

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

Leonidas Lenin Ballardo Malpartida

**ANÁLISE DA CURVA DE KUZNETS PARA O ESTADO DO RIO
GRANDE DO SUL (1976 A 2013)**

**Santa Maria, RS
2017**

Leonidas Lenin Ballardo Malpartida

**ANÁLISE DA CURVA DE KUZNETS PARA O ESTADO DO RIO GRANDE DO
SUL (1976 A 2013)**

Monografia apresentada ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção do grau de **Bacharel em Ciências Econômicas**.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Da Luz Junior

Santa Maria, RS
2017

Leonidas Lenin Ballardó Malpartida

**ANÁLISE DA CURVA DE KUZNETS PARA O ESTADO DO RIO GRANDE DO
SUL (1976 A 2013)**

Monografia apresentada ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção do grau de **Bacharel em Ciências Econômicas**.

Aprovado em 13 de julho de 2017:

Roberto Da Luz Junior, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)

Kalinca Léia Becker, Dra. (UFSM)

Ricardo Heli Rondinel Cornejo, Dr (UFSM)

Santa Maria, RS
2017

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho aos dois amores incondicionais da minha vida:
minha mãe Priscila e minha amada esposa Luciana.

AGRADECIMENTOS

Antes de tudo queria agradecer a minha esposa Luciana Ballardo por seu suporte e confiança ao longo de toda a jornada de graduação e a minha família, pelas alegrias e apoio.

Ao meu orientador, Professor Dr. Roberto Da Luz Junior, por sua disponibilidade, estímulo e por seus ensinamentos.

A todos os meus professores, que durante o curso, enriqueceram meu conhecimento e meu apreço pelas ciências econômicas

Gostaria de agradecer à Universidade Federal de Santa Maria, ao corpo docente e técnico administrativo do curso de Ciência Econômicas, que me permitiram a realização deste curso.

Sempre grato!!

*“It is better to be roughly right
than precisely wrong.”*
(John Maynard Keynes)

RESUMO

ANÁLISE DA CURVA DE KUZNETS PARA O ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL (1976 A 2013)

AUTOR: Leonidas Lenin Ballardo Malpartida

ORIENTADOR: Dr. Roberto Da Luz Junior

Este trabalho analisa a relação entre crescimento econômico e desigualdade na distribuição de renda, com a finalidade de avaliar, para o Estado do Rio Grande do Sul, a validade da hipótese de Kuznets (1955), que afirma que a desigualdade nos primeiros estágios do crescimento é crescente até chegar a um ponto máximo, após o qual a desigualdade é decrescente. Foi possível verificar empiricamente usando um modelo econométrico com séries temporais AR(1) que o padrão proposto por Kuznets se aplica para o Estado no período de 1976 a 2013.

Palavras-chave: Crescimento e desigualdade, Hipótese de Kuznets, Séries temporais.

ABSTRACT

THE KUZNETS' CURVE ANALYSIS TO RIO GRANDE DO SUL STATE (1976 TO 2013)

AUTHOR: Leonidas Lenin Ballardo Malpartida

ADIVISOR: Dr. Roberto da Luz Junior

This paper analyzes the relationship between economic growth and inequality in income distribution, with the purpose of evaluating for the State of Rio Grande do Sul, Kuznets hypothesis (1955) validity, its alleges that the inequality, in the first stages of growth, increases and it reaches a peak, after that inequality decreases. It was possible to verify empirically using an econometric model with time series AR (1) that the standard proposed by Kuznets applies to the State no period from 1976 to 2013.

Key-words: Growth and inequality, Kuznets hypothesis, time series.

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 – População Urbana e Rural no Rio Grande do Sul	23
Tabela 4.1 – Estatísticas descritivas das variáveis	29
Tabela 4.2 – Correlação das variáveis g e y	31
Tabela 4.3 – Primeira regressão	32
Tabela 4.4 - Normalidade dos resíduos	32
Tabela 4.5 – Regressão interativa AR(1) Cochrane-Orcutt	32

LISTA DE SIGLAS

ANPEC	Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia
AR	Autorregressivo
FHC	Fernando Henrique Cardoso
FSE	Fundo Social de Emergência
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
MQO	Mínimos quadrados Ordinários
PAI	Programa de Ação Imediata
PIB	Produto Interno Bruto
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
PQLI	Physical Quality of Life Index

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	11
2. CONSIDERAÇÕES CONCEITUAIS	13
2.1 A hipótese de Kuznets	13
2.2 Formalização	15
2.3 Os estudos sobre a curva de Kuznets	17
3. RESENHA DA ECONOMIA DO RIO GRANDE DO SUL	22
4. APLICAÇÃO DA CURVA DE KUZNETS	27
5. CONCLUSÃO	34
REFERÊNCIAS	35
APÊNDICE	38

1. INTRODUÇÃO

A discussão sobre o crescimento econômico e a distribuição de renda é um tema muito debatido na economia e a relação entre eles foi utilizada por inúmeras pesquisas, que inicialmente, buscavam compreender qual a influência do crescimento de uma região ou país sobre a desigualdade econômica.

Atualmente, estas duas variáveis são amplamente utilizadas dentro das teorias de desenvolvimento socioeconômico, cujas investigações têm evidenciado uma preocupação em testar empiricamente a hipótese do U-invertido, visto que a possibilidade de prever o aumento na desigualdade de renda, permitiria aos Governos a reversão dessa situação.

O Estado gaúcho é um fértil território para o desenvolvimento desta espécie de pesquisa, e isso pode ser comprovado a partir das investigações realizadas por alguns cientistas, que foram mapeados nesta pesquisa. Todavia, esta pesquisa se distingue no que concerne ao método econométrico e o período cronológico analisado.

Neste sentido, o presente trabalho se propõe a verificar a validade da hipótese de Kuznets para o estado do Rio Grande do Sul entre os anos 1976 a 2013, utilizando como suporte as teorias que explicam o comportamento U-invertido entre o crescimento econômico e a concentração de renda. Para tanto, foram selecionadas variáveis que representam o crescimento econômico e a desigualdade, assim como, a coleta de dados relativos aos anos 1976 a 2013, e posteriormente, realizou-se a análise dos resultados obtidos a partir da equação econométrica.

Desta maneira, a problemática de pesquisa é investigar a validade da hipótese de Kuznets para o Estado do Rio Grande do Sul no período que abrange 1976 a 2013, considerando que a economia gaúcha é impulsionada principalmente pelo setor agrícola e a indústria de transformação, buscando compreender as relações entre o crescimento econômico e a desigualdade de renda.

O trabalho desenvolve-se inicialmente como uma investigação bibliográfica visando entender os conceitos que serviram como base, para uma posterior pesquisa empírica usando as séries temporais para a modelagem econométrica e o programa *Stata SE 10.1* para a estimação dos parâmetros da regressão, possibilitando a apresentação da análise dos dados no trabalho de conclusão de curso a partir da obtenção desses resultados.

Para alcançar seus objetivos o conteúdo é estruturado como segue:

Após a introdução, no primeiro capítulo que é denominado *Considerações Conceituais*, apresenta-se os conceitos relacionados a curva em U-invertido, tomando como referencial o artigo de Kuznets (1955) e outros pesquisadores que realizaram estudos sobre esta temática.

No capítulo seguinte, *Resenha da economia do Rio Grande do Sul*, tratam-se questões relativas ao panorama econômico do território gaúcho durante os anos de 1976 a 2013, as características do setor agrícola e industrial.

O último capítulo, *Aplicação da Curva de Kuznets*, delinea a pesquisa através da estimação dos parâmetros do modelo econométrico obtidos dos dados para o Rio Grande do Sul no período abrangido, efetuando os testes necessários e analisando os resultados, para finalmente proceder as conclusões da pesquisa.

2. CONSIDERAÇÕES CONCEITUAIS

Para se compreender a aplicação da Hipótese de Kuznets no Estado do Rio Grande do Sul, entre os anos de 1976 a 2013, faz-se necessário demonstrar a fundamentação dos conceitos relacionados a esta teoria, bem como estabelecer um breve panorama econômico do Estado gaúcho no referido intervalo de tempo.

