos eleitorais, dentre outros, divulguem informações aos agentes votantes para que haja apoio a um determinado partido ou político. Assim, o aumento da demanda por benefícios assistenciais seria derivada do “choque informacional” e do “efeito demonstração” que seriam característicos deste período.¹³

¹² A partir deste ponto iremos nos referir à parcela do ciclo eleitoral que decorre tão somente da manipulação de instrumentos públicos por parte de agentes políticos inescrupulosos como o “efeito direto” do ciclo eleitoral.

¹³ O conceito de efeito demonstração aqui utilizado é o mesmo da Microeconomia Clássica, no qual um agente, ao ver que outra pessoa conseguiu alguma coisa, irá buscar tal benefício para si. Devido ao choque informacional, este efeito também seria majorado nos períodos eleitorais, no que se refere à demanda por benefícios assistenciais.

Nesse sentido, cabe questionar: será que o “ciclo eleitoral” a ser considerado deveria ser composto pelo “efeito total” decorrente do calendário eleitoral, isto é, o “efeito direto” mais o “efeito multiplicador”? É óbvio que a resposta para esta pergunta depende da questão a que se está tentando responder, principalmente quando a pesquisa em questão não considera o ciclo político como decorrente de “manipulações políticas intencionais de agentes públicos que visam se reeleger”, como será discutido mais adiante.

Ao modelar o comportamento do emprego a partir de modelos AR, isto é, com variáveis defasadas, não se está levando em conta o “efeito total”, mas tão somente o “efeito direto”. A título de exemplo, pressuponha uma tendência crescente de aumento no PIB a partir de Agosto, que poderia estar sendo, supostamente, induzida pelo interesse de reeleição de alguns políticos. Ao se avaliar uma regressão para esta variável em Setembro, levando-se em conta o nível desta variável no mês anterior, o comportamento de aumento no nível desta variável estará sendo subestimado devido a esta forma funcional (já que a regressão já terá considerado, em parte, o aumento ocorrido em Agosto, levando-se em conta somente o, aqui denominado, “efeito direto”). Em outras palavras, se o emprego apresenta uma dinâmica alinhada com os ciclos eleitorais, o uso de sua versão defasada como variável explicativa “roubaria” parte dos efeitos a serem captados pela binária eleitoral.

No caso estudado por Preusler e Portugal, estaria sendo desconsiderado o efeito multiplicador decorrente do calendário eleitoral, o que subestimaria o poder explicativo de sua binária eleitoral. Assim, cabe avaliar o ajustamento desta variável a uma regressão sem componentes auto-regressivos, somente com tendências determinísticas e com as binárias eleitoral e estacional (considerando o, aqui denominado, “efeito total”). O resultado encontrado que foi considerado o melhor ajustado dentre todos modelos estimados está sumarizado na tabela 6. Há de se ressaltar que um modelo que mostra um comportamento persistente, como o modelo em comento, tende a apresentar problemas relacionados a heterocedasticia e autocorrelação, sendo, portanto, necessário que os testes sejam feitos com base na estatística robusta Newey-West.¹⁴

A partir de uma série de regressões realizadas para esta série, pode-se confirmar que o modelo melhor ajustado foi o de tendências até a 1ª potência, entretanto, destaca-se que

¹⁴ Para maiores informações sobre a estimativa robusta de Newey-West, que será utilizada ao longo de todo este trabalho, vide apêndice B.

este resultado está sendo mostrado apenas para fins ilustrativos de comparação com o modelo AR anteriormente mostrado, sendo que outros modelos podem se mostrar significativos também.¹⁵ Porém, há de se ressaltar que, em todos os casos testados, o coeficiente da variável $Z(ele)$ se mostrou positivo e estatisticamente mais significativo do que no modelo 1.

Deixando de lado as questões relativas a qual tipo de modelagem é a mais bem ajustada aos dados, os resultados encontrados corroboram a explicação apresentada anteriormente: a inclusão de versões defasadas da variável dependente poderia estar “roubando” parte do efeito a ser captado pela binária eleitoral. A idéia básica seria a de que este “efeito roubado” seria a parcela da dinâmica eleitoral associada ao efeito multiplicador do impulso de gastos públicos iniciais, que seria derivado do “efeito demonstração” ligado à difusão de informação.

Tabela 6 - Modelo com “efeito total” ajustado com tendência determinística de 1º grau para a série “nível de emprego em primeira diferença” na indústria nacional de Janeiro de 1994 até

Dezembro de 2010

<i>Dependente: Modelo 2</i>	
<i>DEmprego(dE)</i>	
<i>Variáveis</i>	<i>Parâmetros (p)</i>
<i>Explicativas</i>	
<i>t</i>	0,0038(0,006)
<i>α</i>	-0,4972(0,000)
<i>Z(ele)</i>	0,2838(0,032)
<i>Z(nele)</i>	-0,0102(0,946)
<i>R² ajustado</i>	0,1334
<i>Schwartz</i>	1,9947
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,000
<i>n</i>	203

No caso, a variável t define uma tendência determinística de 1º grau, enquanto que α é o intercepto da regressão.

¹⁵ A escolha por este modelo foi feita com base no critério de Schwartz para uma série de modelos testados até a 4ª potência.

Portanto, uma análise baseada em modelos auto-regressivos seria restritiva a casos em que se estaria tentando encontrar evidências dos efeitos diretos e imediatos da manipulação eleitoral, excluindo uma parcela importante do ciclo eleitoral, caracterizada pelos impulsos dos efeitos multiplicador e demonstração decorrentes da difusão informacional característica do período eleitoral. Assim, propõe-se que a análise de ciclos eleitorais com “efeito total” seria a melhor forma de avaliação.

Portanto, optar-se-á neste trabalho por analisar a possibilidade da existência de ciclos eleitorais na dinâmica de concessão destes benefícios a partir de modelos sem componentes auto-regressivos. A opção por esta metodologia se torna especialmente importante no caso dos benefícios assistenciais, haja vista estes últimos não estarem diretamente sujeitos a discricionariedades de políticos que visam à reeleição.

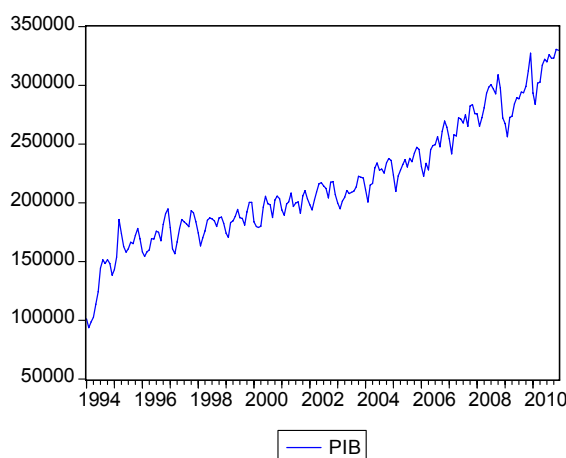
Entretanto, caso sejam encontrados indícios de ciclos eleitorais na concessão destes benefícios, levanta-se a questão de como isso seria possível. Ou seja, como seria possível a aproximação das eleições afetar o número de concessões de benefícios assistenciais?

Para fins de realização desta pesquisa há de se levar em conta outras variáveis, além das relacionadas com os benefícios governamentais, com o intuito de servir de variáveis de controle para a avaliação econométrica. Uma destas variáveis será o “nível de emprego”, anteriormente discutido, visto que espera-se que o mesmo esteja correlacionado com o número de concessões de benefícios, já que, quanto maior fosse o nível de emprego, menos pessoas estariam em condições de elegibilidade para receber a assistência.

Cabe levar em conta também o nível de renda da população, dado que quanto maior fosse a renda, menos pessoas estariam no patamar de rendimentos necessário para receber o benefício. Para fins de se atingir tal objetivo, analisar-se-á a série de Produto Interno Bruto brasileiro produzida pelo Banco Central do Brasil, deflacionada pelo índice IPCA.¹⁶ Esta série é mensal e é elaborada pelo Banco Central a partir dos dados de PIB trimestral (sendo que tal variável seria derivada de uma estimativa do PIB mensal, tendo como base o valor do PIB trimestral).

Uma análise estatística da variável em questão gera os resultados apresentados na tabela 7, bem como sua série de dados está ilustrada no gráfico 4.

¹⁶ A série em questão abrange o período de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2010, sendo que a mesma encontra-se no Apêndice “DADOS”. Para maiores informações da forma pela qual a série foi produzida, vide www.bcb.gov.br.



Fonte: IPEADATA

Gráfico 4 - Evolução PIB brasileiro de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2010

Tabela 7 - Estatísticas descritivas para a série PIB mensal de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2010

Média	21665
Mediana	20572
Máximo	33056
Mínimo	93739
Desvio Padrão	50705
Jarque-Bera (p)	0,09
Observações	204

Fonte: IPEADATA

O PIB brasileiro parece ter apresentado um choque no segundo semestre de 1994, seguindo-se com uma tendência de crescimento, mas com flutuações. Pode-se perceber uma queda em vários dos períodos de crise ou incerteza internacional, como na crise russa de 1998 e na crise financeira internacional em 2008. Porém, há de se ressaltar que o PIB apresenta flutuações mais atenuadas do que o nível de emprego (o que parece lógico já que o nível de emprego em estudo refere-se somente à indústria, que torna tal variável mais suscetível a choques).

A análise gráfica da série (gráfico 4) parece indicar a presença de uma tendência

determinística ou da presença de raiz unitária. A aplicação do teste Dickey-Fuller aumentado à série resultou na impossibilidade de rejeição da hipótese nula de raiz unitária a 10% de significância (isto se mostrou verdadeiro para as três estatísticas propostas).¹⁷ Os resultados para o modelo com intercepto e tendência podem ser inferidos a partir da análise da tabela 8.

Tabela 8 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para a série PIB brasileiro mensal de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2010

Teste Dickey-Fuller Aumentado		
(intercepto e tendência)		
Defasagens: 12 (Critério de Schwartz)	Estatística τ	p
τ calculado	-1,46	0,83
Valores Críticos do teste	1%	-4,00
	5%	-3,43
	10%	-3,14

Assim, ao se utilizar tal variável nas análises de regressão a serem avaliadas, a mesma será testada em sua primeira diferença, que se mostrou estacionária, como pode ser percebido através da tabela 9.

Além disso, foram testadas variáveis de controle como o índice médio das horas pagas na indústria paulista (tendo o ano de 2006 como base), bem como os valores de execução financeira para benefícios previdenciários (valores autorizados para gastos nestes benefícios e disponibilizados pela Secretária do Tesouro Nacional - STN).¹⁸ Entretanto, nenhuma destas variáveis mostrou efeito significativo nos modelos estimados neste estudo.

Além disso, o uso de variáveis de controle do lado da demanda se mostrou impossível, haja vista tais variáveis sociais (número de idosos, desigualdade de renda, nível de pobreza, dentre outras) não serem produzidas mensalmente. A opção por não utilizar variáveis “*proxy*” para tais indicadores sociais advém da opção pela cautela no uso de controles que possam gerar problemas econométricos quando não é possível determinar uma relação de causalidade direta entre as variáveis, como descrito por Angrist e Pischke (2008).

¹⁷ A aplicação do teste de Dickey-Fuller GLS também resultou na impossibilidade de rejeição da hipótese nula a 10%.

¹⁸ Tais dados estão disponibilizados no Apêndice “Dados” e foram produzidos pela CNI e STN, respectivamente.

Tabela 9 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para o PIB brasileiro mensal em diferenças de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2010

Teste Dickey-Fuller Aumentado		
(intercepto e tendência)		
Defasagens: 11 (Critério de Schwartz)	Estatística τ	<i>p</i>
τ calculado	-4,71	0,00
Valores Críticos do teste	1%	-4,00
	5%	-3,43
	10%	-3,14

Nos modelos destinados a explicar a evolução de benefícios do governo federal, nos quais foram incluídas como variáveis de controle o PIB e o nível de emprego, optou-se por utilizá-las com a defasagem de um período. A idéia central seria a de que a maioria dos fenômenos econômicos ocorre com uma certa defasagem quando seus instrumentos são manipulados. Assim, supondo-se uma relação de causalidade destes controles para os benefícios assistenciais, seus efeitos não serão sentidos contemporaneamente.¹⁹

Em todas as regressões realizadas neste trabalho serão utilizadas as estimativas de variâncias robustas para heterocedasticia e autocorrelação de Newey-West, dado que, conforme já explicado, as variáveis relacionadas a benefícios assistenciais tendem a mostrar um comportamento persistente ao longo do tempo, resultando, na grande maioria dos casos, em autocorrelação serial nos resíduos dos modelos analisados.

Cabe ainda destacar que as variáveis de controle serão utilizadas em suas primeiras diferenças nas regressões que envolverão os benefícios assistenciais, porém a variável “nível de emprego em primeira diferença” será utilizada sem defasagem, ao contrário do PIB que será utilizado com a defasagem de 1 período. Assim, estar-se-ia pressupondo que o emprego só teria a capacidade de afetar a dinâmica dos benefícios assistenciais a partir de suas variações do mês anterior para o atual, não havendo qualquer espécie de efeito retardado, ao contrário do PIB, que tende a apresentar os resultados de seus impulsos com uma certa defasagem

¹⁹ Neste sentido, estar-se-ia fazendo duas suposições: 1) não há endogeneidade no modelo; 2) o tempo de defasagem é de somente um período.

Dados em Painel

Para se atingir o objetivo 2 utilizar-se-á o método de análise de dados em painel. O modelo a ser testado pode ser expresso como se segue:

$$Y_{it} = \alpha + f_i + \phi_1 Z_{ele} + \phi_2 Z_{nele} + t_i + u_{it} \quad . \quad (3)$$

Sendo “ Y_{it} ” o número de concessões do benefício no período t (com $t = 1, 2, 3 \dots T$) na unidade seccional i (com $i = 1, 2, 3, \dots, N$) e “ f_i ” responsável por captar os efeitos individuais não observáveis, intrínsecos a cada estado e que permanecem constantes ao longo do tempo. Já t_i se refere à tendência determinística que se inicia em cada i e segue sua dinâmica até o fim da unidade seccional em análise.

A hipótese central a ser avaliada para fins de determinação da metodologia a ser utilizada para análise de dados em painel é a correlação existente entre o efeito individual não observado e a variável explicativa. Na maioria das aplicações, a principal razão para coletar dados em painel é levar em conta que esta correlação é significativa. (WOOLDRIDGE, 2006).

