

# UTILIZAÇÃO DE MODELOS ADITIVOS GENERALIZADOS NO ESTUDO DO COEFICIENTE DE GINI NO BRASIL DURANTE O PERÍODO ENTRE 1976 A 2009

**Natália Cunha Nascimento**

UFRRJ – Rodovia BR 465 Km 7, CEP 23890-000 – Seropédica/RJ  
[nataliacn@msn.com](mailto:nataliacn@msn.com)

**Adriano Soares Koshiyama**

UFRRJ – Rodovia BR 465 Km 7, CEP 23890-000 – Seropédica/RJ  
[as.koshiyama@gmail.com](mailto:as.koshiyama@gmail.com)

**Wagner de Souza Tassinari**

UFRRJ – Rodovia BR 465 Km 7, CEP 23890-000 – Seropédica/RJ  
[tassinari@ufrj.br](mailto:tassinari@ufrj.br)

**Resumo:** A desigualdade econômica vem sendo abordada por vários autores (Hoffmann, 1998; Barros et al., 2000; Corrêa, 2001), porém não existem trabalhos que estudem tal fenômeno ao longo do tempo. A má distribuição de renda entre os cidadãos promove diferença entre as classes sociais, agravando os conflitos já existentes. A partir desta discussão, economistas têm chamado a atenção para a importância do comportamento do Coeficiente de Gini uma vez que quando este é reduzido, maior distribuição de renda é feita entre a sociedade. Utilizando modelos aditivos generalizados, este trabalho, visa captar as influências de diversas variáveis sobre o coeficiente de Gini, durante o período compreendido entre 1976 a 2009. Através deste modelo foi possível captar influência negativa da inflação com relação ao coeficiente e positiva com despesas do tesouro nacional, índice de urbanização, consumo de energia elétrica, taxa de mortalidade infantil, média da dívida interna e taxa de câmbio.

**Palavras-Chave:** regre Modelos Aditivos Generalizados, Coeficiente de Gini.

**Abstract:** Economic inequality has been addressed by several authors (Hoffmann, 1998, Barros et al. 2000; Corrêa, 2001), but there are no works studying this phenomenon over time. The unequal distribution of wealth among citizens promotes difference between social classes, exacerbating existing conflicts. From this discussion, economists have drawn attention to the importance of the behavior of the Gini coefficient since when it is reduced, more equal income distribution is made among the society. Using generalized additive models, this work aims to capture the influences of variables on the Gini coefficient during the period from 1976 to 2009. Through this model it was possible to capture the negative influence of inflation with respect to the coefficient and positive expenditure of national treasure, urbanization rate, energy consumption, infant mortality rate, average domestic debt and foreign exchange rate.

**Keywords:** Generalized Additive Models, Gini Coefficient.

## 1. Introdução

Em uma economia moderna, a expansão produtiva tem sido um fator de elevação social e melhora da condição de vida da sociedade. No entanto, quando esse crescimento é mal distribuído entre os cidadãos, possibilita a assimetria entre as classes sociais, agravando ainda mais os conflitos sociais existentes. Através deste crescimento desigual, há o desenvolvimento de classes com alto poder aquisitivo e as que convivem com a pobreza e seus desdobramentos (Sen, 2001).

Entretanto, estudar a pobreza e a desigualdade tem sido em quaisquer perspectivas um fenômeno multidimensional, com aspectos culturais, sociais e econômicos que se caracterizam pela: exclusão e discriminação devida a origem étnica ou ao gênero; carência ou acesso limitado a serviços destinados a satisfazer as necessidades básicas das famílias; e níveis de renda inferior à quantidade mínima necessária para obter um conjunto básico de bens e serviços para a família, incluindo os alimentos (FIDA, 2000).

O relatório do Fundo Internacional para o Desenvolvimento Agrário (2001), aponta que a América Latina sofre especialmente com altos níveis de pobreza, desigualdade e concentração de renda e especificamente no Brasil, a realidade não é muito distinta deste contexto latino-americano. Diversos autores têm discutido as causas e as consequências da pobreza no Brasil. Em um ponto de vista histórico, a má distribuição dos recursos no Brasil é um processo que acentuou a concentração de renda até o final da década de 1980 (Veiga, 2000).

Barros et al. (2000) numa visão mais recente da pobreza e desigualdade brasileira, sugerem que os elevados níveis de pobreza e a manutenção de uma enorme desigualdade na distribuição de renda no país, dificultam as oportunidades de inclusão econômica e social. Analisando diversas medidas de desigualdade e de pobreza, Corrêa (2001) volta a evidenciar que o crescimento contínuo da desigualdade entre as pessoas ocupadas nas duas últimas décadas, traduz-se em elevados índices de pobreza e contribui para aprofundar os históricos desequilíbrios regionais que caracterizam o país.