Neste sentido, será explanado no capítulo, a concepção da Hipótese de Kuznets e sua formalização, assim como, alguns estudos e resultados obtidos a partir da teoria do U-invertido entre desenvolvimento econômico e desigualdade.

2.1 A hipótese de Kuznets

A base teórica desta pesquisa é a hipótese formulada por Simon Kuznets visando entender a relação entre crescimento econômico e desigualdade na distribuição de renda, tal como o comportamento entre essas variáveis. A tese do autor se fundamenta em dois artigos: o primeiro, publicado em 1955, tinha por finalidade compreender a relação entre duas variáveis; o segundo, de 1963, fundamentou efetivamente sua célebre tese.

No artigo *Economic Growth and Income Inequality* (1955), o economista explica qual é a principal preocupação da investigação:

The central theme of this paper is the character and causes of long-term changes in the personal distribution of income. Does inequality in the distribution of income increase or decrease in the course of a country's economic growth? What factors determine the secular level and trends of income inequalities? (KUZNETS, 1955, p. 1)

Deste modo, a pesquisa assume que a desigualdade de renda segue uma tendência ou uma lei geral, e se propõe a compreender o comportamento desta variável em um país no decurso do crescimento. Todavia, para esse propósito, é necessário que a situação social e econômica se encontrem já definidas, ou seja, para uma análise correta, os dados deveriam proceder de países desenvolvidos. Portanto, o estudo foi efetuado com dados de séries temporais para os Estados Unidos e Inglaterra, entre os anos de 1929 e 1950, e para a Alemanha (Saxônia e Prússia) mediante uma limitada amostra.

A partir disso, concluiu-se que a concentração de renda, nos países analisados, diminuiu desde a década de 1920, considerando-se possível que essa tendência tenha sido iniciada no período anterior à I Guerra Mundial. Portanto, houve uma diminuição na

desigualdade de renda, ao longo do tempo, nos países desenvolvidos, criando um questionamento plausível sobre a(s) causa(s) desse comportamento.

Para responder à questão, Kuznets faz uso de um modelo dual similar ao de Lewis (1954)¹, com um setor agrícola (1) e um outro não-agrícola (2), onde a produtividade e a renda *per capita* média é maior no segundo que no primeiro. Consequência desse acelerado crescimento urbano e industrial, nos estados iniciais a concentração de renda é maior na população urbana que na rural.

Dessa forma, compreendeu-se que a desigualdade maior no ramo industrial que no agrícola ocasiona uma migração intersetorial, que leva a uma concentração ainda maior de renda, e que, por sua vez, se relaciona com a qualificação da mão de obra. Portanto, a qualidade na educação aumenta com o crescimento contínuo da economia, promovendo maior oferta de trabalhadores qualificados, o que resulta em uma diminuição da desigualdade na distribuição de renda.

Kuznets ressalta que não são somente os fatores econômicos levariam a desconcentração da renda, pois as intervenções governamentais, impostos, restrições legais tais como os fatores demográficos, avanços tecnológicos ou desenvolvimento de novas indústrias, podem diminuir os impactos do crescimento sobre a desigualdade da renda.

Observa-se que os dados das séries temporais da época, para os países desenvolvidos, explicam empiricamente somente a fase de desconcentração da renda. Diante disso, a pesquisa foi expandida para regiões subdesenvolvidas como Índia, Ceilão (Sri Lanka na atualidade) e Porto Rico. Comparando os países desenvolvidos com os subdesenvolvidos após a II Guerra Mundial, percebe-se que os últimos têm uma concentração de renda ainda maior, e que não apresentavam classe média, existindo uma polarização entre a classe pobre e rica, explicitando-se, dessa forma, a primeira fase de concentração da renda.

Partindo de todas estas afirmações, Kuznets (1963) formula sua conhecida hipótese:

¹ Lewis (1954) argumenta que o modelo neoclássico é insuficiente para a compreensão para entender o funcionamento das econômicas subdesenvolvidas, pois o suprimento de mão-de-obra estava disponível a salários de subsistência, não necessariamente é ilimitado. Assim, o modelo de Lewis explica o crescimento a partir de uma economia dual com o fator trabalho limitado.

It seems plausible to assume that in the process of growth, the earlier periods are characterized by a balance of counteracting forces that may have widened the inequality in the size distribution of total income for a while [...] It is even more plausible to argue that [there was a] recent narrowing in income inequality observed in the developed countries. (p. 67).

Desta maneira, concluiu-se que no estágio inicial do desenvolvimento² econômico a desigualdade na distribuição de renda aumenta, mas que após um ponto máximo, o crescimento econômico contínuo produz uma desconcentração da renda. Isto significa que a trajetória da desigualdade na distribuição de renda em função do crescimento econômico tem o formato de U-invertido.

Certamente, a lei geral proposta por Kuznets é desprovida de suporte empírico, fato que impulsionou diversos pesquisadores a aprofundar-se no tema, realizando inclusive a formalização da hipótese como apresentada na próxima seção.

2.2 Formalização

Neste tópico, é possível observar que a hipótese de Kuznets é fatível de formalização, com um mínimo de supostos econômicos como as adotadas por Robinson (1976).

Assumindo que exista uma economia com dois setores 1 e 2, e que a distribuição de renda é diferente para ambos.

Seja: Y_1 e Y_2 a média do logaritmo da renda, e σ_1^2 e σ_2^2 a variância do logaritmo da renda para cada setor. E supondo que a população se encontra dividida entre os setores, onde W_1 e W_2 é a parcela da população em cada setor temos:

$$W_1 + W_2 = 1 \quad (2.1)$$

Então a média do logaritmo renda total é dada por:

$$Y = W_1 Y_1 + W_2 Y_2 \quad (2.2)$$

E a variância do logaritmo de toda a renda por:

$$\sigma^2 = W_1 \sigma_1^2 + W_2 \sigma_2^2 + W_1 (Y_1 - Y)^2 + W_2 (Y_2 - Y)^2 \quad (2.3)$$

² Para os propósitos desta pesquisa crescimento econômico e desenvolvimento econômico são usados como sinônimos.

Robinson (1976) aponta que usar a média do logaritmo e a variância do logaritmo não são necessários, mas que a variância do logaritmo da renda é usada como medida de desigualdade³, assim quem representa esta desigualdade da renda é σ^2 .

Supondo que em cada setor a distribuição de renda permanece constante, a desigualdade depende unicamente de W_1 e W_2 como observado na equação 2.3, da mesma forma na equação 2.2, a média total do logaritmo da renda depende também das variáveis da população.

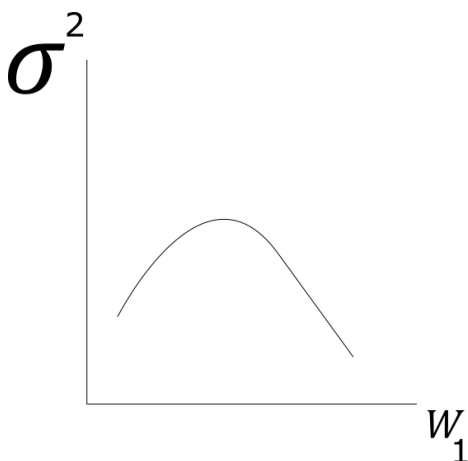
Assumindo que o setor 1 tenha um aumento da população, logo substitui-se a equação 2.1 e 2.2 pela equação 2.3:

$$\sigma^2 = -(Y_1 - Y_2)^2 W_1^2 + [\sigma_1^2 - \sigma_2^2 + (Y_1 - Y_2)^2] W_1 + \sigma_2^2 \quad (2.4)$$

Visto que σ^2 representa a desigualdade na distribuição de renda e W_1 a parcela da população do setor 1, nota-se que se tem uma equação quadrática onde: $Y_1 > Y_2$, pois assumimos que a parcela da população no setor 1 é crescente.

Então a equação 1.4 tem o formato de uma parábola negativa, isto é a desigualdade depende do crescimento como mostra a gráfico a seguir.

Gráfico 1.1 – Desigualdade em função do crescimento



Fonte: Elaborada pelo autor

³ Theil (1980) mostra como pode ser usado a média do logaritmo da renda como medida de desigualdade.