Caso esta correlação seja diferente de zero, deve-se eliminar o efeito fixo não observado (dado que a sua permanência afetará uma das hipóteses do Teorema de Gauss Markov, tornando o estimador MQO inconsistente), por meio do método dos Efeitos Fixos. Entretanto, se esta correlação for nula, deve-se utilizar o estimador de efeitos aleatórios.

Para fins de decisão quanto ao uso do estimador de efeitos fixos ou aleatórios a metodologia padrão é o uso do teste de Hausman (HAUSMAN, 1978). Este teste consiste em uma variação do teste de coeficientes de WALD, cuja estatística seguirá uma distribuição de qui-quadrado com $K - 1$ graus de liberdade (sendo k o número de parâmetros na regressão) e cuja hipótese nula é a de que o estimador de efeitos aleatórios é mais eficiente do que o de efeitos fixos.²⁰

Entretanto, no caso de uma equação como a (3), pode-se perceber que as variáveis explicativas são as mesmas para todas as unidades seccionais, dado que a binária eleitoral e estacional serão consideradas as mesmas para todos os estados e a tendência determinística será a mesma, visto que o número de períodos é o mesmo. Nesse sentido, não existe variabilidade “entre”, isto é, de uma unidade seccional para outra, inviabilizando a obtenção do estimador “entre”, dado por:

²⁰ Para maiores informações sobre o teste vide Hausman (1978).

$$\bar{Y}_i = \bar{X}_i \beta + erro . \quad (4)$$

Onde $\bar{Y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} = \text{média}$ e \bar{X}_i a matriz composta pelas variáveis explicativas da equação.

Para a equação (4), não há como calcular β , visto que todas as observações \bar{X}_i são iguais.

Sabendo que o estimador de efeitos aleatórios é uma combinação dos estimadores “entre” e “dentro” – que coincide com o estimador de efeitos fixos -, percebe-se que não há como diferenciar os resultados a serem obtidos a partir de cada um destes métodos.²¹ Assim, o teste de Hausman não permite verificar qual dos estimadores é o mais eficiente.

Portanto, a escolha da metodologia é irrelevante, já que ambos os métodos coincidem. No caso, durante o uso do programa econométrico EVIEWS, será requisitado ao sistema que aplique a metodologia de efeitos fixos, apesar de isso não influenciar nos resultados.

²¹ Para maiores informações sobre a forma pela qual o estimador de efeitos aleatórios é derivado da combinação dos estimadores “entre” e “dentro”, vide Johnston (2001).

2.4 O Benefício de Prestação Continuada

O surgimento do Benefício de Prestação Continuada (BPC) se deu com a Constituição Federal de 1988, incorporando progressivamente os beneficiários da Renda Mensal Vitalícia, que existia desde 1974. O BPC foi criado como um benefício individualizado, isto é, duas pessoas na mesma família podem receber essa transferência, desde que preencham os requisitos necessários, independentemente de qualquer contribuição prévia à Previdência.

Segundo o Ministério da Previdência Social, o Benefício de Prestação Continuada é um benefício integrante do sistema único de Assistência Social, pago pelo governo federal e operacionalizado pelo INSS, cujo objetivo é garantir aos idosos e às pessoas com deficiência condições mínimas para uma vida digna. Por outro lado, a regulação, a manutenção, o financiamento e o monitoramento do BPC é prerrogativa do Ministério do Desenvolvimento Social (MDS), por meio da Secretária Nacional de Assistência Social.

De acordo com informações obtidas no site do Ministério, duas classes de pessoas têm direito ao BPC, correspondente a um salário mínimo, que são:

- Idosos: que deverão comprovar que possuem 65 anos ou mais, que não recebem qualquer espécie de benefício previdenciário e que a sua renda mensal familiar *per capita* seja inferior a um quarto do salário mínimo vigente.
- Pessoa com deficiência: que deverá se submeter a uma avaliação da perícia médica do INSS, para comprovar sua deficiência, bem como deverá ter uma renda mensal familiar *per capita* inferior a um quarto do salário mínimo vigente.

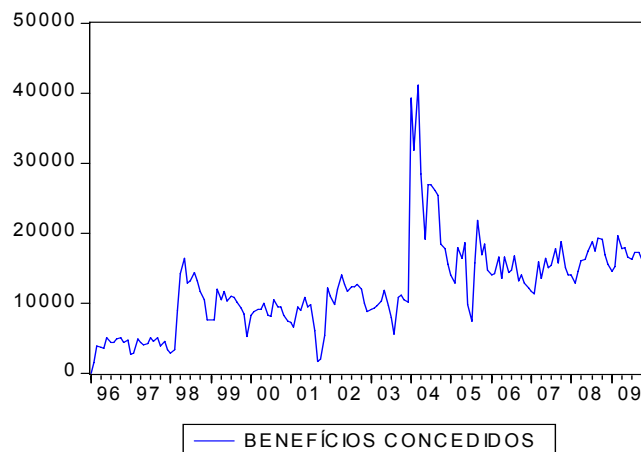
Para o cálculo da renda familiar é levado em conta o número de pessoas que vivem na mesma casa, sendo considerados o requerente, o cônjuge ou companheiro, os pais e os filhos e irmãos não emancipados sob qualquer condição, menores de 21 anos ou inválidos. Medeiros *et al.* (2009) discutem a questão das pessoas incluídas nesta definição, afirmando que, ao não levar em conta outros possíveis membros de uma família, o programa pode gerar distorções na função distributiva.

Segundo o Ministério da Previdência, este benefício é intransferível, não podendo ser herdado, e terá seus efeitos suspensos quando a situação que o originou não mais existir, como a recuperação de uma deficiência ou a morte do beneficiário.

2.4.1 Benefício de Prestação Continuada para idosos

2.4.1.1 Estatísticas descritivas da série temporal

A análise do BPC para idosos será feita a partir dos dados do número de concessões do benefício obtidos no site do Ministério da Previdência Social (www.previdencia.gov.br), sendo que estes dados correspondem ao período de Janeiro 1996 até Dezembro 2009.²² Estes dados estão representados no gráfico 5.



Fonte: IPEADATA

Gráfico 5 - Número de concessões de BPC para idosos no período de Janeiro de 1996 até Dezembro de 2009

A partir do gráfico 5, percebe-se que há uma tendência de aumento no número de benefícios concedidos pela Previdência, devendo, entretanto, serem destacados os meses de Maio de 1998 e Janeiro, Fevereiro e Março de 2004 como períodos com valores discrepantes no que se refere ao número de concessões. Cabe ainda ressaltar que o mês de Janeiro de 1996 apresenta um valor muito abaixo de qualquer outra observação da série (talvez por se tratar do primeiro mês de concessões), devendo, portanto, ser descartado ao serem realizadas as análises econométricas.

Espíndola (2007) destaca que no primeiro ano de concessão de BPC, os idosos representavam 14% do total de beneficiários, enquanto que os deficientes eram 86% do total. Entretanto, ao chegar em 2006, a relação BPC idosos e deficientes se aproxima da unidade. O autor ainda destaca os picos de aumento em 1998 e no final de 2003, que foram resultado da redução da idade mínima para receber o BPC (redução para 67 anos e 65 anos, respectivamente).

²² Estes dados constam no Apêndice “DADOS”.

Voltando à análise da série, cabe apresentar na tabela 10 as principais estatísticas descritivas para os dados.

Tabela 10 - Estatísticas descritivas para o número de concessões de BPC para idosos no período de Janeiro de 1996 até Dezembro de 2009

Média	12168,63
Mediana	11755
Máximo	41230
Mínimo	37
Desvio Padrão	6414,87
Jarque-Bera (P valor)	0,00
Soma	2044330
Observações	168

Fonte: IPEADATA

A partir dos dados da série, cabe avaliar qual será o período a ser utilizado para fins da elaboração da binária eleitoral, o que será feito pelo método das médias móveis. Os resultados para os índices (i_m) estão representados no gráfico 6.

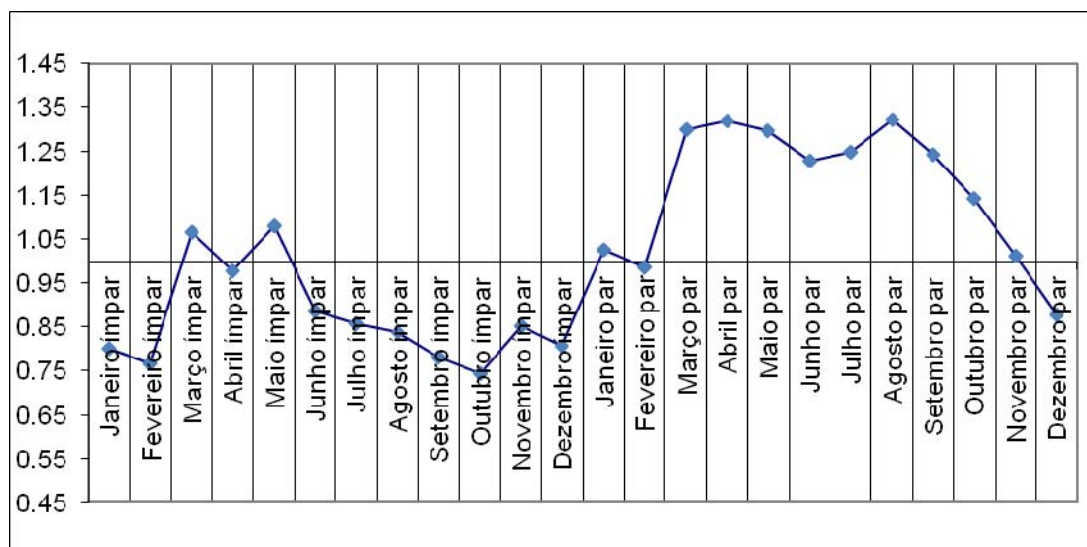


Gráfico 6 - Índices cíclicos de 24 meses para o BPC para idosos no período de Janeiro de 1996 até Dezembro de 2009

Assim, pode-se perceber que há uma variação cíclicos que se inicia em Março e vai até Outubro dos anos eleitorais (apesar do fato de Novembro se mostrar com valor próximo a

1, optou-se por não considerá-lo como período eleitoral). Neste sentido, será construída uma variável binária que assumirá valor igual a 1 no período de Março a Outubro dos anos pares.

2.4.1.2 Análise da série temporal

A análise de regressão da série de tempo associada ao número de concessões de benefícios de prestação continuada para idosos deve-se iniciar com o teste de raiz unitário descrito na seção metodológica.

A partir de uma análise de regressão aplicada à série, conclui-se que a variável “BPC idosos” apresenta resultados mais robustos quando esta última é avaliada em seu logaritmo neperiano. Assim, os resultados encontrados na aplicação do teste de Dickey-Fuller aumentado sobre a série de concessão de benefícios para idosos em logaritmo estão sumarizados na tabela 11.

TABELA 11 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para o logaritmo neperiano do BPC idosos no período de Fevereiro de 1996 até Dezembro de 2009

Teste Dickey-Fuller Aumentado		
(intercepto e tendência)		
Defasagens: 1 (Critério de Schwartz)	Estatística τ	<i>p</i>
τ calculado	-5,46	0,00
Valores Críticos do teste	1%	-4,01
	5%	-3,43
	10%	-3,14

A partir dos resultados disponibilizados na tabela 11, percebe-se que a série em questão se mostra estacionária em logaritmo.

Após a realização do teste anterior, cabe avaliar se a variável em questão apresenta um comportamento positivamente relacionado com a proximidade das eleições. Isto será realizado a partir de uma análise de regressão para o BPC para idosos, ajustando-se a mesma a partir do uso de tendências lineares e/ou exponenciais, além das variáveis de controle discutidas na seção anterior. Deve-se ressaltar que, devido ao fato de esta variável apresentar um comportamento persistente ao longo do tempo, regressões estimadas sem o componente auto-regressivo da variável dependente irão apresentar auto-correlação. Assim, os testes estatísticos serão realizados usando as estimativas de variâncias e covariâncias robustas de Newey-West,

cujos resultados encontrados para esta avaliação, sem a utilização das variáveis de controle, estão sumarizados na tabela 12.

Tabela 12 - Modelos sem controle para o logaritmo neperiano do BPC de idosos do período de Fevereiro de 1996 até Dezembro de 2009

Dependente: <i>Ln(BPC)</i>	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Variáveis Explicativas	Parâmetros (p)	Parâmetros (p)	Parâmetros (p)	Parâmetros (p)
<i>t</i>	0,0087(0,000)	0,0206(0,000)	0,0297(0,000)	0,0557(0,001)
<i>t</i> ²	.	-6,99E-05(0,000)	-0,0002(0,077)	-0,0008(0,048)
<i>t</i> ³	.	.	5,18E-07(0,236)	6,64E-06(0,088)
<i>t</i> ⁴	.	.	.	-1,80E-08(0,103)
<i>α</i>	8,3897(0,000)	8,0438(0,000)	7,9069(0,000)	7,6684(0,000)
<i>Z(ele)</i>	0,2968(0,018)	0,2977(0,013)	0,3152(0,007)	0,3170(0,004)
<i>Z(nele)</i>	0,0448(0,656)	0,0489(0,611)	0,0424(0,648)	0,0425(0,638)
<i>R</i> ² ajustado	0,5583	0,6199	0,6237	0,6482
<i>Schwartz</i>	1,0365	0,9110	0,9252	0,9190
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>n</i>	167	167	167	167

Portanto, pode-se perceber que a binária eleitoral mostra-se significativa a 5% em todos os modelos ajustados, indicando que o BPC apresenta um comportamento dinâmico alinhado com o calendário eleitoral.

A partir deste ponto cabe avaliar os resultados destas regressões controladas pelas variáveis propostas na seção metodológica.

A análise de regressão para este caso apontou para o fato de que a inclusão das tendências elevadas a segunda, terceira e quarta potência tornou todos os coeficientes relacionados com as variáveis de controle estatisticamente insignificantes. No caso, a regressão mais bem ajustada dentre as encontradas, de acordo com o critério de Schwartz, foi a representada pelo modelo 9.