Essa caracterização das disparidades da má distribuição de renda no Brasil foi possível através das bases de dados formadas na década de 70. Essa mensuração da desigualdade de renda é em muitos casos, usados alguns índices (Theil, Mehran, Piesch, etc.) (Hoffmann, 1998) como forma de resumir e facilitar acompanhamentos conjunturais. Um dos índices que mais se destaca nessa temática é o Índice de Gini. Este índice introduzido por Corrado Gini (1914) é utilizado em diversas áreas, como: sociologia, economia, medicina, biologia, etc. Este é uma medida de dispersão estatística que afere a desigualdade da distribuição de **renda** entre os habitantes. O Coeficiente de Gini pode variar de 0 a 1, onde 0 expressa total igualdade e 1 máxima desigualdade.

As principais vantagens do Coeficiente de Gini residem na sua fácil interpretação e robustez, pois não é tendencioso como uma média ou qualquer outra medida de posição estatística. Além disso, possibilita a comparação entre diferentes países com diferentes distribuições, áreas rurais e urbanas e o seu acompanhamento ao longo do tempo (Amyel e Cowell, 1999). O Coeficiente de Gini satisfaz 4 princípios importantes (Ray, 1998): anonimato, pois não importa quem é o mais rico ou pobre são; independência de escala, pois não considera o tamanho da economia, o tipo e quão abastecida; independência populacional, pois não se restringe a uma quantidade populacional definida; e o princípio da transferência, se a renda do indivíduo mais rico é transferido para um habitante pobre resulta numa distribuição mais igual e um Gini mais próximo de 0.

Através da utilização dessa medida robusta, combinada com o uso de modelos de regressão linear paramétricos e semiparamétricos (Hastie e Tibshirani, 1990), pode ser possível ampliar os estudos de forma empírica para compreender quais os determinantes socioeconômicos estruturais e conjunturais que influenciam na variabilidade do Coeficiente de Gini no Brasil e assim auxiliar na compreensão da desigualdade histórica brasileira e ser

um ferramental para políticas públicas de diminuição da pobreza. O objetivo desse trabalho é verificar a tendência do Coeficiente de Gini e analisar os possíveis fatores de influência durante o período de 1976 a 2009 no Brasil, via Modelos Aditivos Generalizados de Regressão

## **2. Metodologia**

### **2.1. Dados do Estudo**

Neste estudo foi utilizado um conjunto de variáveis sociais, estruturais, econômicas e demográficas, com periodicidade anual de 1976 a 200, em nível de Brasil. Os dados foram oriundos das seguintes bases de dados: BCB (2011), IPEA (2011) e FIBGE (2011).

O estudo foi baseado num conjunto de variáveis sociais, estruturais e econômicas anuais do Brasil (tabela 1), no período de 1976 a 2009 obtidas através de diversas bases de dados (BCB, 2011; IPEA, 2011; FIBGE, 2011).

Estas variáveis foram selecionadas de acordo com a sua importância social (Barros, 2002; Corrêa, 2001; Hoffmann, 1998; Neri, 2002); econômicas (Cardoso, 1995; Cysne, 2009; Monteiro, 2005 ) e; estruturais (Curado, 2008; North, 1977).

Tabela 1. Variáveis de estudo.

---

<b>Variáveis de Estudo</b>
Coeficiente de Gini - (CG)
Despesas do Tesouro Nacional com Pessoal e encargos (u.m.c. Milhões) - (DTN)
Saldo da Balança Comercial em US\$ por milhões - (BC)
Formação Bruta de Capital fixo em R\$ por milhões - (FBCF)
Saldo da Conta de Capital em US\$ por milhões - (CC)
Índice de Preços ao Consumidor Amplo - (IPCA)
Índice de Urbanização - (IU)
Consumo de energia elétrica (GWh) no comércio - (CEE)
Taxa de mortalidade infantil (Taxa por 1.000 nascidos vivos) - (TMI)
Analfabetos em % (pessoas 10 a 14 anos) - (Analf)
Domicílios com instalação adequada de esgoto - (DIE)
Dívida interna em R\$ por milhões líquida do setor público - (DivIP)
Dívida externa R\$ por milhões líquida do setor público - (DivEP)
Taxa SELIC acumulada no mês anualizada - (SELIC)
Participação do Transporte rodoviário- (PTR)
Taxa de câmbio anual R\$ por US\$ - (Câmbio)

---

### **2.1. Modelagem Estatística**

Foram realizadas análises exploratórias de dados, e foram ajustados modelos de regressão linear e de aditivos generalizados.