Observa-se que com os pressupostos admitidos por Kuznets (1955) para uma economia dual é possível demonstrar a existência de um U-invertido entre a desigualdade na distribuição de renda e o crescimento econômico. Para provar essa teoria muitas foram as pesquisas realizadas, que podem auxiliar a testar a validade da curva de Kuznets, por isso, na seção a seguir serão apresentados esses trabalhos em âmbito internacional, nacional e local.

2.3 Os estudos sobre a curva de Kuznets

Desde os anos 60, enquanto o próprio Kuznets estava desenvolvendo sua teoria, outros estudos relacionados às fases de crescimento estavam sendo realizados como constata-se a seguir.

Kravis (1960) apoia a teoria de Kuznets e alega que o aumento da disparidade de renda é inevitável nas primeiras etapas de crescimento econômico, visto que, o aumento de riquezas beneficia a uma minoria da população. Por outro lado, a partir do crescimento contínuo e a criação de novas fontes de emprego, entende-se que é possível uma diminuição desta desigualdade.

Entretanto, Stiglitz (1969) parte de um modelo de acumulação simples com uma função linear de poupança, taxa de crescimento populacional constante, trabalho homogêneo e divisão da riqueza igualitária entre os herdeiros, estabelecendo, a partir disso, que heterogeneidade da renda e a riqueza justificam o aumento da desigualdade durante as primeiras fases de desenvolvimento e, na etapa seguinte, a disparidade econômica declina quando o ponto de viragem é alcançado.

Esse é um tema que gera muita discussão entre os pesquisadores pois carece de suporte experimental, visto que a base conceitual “[...] é talvez 5% informação empírica e 95% especulação algumas de essas assunções possivelmente contaminadas pela ilusão” (KUZNETS, 1955, p. 26, tradução nossa). Como o próprio autor admite, a hipótese não tem um bom fundamento empírico e se alicerça, principalmente, em especulações.

Em razão dessa afirmação, muitos estudiosos procuraram testar o formato U-invertido entre a desigualdade na distribuição de renda e o crescimento econômico, de forma empírica, fazendo uso de diversas formas funcionais. No entanto, o *proxy* empregado para concentração de renda e crescimento econômico varia de uma pesquisa

para a outra, resultando em investigações que atestam e outras que divergem com esta relação casual, conforme observa-se a seguir.

Sem dúvida, uma das interessantes pesquisas foi apresentada por Ahluwalia (1976), utilizando o método de *cross-section* para a desigualdade em função da renda *per capita* e uma variável *dummy* para os países socialistas, tomou como amostra de sessenta países, dos quais quarenta foram países subdesenvolvidos, quatorze desenvolvidos e seis socialistas. Constatou a existência da curva de Kuznets, concluindo que os resultados deveriam ser vistos como dados estilizados, os quais podem servir para o desenvolvimento de uma teoria que explique adequadamente a relação entre as duas variáveis estudadas.

Outra importante contribuição para esse estudo é a formalização da hipótese de Kuznets apresentada por Anand e Kanbur (1993) para seis índices de desigualdade em função do PIB (Produto Interno Bruto) *per capita*. A aplicação de suas formas funcionais com cortes transversais foi realizada em cem países e os resultados obtidos contradizem o formato U-invertido das variáveis e conduzindo à conclusão de que o modelo deveria incluir setores intermediários e que as desigualdades entre eles mudam ao longo do tempo.

Barro (1999) também rejeita a hipótese de Kuznets, utilizando dados em painel, utiliza o argumento de que a desigualdade tende a retardar o crescimento em países pobres e incentivar o crescimento em lugares mais ricos, asseverando a teoria é válida apenas para países já desenvolvidos. Além disso, argumenta que a desigualdade na distribuição de renda é causada pelas imperfeições do mercado de crédito, sistema político, variações da taxa de poupança e problemas sociais.

Por outro lado, a pesquisa desenvolvida por Mbaku (1997) corrobora a hipóteses de Kuznets, e alega que o PIB *per capita* não assinala o desenvolvimento de uma região, pois não informa os hábitos de gastos nacionais, em especial os gastos das famílias e as despesas privadas, que são de vital importância para analisar o desenvolvimento de uma nação. Além disso, traz como diferencial, o emprego do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) como medida para a desigualdade e Qualidade de Vida Física (*Physical Quality of Life Index*, PQLI) como *proxy* do desenvolvimento, com dados em painel.

A pesquisa Tribble (1999) propõe uma forma funcional diferente, comparando o PIB *per capita* com o índice de Gini para os Estados Unidos, entre 1947 e 1987, estimando uma função cúbica devido a inserção de um terceiro setor, que gera uma nova

migração de trabalhadores, desta vez de um setor industrial para o de serviços, resultando em um aumento da desigualdade, que diminui apenas na fase de crescimento seguinte, resultando em uma curva com formato de “S”. No entanto, é importante destacar que esta relação cúbica não deslegitima a hipótese de Kuznets, visto que

[...] em uma economia com diversos setores, é possível que a relação crescimento-desigualdade se reverta em função do surgimento de um setor mais novo e atrativo, de forma a elevar a desigualdade novamente. Assim, o surgimento dos setores de alta tecnologia, intensivos em capital humano especializado, a expansão do setor de serviços e o enfraquecimento do Estado, poderiam ser responsáveis pela finalização da fase decrescente e o início de uma nova fase de crescimento na desigualdade, sobretudo em países industrializados. (GOMIDE, 2013, p. 14).

A relação entre a concentração de renda e crescimento econômico na hipótese de Kuznets apresenta o formato crescente na fase inicial, mas a longo prazo, esta decresce como resultado de uma mudança estrutural, o que ocorre com a introdução de um novo setor, como o de serviços, evidenciando-se que uma forma funcional cúbica não contradiz a curva de Kuznets.

Na década de 2000, enfatiza-se os estudos regionais para o padrão U-invertido, destacando-se entre esses trabalhos o de Li, Wang e Huang (2006), que faz uso de *pooled data* de nove países da Ásia Oriental, alegando que a partir de uma análise mais aprofundada, o aumento da desigualdade durante as primeiras etapas de desenvolvimento econômico encontra-se fortemente associado ao desenvolvimento financeiro das economias asiáticas, confirmando a tese de Kuznets.

Para a América Latina, Alejo (2012) utiliza dados em painel com efeitos fixos e o modelo semi-paramétrico com dados da renda familiar para crescimento econômico e o índice de Gini para a desigualdade e conclui que, nesse contexto, a curva de Kuznets não se verifica.

No cenário nacional foram realizadas muitas pesquisas para testar a curva U-invertida, utilizando diversas técnicas e obtendo-se resultados dos mais variados, tanto para validar a hipótese como para refutá-la, como observa-se a seguir.

Os resultados obtidos por Jacinto e Tejada (2004) confirmam a existência da curva de Kuznets para os municípios dos Estados do Nordeste, no período de 1970 a 1991, por meio de dados em painel e corte transversal.

Em contrapartida, as conclusões de Barros e Gomes (2007) apontam que as evidências para aceitar a hipótese de Kuznets são escassas. O trabalho utiliza dados em

painel para os anos 1991 e 2000, em 5507 municípios do Brasil, adotando o índice de Gini e de Theil como medidas para a desigualdade, e como grandeza para o desenvolvimento renda *per capita*, a razão entre a população urbana e a população total.

Em 2008, foram publicadas duas pesquisas que confirmam que a relação desigualdade na distribuição de renda e o crescimento econômico segue o formato U-invertido: a primeira, realizada por Jacinto, Tejada e Figueiredo (2008) para os municípios da região nordeste do Brasil, entre os anos de 1991 e 2000, utilizou a metodologia de modelos paramétricos e semi-paramétricos; a outra, executada por Salvato *et al* (2008) estudou os municípios de Minas Gerais no período 1991-2000, empregou o modelo de dados em painel efeitos fixos.

O estudo Farias *et al* (2010) apresenta algumas diferenças em relação às pesquisas anteriores, pois como variável para o desenvolvimento utiliza a renda média *per capita*, e aplica um modelo autorregressivo de primeira ordem (AR1) a séries de tempo, para demonstrar empiricamente que a hipótese de Kuznets é válida para o Brasil, no período 1976-2007.