O coeficiente da variável $\Delta(\text{PIB}(-1))$ não se mostrou estatisticamente significativo em nenhum dos modelos estimados, indicando que tal variável não apresenta uma correlação estatística significativa com o BPC para idosos. Por outro lado, o coeficiente da variável “nível de emprego em primeira diferença” (dE) se mostrou significativo a 10% no modelo 8, apesar do fato de não ser possível descartar a possibilidade de que tal variável não tenha influência no processo, haja vista a inclusão de tendências fazer com que a mesma perca significância estatística.

Portanto, conclui-se que o BPC para idosos apresenta aumentos no número de concessões conforme as eleições se aproximam, apesar do fato de o mesmo possuir características que impediriam tal comportamento, como o fato de se tratar de um direito constitucional protestativo. Nesse ponto, cabe realizar uma avaliação adicional da robustez dos resultados encontrados nesta seção por meio de uma análise de dados em painel.

Tabela 13 - Modelos com controle para o logaritmo neperiano do BPC de idosos do período de Fevereiro de 1996 até Dezembro de 2009

<i>Dependente:</i>	<i>Modelo 7</i>	<i>Modelo 8</i>	<i>Modelo 9</i>
<i>Ln(BPC)</i>			
<i>Variáveis</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>
<i>Explicativas</i>			
<i>t</i>	.	0,0082(0,000)	0,0198(0,000)
<i>t</i> ²	.	.	-6,63E-05(0,000)
<i>dE</i>	0,4019(0,008)	0,1302(0,099)	0,0552(0,502)
<i>α</i>	9,3341(0,000)	8,4976(0,000)	8,1075(0,000)
<i>Z(ele)</i>	0,1249(0,424)	0,2688(0,024)	0,2858(0,012)
<i>Z(nele)</i>	-0,1544(0,334)	-0,0300(0,803)	0,0170(0,892)
<i>R² ajustado</i>	0,1640	0,5686	0,6197
<i>Schwartz</i>	1,6747	1,0376	0,9359
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,000	0,000	0,000
<i>n</i>	166	166	166

2.4.1.3 Estatísticas descritivas dos Dados em Painel

A partir da base de dados “Matriz de Informação Social”, disponível no site do Ministério do Desenvolvimento Social, é possível analisar o comportamento do BPC idosos por estado. Porém, diferentemente da base de dados da Previdência Social, esta série se inicia em Janeiro de 2004, indo até Dezembro de 2009, e se refere ao número de pessoas que recebem o benefício e não o número de concessões.

Assim, para fins de atingimento dos objetivos propostos, trabalhar-se-á com a diferença do número de pessoas que recebem o benefício, que é uma *proxy* do número de concessões. A diferença entre esta variável criada e o número de concessões advém de 2 fatores.

- 1) O número de concessões refere-se tão somente aos novos benefícios concedidos, não levando em conta as pessoas que deixaram de receber o benefício. Segundo a lei 8742/1993, o benefício concedido a uma pessoa será cancelado quando forem superadas as condições que lhe deram origem, quando morrer o beneficiário, bem como quando forem constatadas irregularidades em sua concessão ou utilização.
- 2) Segundo o decreto 6.214/2007, caso sejam constatadas algumas das condições que gerariam o cancelamento do benefício, o mesmo será suspenso pelo prazo previsto para recurso perante a Junta de Recurso do Conselho de Recursos da Previdência Social, ou seja, até que sejam esgotadas as instâncias recursais, o benefício não será cancelado. Portanto, se houver deferimento do recurso interposto, o mesmo voltará a ser ativo sem ter gerado uma nova concessão.

Portanto, a natureza da base de dados do BPC impede a análise direta do número de concessões por estado da federação, sendo utilizada esta variável composta pela diferença entre o número de pessoas que recebem o benefício. Por simplicidade, chamar-se-á tal variável de “novos benefícios” ao invés de “benefícios concedidos”.

Cabe ressaltar que a análise da existência de ciclos eleitorais sobre esta variável pode acabar por captar efeitos não detectados a partir do número de concessões. Percebe-se que a proximidade das eleições facilitará o acesso da população às instâncias recursais citadas, haja vista a difusão informacional característica do período eleitoral. Assim, devido ao fato de o período eleitoral ser uma fase na qual a sociedade tem mais acesso a informações, isto se refletirá na maior quantidade de recursos interpostos pela população contra o cancelamento de seu benefício, o que gerará, por consequência, em um maior número de deferimento destes últimos.

Assim, espera-se um “efeito eleitoral” mais forte na variável “novos benefícios” do que no número de concessões.

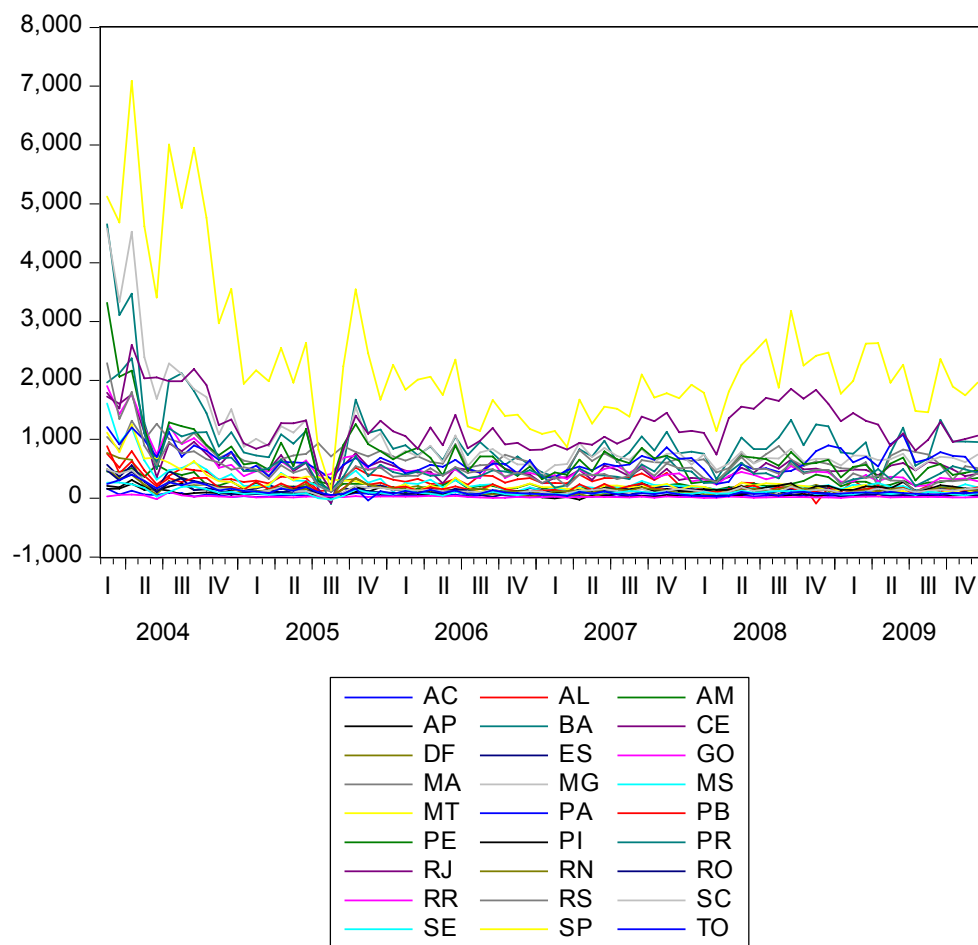
Antes da avaliação dos dados em painel cabe fazer uma análise descritiva de tal série, cujos resultados estão ilustrados na tabela 15 e no gráfico 7.

Tabela 15 - Estatísticas descritivas do BPC idosos por unidade da federação no período de Fevereiro de 2004 até Dezembro de 2009

UF	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Obs.
AC	45,50	43	162	15	23,32	70
AL	284,18	276	799	-92	146,97	70
AM	243,94	216	568	97	97,00	70
AP	67,94	63	243	-27	40,81	70
BA	1012,46	838	4656	-98	701,02	70
CE	546,22	484	1763	-85	301,58	70
DF	159,60	130	769	-13	136,58	70
ES	170,60	158	565	17	96,35	70
GO	521,22	426	1905	202	321,35	70
MA	684,78	657	1315	193	202,06	70
MG	1004,91	742	4581	145	798,15	70
MS	282,88	208	1609	106	239,47	70
MT	266,43	205	1255	43	214,91	70
PA	628,74	595	1209	238	202,79	70
PB	196,77	166	882	30	123,44	70
PE	720,33	637	3320	228	469,58	70
PI	150,01	141	311	29	49,49	70
PR	554,33	453	2378	143	401,19	70
RJ	1246,36	1190	2603	125	428,94	70
RN	153,84	139	493	27	74,82	70
RO	101,94	82	469	-1	85,78	70
RR	22,22	19	103	-18	15,57	70
RS	496,21	428	2294	110	329,42	70
SC	148,76	130	484	-38	82,17	70
SE	93,40	83	264	-23	49,66	70
SP	2335,81	1966	7092	139	1288,35	70
TO	110,38	90	399	-41	72,50	70

Fonte: IPEADATA

Segundo nota técnica do Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) (2010), no período de 2002 até 2009, a região que apresentou o maior crescimento neste benefício foi o Norte (aumento de 181%), em contraposição com o Nordeste, que apresentou o menor (158%). Por outro lado, a região que apresenta o maior número absoluto de beneficiários é o Sudeste, com 600.831 beneficiários em 2009. Além disso, a partir do gráfico 7, pode-se detectar o impacto da redução da idade necessária para receber o benefício no final de 1998 e 2003, gerando “picos” nos novos benefícios



Fonte: IPEADATA

Gráfico 7 - Evolução do BPC idosos por unidade da federação no período de Janeiro de 2004 até Dezembro de 2009

A partir deste ponto, cabe realizar a análise da série com base no método de análise de Dados em Painel, como proposto na seção metodológica. O período eleitoral a ser utilizado para

fins de confecção da variável binária será, por analogia, o mesmo utilizado na subseção anterior para o caso da série de tempo do BPC idosos.

2.4.1.4 Análise dos Dados em Painel

Com base nos dados analisados na subseção anterior, cabe avaliar o ajustamento dos mesmos aos modelos propostos de análise de ciclos eleitorais. Devido à dificuldade de se encontrar variáveis de controle para o Benefício de Prestação Continuada que sejam mensais e por estado da federação, optou-se por uma análise de dados em painel somente com base nas variáveis binárias eleitoral e estacional e tendência.

No caso, as regressões serão ajustadas tão somente com o uso de tendências determinísticas e com as binárias eleitorais e estacionais. Os resultados obtidos a partir desta análise estão sumarizados na tabela 16.

A partir dos resultados demonstrados na tabela supracitada, pode-se averiguar que o coeficiente da binária eleitoral mostrou-se positivo e estatisticamente significativo a 1% em todos os modelos estimados. Portanto, os resultados aqui obtidos corroboram os achados da seção anterior, indicando que o BPC para idosos possui uma dinâmica correlacionada com o calendário eleitoral.

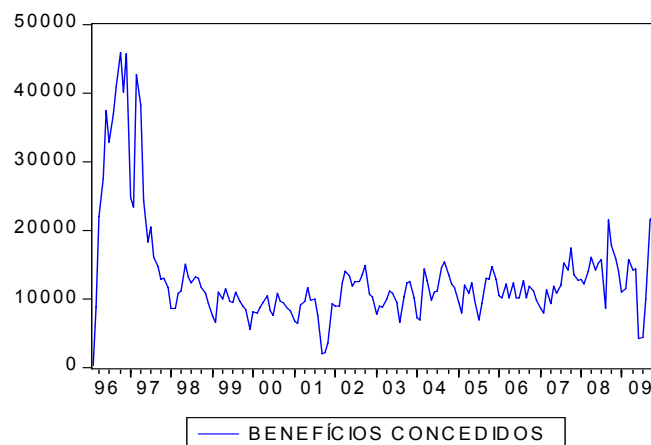
Tabela 16 - Painel de BPC para idosos para o período de Janeiro de 2004 até Dezembro de 2009

<i>Dependente:</i>	<i>Modelo 10</i>	<i>Modelo 11</i>
<i>BPC</i>		
<i>Variáveis</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>
<i>Explicativas</i>		
<i>t</i>	.	-5,4576(0,000)
<i>Z(ele)</i>	181,53(0,000)	116,04(0,000)
<i>Z(nele)</i>	-53,016(0,011)	-28,694(0,156)
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,000	0,000
<i>n</i>	1917	1917

2.4.2 Benefício de Prestação Continuada para deficientes

2.4.2.1 Estatísticas descritivas da série temporal

A partir da mesma fonte de dados utilizada para o BPC de idosos, foram obtidos dados do número de concessões de Benefícios de Prestação Continuada para deficientes (BPC deficientes). Os dados se referem ao período de Janeiro de 1996 até Dezembro de 2009, conforme sumarizado no gráfico 8.²³



Fonte: IPEADATA

Gráfico 8 - Número de concessões de BPC para deficientes no período de Fevereiro de 1996 até Dezembro de 2009

As estatísticas descritivas para a série em questão estão sumarizadas na tabela 17.

Os dados em estudo indicam claramente um comportamento descontínuo das observações referentes ao período de Janeiro de 1996 até Dezembro de 1997, sendo que há a necessidade de se levar em conta tal fato ao se realizar as regressões. Portanto, optou-se por realizar todas as análises estatísticas a partir de Janeiro de 1998, visando evitar problemas de quebra estrutural na estimação dos parâmetros.

²³ Tais observações encontram-se no apêndice “DADOS”.

Tabela 17 - Estatísticas descritivas para BPC para deficientes para o período de Fevereiro de 1996 até Dezembro de 2009

Média	13201,16
Mediana	11235
Máximo	45987
Mínimo	408
Desvio Padrão	7691,19
Jarque-Bera (P valor)	0,00
Soma	2204594
Observações	167

Fonte: IPEADATA

A análise dos dados a partir de Janeiro de 1998 indica uma tendência determinística de aumento no número de benefícios concedidos ao longo do tempo, o que leva à necessidade de se levar esta possibilidade em conta ao se realizar as regressões. Entretanto, a série mostra-se mais estável a partir de tal período, ressaltando a argumentação de Espíndola (2006), que indica que nos primeiros anos de concessão do benefício houve um maior enfoque no BPC deficientes.