O modelo de regressão linear clássico é uma ferramenta que estuda o relacionamento funcional entre variáveis. Na análise de regressão nos preocupamos com o estudo de uma

variável (Variável Exógena ou Dependente,  $Y_i$ ), em relação a uma ou mais variáveis (Variáveis Endógenas ou Independentes,  $X_1, X_2, \dots, X_i$ ), com uma visão de estimação, seja para associação ou previsão a partir dos valores fixos conhecidos destas variáveis explicativas (Greene, 2003). A equação de regressão linear clássica pode ser representada da seguinte maneira:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i, \text{ sendo } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$i = 1, 2, \dots, n \text{ e } k = 1, 2, \dots, K$$

Onde  $Y_i$  é a variável dependente relativa a  $i$ -ésima observação;  $\beta_0$  intercepto,  $X_{ki}$  a matriz de linha  $k$  e coluna  $i$  de variáveis independentes, os  $\beta_k$  respectivos parâmetros de cada variável dependente e  $\varepsilon_i$  é a perturbação estocástica.

O modelo de regressão linear leva em conta certos pressupostos, que especificam os procedimentos para estimação dos parâmetros. Esses pressupostos estão ligados em sua maioria com  $\varepsilon_i$ , tais como: ausência de correlação serial entre as perturbações estocásticas, homogeneidade das variâncias dos erros (homocedasticidade), e  $\varepsilon_i$  deve seguir uma distribuição normal, com média zero e variância constante e finita.

Na prática, quando trabalhamos com dados temporalmente distribuídos, acabamos por quebrar certos pressupostos do modelo clássico de regressão linear e como observado, este se baseia em pressupostos um tanto restritivos referentes ao comportamento da perturbação estocástica e de sua especificação. Para lidar com tal situação será feito uso de modelos que são extensões da classe dos modelos lineares generalizados (GLM), são os modelos aditivos generalizados (GAM). Tal modelo incorpora estruturas suavizadoras entre as variáveis independentes.

Uma função suavizadora  $f(\cdot)$  é uma ferramenta para resumir a tendência da variável  $Y_i$  em relação aos seus preditores  $X_1, X_2, \dots, X_n$  e por tratar da tendência, o suavizador varia menos que  $Y_i$  (Gu e Wahba). Uma importante propriedade do suavizador é sua natureza não-paramétrica, pois não assume nenhuma forma funcional rígida como num modelo de regressão (Hastie e Tibshirani, 1990). A média móvel é um exemplo de alisador, enquanto que a reta de regressão não é estritamente um suavizador por sua forma paramétrica rígida (Wood, 2006).

O modelo *GAM* é definido:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{ki} + f(T_t) + \varepsilon_i, \text{ sendo } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

$$i = 1, 2, \dots, n, \quad k = 1, 2, \dots, K, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

No *GAM* (2), utilizamos a relação entre variáveis dependentes e independentes identicamente ao linear generalizado com perturbações distribuídas normalmente e adicionamos uma função de suavização *spline* não-paramétrica, relacionada a série temporal do índice de Gini, função essa definida neste caso pelo termo  $f(T_t)$ , sendo  $T_t$  definido pelo método de estudo.

Para a seleção de variáveis foi utilizado o método *stepAIC* (Venables e Ripley, 2002). Tal método faz a combinação das variáveis de forma a compor o modelo que minimiza o valor do Critério de Informação de Akaike (*AIC*) (Akaike, 1974), que é expresso por:

$$AIC = -2 * \log \text{like} + 2k \quad (3)$$

Onde *loglike* o logaritmo da máxima verossimilhança e *k* o número de parâmetros de regressão. O funcionamento do *AIC* se baseia na inevitável perda de informação genérica, devido ao uso de um dos possíveis modelos para representar o "verdadeiro" modelo. Então devemos selecionar o modelo que minimize a quantidade esperada de informação perdida.

Uma outra maneira de avaliar o ajuste de um modelo é o coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{adj}$ ). Este varia entre 0 e 1 e quanto mais próximo de 1 for o valor, melhor é a qualidade do ajuste do modelo em relação as observações.

As análises estatísticas foram realizadas como auxílio do pacote estatístico R (R Development Core Team, 2011).