Dois estudos se destacaram em 2011, um legitimando a curva de Kuznets e o outro negando sua comprovação por ausência de suporte empírico. O último é resultado do estudo de Taques e Mazzutti (2011), que analisaram as Unidades Federativas (UF) do Brasil, entre os anos 1995 e 2008, classificando as UF pelo IDH como altas e baixas, para, em seguida, utilizar dados em painel; enquanto a primeira, foi realizada por Figueiredo, Silva Junior e Jacinto (2011,) para os municípios dos Estados brasileiros, nos anos 1991 a 2000, aplicando formas funcionais e estimativas não-paramétricas.

Sob outra perspectiva, os dados anuais de 1986 a 2005 para 21 estados brasileiros, apresentados por Linhares *et al* (2012), utilizou como variáveis de controle a média de anos de estudo, a abertura comercial e o consumo de energia elétrica, além do índice de Gini para a desigualdade. Foram utilizados os dados em painel, classificando os Estados pelo seu PIB *per capita* e o resultado obtido revelou que a curva Kuznets não é válida para as economias com uma renda inferior a R\$ 258,48, que foi a classificação mais baixa adotada dentro da pesquisa.

Outrossim, entre os estudos realizados no Rio Grande do Sul que confirmaram a aplicabilidade da hipótese de Kuznets, destacam-se os trabalhos de Bêni, Marquetti e Klockner (2002), que empregaram o método não paramétrico para estimar curvas e superfícies por alisamento dos dados, comparando a renda *per capita* com o índice de

Theil para 333 municípios do Estado no ano 1990; e de Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004) que aplicaram dados do período de 1970 e 1991, dos municípios do Rio Grande do Sul, para realizar uma estimativa mediante dados de painel com afeitos fixos.

As conclusões obtidas no que se refere ao estudo em curso, são em certa medida, polêmicas, visto que, há pesquisadores que verificam e outros que refutam a hipótese de Kuznets. No entanto, como analisado anteriormente, o saldo total é favorável, tanto para pesquisas feitas no âmbito internacional como para as realizadas para o país, sem mencionar as pesquisas apresentadas para o Estado gaúcho que, como observado, verificam a validade do formato U-invertido.

O próximo capítulo apresenta o cenário econômico do Rio Grande do Sul, no período definido para esta pesquisa, considerando que esses dados são pertinentes para uma análise mais concisa da relação entre crescimento econômico e desigualdade na distribuição de renda.

3. RESENHA DA ECONOMIA DO RIO GRANDE DO SUL

Este capítulo tem como objetivo retratar a evolução econômica e as peculiaridades do Rio Grande do Sul visando compreender os efeitos da economia e política Nacional sobre o Estado, a partir do comportamento da distribuição de renda e desenvolvimento econômico na região gaúcha.

A renda domiciliar média *per capita* do Rio Grande do Sul encontra-se acima da média nacional, é o quarto Estado com maior participação no PIB nacional como mostram os dados do ano de 2013 apresentados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A formação socioeconômica do Estado Gaúcho origina-se dos detentores de terra, que o sustentaram por meio da pecuária extensiva, sendo a de bovinos setor tradicional na economia. (MOREIRA; MEDEIROS, 2014). Motivo pelo qual, na década de 1960, o Rio Grande do Sul desempenhou importante papel em poupar e fornecer divisas para o crescimento nacional.

Nos anos 1970, a configuração passou a ter outra dinâmica, pois apresentava uma agricultura capitalizada, ou seja, uma agricultura altamente capitalizada para o benefício da produção da soja. No início da década, o cenário nacional passava pelo surgimento de novos centros urbanos, pois o fluxo migratório da população rural para esses centros teve um crescimento significativo, dessa forma as cidades de porte meio⁴ funcionaram como receptoras de migrantes, o que levou a reorganização espacial da distribuição da população do Brasil. (PALMEIRA, 1989)

O caso do Rio Grande do Sul não foi diferente, Barcellos (1990) descreve o período de 1970 a 1980 como cenário

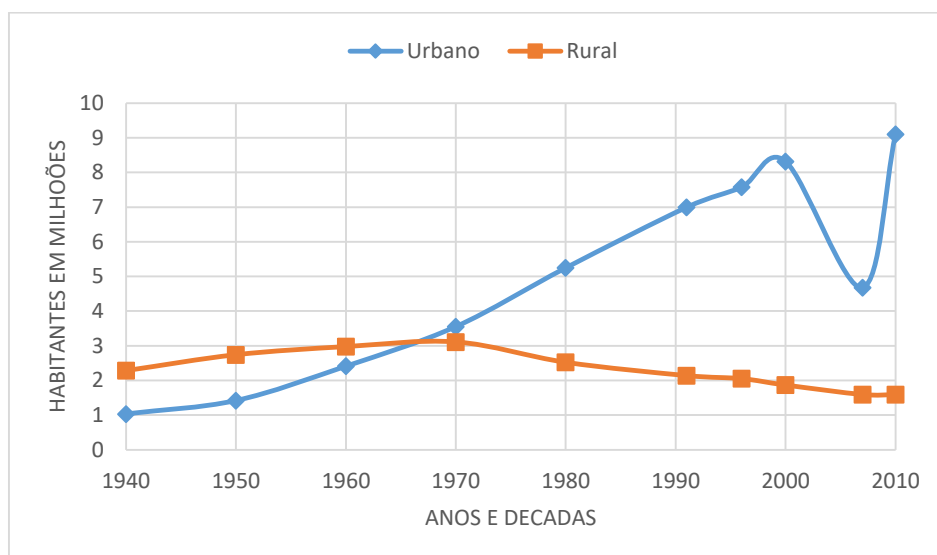
[...] de um deslocamento maciço de sua população em direção às cidades, acompanhando, com índices muito próximos, o processo verificado a nível nacional. Em 1950, o Estado apresentava um grau de urbanização de apenas 34%, tendo, já em 1970, ultrapassado os 50% e, em 1980, alcançado a significativa cifra de 67% de habitantes urbanos (p. 119)

Verifica-se então que a urbanização do Estado teve uma tendência crescente ao longo do tempo, assim sendo, espera-se uma redução da população rural nesse período. Mas, que dizer de outras décadas? O gráfico 2 mostra qual o movimento da população

4 Segundo Barcellos (1990) são cidades de porte médio aquelas que tinham como população de 50.000 a 200.000 habitantes.

rural e urbana para a década de 1940 a 2010⁵, ressaltando-se o demonstrativo dos anos 1991, 1996 e 2007, conforme visualizado na tabela 2.1.

Gráfico 3.1 – Evolução da população urbana e rural para o Rio Grande do Sul



Fonte: Elaborado pelo autor com dados do IBGE

Tabela 3.1 – População Urbana e Rural no Rio Grande do Sul

Ano	Urbano (milhões de habitantes)	Rural (milhões de habitantes)
1940	1,03	2,29
1950	1,42	2,74
1960	2,41	2,98
1970	3,55	3,11
1980	5,25	2,52
1991	7,00	2,14
1996	7,58	2,05
2000	8,32	1,87
2007	4,68	1,60
2010	9,10	1,59

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do IBGE

⁵ A década do 2010 é uma estimativa do IBGE.

A partir do gráfico anterior, observa-se que existe um movimento migratório de uma área para outra, mas o que ocorre com a participação agrária na economia do Estado é a expectativa de que a diminuição da mão de obra no setor primário resulte na redução de sua participação na geração da renda, porém isto não acontece no Rio Grande do Sul, cuja gênese no setor primário, proporcionou o capital necessário para a industrialização.