Da mesma forma como foi realizado para o BPC de idosos, cabe avaliar qual será o período a ser utilizado como de “efeito eleitoral”, o que é feito a partir dos índices (i_m). Os resultados para esta análise estão representados no gráfico 9.

A partir do gráfico, percebe-se que há uma tendência cíclica de aumento no número de benefícios concedidos a partir de Março até Novembro dos anos eleitorais, apontando para o fato de que a variável binária eleitoral deve indicar tal período como de “influência do calendário eleitoral” sobre o número de concessões. Assim, a variável $Z(ele)$ apresentará valor igual a 1 no período de Março a Novembro dos anos pares e zero nos demais.²⁴

²⁴ O mesmo raciocínio da seção anterior pode ser aplicado para a binária estacional que apresentará valor igual a 1 no período de Março a Novembro de todos os anos.

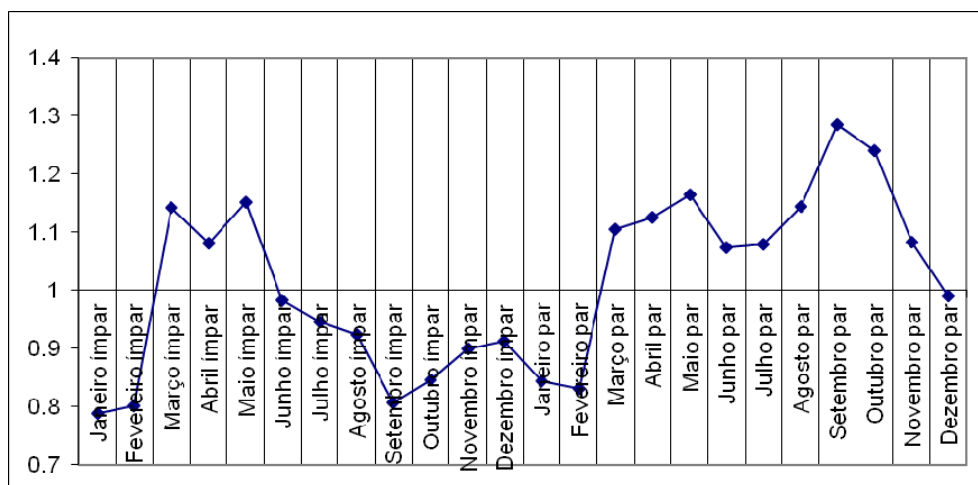


Gráfico 9 - Índices cíclicos de 24 meses para o BPC de deficientes para o período de Janeiro de 1996 até Dezembro de 2009

2.4.2.2 Análise da série temporal

Tendo como base os dados analisados na subseção anterior, há de se avaliar se a série “BPC para deficientes” é estacionária, pois, caso não seja, isso pode gerar estimativas espúrias nas regressões a serem avaliadas.

A aplicação do teste de Dickey-Fuller aumentado indicou que é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária a 1% de significância, conforme representado na tabela 18.

Tabela 18 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para BPC deficientes do período de Janeiro de 1998 até Dezembro de 2009

Teste Dickey-Fuller Aumentado		
(intercepto e tendência)		
Defasagens: 2 (Critério de Schwartz)	Estadística τ	p
τ calculado	-6,51	0,00
Valores Críticos do teste	1%	-4,02
	5%	-3,44
	10%	-3,14

A partir deste resultado, cabe avaliar se o BPC deficientes se comporta de maneira correlacionada com o calendário eleitoral. Da mesma forma como foi feito para o “BPC idosos”, primeiramente, serão feitas uma série de regressões baseadas tão somente em tendências determinísticas e variáveis binárias.

Há de se ressaltar que a variável dependente (BPC deficientes) será avaliada em seu logaritmo neperiano, da mesma forma como foi feito para o caso do BPC para idosos, já que os resultados atingidos desta forma mostram-se mais bem ajustados do que quando é feita a estimação da variável sem transformação. Além disso, tendências determinísticas de ordem maior que 2 mostraram-se estatisticamente insignificantes quando incluídas no modelo em estudo, optando-se pelas regressões apresentadas na tabela 19.

Tabela 19 - Modelo para BPC de deficientes sem controles para o período de Janeiro de 1998 até Dezembro de 2009

<i>Dependente:</i>	<i>Modelo 12</i>	<i>Modelo 13</i>
<i>Ln(BPC)</i>		
<i>Variáveis</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>
<i>Explicativas</i>		
<i>t</i>	0,0031(0,000)	-0,0047(0,224)
<i>t</i> ²	.	4,12E-05(0,071)
<i>α</i>	8,8351(0,000)	9,1393(0,000)
<i>Z(ele)</i>	0,2179(0,021)	0,2184 (0,017)
<i>Z(nele)</i>	0,0629(0,484)	0,0634(0,480)
<i>R²ajustado</i>	0,2259	0,2552
<i>Schwartz</i>	0,5794	0,5683
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,000	0,000
<i>n</i>	144	144

Assim, tendo como base os resultados demonstrados na tabela 19, pode-se verificar que a binária eleitoral mostrou-se positiva e estatisticamente significativa a 5% em todos os modelos, indicando que o BPC deficientes apresenta aumento no número de concessões em períodos eleitorais.

Seguidamente, há de se realizar uma análise de regressão levando-se em conta possíveis variáveis de controle. Estes resultados estão sumarizados na tabela 20.

As regressões avaliadas para confecção da tabela 20 indicam que as variáveis de controle utilizadas não se mostraram adequadas para explicar a dinâmica da evolução do BPC deficientes,

haja vista a inclusão das mesmas não ter se mostrado estatisticamente significativa em nenhum dos modelos ajustados. A idéia básica a partir desta análise reforça a percepção de que tais benefícios parecem ser bem explicados por tendências determinísticas, já que as mesmas mantiveram sua robustez estatística em todos os modelos testados.

Assim, verifica-se que o coeficiente da binária eleitoral se mostrou positivo e significativo a 5% em todos os modelos ajustados, mesmo com a introdução dos controles propostos, corroborando a idéia de que há um aumento no número de concessões em períodos eleitorais. Porém há de se realizar a análise adicional com dados em painel para avaliar se tais resultados são robustos quando são levadas em conta as concessões estaduais.

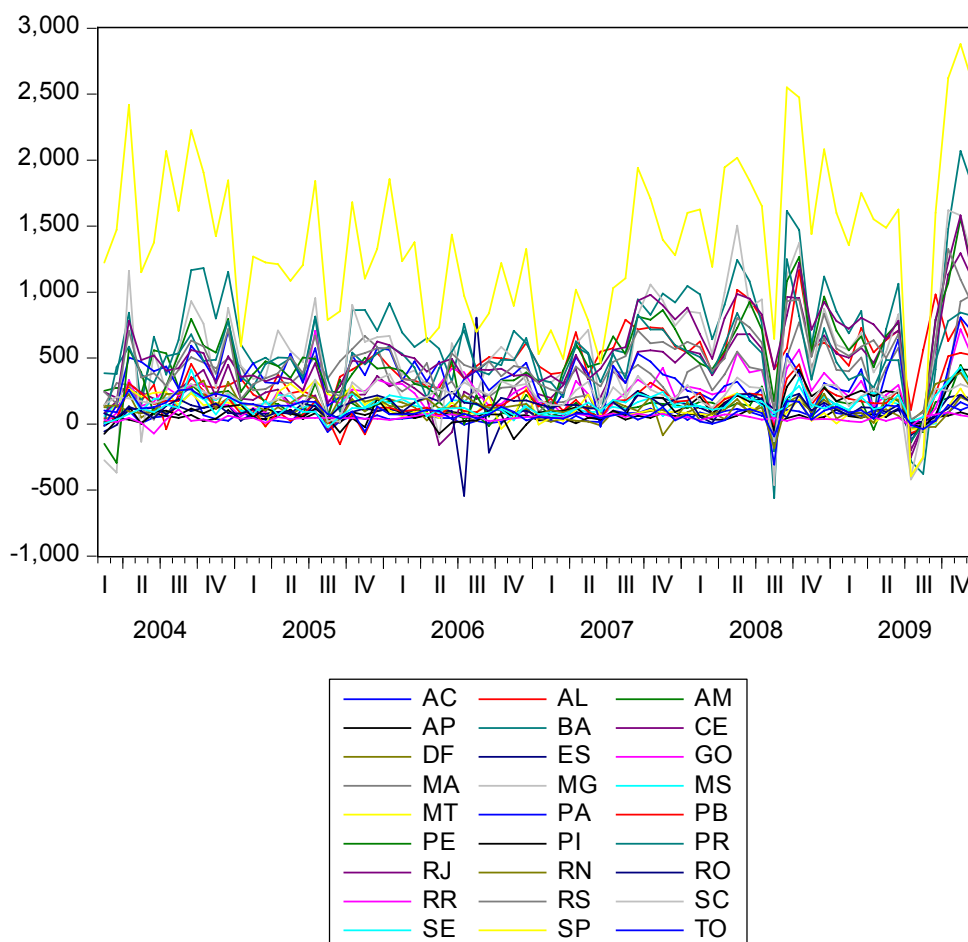
Tabela 20 - Modelos para o BPC de deficientes com controles para o período de Janeiro de 1998 até Dezembro de 2009

<i>Dependente:</i> <i>Ln(BPC)</i>	<i>Modelo 14</i>	<i>Modelo 15</i>	<i>Modelo 16</i>
<i>Variáveis</i> <i>Explicativas</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>
<i>t</i>	.	0,0033(0,000)	-0,0052(0,283)
<i>t</i> ²	.	.	4,38E-05(0,108)
$\Delta(PIB(-1))$	-8,63E-07(0,780)	-2,23E-06(0,363)	-2,14E-06(0,374)
<i>dE</i>	0,0454(0,550)	-0,0077(0,881)	0,0260(0,659)
α	9,1545(0,000)	8,7998(0,000)	9,1663(0,000)
<i>Z(ele)</i>	0,1746(0,068)	0,2208(0,015)	0,2150(0,013)
<i>Z(nele)</i>	0,0614(0,636)	0,0900(0,456)	0,0613(0,620)
<i>R</i> ² <i>ajustado</i>	0,0762	0,2163	0,2447
<i>Schwartz</i>	0,7944	0,6575	0,6481
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,000	0,000	0,000
<i>n</i>	142	142	142

2.4.2.3 Estatísticas descritivas dos Dados em Painel

Para fins de ser realizada uma análise que leve em conta os aspectos regionais da concessão do benefício em questão, cabe avaliar preliminarmente os dados a serem utilizados. Os dados para este estudo, bem como os utilizados no caso do BPC idosos, derivam da base de dados do MDS - Matriz de Informação Social -, abrangendo o mesmo período de Janeiro de 2004 até Dezembro de 2009.

As mesmas considerações a respeito da base de dados referente ao BPC idosos podem ser repetidas aqui, sendo que será utilizada a mesma terminologia usada naquela seção para a diferença entre o número de pessoas que recebem o benefício de um período para outro: “novos benefícios”. As estatísticas descritivas para esta série, bem como sua representação gráfica estão na tabela 21 e no gráfico 10.



Fonte: IPEADATA

Gráfico 10 - Evolução do BPC deficientes por unidade da federação no período de Janeiro de 2004 até Dezembro de 2009

Tabela 21 - Estatísticas descritivas para BPC deficientes por unidade da federação no período de Fevereiro de 2004 até Dezembro de 2009

ESTADO	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Obs,
AC	64,23	62	281	-60	51,94	70
AL	470,50	447	1166	-39	237,30	70
AM	164,88	158	558	-60	114,25	70
AP	58,70	59	117	-12	30,13	70
BA	677,91	650	2070	-561	456,97	70
CE	362,07	289	1295	-251	290,70	70
DF	98,01	99	240	-33	63,99	70
ES	101,00	98	807	-543	138,02	70
GO	249,69	245	718	-18	148,69	70
MA	352,14	345	982	-53	193,97	70
MG	562,04	559	1620	-461	441,80	70
MS	149,45	146	395	-18	75,03	70
MT	122,50	103	333	-43	92,00	70
PA	336,64	337	808	-308	198,00	70
PB	163,71	158	540	-154	128,65	70
PE	501,45	476	1557	-295	326,10	70
PI	114,74	92	412	-115	110,20	70
PR	486,39	486	1249	-207	235,30	70
RJ	567,80	499	1582	-197	300,09	70
RN	144,08	139	387	-181	91,42	70
RO	133,63	135	243	8	57,16	70
RR	45,64	47	111	-72	25,21	70
RS	497,04	497	1327	35	232,63	70
SC	217,28	231	497	-401	119,54	70
SE	142,91	123	433	-25	82,78	70
SP	1380,94	1375	2880	-394	623,16	70
TO	96,22	94	262	-93	68,81	70

Fonte: IPEADATA

Segundo o MDS (2010), no período de 2002 a 2009, a região que apresentou o maior crescimento no número de beneficiários foi o Sul, com aumento de 107%, seguida da região Norte com elevação de 77%. Já a região que apresentou menor índice de crescimento foi a Nordeste, com incremento de 55%.

As mesmas considerações realizadas para o BPC idosos servem para o presente caso do BPC deficientes, como a reutilização do período de influência eleitoral usado para o caso da série temporal no caso dos dados em painel.

2.4.2.4 Análise dos Dados em Painel

Da mesma forma como foi realizada a análise de dados em painel para o BPC de idosos, esta subseção realizará uma análise dos dados em painel para o BPC de deficientes. Os resultados obtidos estão sumarizados na tabela 22.

A análise dos dados em painel não indica nenhum resultado absolutamente conclusivo no que se refere ao ajustamento desta série à teoria dos ciclos eleitorais, dado que um modelo mostrou a binária eleitoral significativa a 1%, enquanto outro apresentou tal variável como não estatisticamente significativa a 30%.

Entretanto, pode-se conjecturar que o modelo 18 representaria melhor a dinâmica dos dados, visto que a inclusão da tendência determinística em modelos de BPC deficientes, para o período após 1998, está alinhada com as análises realizadas na seção anterior, bem como com a avaliação feita por Espíndola (2007) – que afirma que, após 1998, a série seguiu uma tendência estável de crescimento no número de concessões.