### 3. Resultados

Através da tabela 2, é possível observar os principais resultados obtidos para a análise de regressão. No Modelo Clássico, a regressão foi feita com todas as variáveis selecionadas da base de dados e no Modelo Aditivo Generalizado, foi aplicado o método *stepAIC* que obteve a seleção das variáveis através do menor AIC.

Tabela 2. Parâmetros e Intervalos de Confiança dos Modelos de Regressão

Variáveis do Modelo	Modelo Linear Clássico	Modelo Aditivo Generalizado
	Parâmetros [IC = 95%]	Parâmetros [IC = 95%]
Intercepto	-5.173.10 <sup>-00</sup> [-1.008997.10 <sup>+01</sup> -2.568950.10 <sup>-01</sup> ]*	-9,36.10 <sup>+000</sup> [-1.09783.10 <sup>-02</sup> -7.743917.10 <sup>-03</sup> ]*
DTN	-2,07.10 <sup>-006</sup> [-3.176368.10 <sup>-09</sup> -9.590874.10 <sup>-10</sup> ]*	-9.361.10 <sup>-03</sup> [-1.744627.10 <sup>-09</sup> -2.284431.10 <sup>-10</sup> ]*
CC	3,09.10 <sup>-002</sup> [-1.985372.10 <sup>-05</sup> 8.162057.10 <sup>-05</sup> ]	
(IPCA)	2,47.10 <sup>-002</sup> [ 1.298523.10 <sup>-05</sup> 3.641124.10 <sup>-05</sup> ]*	1.89.10 <sup>-05</sup> [ 1.223066.10 <sup>-05</sup> 2.564920.10 <sup>-05</sup> ]*
(IU)	5,72.10 <sup>+003</sup> [-3.442866.10 <sup>-01</sup> 1.177753.10 <sup>+01</sup> ]	-7.834.10 <sup>-03</sup> [-9.203715.10 <sup>-03</sup> -6.464826.10 <sup>-03</sup> ]*
(CEE)	-3,85.10 <sup>-003</sup> [-1.024464.10 <sup>-05</sup> 2.535937.10 <sup>-06</sup> ]	-2.903.10 <sup>-06</sup> [-3.894981.10 <sup>-06</sup> -1.910446.10 <sup>-06</sup> ]*
(TMI)	1,00.10 <sup>+001</sup> [-1.110863.10 <sup>-03</sup> 2.118935.10 <sup>-02</sup> ]	-1.058.10 <sup>-02</sup> [-1.125772.10 <sup>-02</sup> -9.901308.10 <sup>-03</sup> ]*
(DivIP)	-1,75.10 <sup>-004</sup> [-2.655071.10 <sup>-07</sup> -8.452486.10 <sup>-08</sup> ]*	-9.778.10 <sup>-08</sup> [-1.607839.10 <sup>-07</sup> -3.476975.10 <sup>-08</sup> ]*
(DivEP)	-1,89.10 <sup>-004</sup> [-4.084897.10 <sup>-07</sup> 3.142614.10 <sup>-08</sup> ]	
(Câmbio)	-3,95.10 <sup>-003</sup> [-5.840878.10 <sup>-06</sup> -2.063143.10 <sup>-06</sup> ]*	-2.220.10 <sup>-06</sup> [-3.413625.10 <sup>-06</sup> -1.026452.10 <sup>-06</sup> ]*
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>95,44%</b>	<b>97,40%</b>
<b>Teste-F (p-valor)</b>	<b>&lt; 0,001</b>	<b>&lt; 0,001</b>
<b>AIC</b>	<b>-139.94</b>	<b>-164.46</b>
<b>Efeito temporal</b>		<b>&lt; 0,001</b>

\*- Significativo ao nível 5% ou menor

Analisando a tabela acima é possível observar que houve uma redução das variáveis por serem menos significativas ou porque causavam perturbações no modelo. De um total de 9 variáveis analisadas do Modelo Linear Clássico, restaram apenas 7 variáveis no Modelo GAM.

Observa-se na tabela 2 que o  $R^2$  do Modelo Linear Clássico foi de 95,44% que comparado ao Modelo GAM, sofre uma melhoria, pois o coeficiente aumenta para 97,40%, o que indica que o modelo GAM é mais eficiente para explicar a variabilidade dos dados. Entretanto, ambos foram significativos em seus ajustes.

O AIC de -139,94 do Modelo Linear Clássico é superado pelo AIC do Modelo GAM, que foi de -164,46, o que indica novamente que modelo GAM é mais parcimonioso.

Contudo pode-se identificar através do coeficientes angulares deste modelo que os possíveis fatores que explicam o comportamento do Coeficiente de Gini no Brasil.