Ainda na década de 1970, a agropecuária tradicional sofreu uma redução, de certa forma incentivada pelo governo que promoveu o uso da tecnologia na agricultura, com o objetivo de motivar a agroexportação. Dessa forma, no setor agrícola houve uma demanda de máquinas e implementos agrícolas, que resultou no crescimento da alta taxa da indústria de bens de capital. Devido a estas políticas de expansão e modernização da agricultura ocorre a migração das minorias do campo para o urbano, visto que as mudanças implantadas favoreceram a concentração da posse de terra nas mãos de uma minoria e o desterramento dos agricultores tradicionais. (GRAZIANO, 1999)

Entre 1980 e 1990, a estrutura industrial do Estado, devido à dependência do setor primário, apresenta como peculiaridade a produção voltada para o mercado interno, resultando na elevada participação das indústrias tradicionais, apesar da recessão causada, em parte, pelo Plano Real. (PEREIRA E ARENDT, 2002)

O Plano Real entra em vigor em maio de 1993 com o Programa de Ação Imediata (PAI) visando mudar a relação entre o Governo Federal e os Estados e do Banco Central com os Estaduais e Municipais, objetivando também o combate à sonegação. Em 28 de fevereiro de 1994, foi introduzido o Fundo Social de Emergência (FSE), que tinha como propósito financiar os programas sociais prioritários. Um dia depois, entra em vigor a Unidade Real de Valor (URV), cuja moeda, o Real, passa a circular no país em 1º de julho.

O Plano Real promovia a valorização da moeda e o fortalecimento do mercado interno, mas dado que a indústria do Rio Grande do Sul, naquele contexto, dependia mais do mercado externo do que interno, sofreu retrações. A respeito desse período, Portugal (1997) ressalta que na indústria do calçado, houve um declínio relativamente menor, devido ao aumento de preços no mercado internacional.

Em 1995, a indústria alimentícia se consolidou, visto que a estabilização de preços promovia o aumento real da renda nas camadas mais baixas da sociedade propiciando a demanda por alimentos.

Esse cenário teve uma mudança depois de janeiro de 1999, pois o governo federal, devido aos déficits em transações correntes e crises externas, não conseguiu manter a valorização da moeda, passando para uma política cambial flutuante. Apesar disso, a inflação se manteve baixa e dentro das metas, o que gerou um clima de confiança. Nesse mesmo contexto, a economia Gaúcha retomou o crescimento, pois seus preços internacionais tornaram-se mais competitivos e a renda do Estado dependia, em grande parte, das exportações.

As privatizações tiveram início no Brasil, no governo de Collor, no início da década de 1990, mas foram realmente ampliadas no governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC), efetivando inclusive, a venda de empresas prestadoras de serviço, principalmente na área de telecomunicações, promovendo uma alta arrecadação para o Governo.

Em 2002, como base das políticas do Governo, a gestão de FHC deixou o legado das metas de inflação, câmbio flutuante e austeridade fiscal, o chamado “tripé”. Além disso, realizou reformas, ainda hoje utilizadas no país, como o ajuste fiscal nos Estados e a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF); e consumou a extinção dos monopólios nos Estados, nos setores de telecomunicações e petróleo.

Essas mudanças provocaram resultados positivos no Rio Grande do Sul, prova disso foram os novos investimentos realizados no Estado, entre eles, destaca-se o Grupo Gerdau que comprou a Finos Piratini e, em 2005, tinha 6,9 mil empregados. Outras firmas como a Brahma, Coca-Cola e Schincariol também fizeram investimentos que geraram um total de 1590 empregos, enquanto a Marcopolo (carrocerias), no ano 2006, possuía 10 mil funcionários. (SOUZA, 2007).

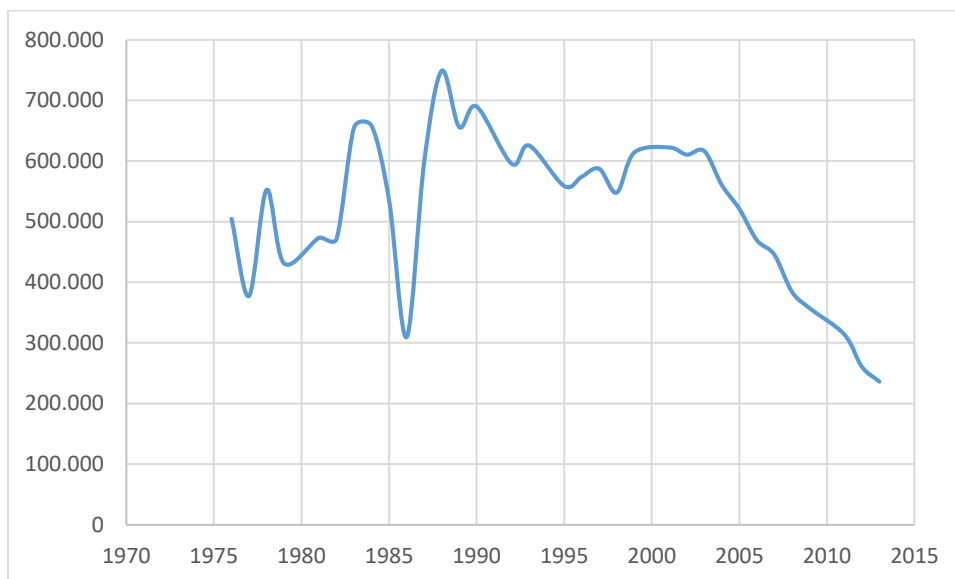
Complementando essa análise, Carli (2014) afirma que, para o Estado, o crescimento da indústria de produtos químicos, veículos automotores, reboques e carrocerias é notória, entre os anos de 2000 a 2008, mas que, o mercado de calçados teve uma diminuição na produção.

Desde finais da década de 1990 até 2013, o crescimento da China teve efeito positivo para o Rio Grande do Sul, pois a demanda da soja desse país favoreceu o crescimento das exportações do Estado.

De forma geral, como demonstra o Atlas Econômico do Rio Grande do Sul (2015), a demanda de produtos do Estado encontra-se ligada às atividades agropecuárias e agroindustriais.

Ao longo da sua história, a economia gaúcha passou por algumas crises, que levaram em certos momentos à estagnação de seu crescimento. Mas, em um sentido amplo, ela cresceu e teve diversas mudanças, apesar de ainda se encontrar fortemente dependente do setor primário. Contudo, o que dizer da evolução da desigualdade de renda no Estado? O gráfico a seguir mostra a trajetória de pobreza⁶ da unidade federativa.

Gráfico 3.2 – Trajetória dos domicílios com renda *per capita* inferior à linha de pobreza



Fonte: Elaborada pelo autor com dados do IPEADATA

Observa-se que a pobreza teve altos e baixos, mas que, no ano de 1986, se apresenta reduzida, enquanto no ano de 1988, apresenta a maior quantidade de domicílios com renda inferior à linha da pobreza, que após isso, reverteu-se para uma diminuição desse quantitativo, em parte pelos programas sociais do Governo Federal, espera-se que esta tendência tenha continuidade.

Em suma, destaca-se dois aspectos referentes a economia do Rio Grande do Sul: a dependência das exportações, cuja principal fonte são os *commodities*; e a concentração da gênese da indústria no setor primário, apesar do crescimento da população urbana.

A partir do panorama apresentado, compreende-se a estrutura econômica do Estado, possibilitando uma compreensão mais substancial da aplicação da curva de Kuznets para o Rio Grande do Sul, tema a ser tratado no próximo capítulo.

⁶ A linha de extrema pobreza é uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, com base em recomendações da FAO e da OMS

4. APLICAÇÃO DA CURVA DE KUZNETS

O objetivo principal deste capítulo é a comprovação da hipótese de Kuznets para o Rio Grande do Sul, entre os anos de 1976 e 2013, utilizando como método de aplicação as séries de tempo. Esta parte do trabalho está estruturada em duas seções: a primeira apresenta os dados e a metodologia aplicada ao longo do trabalho, e a última procede a análise dos resultados obtidos.

4.1 Metodologia e dados

Para alcançar os objetivos desta pesquisa, optou-se por utilizar procedimentos do tipo qualitativos e quantitativos. Assim, após a consideração da proposta de Kuznets, e posteriormente investigação de literatura relacionada ao tema, e investigação histórica sobre o Estado do Rio Grande do Sul, finalmente procedeu-se a coleta e análise dos dados.

Em princípio, se apontam os indicadores usados que representam cada variável e suas respectivas estatísticas descritivas, referente aos anos de 1976 ao 2013 que foram coletados através do site do IPEA e são originários da pesquisa anual por amostra de domicílios (PNAD/IBGE).