Portanto, a partir das análises realizadas na subseção anterior e do modelo 18, pode-se inferir que o BPC deficientes possui uma dinâmica caracterizada pelo aumento no número de concessões no “período de influência eleitoral”

Tabela 22 - Painel de BPC para deficientes para o período de Janeiro de 2004 até Dezembro de 2009

<i>Dependente:</i>	<i>Modelo 17</i>	<i>Modelo 18</i>
<i>BPC</i>		
<i>Variáveis</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>
<i>Explicativas</i>		
<i>t</i>	.	2,2633(0,000)
<i>Z(ele)</i>	12,037(0,322)	39,197(0,001)
<i>Z(nele)</i>	-20,951(0,130)	-34,531(0,011)
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,000	0,000
<i>n</i>	1917	1917

2.4.3 Discussão dos Resultados

A partir dos resultados encontrados pode-se inferir que o calendário eleitoral realmente tem influencia sobre o número de concessões de BPC. Porém, levanta-se novamente o questionamento: como isso seria possível, já que este seria um direito protestativo. Apesar do fato de muitos estudos terem avaliado se os gastos da Previdência seguem a teoria dos ciclos eleitorais, como Lovatti (2006), tal literatura não adentrou na explicação do porquê isso poderia ocorrer.

Pode-se conjecturar duas possíveis explicações.

A primeira seria a explicação tradicional da teoria dos ciclos eleitorais, qual seja o fato de os políticos facilitarem o acesso a tais benefícios com vistas à eleição. Segundo Fernandez e Santos (2007), haveria espaço para seletividade na concessão de benefícios, já que, além dos critérios objetivos previstos em lei, haveria outros que afetariam a aquisição do benefício.

De acordo com os autores, a falta de conhecimento por parte de alguns idosos dificulta o acesso dos mesmos aos procedimentos burocráticos necessários para aquisição do benefício, como a obtenção de certos documentos, por exemplo. Além disso a definição de “incapacitação para o trabalho” abriria espaço para a discricionariedade durante a perícia do INSS, o que poderia ser flexibilizado em épocas eleitorais.

Porém, existe uma segunda explicação para o fenômeno, que residiria na difusão informacional, destacada por Soares e Rennó (2006). Durante o período eleitoral, haveria um “choque” de informações na sociedade, derivada do trabalho da mídia, da interação entre as pessoas, dos cabos eleitorais, dentre outros. Este “choque” poderia resultar em um efeito cascata de aumento do conhecimento de “direitos” por parte do cidadão, já que, quanto mais agentes conhecerem um direito, mais essa informação será passível de se propagar (“efeito multiplicador”). Ou seja, com base nas idéias de Fernandez e Santos (2007), as mesmas razões que permitiriam uma manipulação eleitoral destes instrumentos, também serviria de base para a explicação de que o ciclo eleitoral seria um “choque informacional”.

Não há como saber qual o efeito predominante e nem saber se o resultado que encontramos é derivado de uma conjunção de ambas explicações. Entretanto, como destacado anteriormente, a segunda explicação parece mais plausível. Isso decorre do fato de que há fortes amarras legais que impediriam o uso do BPC do ponto de vista político, tornando sua manipulação muito difícil. Portanto, em uma situação em que a manipulação do instrumento é

muito difícil, a solução ótima, do ponto de vista dos agentes políticos, seria “ensinar as pessoas a respeito das brechas legais”.

Assim, um político, dadas as pressuposições de Fernandez e Santos (2007) sobre a falta de informação de agentes economicamente menos favorecidos sobre seus direitos, poderia angariar votos trabalhando tão somente na difusão de informações para estas pessoas. Além disso, soma-se o fato de que o incremento da atuação da mídia nos períodos eleitorais levará mais pessoas a conhecerem seus direitos, o que acarretará na “multiplicação” do conhecimento. É claro que nem todas as informações difundidas no período eleitoral são úteis para a população, mas este tipo de informação tende a ser muito requisitada pelas pessoas.

Esta explicação se coaduna com a análise de Cechin e Giambiagi (2004), que destacam o papel do aumento de informação na economia como propulsor do incremento na concessão de benefícios previdenciários.

2.5 O Auxílio Doença

O benefício previdenciário “Auxílio Doença” tem seu funcionamento disciplinado pela lei 8213/1991 e é operacionalizado pelo Ministério da Previdência Social, sendo o mesmo uma das contraprestações componentes do Regime Geral de Previdência Social (RGPS).

O Auxílio Doença será devido ao segurado do RGPS que, cumpridas as carências exigidas por lei, ficar incapacitado para suas atividades laborais por mais de 15 dias.²⁵ A lei 8213 dispõe que não será devido Auxílio Doença ao segurado que, na data de seu ingresso no RGPS, já for portador da condição invocada como causa para a concessão do benefício.

O valor do benefício consiste em uma renda mensal de 91% do salário benefício, que no caso em questão, equivale à média aritmética dos maiores salários de contribuição correspondentes a oitenta por cento de todo o período contributivo.

No caso, há de se ressaltar que o sistema DATAPREV e a Matriz de Informação Social não disponibilizam dados de concessão de Auxílio Doença em nível estadual, sendo que tal benefício só será avaliado com base na série de tempo para o Brasil como um todo.

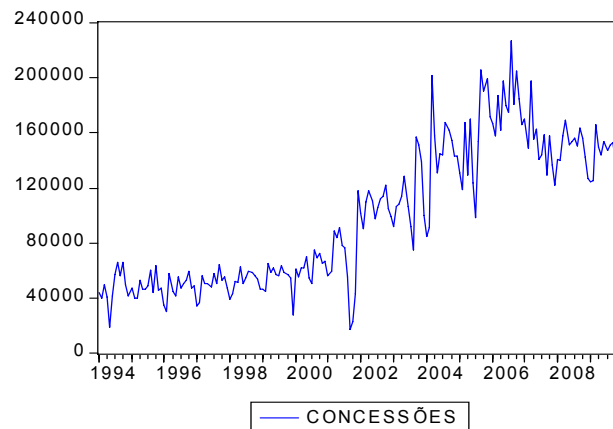
2.5.1 Estatísticas descritivas da série de tempo

Os dados para esta análise foram obtidos no site da Previdência Social, a partir do sistema DATAPREV, sendo que optou-se por realizar a análise a partir de Janeiro de 1994.²⁶ Uma representação gráfica destes dados está no gráfico 11.

Pode-se perceber, a partir do gráfico 11, que há períodos que apresentam número de concessões bem menor do que outros, tal como o final de ano de 2001. Além disso, a série parece crescer mais depressa a partir de 1998-1999.

²⁵ A lei 8213 dispõe que os 15 primeiros dias de afastamento do empregado deverão ser ônus do empregador.

²⁶ Esta série de dados está representada no apêndice “DADOS”.



Fonte: IPEADATA

Gráfico 11 - Número de concessões de Auxílio Doença de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2009

Segundo Cechin e Giambiagi (2004), o Auxílio Doença apresenta uma tendência de aumento no número de suas concessões, principalmente a partir do biênio 1998-1999, o que pode ser explicado por 4 motivos: (1) critérios mais rígidos para aposentadorias a partir de 1998, o que leva as pessoas a buscarem outros tipos de benefícios; (2) conjuntura econômica adversa; (3) modernização da previdência, facilitando a comprovação de um direito; (4) capacidade pericial do INSS.

A partir do gráfico 11, pode-se conjecturar que tal série apresenta uma tendência determinística ou possui raiz unitária, o que há de ser avaliado na seção de análise de regressão. A partir dos dados analisados pode-se obter uma série de estatísticas descritivas da série, que estão representadas na tabela 23.

A partir desta série de dados, cabe avaliar qual será o período a ser considerado como de “influência eleitoral”, para determinação das variáveis binárias eleitoral e estacional. A determinação dos índices (i_m) da série está representado no gráfico 12.

Tabela 23 - Estatísticas descritivas para o número de concessões de Auxílio Doença de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2009

Média	98770,65
Mediana	89336
Máximo	22651
Mínimo	17777
Desvio Padrão	50995,11
Jarque-Bera (P valor)	0,00
Soma	18963
Observações	192

Fonte: IPEADATA

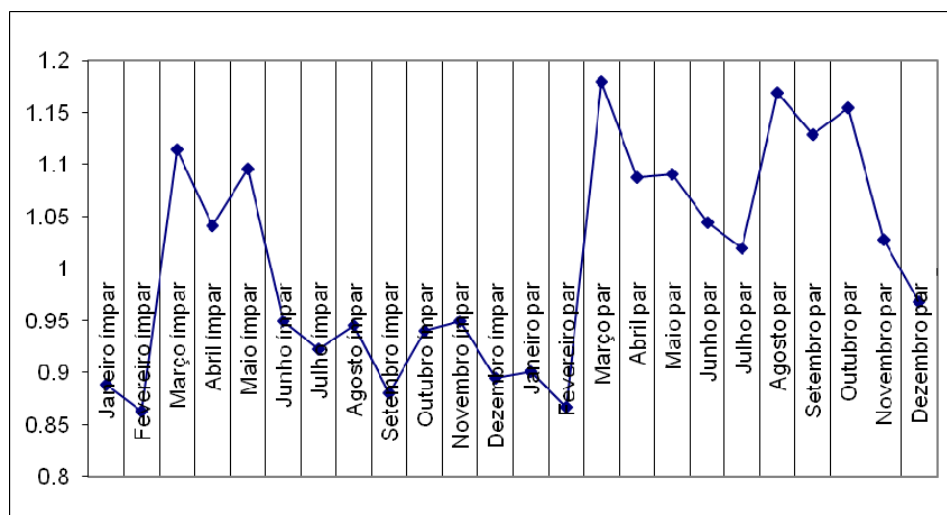


Gráfico 12 - Índices de variação cíclica de 24 meses para o Auxílio Doença de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2009

A partir da análise do gráfico 12, pode-se perceber que há uma tendência de aumento no número de concessões de Auxílio Doença a partir de Março até Novembro dos anos eleitorais, período que será utilizado para elaboração das variáveis binárias eleitoral e estacional.

2.5.2 Análise da série de tempo

Assim como realizado para os casos anteriores, cabe avaliar se a série em estudo é estacionária. A partir da aplicação do teste de Dickey-Fuller aumentado concluiu-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária a 15% de significância. Entretanto, quando o teste é

aplicado à variável em seu logaritmo natural, os resultados indicam que a mesma se mostra estacionária, como indicado na tabela 24.

Tabela 24 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para o logaritmo neperiano do número de concessões de Auxílio Doença do período de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2009

Teste Dickey-Fuller Aumentado		
(intercepto e tendência)		
Defasagens: 0 (Critério de Schwartz)	Estatística τ	p
τ calculado	-6,51	0,00
Valores Críticos do teste	1%	-4,00
	5%	-3,43
	10%	-3,14

Tais resultados são indicativos para a análise de regressão ser realizada com a variável Auxílio Doença (AD) em seu logaritmo neperiano. Bem como realizado na seção anterior, primeiramente, há de se avaliar regressões sem variáveis de controle, somente com tendências determinísticas. Os resultados desta análise estão na tabela 25.

Os testes econométricos indicam que as tendências de potência superior a dois não se mostram significativas a 10%, tornando todos os outros coeficientes das tendências estatisticamente insignificantes também. Neste caso, na tabela 25, só estão indicados os resultados encontrados com o uso de tendências até a terceira potência.

A partir dos critérios de Schwartz e do R^2 ajustado percebe-se que o modelo mais bem ajustado é o (21). Tal modelo indica que a binária eleitoral não se mostrou estatisticamente significativa a 15%, ressaltando um possível resultado de que o Auxílio Doença não é influenciado pelo calendário eleitoral.

Tabela 25 - Modelos para o Auxílio Doença sem controles do período de Janeiro de 1994 até
Dezembro de 2009

<i>Dependente:</i> <i>Ln(AD)</i>	<i>Modelo 19</i>	<i>Modelo 20</i>	<i>Modelo 21</i>
<i>Variáveis</i> <i>Explicativas</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>
<i>t</i>	0,0087(0,000)	0,0094(0,000)	-0,0144(0,002)
<i>t</i> ²	.	-3,62E-06(0,769)	0,0003(0,000)
<i>t</i> ³	.	.	-1,07E-06(0,000)
<i>α</i>	10,402(0,000)	10,379(0,000)	10,765(0,000)
<i>Z(ele)</i>	0,1276(0,090)	0,1276(0,091)	0,0811(0,186)
<i>Z(nele)</i>	0,0799(0,294)	0,0798(0,295)	0,1109(0,101)
<i>R</i> ² <i>ajustado</i>	0,7619	0,7609	0,8253
<i>Schwartz</i>	0,3287	0,3548	0,0632
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,000	0,000	0,000
<i>n</i>	192	192	192

Para testar a robustez destes resultados, cabe avaliar tal regressão levando em conta algumas variáveis de controle. Os resultados encontrados estão sumarizados na tabela 26.

A partir dos resultados expressos na tabela 26, chega-se a conclusões semelhantes às obtidas para o BPC deficientes, de que a dinâmica do benefício assistencial em estudo parece ser melhor representada pelo uso de tendências determinísticas, dado que a inclusão das mesmas tende a diminuir a significância estatística das variáveis de controle. Entretanto, cabe destacar que, sob o modelo 24 (o melhor ajustado, segundo os critérios definidos), o coeficiente da variável $\Delta(PIB(-1))$ aumenta sua significância estatística, ao contrário do coeficiente da variável dE .