O IPCA que mensura a taxa de inflação foi um dos determinantes encontrado pelo

modelo relacionado positivamente com o coeficiente de Gini, ou seja, quando há aumentos na inflação, há aumentos na desigualdade distributiva. A ação inflacionária achata a renda familiar, dada a dificuldade da população de renda média e baixa usar instrumentos de proteção contra a inflação, normalmente utilizado pelos mais ricos, tais como: aumento de preços, investimentos financeiros, entre outros (Sabbadini, 2010; Cysne et al., 2005). Portanto há o efeito deslocamento (afastamento) das classes sociais e o agravamento da desigualdade. Uma inflação estável possibilita o controle do coeficiente de Gini em patamares equilibrado.

O aumento das Despesas do Tesouro Nacional com pessoal e encargos são relacionados negativamente com o coeficiente de Gini, sendo que, o seu aumento resulta na diminuição da concentração de renda. O aumento dos gastos com pessoal visa aumentar a remuneração e oferta de empregos na rede pública, empregos dos quais são compostos em sua maioria por membros da classe média e baixa, dado aos salários em sua maior parte não serem atrativos para as classes altas da sociedade. Portanto a geração de empregos, seja do setor privado ou público, decorrerá em diminuição da desigualdade de distribuição de renda, como demonstrado nos trabalhos de Cysne (2009) e Cardoso et al. (1995).

A ampliação da urbanização e seus desdobramentos gerados, tem relações inversas com o coeficiente de Gini, originando-se da expansão urbana, a diminuição da desigualdade de renda da população brasileira. Estes efeitos gerados, tais como: saneamento básico, infraestrutura de transporte, maior acesso à saúde, educação e serviços públicos; possibilitam maior capacidade de ocupação da população em melhores empregos, além da melhoria da qualidade de vida e atenuamento dos distanciamentos das classes sociais (Neri e Soares, 2002; Barros et al., 2002; ). É evidente que a expansão urbana deve ser de forma organizada, pois do contrário, gera marginalização e exclusão social.

A queda no coeficiente de Gini está relacionada negativamente ao aumento da energia usada no comércio e isto se deve ao cenário macroeconômico favorável que vem sendo proporcionado a partir de 1994, com melhorias no comportamento da inflação através do Plano Real e com as políticas sociais do último governo. Através dessas últimas políticas econômicas e sociais foi possível uma melhor distribuição de renda, que possibilitou o aumento do nível de consumo das famílias, intensificando dessa forma a atividade comercial brasileira bem como o volume de energia necessária para comportar esse crescimento, de acordo com North (1977).

A média da dívida interna líquida do setor público também apresenta relação negativa com o coeficiente de Gini. Uma vez que o endividamento público é uma forma de financiamento das despesas do governo, através de uma remuneração atrativa, é preciso perceber a influência das taxas de juros, os déficits fiscais, o estoque de títulos e também a inflação sobre a dívida pública. Tendo em vista estas influências e analisando o comportamento temporal dos dados, é possível perceber, a partir de 1994, uma trajetória de expansão na dívida pública enquanto o coeficiente de Gini apresenta um comportamento inverso, no mesmo período, indicando portanto uma relação inversa e direta entre as variáveis.

Outro fator que se relaciona negativamente com o coeficiente de Gini é a taxa de câmbio. Segundo Curado et. al.(2008), a volatilidade cambial é uma variável importante a ser observada, uma vez que ela impacta negativamente o crescimento econômico. Dada esta observação, podemos concluir que a pós o *overshooting* do câmbio e desde então sua valorização e aparente estabilização, este passa a contribuir positivamente para o nível de atividade, pois tem impacto sobre a dinâmica de preços e também sobre a capacidade competitiva e a estrutura produtiva do país.