A desigualdade na distribuição de renda é representada pelo índice de Gini na sua forma percentual (como observado no primeiro capítulo, é utilizado na maioria das pesquisas relacionadas ao tema), para o crescimento econômico ou desenvolvimento é usado como *proxy* a renda domiciliar *per capita* média (R\$ do ano 2002), seguindo a linha de pesquisa de Farias *et al* (2010), além das recomendações de Fitoussi, Stiglitz e Sen (2009) que o PIB não é suficiente para explicar o desenvolvimento econômico.

O modelo econométrico utilizado para validar o formato U-invertido tem a configuração similar à empregada por Ahluwalia (1976), como se mostra a seguir:

$$\ln g_t = \beta_1 + \beta_2 \ln y_t + \beta_3 (\ln y_t)^2 + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Onde: g representa o índice de Gini na sua forma percentual no período t , y é a renda domiciliar média *per capita* no período t e ε_t corresponde ao erro da estimação. β_2 e β_3 são as elasticidades por ser um modelo log-log.

Como observado na formalização no capítulo 1, para aceitar a hipótese de Kuznets é necessário que os parâmetros satisfaçam a condição: $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$

Apesar das vantagens apresentadas em relação a outros métodos econométricos, as séries temporais manifestam alguns problemas próprios como a autocorreção ou ausência de estacionariedade, requerendo, portanto, um tratamento especial.

Se diz que uma série é estacionaria se sua média e covariância são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância depende unicamente da distância entre os períodos e não o tempo real ao qual a covariância é computada.

- i) $E(Y_t) = \mu$;
- ii) $var(Y_t) = \sigma^2$;
- iii) $Cov(Y_t, Y_{t-h}) = \gamma_h$ Dependendo apenas de h e não de t , onde $h > 0$.

Dessa maneira, se define uma série com ruído branco ou que não apresenta autocorreção se sua média e covariância dos erros (ε_t) são constantes ao longo do tempo e sua covariância é igual a zero.

- iv) $E(\varepsilon_t) = \mu$;
- v) $var(\varepsilon_t) = \sigma^2$;
- vi) $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-h}) = 0$, para todo t e $h > 0$.

Para verificar que o modelo não apresenta autocorreção se realizaram testes como o d de Durbin-Watson e o de Breusch-Godfrey.

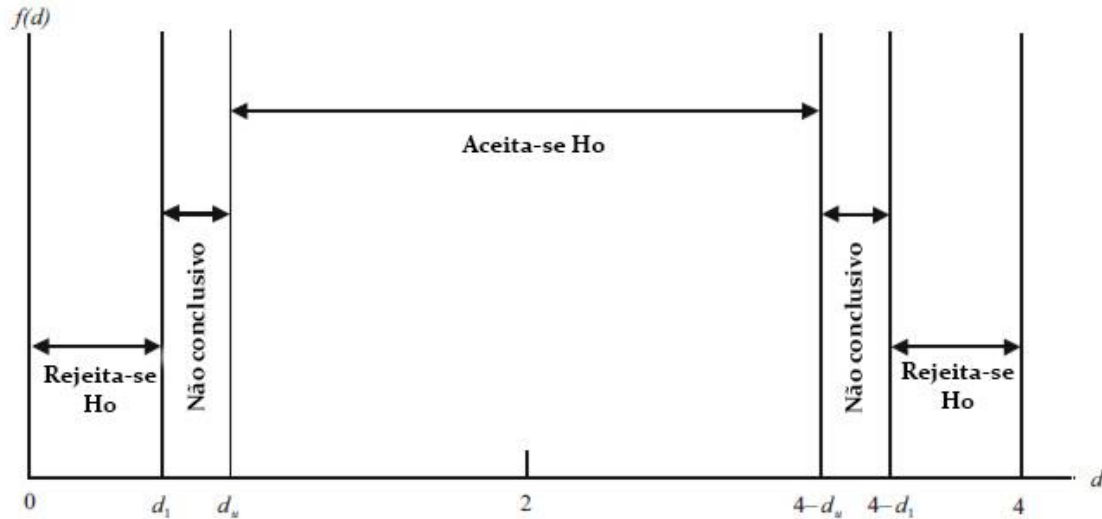
A estatística d de Durbin-Watson se define como segue:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{t=n} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^{t=n} \hat{u}_t^2} \quad (4.2)$$

Compara-se o resultado obtido da equação 3.2 com os valores críticos d_l e d_u da estatística d de Durbin-Watson⁷, e após a aquisição dos valores críticos é possível analisar se a série apresenta autocorrelação empregando o gráfico 3.1, os limites d_l e d_u são para a autocorrelação positiva ($d < 2$) e, os limites $4 - d_u$ e $4 - d_l$ para a negativa ($d > 2$). H_0 : Ausência de autocorrelação.

⁷ A tabela utilizada encontra-se no Apêndice D de Gujarati e Porter (2011), que é uma extensão da estatística original de Durbin-Watson.

Gráfico 4.1 – Valores críticos Durbin-Watson



Fonte: Baltagi (2008)

Observa-se que o teste d Durbin-Watson as vezes é inconclusivo, motivo pelo qual se faz necessário complementar com outro como o Breusch-Godfrey ou teste do multiplicador de Lagrange (LM).

Segue o teste desenvolvido por Breusch-Godfrey:

Seja um modelo de regressão de duas variáveis:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (4.3)$$

Supondo que o termo erro u_t siga um esquema autorregressivo de ordem p , $AR(p)$:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \rho_3 u_{t-3} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

Onde ε_t é o ruído branco com média zero e variância constante.

A hipótese nula $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$

Para completar o processo se realiza as seguintes etapas

1. Estima-se a equação 3.3 pelo Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e se obtêm os resíduos, \hat{u}_t .
2. Realiza-se a regressão \hat{u}_t contra X_t original e encontra-se R^2 :

$$\hat{u}_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

Se o tamanho da amostra for muito grande então $(n - p)R^2 \sim X_p^2$

3. Se a aplicação $(n - p)R^2$ excede o valor crítico do qui-quadrado ao nível de significância escolhido, então a hipótese nula é rejeitada, em que pelo menos ρ na equação 3.4 é estatístico e significativamente diferente de zero.

Ao encontrar que uma série temporal que apresenta autocorrelação para corrigir o problema pode-se fazer uso do Método iterativo de Cocharane-Orcutt, o procedimento é como segue:

1. Da equação 3.3 estima-se o modelo com MQO e se obtêm os resíduos, \hat{u}_t ;
2. Calcula-se a seguinte regressão:

$$\hat{u}_t = \hat{\rho}\hat{u}_{t-1} + \omega_t \quad (4.6)$$

3. Com $\hat{\rho}$ da equação 3.6, calcula-se a regressão generalizada:

$$Y_t - \hat{\rho}Y_{t-1} = \beta_1^* + \beta_2(X_t - \hat{\rho}X_{t-1}) + \omega_t \quad (4.7)$$

4. Com $\hat{\beta}_1^*$ e $\hat{\beta}_2$ acha-se uma nova série de resíduos \hat{u}_t^{**}

$$\hat{u}_t^{**} = Y_t - \hat{\beta}_1^* - \hat{\beta}_2 X_t \quad (4.8)$$

5. Logo, calcula-se a regressão:

$$\hat{u}_t^{**} = \hat{\rho}\hat{u}_{t-1}^{**} + v_t \quad (4.9)$$

$\hat{\rho}$ é o valor estimado de ρ da segunda rodada.

6. Este procedimento é contínuo até que o critério de convergência, definido anteriormente, seja alcançado.

Posteriormente, certificou-se a estacionariedade da série para o qual se faz uso do teste de Dick Fuller Aumentado (DFA), esta forma generalizada é utilizada nos casos em que os u_t são correlacionados. Consiste em estimar a seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

Testar H_0 : Há uma raiz unitária, a série temporal é não estacionaria.

Em razão de que este teste utiliza a defasagem da variável se faz necessário conhecer o número de defasagem, para isso se faz uso dos critérios de Akaiki e Schwarz.

Para corrigir o problema da estacionariedade o mais comum é utilizar os modelos diferenciados, para depois realizar novamente os testes necessários. Se a série temporal precisa ser diferenciada d vezes para ser estacionária, então ela é integrada de ordem d ou $I(d)$. Para que duas séries sejam co-integradas é necessário a existência de uma mesma ordem de integração, portanto, o primeiro passo é certificar-se que ambas são integradas

à mesma ordem com os testes de estacionariedade. Assim, utiliza-se o teste Johansen, que tem como base o teste do Traço e o Teste de Máximo autovalor.