Os resultados encontrados pela análise da tabela 26 não permitem inferir nenhuma conclusão a respeito da dinâmica do Auxílio Doença estar correlacionada com o calendário eleitoral. Apesar de o coeficiente da binária eleitoral mostrar-se estatisticamente significativa a

16% em todos os modelos estimados na tabela 26, este resultado não se mostra efetivamente robusto para fins de uma conclusão mais forte

Tabela 26 - Modelos para o Auxílio Doença com controles do período de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2009

<i>Dependente:</i> <i>Ln(AD)</i>	<i>Modelo 22</i>	<i>Modelo 23</i>	<i>Modelo 24</i>
<i>Variáveis</i> <i>Explicativas</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>
<i>t</i>	0,0085(0,000)	0,0093(0,000)	-0,0151(0,005)
<i>t</i> ²	.	-4,17E-06(0,743)	0,0003(0,000)
<i>t</i> ³	.	.	-1,08E-06(0,000)
$\Delta(PIB(-1))$	-8,95E-07(0,653)	-7,91E-07(0,681)	-1,52E-06(0,336)
<i>dE</i>	0,0709(0,094)	0,0687(0,123)	0,0097(0,773)
α	10,440(0,000)	10,411(0,000)	10,790(0,000)
<i>Z(ele)</i>	0,1098(0,115)	0,1104(0,111)	0,0783(0,158)
<i>Z(nele)</i>	0,0656(0,473)	0,0668(0,475)	0,1124(0,193)
<i>R</i> ² <i>ajustado</i>	0,7633	0,7624	0,8214
<i>Schwartz</i>	0,3619	0,3878	0,1245
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,000	0,000	0,000
<i>n</i>	190	190	190

2.5.3 Discussão dos resultados

Os resultados encontrados neste capítulo parecem apontar no sentido de que o Auxílio Doença não é influenciado pelo calendário eleitoral. Isto deriva do fato de que, baseado nos critérios de ajuste analisados, o modelo 21 indica um modelo “mais bem ajustado” do que os demais. Este resultado se coaduna com a lógica de um direito protestativo, cuja manipulação

eleitoral é muito difícil, além do fato de o Auxílio Doença ser mais conhecido pelo público do que o benefício de prestação continuada.²⁷

Todavia, há de se ressaltar que nos 6 modelos estimados, 4 indicaram um coeficiente de binária eleitoral positivo e significativo a 12%, o que levanta a questão da necessidade de avaliações posteriores sobre o tema. Assim, cabem análises futuras com vistas a dar uma resposta mais robusta com relação à dinâmica do Auxílio Doença e sua correlação com o ciclo eleitoral.

Com efeito, os resultados deste capítulo indicam que não há ciclos eleitorais na concessão de Auxílio Doença, o que pode ser explicado pelo maior conhecimento do público sobre os requisitos deste benefício, isso é, a maioria das pessoas que têm direito a este benefício sabem a respeito. Além disso, no caso das pessoas que não sabem a respeito do Auxílio Doença, os difusores de informação do ciclo eleitoral poderiam acreditar que as pessoas acabariam por não associar esta informação como um privilégio concedido por um determinado político, o que não geraria efeitos eleitorais e, por consequência, não geraria estímulo para que os cabos eleitorais a divulgassem (ou seja, as pessoas atribuiriam as vantagens de obter tal benefício somente à Previdência e não a qualquer agente político ou difusor de informação).

Porém, esta explicação anterior é tão somente uma conjectura, haja vista a maior parte dos resultados ter indicado que o benefício em questão está sujeito a flutuações decorrentes do calendário eleitoral. Assim, os resultados encontrados impedem qualquer conclusão definitiva, abrindo espaço para estudos posteriores sobre o tema.

²⁷ É claro que isto é uma suposição, entretanto, tem fundamento lógico afirmar que mais pessoas conheçam o Auxílio Doença do que o BPC, visto que o universo de pessoas que podem ser atendidas pelo primeiro é muito maior – todos os empregados que contribuam para a Previdência.

2.6 O Programa Bolsa Família

Segundo Sátyro e Soares (2009), o programa Bolsa Família (PBF) surgiu em 2004, a partir da Lei 10.836, com a agregação de 4 programas: Bolsa Escola, Cartão Alimentação, Bolsa Alimentação e Auxílio Gás. Este benefício fornece uma remuneração às famílias sob condições de extrema pobreza e pobreza, que são os detentores de uma renda *per capita* (somatório de todos os rendimentos dos moradores da casa dividido pelo número total de pessoas que vivem na mesma) de, respectivamente, 60 reais e de 60,01 reais até 120 reais.

O PBF possui três tipos diferentes de benefícios: o Variável, o Básico e o Variável Vinculado ao Adolescente (VVA). De acordo com a lei 10.836, constituem benefícios financeiros:

- benefício básico: destinado a famílias sob extrema pobreza;
- benefício variável: destinado a famílias sob pobreza ou extrema pobreza que possuam crianças, gestantes ou adolescentes de até 15 anos, sendo pago até o limite de 3 benefícios por família;
- benefício variável vinculado ao adolescente: destinado a famílias sob pobreza ou extrema pobreza que possuam adolescentes com idade entre 16 e 17 anos, sendo pago até o limite de 2 benefícios por família.

As famílias com renda inferior à linha de pobreza extrema têm o direito de receber o benefício básico mais o benefício variável a que façam jus. Já as famílias com renda situada entre as condições de pobreza extrema e pobreza poderão receber somente o benefício variável.

Entretanto, podem ser criados condicionantes do recebimento destes benefícios, sendo alguns determinados no próprio corpo da lei. Segundo a lei 10.836:

Art. 3º A concessão dos benefícios dependerá do cumprimento, no que couber, de condicionalidades relativas ao exame pré-natal, ao acompanhamento nutricional, ao acompanhamento de saúde, à frequência escolar de 85% (oitenta e cinco por cento) em estabelecimento de ensino regular, sem prejuízo de outras previstas em regulamento.

Além disso, o recebimento do Bolsa Família não é um direito protestativo, isto é, não bastaria que uma pessoa preenchesse os requisitos necessários para que o Bolsa Família fosse dado a ela. Segundo a legislação própria, a concessão do benefício está intrinsecamente ligada à disponibilidade orçamentária para a mesma, ou seja, deve haver dotação suficiente para pagar o benefício.

2.6.1 Estatísticas descritivas da série de tempo

Os dados sobre o programa Bolsa Família (PBF) estão disponibilizados pelo Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) na Matriz de Informação Social.²⁸ Esta série abrange observações que vão de Janeiro de 2004 até Novembro de 2010.

O Ministério disponibiliza informações a respeito do número de famílias beneficiadas pelo PBF e não o número mensal de novas concessões. Assim, será utilizada uma *proxy* do número de concessões que é a diferença entre o número de famílias beneficiadas em um mês e no mês anterior. Chama-se a esta variável criada de *proxy* pelo fato de que não há só pessoas que começam a receber o benefício, mas também há os que deixam de obtê-lo, gerando, portanto, uma subestimação do número real de concessões.²⁹ Porém, deste ponto em diante, por simplicidade, nos referiremos a esta variável diferença para o PBF como “novos benefícios”.

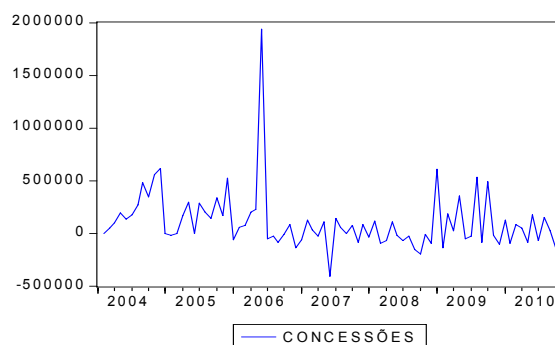
A partir dos dados supracitados pode-se fazer uma análise gráfica de sua dinâmica, bem como uma avaliação de suas estatísticas descritivas mais básicas, o que é realizado, respectivamente, no gráfico 13 e na tabela 27.

A partir do gráfico 13, pode-se perceber a evolução no número de benefícios em atividade de 2004 até 2006, o que, segundo Rodrigues (2009), foi parte de uma estratégia do governo federal para ampliar o número de concessões – desde a criação do benefício - de forma a atingir a meta de 11 milhões de famílias assistidas até 2006. Seguidamente a este pico, a autora afirma que, no início de 2007, já houve um recuo neste número.

Entretanto, o acumulado destes anos (desde de 2004 até 2010), o MDS (2010) mostrou que houve uma tendência de crescimento no número de benefícios em atividade, sendo que o ano de 2009 apresentou um aumento real de 88,1% no número de famílias atendidas com relação a 2004.

²⁸ www.mds.gov.br.

²⁹ Para maiores informações sobre a diferença entre esta variável criada e o número de concessões deste benefício, vide seção 2.4.1.3, haja vista a fonte de dados utilizada neste capítulo ser a mesma usada na análise de dados em painel da seção 2.4.1.3.



Fonte: IPEADATA

Gráfico 13 - Número de concessões de PBF no período de Fevereiro de 2004 até Novembro de 2010

Tabela 27 - Estatísticas descritivas para o PBF do período de Fevereiro de 2004 até Novembro de 2010

Média	11057
Mediana	52653
Máximo	19376
Mínimo	-40581
Desvio Padrão	28131
Jarque-Bera (P valor)	0,00
Soma	90667
Observações	82

Fonte: IPEADATA

O MDS (2010) destaca que desde a implementação do PBF houve um crescimento contínuo nos valores repassados para o programa, sendo esta tendência resultante de dois fatores: aumento no número de concessões e reajustamento nos valores do benefício.

O primeiro reajuste foi de 18,25% e foi definido com base no índice Nacional de Preços ao Consumidor entre Outubro de 2003 e Maio de 2007. Em junho de 2008 foi realizada nova recomposição no valor do benefício, sendo que esta foi da ordem de 10% (6% para recompor a perda inflacionária e 4% de ganho real). Devido a estes reajustes os benefícios passaram de R\$ 50,00 (benefício básico) e R\$ 15,00 (benefício variável) em 2004 para R\$ 68,00 e R\$ 22,00, respectivamente, em 2009.

Assim, cabe agora avaliar a dinâmica dos índices cíclicos de 24 meses do PBF com vistas a obter os períodos de “influência eleitoral” e, com base nisso, determinar as variáveis binárias

eleitoral e estacional. Com base na análise das observações relativas aos novos benefícios, verifica-se que há observações de valor negativo, impedindo o uso da metodologia multiplicativa para encontrar a binária eleitoral. Portanto, utilizar-se-á a metodologia aditiva descrita em Hoffmann (2006), cujos resultados estão no gráfico 14.

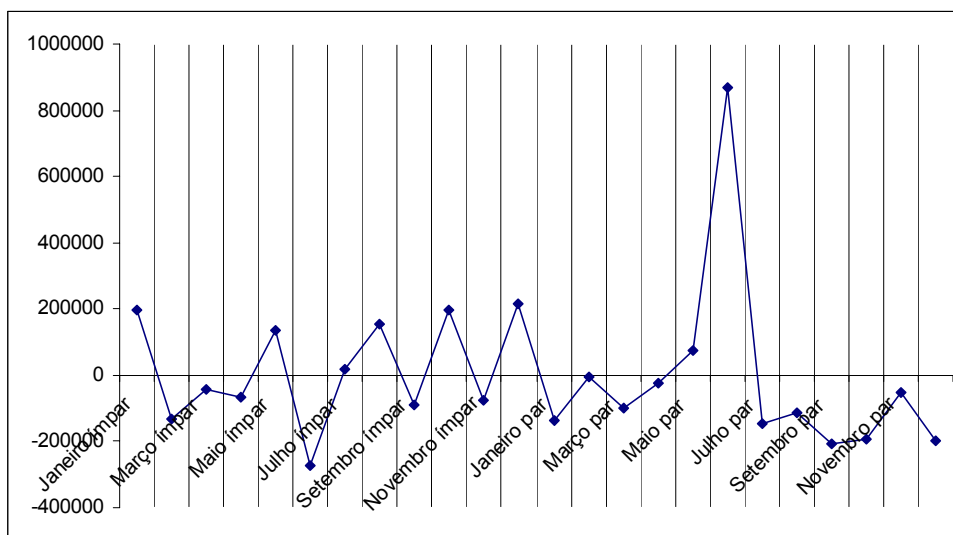


Gráfico 14 - Índices cíclicos de 24 meses para o PBF do período de Fevereiro de 2004 até Novembro de 2010

Com base no gráfico 14, pode-se conjecturar que o período de “influência eleitoral” inicia-se em Maio e termina em Junho nos anos pares, sendo, portanto, este o período a ser utilizado para a confecção das variáveis binárias eleitoral e estacional.

2.6.2 Análise da série de tempo

A análise da estacionariedade da série em questão foi realizada a partir do teste de Dickey-Fuller aumentado, cujo resultado encontra-se na tabela 28.

Portanto, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária a 1% de significância. Assim, com base neste resultado, analisar-se-á tal série em nível.

Os resultados das análises de regressão realizados somente com tendências determinísticas estão na tabela 29. Com base nesses resultados, pode-se perceber que o coeficiente da binária eleitoral não se mostrou significativo a 10% em nenhum dos resultados, indicando que o PBF parece não apresentar aumento no número de concessões em períodos eleitorais.

Tabela 28 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para o PBF do período de Fevereiro de 2004 até Novembro de 2010

Teste Dickey-Fuller Aumentado		
(intercepto e tendência)		
Defasagens: 1 (Critério de Schwartz)	Estatística τ	<i>p</i>
τ calculado	-9,07	0,00
Valores Críticos do teste	1%	-4,07
	5%	-3,46
	10%	-3,15

Tabela 29 - Modelos para o PBF sem controles do período de Fevereiro de 2004 até Novembro de 2010

Dependente: PBF	Modelo 25	Modelo 26	Modelo 27	Modelo 28
Variáveis Explicativas	Parâmetros (<i>p</i>)	Parâmetros (<i>p</i>)	Parâmetros (<i>p</i>)	Parâmetros (<i>p</i>)
<i>t</i>	-2790,7(0,024)	-4701(0,423)	8289,6(0,569)	61557,2(0,001)
<i>t</i> ²	.	23,0144(0,721)	-365,57(0,339)	-3202,14(0,000)
<i>t</i> ³	.	.	3,1194(0,269)	55,9925(0,000)
<i>t</i> ⁴	.	.	.	-0,31841(0,000)
α	205342(0,001)	232172(0,044)	138994(0,350)	-96128,3(0,414)
<i>Z(ele)</i>	285748(0,224)	278015(0,261)	281230(0,248)	329171(0,163)
<i>Z(nele)</i>	-40038,5(0,683)	-36091,7(0,705)	-35209,7(0,730)	-64232,7(0,428)
<i>R</i> ² <i>ajustado</i>	0,0949	0,0849	0,0872	0,1384
<i>Schwartz</i>	27,997	28,049	28,087	28,070
<i>Pvalor(testeF)</i>	0,012	0,028	0,034	0,007
<i>n</i>	82	82	82	82

Entretanto, para fins de análise cabe avaliar a dinâmica do PBF no ciclo eleitoral quando sua evolução é controlada pelas variáveis propostas na seção metodológica. Ao realizar

tais análises, foi possível concluir que nenhum dos coeficientes relacionados a tais variáveis foi significativo em nenhum dos modelos testados, indicando que as variações do nível de emprego na indústria e no PIB parecem não afetar a dinâmica do programa Bolsa Família. Para fins de ilustração cabe demonstrar a regressão mais bem ajustada segundo o critério de Schwartz e do R^2 ajustado, que, no caso, está representada na tabela 30.