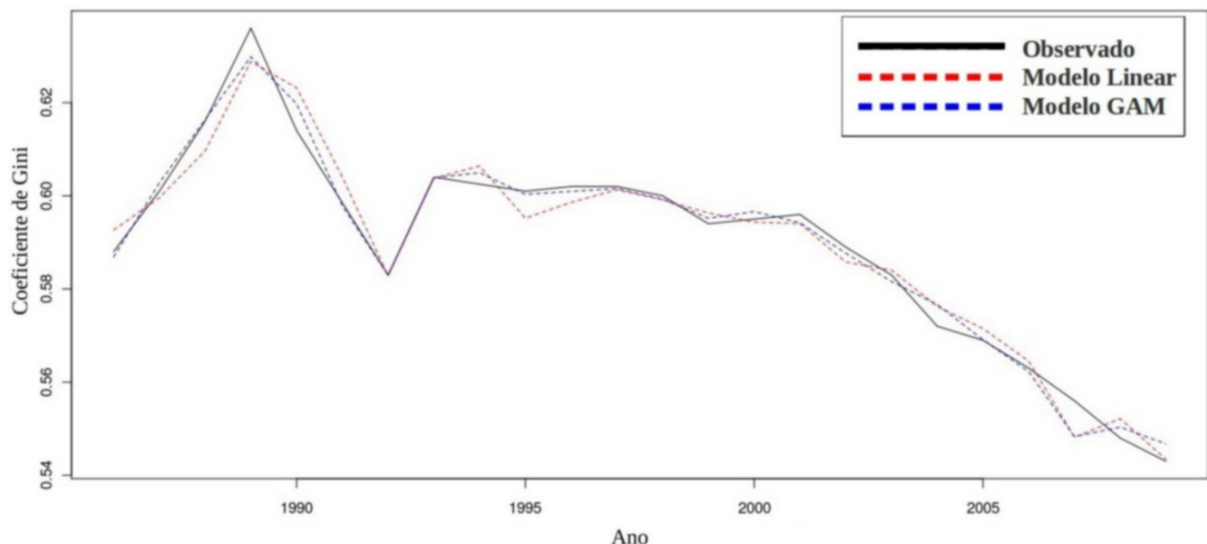


Figura 1. Gráfico dos valores ajustados.

Através da figura 1 é possível observar a trajetória do Coeficiente de Gini ao longo do tempo e para analisá-la é importante ressaltar importantes fatos políticos e econômicos que pelos quais o Brasil passou. Um dos mais marcante foi o “Milagre Econômico” (1968-1973) onde o país cresceu de forma acelerada à uma taxa média acima de 10% ao ano. A partir disso o Brasil entrou num período de crise, motivado por fatores internos e externos, como crise do petróleo ao final de 1973. Durante o governo Geisel, segundo Coutinho (1981), algumas medidas foram tomadas para melhorias no desempenho econômico e os frutos dessas medidas puderam ser percebidas no segundo semestre de 1976, ano em que o índice de Gini inicia sua trajetória de queda que vai até 1986, com pequenas oscilações de 1982-1983. Durante esse intervalo de tempo vários acontecimentos políticos e econômico se seguiram, como por exemplo, a transição política, dos militares para o civis, o III Plano Nacional de Desenvolvimento (1979), Plano Cruzado (1986).

Após o termino do Plano Cruzado, o Coeficiente de Gini apresenta uma tendência crescente, até 1989, ano em que o coeficiente tem o registro de maior valor (0.636). Na sequência no ano de 1987, o coeficiente de Gini apresenta uma tendência decrescente que vai até 1992. Os anos de 1993 e 1994 apresentam um aumento o índice, mas em 1995, o índice apresenta tendência de queda que vai até 2009, que representa o ponto mínimo, este período compreende o Plano Real, com a queda abrupta da inflação e também o governo Lula e suas políticas de transferência de renda.

Através do Gráfico da Função Suavizadora Temporal (Figura 2), é possível analisar o comportamento do Coeficiente de Gini em três partes.

A primeira, que compreende o período entre 1986 à 1994, no qual a função suavizadora temporal apresenta uma inflexão na trajetória de crescimento marginal do coeficiente de Gini, e em 1986 e inicia sua trajetória de queda a cada ano. De 1986 a 1988 a queda ainda é fraca e a partir de 1989 se torna fortemente decrescente anualmente.

Já o período compreendido entre 1994 à 2001 observa-se que de 1993 a 1994 a tendência decrescente termina, e inicia um período de estacionaridade do Gini, com este permanecendo em uma zona neutra até 2001. Apesar de não estar mais crescendo como nos anos anteriores, não demonstra sinais claros de queda.

Finalmente após 2001 reinicia o processo de queda do Gini, trazendo neste momento retornos marginais negativos a cada ano, diminuindo o nível de desigualdade existente no Brasil. Este cenário de queda, apesar de fraca a cada ano, se estabiliza no período entre 2005 a 2009. Como a amplitude do intervalo de confiança é grande neste período não há como precisar o aumento do Coeficiente de Gini, conforme aparenta o gráfico e isto se deve ao fato de que algumas variáveis não foram incluídas no estudo como, por exemplo, crédito,

receita tributária, saúde, segurança pública, saneamento, etc.