Todos os cálculos, estimações e testes foram realizados com o software Stata10.1.

No próximo tópico se observa com mais detalhes as estimações e a análise dos dados realizados para obter o modelo econométrico apresentado e propor respostas às questões suscitadas nesta pesquisa.

4.2 Análise dos resultados

A seguir se apresenta a estatística descritiva dos dados, o coeficiente de Gini é expressado em sua forma percentual, pois o modelo proposto faz uso dos logaritmos dos dados, sendo necessário que estes sejam maiores que 1.

Tabela 4.1 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Renda domiciliar <i>per capita</i> média	38	859,86	163,9	611,12	1292,87
Índice de Gini	38	0,54	0,03	47,7	0,59

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados do Ipeadata

Na tabela anterior foram apontadas as principais estatísticas para as variáveis, a saber, a quantidade de dados, o valor da média aritmética, o desvio padrão e o valor máximo e mínimo delas.

Em seguida, procedeu-se a correlação das variáveis índice de Gini (g) Renda domiciliar *per capita* média (y).

Tabela 4.2 - Correlação das variáveis g e y

	g	y
G	1.000	
Y	-0,787	10.000

Fonte: elaborado pelo autor

Observa-se uma correlação negativa entre elas, que é o esperado pela pesquisa.

Posteriormente, foram feitas as transformações para a obtenção do modelo, assim as novas variáveis são: $\ln_g = \ln(g)$; $\ln_y = \ln(y)$ e $\ln_y2 = (\ln(y))^2$

A regressão inicial é como se mostra na tabela 3.3.

Tabela 4.3 – Primeira regressão

Variável dependente ln_g (R ² =74%,)				
Variável	coeficiente	Erro padrão	t	Prob
ln_y	7,66	1,67	4,59	0
ln_y2	-0,58	0,12	-4,74	0
constante	-21,13	5,64	-3,74	0

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Aparentemente inexistem problemas na regressão, os coeficientes apresentam os comportamentos esperados, como demonstrado na seção anterior. Portanto, procede-se a realização dos testes necessários: o primeiro é o d de Durbin-Watson para autocorrelação, onde: $d = 1,071843$. Da tabela da estatística de d de Durbin-Watson se observa que o d é menor que o $d_1 = 1,373$, do gráfico 3.1, dessa forma, a regressão apresenta autocorrelação positiva. O teste da normalidade não apresentou problemas, como indicado na tabela 3.4

Tabela 4.4 - Normalidade dos resíduos

Jarque-Bera normality test	0,9413	Chi(2) = 0,6246
Jarque-Bera test for Ho	Normality	

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Sendo o valor de 0,941 maior que o crítico de 0,624, conseqüentemente, se aceita a normalidade dos resíduos.

O teste Breusch-Godfrey corrobora que existe autocorrelação, para resolver o problema, recorrendo-se ao procedimento iterativo de Cochrane-Orcutt. A tabela 3.5 apresenta os resultados.

Tabela 4.5 – Regressão interativa AR(1) Cochrane-Orcutt

Variável dependente ln_g				
Variável	coeficiente	Erro padrão	t	Prob
ln_y	6,41	1,78	3,6	0
ln_y2	-0,48	0,13	-3,66	0
constante	-17,2	5,98	-2,88	0
ρ	0,67			
Durbin-Watson	2,28			
R ²	0,38			

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

O novo d Durbin-Watson é 2,20, então fazendo uso novamente da tabela estatística de d Durbin-Watson se tem que a regressão não apresenta autocorrelação, isto é, o problema foi resolvido.

No entanto, os testes de raiz unitária mostraram que a série apresenta $I(1)$, por outro lado, o teste para a co-integração revelou que não existe um vetor para resolver o problema. Assim, seguindo a linha da pesquisa de Farias *et al* (2010), e observando que o $AR(1)$ é próxima de uma diferença aceita-se o resultado da tabela 3.5. Sendo que os coeficientes têm os comportamentos esperados, então verifica-se a hipótese de Kuznets para o Estado do Rio Grande do Sul para os anos de 1976 a 2013.

5. CONCLUSÃO

A presente pesquisa teve como objetivo verificar a hipótese de Kuznets para o Estado do Rio Grande do Sul nos anos de 1976 a 2013, e como resultado a hipótese do U-invertido foi validada.

A desigualdade pode ser explicada por meio do crescimento econômico em 38% para o Estado Gaúcho, contudo, num estudo mais aprofundado seria necessário inserir outras variáveis que podem sobrepujar as questões econômicas, como explicado por Kuznets (1955), fatores como demografia ou políticas do Governo.

A partir dos diversos trabalhos analisados, percebe-se que a desigualdade na distribuição de renda é um problema que causa preocupação na economia, portanto, entender a relação entre esta variável e o crescimento econômico pode servir como uma ferramenta para o desenvolvimento de políticas governamentais, mas que para entender o movimento destas variáveis no tempo é importante fazer um estudo profundo das particularidades de cada região.

O método de séries temporais pode auxiliar em qualquer pesquisa, mas por encontrar-se atrelado ao tempo apresenta algumas dificuldades, e, portanto, para uma maior robustez é necessário dispor de maior quantidade de dados possíveis.

O PIB *per capita* é usada tradicionalmente como uma medida de desenvolvimento econômico, mas é possível empregar outras variáveis que descrevam de uma melhor maneira o crescimento econômico de uma região.

REFERÊNCIAS

- AHLUWALIA, M. **Income distribution and development: Some stylized facts.** American Economic Review, v. 66, p. 128–153. 1976.
- ANAND, S.; KANBUR, S. R. **The Kuznets process and the inequality—development relationship.** Journal of development economics, v. 40, n. 1, p. 25-52, 1993.
- ALEJO, J. **Relación de Kuznets en América Latina.** Económica, v. 59. La Plata, 2012.
- ATLAS SOCIOECONOMICO DO RIO GRANDE DO SUL.** Disponível em: <http://www.scp.rs.gov.br/atlas/conteudo.asp?cod_menu_filho=818&cod_menu=817&tipo_menu=ECONOMIA&cod_conteudo=1468>. Acesso em: 22 jun. 2015
- BAGOLIN, I.; GABE, J; RIBEIRO, E. **Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991).** Encontro de Economia Gaúcha, v. 2, 2004.
- BALTAGI, B.H. **Econometrics.** 4 Ed. New York. Springer, 2008.
- BARCELLOS, T. M. **A urbanização do Rio Grande do Sul no período recente: traços fundamentais.** Indicadores Econômicos FEE, v. 18, n. 2, p. 117-122, 1990.
- BARRO, R. J. **Inequality and growth in a panel of countries.** Journal of economic growth, v. 5, p. 5-32, 2000.
- BARROS, L; GOMES, F. **Desigualdade e Desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros?** Análise Econômica, v. 26, n. 50, 2007.
- BÊRNI, D; MARQUETTI, D; KLOCKNER, R. **A desigualdade econômica no Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets.** Ensaios FEE, v. 23, p. 443-466, 2002.
- CARLI, S. **A contribuição do agronegócio no Rio Grande do Sul no período de 2000 a 2010.** Trabalho Final de Curso. FAHOR – Faculdade Horizontina, 2014
- FARIAS, T. et al. **A teoria do U invertido: um teste empírico da hipótese de Kuznets para a relação entre o crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil (1976-2007).** Revista de Economia Mackenzie, v. 8, n. 1, 2010.
- FIGUEIREDO, E. A.; SILVA JÚNIOR, J. C.; JACINTO, P. **A hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros: Testes para as formas funcionais e estimações não-paramétricas.** Revista Economia, 2011.
- FITOUSSI, J.P.; SEN, A.; STIGLITZ, J. E. **Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress.** 2009.

GOMIDE, U. **Reexaminando a Curva de Kuznets: Evidências para o Brasil no período de 1981-2009**. Fortaleza: UFC, 2013. Dissertação (mestrado profissional em Economia do Setor Público) – Programa de Pós-Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2013.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. Ed. São Paulo: AMGH, 2012.