Todavia, há de se ressaltar que a binária eleitoral, apesar de não ter mostrado efeito significativo, também não apresentou resultados que permitam descartar totalmente a presença de ciclos eleitorais na dinâmica da variável. A título de ilustração podemos realizar novamente a estimação do modelo 26, mas para o período até 2006 – intervalo de tempo que Rodrigues (2009) indicou ter havido uma tendência crescente na concessão de benefícios. Os resultados para esta estimação estão na tabela 31.

Tabela 30 - Modelos para o PBF com controles do período de Fevereiro de 2004 até Novembro de 2010

<i>Dependente:</i>	<i>Modelo 29</i>
<i>PBF</i>	
<i>Variáveis</i>	<i>Parâmetros (p)</i>
<i>Explicativas</i>	
<i>dE</i>	-23022,6(0,481)
<i>α</i>	-82930,5(0,601)
<i>t</i>	60182(0,011)
<i>t²</i>	-3131,4(0,003)
<i>t³</i>	54,571(0,003)
<i>t⁴</i>	-0,3089(0,004)
<i>Z(ele)</i>	333914(0,168)
<i>Z(nele)</i>	-60656,2(0,458)
<i>R²ajustado</i>	0,1280
<i>Schwartz</i>	28,135
<i>Pvalor(testeF)</i>	0,015
<i>n</i>	81

Assim, com base nos resultados da tabela 31, cabe conjecturar se os efeitos eleitorais sobre este benefício existiriam, mas, devido à pequena quantidade de observações para o benefício, não seria possível captá-los. Nesse sentido, uma alternativa para lidar com este problema é realizar uma análise de dados em painel para o benefício, levando-se em conta as dinâmicas estaduais.

Tabela 31 - Modelo para o PBF estimado usando dados de Fevereiro de 2004 até Dezembro de 2006

<i>Dependente:</i>	<i>Modelo 30</i>
<i>PBF</i>	
<i>Variáveis</i>	<i>Parâmetros (p)</i>
<i>Explicativas</i>	
<i>t</i>	38084,6(0,005)
<i>t</i> ²	-1050,1(0,002)
<i>α</i>	-80750,4(0,540)
<i>Z(ele)</i>	627743(0,091)
<i>Z(nele)</i>	-111704(0,264)
<i>R</i> ² <i>adjustado</i>	0,150
<i>Schwartz</i>	28,586
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,062
<i>n</i>	35

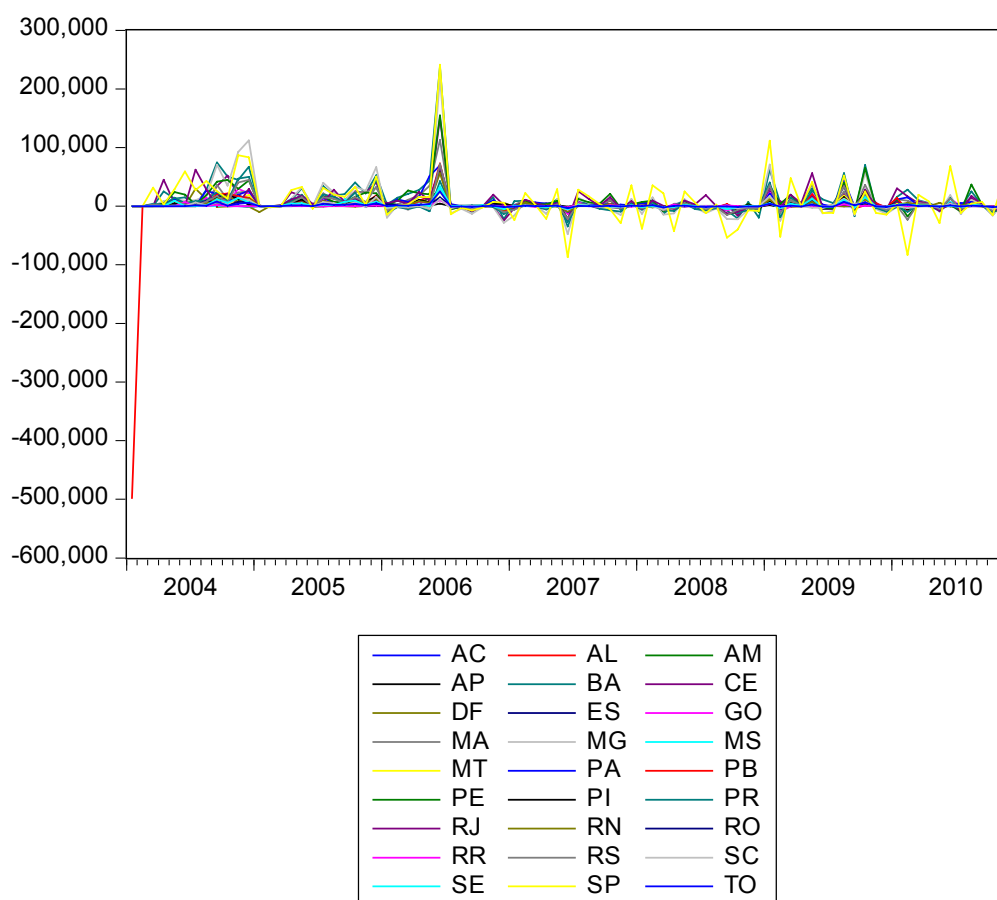
2.6.3 Estatísticas descritivas dos Dados em Painel

A partir da série do PBF por estado, disponibilizada pelo MDS, poder-se-á analisar a evolução do benefício no período compreendido entre Janeiro 2004 até Novembro de 2010. Da mesma forma como realizado para o caso da série de tempo, será avaliada a variável *proxy* do número de concessões: a diferença entre o número de famílias beneficiadas de um período para outro, “novos benefícios”³⁰

³⁰ Tal como realizado nos casos da série de tempo do PBF e dos dados em painel do BPC.

Segundo Rodrigues (2009), as regiões que mais recebem Bolsa Família são: Nordeste (50%), Sudeste (27%), Sul (11%), Norte (8%) e Centro Oeste (4%). Neste sentido, a autora indica que o benefício tende a se concentrar nos estados que possuem maior número de pessoas pobres, destacando a eficiência do programa. A própria autora destaca, além do já explicado pico no ano de 2006, o fato de haver um claro aumento no número de concessões do benefício em períodos pré-eleitorais.

As estatísticas descritivas para a série a ser analisada estão na tabela 32, bem como sua evolução gráfica está no gráfico 15.



Fonte: IPEADATA

Gráfico 15 - Evolução do PBF por unidade da federação de Janeiro de 2004 até Novembro de 2010

Assim, cabe avaliar se estes dados se mostram em consonância com a teoria dos ciclos eleitorais, merecendo destaque o fato de a variável binária ser definida da mesma forma como foi feito na seção anterior.

Tabela 32 - Estatísticas descritivas para o número de concessões de PBF por unidade federativa de Janeiro de 2004 até Novembro de 2010

UF	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Obs,
AC	508,04	42	13180	-3080	1938,67	82
AL	3450,79	1057,5	59089	-9511	8263,71	82
AM	2710,63	1307	27313	-7506	5051,02	82
AP	447,01	116	4258	-1067	960,77	82
BA	13910,26	5565	237982	-34591	32973,54	82
CE	7541,24	2759	150496	-24631	20812,58	82
DF	833,84	-19	31352	-9824	5646,58	82
ES	1833,62	473,5	29104	-9968	5740,01	82
GO	3235,74	805	61754	-12986	9412,85	82
MA	7294,04	2310,5	113266	-10415	16118,96	82
MG	9085,04	892	218838	-47609	35067,23	82
MS	1281,48	132	30079	-6839	4564,46	82
MT	1653,67	276,5	24847	-6083	4994,34	82
PA	6577,17	3040	69559	-9921	12087,71	82
PB	3265,39	919	72975	-8696	9956,14	82
PE	9264,14	3571,5	154844	-21516	22333,13	82
PI	3157,11	682	62765	-5217	8659,55	82
PR	4041,03	655,5	49847	-26965	14495,71	82
RJ	7634,04	3763	66855	-22152	15013,55	82
RN	2537,50	566,5	56276	-9291	7551,61	82
RO	1123,32	344,5	15062	-3383	2867,82	82
RR	451,60	113	10198	-2209	1610,06	82
RS	3579,97	821,5	72124	-23255	13938,44	82
SC	1068,09	-10	16984	-6136	4504,63	82
SE	1997,13	322	33720	-5149	5357,90	82
SP	10951,37	4339	241676	-87319	41890,47	82
TO	1136,65	279	25059	-3406	3359,84	82

Fonte: IPEADATA

2.6.4 Análise dos Dados em Painel

Com base nos dados avaliados na seção anterior, analisar-se-á a compatibilidade da dinâmica destes benefícios com a teoria dos ciclos eleitorais. Os resultados obtidos para estas regressões estão na tabela 33.

Tabela 33 - Painel sobre o PBF de Janeiro de 2004 até Novembro de 2010

<i>Dependente:</i>	<i>Modelo 31</i>	<i>Modelo 32</i>
<i>PBF</i>		
<i>Variáveis</i>	<i>Parâmetros (p)</i>	<i>Parâmetros (p)</i>
<i>Explicativas</i>		
<i>t</i>	.	-80,8854(0,000)
<i>Z(ele)</i>	10583,2(0,000)	10583,2(0,000)
<i>Z(nele)</i>	-1043,2(0,494)	-1091,8(0,472)
<i>Pvalor (testeF)</i>	0,000	0,000
<i>n</i>	2241	2241

Com base nos resultados apresentados na tabela 33, pode-se inferir que o coeficiente da binária eleitoral é significativo a 1% em todos os casos analisados, indicando a presença de efeitos eleitorais na dinâmica da variável.

Estes resultados vão de encontro aos obtidos na seção anterior, levantando a questão de qual resultado está mais bem ajustado à dinâmica do benefício. No caso, o fato de a série temporal ter poucas observações em relação às amostras anteriormente avaliadas permite conjecturar que os resultados dos dados em painel estão mais alinhados com a realidade.

2.6.5 Discussão dos resultados

Muitos trabalhos científicos corroboram a visão tradicional e amplamente aceita pelo público em geral de que o Bolsa Família é um instrumento que tem forte apelo eleitoral, tal como Nicolau & Peixoto (2006). Segundo os autores, existem fortes indícios de que o PBF tende a gerar apoio ao governo em exercício, dado que os mesmos encontraram uma relação expressiva entre gastos governamentais com o PBF e os votos obtidos pelo ex-presidente Luis Inácio “Lula” da Silva no pleito de 2006.

No presente estudo, os resultados encontrados neste capítulo para a análise das séries temporais para o Brasil como um todo indicam que a política de concessão do Bolsa Família não apresenta indícios conclusivos no que se refere à adequação da dinâmica do PBF com a teoria dos ciclos eleitorais.

Entretanto, há de se ressaltar que, apesar dos resultados encontrados na seção de análise das séries de tempo, a análise dos dados em painel aponta no sentido de que há “efeitos eleitorais” na concessão de Bolsa Família. Apesar do fato de não ser possível concluir indubitavelmente que a dinâmica de tais benefícios está sujeita ao calendário eleitoral, pode-se inferir que há um “certo efeito” eleitoral no PBF, que não teria sido captada pela série de tempo devido à quantidade pequena de observações na amostra nacional. Assim, pode-se conjecturar que existe uma razoável adequação da dinâmica do PBF com o calendário eleitoral.

Assim, coloca-se a questão: será que as razões pelas quais tais benefícios se adequariam ao ciclo eleitoral seriam as mesmas do BPC? Segundo Rodrigues (2009), o PBF é um programa amplamente difundido, cujas características são conhecidas por boa parte da população que dele pode necessitar. Assim, apesar de ser possível que haja o “efeito de difusão de informação” mencionado no capítulo sobre BPC, este não será tão forte - o que seria uma explicação para o fato de os resultados para o BPC indicarem a presença de ciclos eleitorais de maneira muito mais robusta do que ocorrido no caso do PBF.

Segundo Soares e Satyro (2009), o Bolsa Família não é um direito, ou seja, a concessão de tal benefício estaria sujeita à disponibilidade orçamentária. Com efeito, segundo os próprios autores, haveria espaço para seletividade na concessão do mesmo. Portanto, haveria espaço para discricionariedade na concessão do benefício, o que poderia ser feito a partir da Secretária Nacional de Renda da Cidadania (SENARC) – associada ao MDS e que estipularia condições e valores para o benefício – e da Caixa Econômica Federal – órgão operador e pagador do mesmo.

Todavia, a despeito das características básicas do PBF, que o tornariam ainda mais suscetível aos ciclos eleitorais do que os outros benefícios analisados neste estudo, este se mostrou menos sujeito ao calendário eleitoral do que o BPC.

3 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente pesquisa buscou responder a uma pergunta que a literatura sobre ciclos eleitorais vem negligenciando: será que os benefícios do governo federal apresentam aumentos no número de suas concessões conforme se aproxima o período de eleições?

Talvez pelas suas próprias características, os pesquisadores tendem a acreditar que benefícios cuja concessão dependa do preenchimento de determinados requisitos não poderiam ser afetados por manipulações eleitorais.

No caso do BPC e do Auxílio Doença, os mesmos constituem direitos constitucionais protestativos, ou seja, quando um cidadão preenchesse os requisitos previstos em lei, o benefício deveria, obrigatoriamente ser concedido. Neste sentido, não haveria espaço para discricionariedade.

No caso do PBF, apesar de não ser um direito protestativo, já que o mesmo depende de disponibilidade orçamentária, há a necessidade do preenchimento de requisitos determinados em lei, dificultando sua manipulação nos meses que antecedem as eleições.

Porém, a idéia básica presente neste estudo é a de que o período pré-eleitoral caracteriza-se como uma fase dinâmica dos pontos de vista econômico, social e informacional. Assim, haveria um “choque informacional” característico de períodos pré-eleitorais, haja vista a atuação de agentes eleitorais e o aumento da participação da mídia na divulgação de informações, visando gerar apoio político a um determinado candidato ou partido. Nesse sentido, as informações difundidas durante este período permitiriam que mais pessoas conhecessem seus direitos, dentre eles o direito a um benefício assistencial.