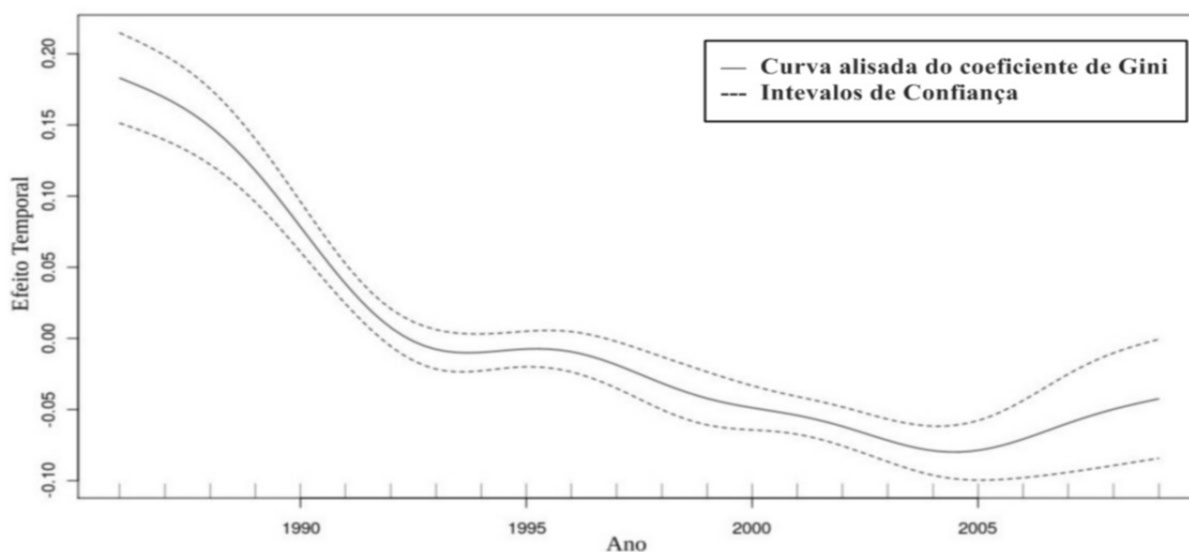


Figura 2. Curva alisada do coeficiente de Gini em função do tempo

#### 4. Conclusão

Através deste estudo foi possível analisar o comportamento do coeficiente de Gini de num intervalo de tempo entre 1976 a 2009. Analisando a série através de fatos históricos ou pelo modelo proposto, foi possível compreender de maneira empírica diversos fatores que ao longo desse período influenciaram na variabilidade do Coeficiente de Gini no Brasil.

Através dos Modelos Aditivos Generalizados, foram estimados parâmetros e realizadas diversas inferências sobre os modelos apresentados, sendo o GAM selecionado através do método *stepAIC*, dentre diversas variáveis apresentadas no modelo linear clássico.

Pode-se perceber que a tendência do coeficiente de Gini é decrescente, mas os valores recentes ainda não retratam uma boa situação da distribuição de renda, quando comparado ao coeficiente de Gini de outros países, como México que possui um coeficiente de 31,9, enquanto o Brasil apresenta 55,6, de acordo com a UNDP (2007).

Finalmente, ainda são necessários mais estudos empíricos para compreender quais fatores podem explicar da melhor forma a variabilidade do Coeficiente de Gini, uma vez que o grande intervalo de confiança a partir de 2005 aponta um caminho incerto para o futuro, levando a duas possibilidades: a de um aumento na concentração de renda e portanto, aborto do processo de distribuição de renda existente ou a de tornar esse processo de queda mais rápido e de qualidade, e assim fortalecer as bases de uma sociedade com oportunidades iguais.

#### 5. Bibliografia

AKAIKE, H. **A new look at the statistical model identification**. IEEE Transactions on Automatic Control, 1974. 19 (6): 716–723.

AMIEL, Y.; COWELL, F. A. **Thinking about Inequality**. Cambridge: Cambridge University Press, 1999. ISBN 0521466962.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. In: Henriques, Ricardo (org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 21-47.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **Pelo fim das décadas**



**perdidas: Educação e desenvolvimento sustentado no Brasil.** Texto para Discussão n. 857, IPEA, 2002.

BCB-Depec, diversas variáveis, vários anos. Brasília, Abril de 2011.

CARDOSO, E.; BARROS, R. P.; URANI, A. **Inflation and Unemployment as Determinants of Inequality in Brazil: The 1980's**, in: Dornbusch, R. and S. Edwards (eds.), Reform, Recovery and Growth: Latin American and Middle East. The University of Chicago Press, 1995. pp. 37-64.