Portanto, as movimentações cíclicas de períodos pré-eleitorais não seriam derivadas **somente** de manipulações políticas, conforme analisado pela maioria dos trabalhos na área, mas também de características inerentes a estes períodos que gerariam tal dinâmica. Assim, com base nessa premissa, o capítulo 4 sugeriu uma metodologia para análise destes benefícios de forma a captar o “efeito total” do ciclo eleitoral.

Os estudos realizados para o BPC indicaram um forte componente eleitoral na dinâmica do benefício, tanto na análise da série de tempo para o Brasil como na análise de dados em painel, que levou em conta sua concessão em nível estadual.

Por outro lado, o Auxílio Doença não gerou resultados conclusivos quanto à

adequação da dinâmica do benefício com a teoria dos ciclos eleitorais, abrindo espaço para análises adicionais.

Quanto ao PBF, a série temporal relativa ao benefício indicou que não existe efeito eleitoral na dinâmica do benefício, enquanto que os dados em painel mostraram que o mesmo está alinhado com a teoria dos ciclos políticos. Devido ao fato de a amostra da série de tempo ser relativamente pequena, optou-se por considerar o resultado da análise de dados em painel como o mais correto.

Portanto, pode-se concluir que há influência eleitoral em alguns dos benefícios assistenciais geridos pelo governo federal, especialmente o BPC.

O resultado de que o BPC foi o único que apresentou evidências significativas de efeito eleitoral em sua dinâmica corrobora a hipótese de “choques informacionais” em períodos pré-eleitorais, haja vista este ser um direito constitucional, não sujeito a disponibilidades orçamentárias (como o PBF), o que diminuiria o espaço para manipulação política.

A percepção de que o período pré-eleitoral apresenta um maior dinamismo econômico, social e informacional deve receber mais atenção na teoria dos ciclos eleitorais, visto que muitos dos trabalhos que concluíram pela existência de manipulação política em determinadas variáveis econômicas podem ter “sobrevalorizado” tal efeito.

A dinâmica analisada neste trabalho se restringe ao aumento de benefícios nos meses que antecedem as eleições. Não se pode negar que houve efeitos eleitorais de mais longo prazo, favorecendo o chamado “lulismo”, na medida em que o PBF foi muito expandido durante o governo Lula.

REFERÊNCIAS

- ANGRIST, J.; PISCHKE, J. **Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion**. 2nd ed. Princeton: Princeton University Press, 2009. 373 p.
- ALESINA, A. Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated game. **Quarterly Journal of Economics**, Oxford, v. 102, p. 651-678, Aug. 1987
- ALVES, L. **Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo**. 2002. 123 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.
- ARAUJO JR, A.; AMERICANO JR, W.; SHIKIDA, C.; SALVATO, M. Ciclos eleitorais racionais: evidência para os municípios mineiros. **Informe Gepec**, Belo Horizonte, v. 14, p. 73-83, jun. 2010.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **A queda recente da desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. 26 p. (Texto para discussão n. 1258).
- BECK, N. Elections and the FED: is there a political monetary cycle? **American Journal of Political Science**, San Francisco, v. 31, p. 194-216, Feb. 1987.
- BITTENCOURT, J. **Evidências de ciclo político na economia brasileira: um teste para a execução orçamentária dos governos estaduais – 1983/2000**. 2002. 142 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2002.
- BOTELHO, R. **Determinantes do comportamento fiscal dos estados brasileiros**. 2002. 30 p. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.
- BRENDER, A.; DRAZEN, A. **How Do Budget Deficits and Economic Growth Affect Reelection Prospects?** Evidence from a Large Cross-Section of Countries. Cambridge: NBER. 2005. 27 p. (Working Paper n. 11.862).
- CECHIN, J.; GIAMBIAGI, F. **O aumento das despesas do INSS com o auxílio-doença**. Rio de Janeiro: IPEA, 2004. 10 p. Boletim de Conjuntura. Disponível em <http://www.ipea.gov.br>. Acesso em 10 ago. 2011.
- DOWNS, A. **An economic theory of democracy**. New York: Harper and Row, 1957. 310 p.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2nd ed. Nova Jersey: John Wiley & Sons, 2004. 460 p.
- ESPÍNDOLA, C. **Evolução física e financeira do benefício de prestação continuada e do programa bolsa família**. 2007. 45 p. Monografia (Pós-graduação em Orçamento Público) – Instituto Serzebelo Correa, Brasília, 2007.
- FENOLIO, F. **Ciclos eleitorais e política monetária: evidências para o Brasil**. 2007. 37 p. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

FERNANDES, M.; SANTOS, S. Políticas Públicas e direitos do idoso: desafios da agenda social do Brasil contemporâneo. **Achegas.net - Revista de Ciência Política**, Rio de Janeiro, v. 34, 2007. Disponível em: <<http://www.achegas.net>>. Acesso em 20 mar. 2011.

FIALHO, T. Testando a evidência de ciclos políticos no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.51, p. 379-389, jul. 1997.

FIALHO, T. Ciclos Políticos: uma resenha. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.19, p. 131-149, jun. 1999.

GIAMBIAGI, F.; BARROS DE CASTRO, L.; VILLELA, A.; HERMANN, J. **Economia Brasileira Contemporânea (1945/2004)**. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2004. 432 p.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Nova Jersey: Prentice-Hall, 2000. 1054 p.

HAUSMAN, J. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, San Francisco, v. 46, p.1251-1271, Nov. 1978.

HIBBS, A. D. Political parties and macroeconomic policy. **American Political Science Review**, Washington, v.71, p. 1467-1497, Dec. 1977.

HOFFMANN, R. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, p. 55-81, jun. 2006.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. 4. ed. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 432 p.

HOFFMANN, R. **Análise de Regressão: uma introdução à Econometria**. 4. ed. São Paulo: Editora Hucitec, 2006. 378 p.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Nota técnica. Brasília, 2007. 22 p.

KALECKI, M. Political aspects of full employment. **Political Quarterly**, Londres, p. 1-9, 1943.

LOVATTI, J. **Despesas públicas, restrição fiscal e eleições: investigação nos municípios capixabas**. 2006. 53 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade Economia e Finanças, Vitória, 2006.

McCALLUM, B. The political business cycle: an empirical test. **Southern Journal of Economics**, Chattanooga, v. 44, p. 504-515, Jan. 1978.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL. **Financiamento da assistência social no Brasil**. Nota técnica. Brasília, 2010. 30 p.

MEDEIROS, M.; BRITTO, T.; SOARES, F. **Programas focalizados de transferência de renda no Brasil: contribuições para o debate**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. 33 p. (Texto para discussão n. 1283).

MOENE, K.O.; WALLERSTEIN, M. Inequality, social insurance and redistribution. **The American Political Science Review**, New Hampshire, v. 95, p. 859-874, Dec. 2001.

MUTH, J. F. Rational expectations and theory of price movements. **Econometrica**, San Francisco, v. 29, p. 315-335, Jul. 1961.

- NAKAGUMA, M; BENDER, S. Ciclos Políticos e resultados eleitorais: um estudo sobre o comportamento do eleitor brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 64, p. 3-24, mar. 2010.
- NEWBY, W.; WEST, K. A simple positive, semi-definite, heterocedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, San Francisco, v.55 p. 703-708, May. 1987.
- NORDHAUS, W. The political business cycle. **Review of Economic Studies**, San Francisco, v.42, p. 69-190, Apr. 1975.
- NICOLAU, J. PEIXOTO, V. As bases municipais da votação de Lula em 2006. **Cadernos Fórum Nacional**, Rio de Janeiro, v.6, p. 15-26, fev. 2007.
- PAIVA, C. Interesses eleitorais e flutuações de preços em mercados regulados. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.4, p. 31-40, dez. 1994
- PINTO, J. **Crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil: uma análise das disparidades regionais**. 2007. 111 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2007.
- PREUSLER, A; PORTUGAL, M. Um estudo empírico dos ciclos político-econômicos no Brasil. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v.21, p. 179-205, mar. 2003.
- RAO, V. Democracy and economic development. **Studies in Comparative International Development**, Nova York, v.17, p.67-81, Sep. 1985.
- ROCHA, S. Impacto sobre a pobreza dos novos programas federais de transferência de renda. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v.9, p. 153-185, jan. 2005.
- RODRIGUES, L. **Programa de transferência de renda e comportamento eleitoral: um estudo do bolsa família federal**. 2009. 165 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Sociais) – Universidade de Brasília, Brasília, 2009.
- ROGOFF, K.; SIBBERT, A. Elections and macroeconomic policy cycles. **Review of Economic Studies**, San Francisco, v.55, p. 1-16, Jan. 1988.
- ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. 2nd ed. Nova York: Mc Graw-Hill Irwin, 2006. 678 p.
- ROMER, T. (1975). Individual welfare, majority voting, and the properties of a linear income tax. **Journal of Public Economics**, Amsterdam, v. 14 , p. 163-85, Feb. 1975.
- SALVATO, M.; ANTUNES, P.; ARAUJO JR, A.; SHIKIDA, C. **Ciclos políticos: um estudo sobre a relação entre flutuações econômicas e calendário eleitoral no Brasil, 1985-2006**. Belo Horizonte : IBMEC MG, 2007. 20 p. (IBMEC working paper: wp42).
- SAKURAI, S. Testando a hipótese de ciclos eleitorais racionais nas eleições dos municípios paulistas. São Paulo, **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.35, p.297-315, jun. 2005.
- _____. Ciclos políticos nas funções orçamentárias dos municípios brasileiros: uma análise para o período 1990-2005 via dados em painel. São Paulo, **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.39, p.39-58, jan. 2009.
- SARTORIS, A. **Estatística e introdução à econometria**. São Paulo: Editora Saraiva, 2003. 426 p.

SÁTYRO, N.; SOARES, S. **Análise do impacto do programa bolsa-família e do benefício de prestação continuada na redução da desigualdade dos estados brasileiros – 2004 a 2006**. Rio de Janeiro: IPEA, 2009. 41 p. (Texto para discussão nº 1435).

SMITH, A. **An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations**. 1th ed. Chicago: Chicago University Press, 1776. 754 p.

SOARES, G.; RENNÓ, L. **Reforma política: lições da história recente**. 1. ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2006. 224 p.

SOARES, G.; SILVA, N. Regime político e crescimento econômico no Brasil, 1945-1984. **Revista de Ciências Sociais**, São Paulo, v.1, p. 125-139, jan. 1989

WOOLDRIDGE, J. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 1. ed. São Paulo: Cengage, 2006. 684 p.

WHITE, H. A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, San Francisco, v.4, p. 817-838, May. 1980.

APÊNDICES

APÊNDICE A - DADOS

As observações utilizadas para a elaboração desta tese de doutorado estão no CD anexo ao trabalho. Esses dados estão no formato “xls”, podendo ser abertos no programa Microsoft Excel.

APÊNDICE B - Estimadores para variância robustos à heterocedasticidade e auto-correlação.

Considere o modelo de regressão:

$$Y = X\beta + u \quad . \quad (A1)$$

No qual:

$$E(uu') = \Omega\sigma^2 \quad . \quad (A2)$$

Sendo que, em modelos homocedásticos e sem auto-correlação, a variância dos resíduos é a mesma para todos os parâmetros, de tal modo que:

$$E(uu') = \text{Var}(u) = I\sigma^2$$

Entretanto, a presença de heterocedasticidade e auto-correlação faz com que Ω seja diferente da identidade, com membros diferentes de zero na sua diagonal principal ou ao longo de toda a matriz, respectivamente. Neste caso, a equação (A2) geraria diferentes formas para a variância dos resíduos a depender do parâmetro em análise.

Com base em Hoffmann (2006), sabe-se que a matriz de variâncias e covariâncias das estimativas de mínimos quadrados ordinários dos parâmetros é dada por:

$$V(b) = (X'X)^{-1} X' \Omega X (X'X)^{-1} \sigma^2,$$

ou

$$V(b) = n(X'X)^{-1} Q(X'X)^{-1},$$

com

$$Q = \frac{1}{n} X' \Omega X \sigma^2$$

De acordo com Sartoris (2003) a presença de heterocedasticidade e auto-correlação faz com que o estimador de mínimos quadrados ordinários não mais atenda às premissas do Teorema de Gauss-Markov. Neste caso, o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários não é mais o estimador linear não viesado de menor variância. Além disso, de acordo com Wooldridge (2006), sob auto-correlação, os erros-padrão e os testes estatísticos não são válidos, nem mesmo assintoticamente. Este problema econométrico surge na presente pesquisa.

Nesse contexto, White (1980) propõe uma estimativa da matriz Q , dada por:

$$\hat{Q} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n x_t x_t' e_t^2.$$

Sendo e_t os resíduos da regressão em estudo e x_t o vetor coluna das variáveis explanatórias.

No caso, White (1980) demonstrou que $\text{plim } \hat{Q} = \text{plim } Q$, gerando uma estimativa consistente para a variância. Todavia cabe destacar que tal condição só é válida assintoticamente, o que permitiria a análise robusta das estatísticas t e F .

Na mesma linha, Newey e West (1987) propuseram um estimador da matriz de variâncias e covariâncias mais geral do que o utilizado por White. No caso, este estimador seria robusto à heterocedasticidade e auto-correlação. Este é dado por:

$$NW = \frac{T}{T-k} (X'X)^{-1} \Omega (X'X)^{-1},$$

no qual

$$\Omega = \frac{T}{T-k} \left\{ \sum_{t=1}^T e_t^2 x_t x_t' + \sum_{v=1}^q \left(\left(1 - \frac{v}{q+1} \right) \sum_{t=v+1}^T \left(x_t e_t e_{t-v} x_{t-v}' + x_{t-v} e_{t-v} e_t x_t' \right) \right) \right\}.$$

Sendo T o número de observações, k o número de parâmetros na regressão e q o parâmetro

representativo do número de auto-correlações avaliadas na dinâmica dos resíduos na regressão via mínimos quadrados. O número a ser utilizado para q é obtido a partir de uma metodologia sugerida por Newey e West (1987), tal qual:

$$q = \text{mínimo} \left(4 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{2}{9}} \right).$$

Da mesma maneira que no caso do estimador de White, o estimador de Newey West só é válido assintoticamente.