CYSNE, R. P. **On The Positive Correlation Between Income Inequality And Unemployment.** The Review of Economics and Statistics, 2009, 91(1), p.218-266

CYSNE, R. P.; MALDONADO, W.; MONTEIRO, P. K. **Inflation and income inequality: a shopping-time approach.** Journal of Development Economics. Vol. 78, p. 516-528, 2005.

CORRÊA, A. M. C. J. **Globalização, desigualdade e pobreza: uma análise regional do perfil das pessoas ocupadas na agricultura brasileira.** In: XXXIX Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. Anais... Recife, PE: SOBER, 2001.

COUTINHO, L. G. **Inflexões e crise da política econômica 1974/1980.** In Revista de Economia Política, v. 1, n. 1, Brasiliense, 1981.

CURADO, M. L. ; Rocha, M ; DAMIANI, D. . **Taxa de câmbio e crescimento econômico: uma comparação entre economias emergentes e desenvolvidas.** In: VI Encontro de Economia da Região Sul - Anpec Sul, 2008, Curitiba. VI Encontro de Economia da Região Sul - Anpec Sul, 2008.

DOBSON, A. J. **An Introduction to Generalized Linear Models.** London: Chapman and Hall, 1990.

FIBGE, diversas variáveis, vários anos. Rio de Janeiro, Abril de 2011.

FIDA – International Fund for Agricultural Development. **Hacia una region sin pobres rurales.** Santiago: FIDA, 2000.

FIDA – International Fund for Agricultural Development. **Rural Poverty Report 2001.** Oxford University Press, 2001.

GINI, C. **Variability and Mutability.** C. Cuppini, Bologna, 1912. 156 p. (Italian: Variabilità e mutabilità)

GREENE, W. H. **Econometrics Analysis.** 4 ed. New Jersey, Pearson Education LTD, 2003.

GU; WAHBA. **Minimizing GCV/GML scores with multiple smoothing parameters via the Newton method.** SIAM J. Sci. Statist. Comput, 1991. 12:383-398

HASTIE, T. J.; TIBSHIRANI, R. J. **Generalized Additive Models.** London: Chapman and Hall, 1990.

- HASTIE, T. J.; TIBSHIRANI, R. J. **Generalized Additive Models**. Chapman and Hall, 1990.
- HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: USP, 1998.
- IPEA, diversas variáveis, vários anos. Brasília, Abril de 2011.
- McCULLAGH, P.; NELDER, J. A. **Generalized Linear Models**. Chapman & Hall, 1989.
- NERI, M.; SOARES, W. **Desigualdade social e saúde no Brasil**. Caderno de Saúde Pública. 2002;18 (Supl):77-87.
- NETER, J.; KUTNER, M. H.; NACHTSHEIM, C. J.; WASSERMAN, W. **Applied linear statistical models**. 4.ed. Chicago: Times Mirror Higher Education Group, 1996.
- NORTH, D. “**Teoria de Localização e Crescimento Econômico Regional**” In Schwartzman, J. (Org), *Economia Regional – textos selecionados*. CEDEPLAR/MINTER, 1977. pp. 291-313.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2011. ISBN 3-900051-07-0. URL <http://www.R-project.org>.
- RAY, D. **Development Economics**. New Jersey: Princeton University Press, 1998. p. 188. ISBN 0691017069.
- SABBADINI, R. **Dois ensaios empíricos em macroeconomia e desigualdade de renda**. São Paulo, 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Pesquisas Econômicas, Universidade de São Paulo, 2010.
- SCHWARTZ, J. (1994), **Nonparametric smoothing in the analysis of air pollution and respiratory illness**. *Canad. J. Statist.*, 22, 4, 471-487
- SEN, A. K. **Desigualdade reexaminada**. Rio de Janeiro: Record, 2001.
- SINGER, Paul. **O Milagre Brasileiro - Causas e Conseqüências**, Caderno Cebrap, nº 6, 1972, São Paulo.
- UNDP, International Human Development Indicators. Nova York, Abril de 2011.
- VEIGA, J. E. **Pobreza rural, distribuição da riqueza e crescimento: a experiência brasileira**. In: Teófilo, Edson (org.). *Distribuição de riqueza e crescimento econômico*. Brasília: NEAD/MDA, 2000. (Estudos NEAD, 2). p. 173-200.
- VENABLES, W. N.; RIPLEY, B. D. **Modern Applied Statistics with S**. Fourth edition. Springer, 2002.
- WOOD, S. N. **Generalized Additive Models – An Introduction with R**. Chapman & Hall/CRC, 2006.