IBGE, IBGE. **Disponível em:** <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em, Maio, 2016.

JACINTO, P.A.; TEJADA, C.A. **Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região nordeste do Brasil: O que os dados têm a dizer**. Encontro de Economia da Anpec, v. 32, 2004.

JACINTO, P. A.; TEJADA, C.A.; FIGUEIREDO, E. A. **Desigualdade de renda e crescimento econômico para o Nordeste do Brasil: evidências a partir de modelos semiparamétricos**. XI Encontro Regional de Economia - ANPEC-Sul 2008

KUZNETS, S. **Economic growth and income inequality**. American Economic Review, v. 45, p. 1-28, 1955.

KUZNETS, S. **Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations**. VIII, Distribution of income by size, Economic Development and Cultural Change, January, 1963, Part2, 1-80.

KRAVIS, I. B. **International differences in the distribution of income**. The Review of Economics and Statistics, p. 408-416, 1960.

LI, H; WANG, Y; HUANG, L. **Financial Development, Income Distribution, and Economic Growth: Evidence from East Asia Economies**. Chinese Economist Society 2006 Annual Conference.

LINHARES, F. et al. **A hipótese de Kuznets e mudanças na relação entre desigualdade e crescimento de renda no Brasil**. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 42, n. 3, p. 403-432, 2012.

MBAKU, J. M. **Inequality in income distribution and economic development: Evidence using alternative measures of development**. Journal of Economic development, v. 22, n. 2, p. 57-67, 1997.

MOREIRA, V.; MEDEIROS, R. M. **As novas configurações do espaço agrário no Rio Grande do Sul/Brasil: da pecuária tradicional ao complexo agroindustrial da soja**. Confins. Revue franco-brésilienne de géographie/Revista franco-brasileira de geografia, n. 20, 2014.

PALMEIRA, M. **Modernização, Estado e questão agrária**. Estudos avançados, v. 3, n. 7, p. 87-108, 1989.

PEREIRA, J. M.; ARENDT, M. O Desenvolvimento da Indústria Gaúcha no Séc. XX. **Anais do 1º Encontro de Economia Gaúcha, Porto Alegre, 2002.**

PORTUGAL, M. S. **Efeitos do plano real sobre o Rio Grande do Sul: as exportações, o nível de atividade e as finanças públicas gaúchas nos dois primeiros anos do real.** Análise econômica. Porto Alegre. Vol. 15, n. 27 (mar. 1997), p. 81-109, 1997.

ROBINSON, S. **A note on the U hypothesis relating inequality and economic development.** American Economic Review, v. 66, p. 437-440, 1976.

SALVATO, M. A. et al. **Crescimento e Desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais–1991/2000.** Economia & Gestão, v. 6, n. 13, 2008.

SILVA, J. G. **Tecnologia e agricultura familiar.** Porto Alegre: UFRGS, 1999.

SOUZA, N. J. **TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº08/2007. Desenvolvimento Econômico do Rio Grande Do Sul: Das Origens aos dias atuais.** Porto Alegre, 2007. **Disponível em:** http://www3.pucrs.br/pucrs/ppgfiles/files/faceppg/ppge/texto_8.pdf
Acesso em março 2017

STIGLITZ, J. E. **Distribution of income and wealth among individuals.** Econometrica: Journal of the Econometric Society, p. 382-397, 1969.

TAQUES, F ; MAZZUTTI, C.C. **Qual a Relação entre Desigualdade de Renda e Nível de Renda Per Capita? Testando a hipótese de Kuznets para as Unidades Federativas Brasileiras.** Planejamento e Políticas públicas, v. 2, n. 35, 2011.

THEIL, H. **The development of international inequality 1960–1985.** Journal of Econometrics, v. 42, n. 1, p. 145-155, 1989.

TRIBBLE, R. **The Kuznets–Lewis Process within the Context of Race and Class in the US Economy.** International Advances in Economic Research 2 (1996):151–64.

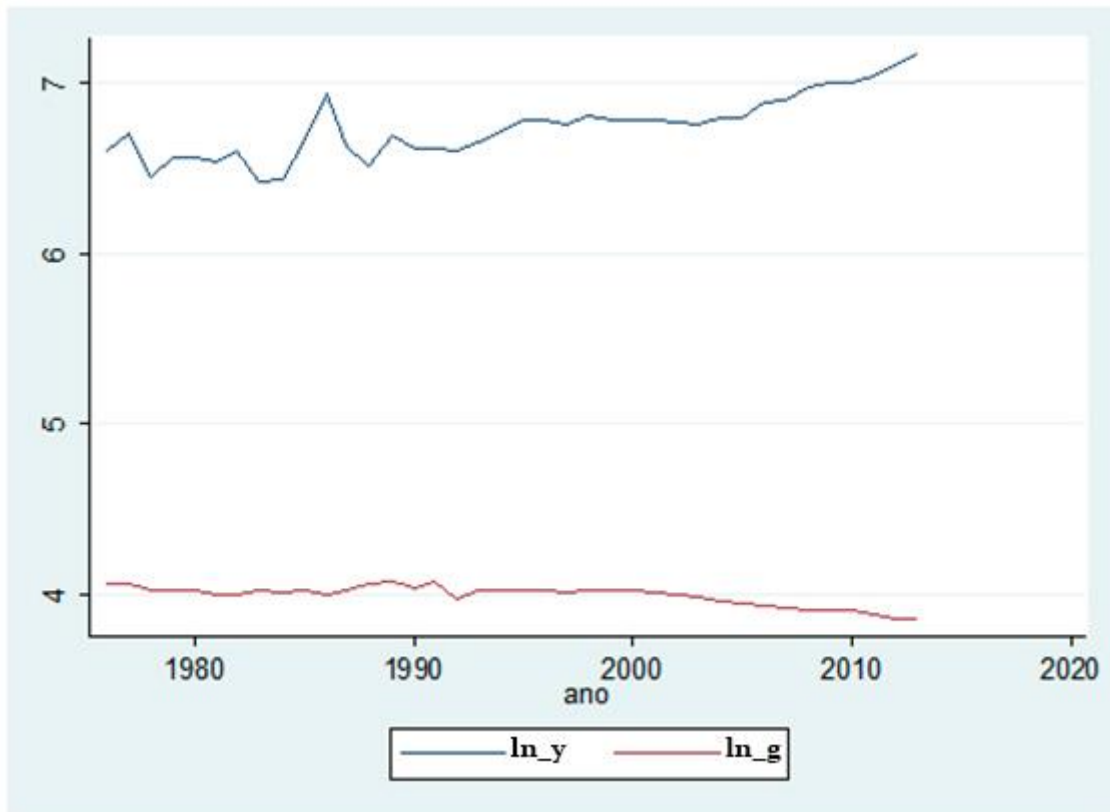
APÊNDICE

Apêndice A - Output da primeira regressão

Source	SS	df	MS			
Model	.090845441	2	.045422721	Number of obs =	38	
Residual	.0319379	35	.000912511	F(2, 35) =	49.78	
Total	.122783341	37	.003318469	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.7399	
				Adj R-squared =	0.7250	
				Root MSE =	.03021	

ln_g	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_y	7.660475	1.667248	4.59	0.000	4.275781	11.04517
ln_y2	-.5830706	.1230766	-4.74	0.000	-.8329294	-.3332117
_cons	-21.12712	5.643582	-3.74	0.001	-32.5842	-9.670041

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Apêndice B – Gráfico ln_y e ln_g

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Apêndice C – Output critérios de informação de Akaike e Schwarz

Selection-order criteria
Sample: 1980 - 2013

Number of obs = 34

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	71.7306				.000913	-4.16062	-4.14531	-4.11573
1	75.3714	7.2816*	1	0.007	.000782	-4.31596	-4.28534*	-4.22618*
2	76.5268	2.3109	1	0.128	.000775*	-4.32511*	-4.27918	-4.19043
3	76.6104	.16716	1	0.683	.000819	-4.2712	-4.20996	-4.09163
4	78.5191	3.8175	1	0.051	.000777	-4.32466	-4.24811	-4.10019

Endogenous: u

Exogenous: _cons

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Apêndice D – Output teste LM

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	8.073	1	0.0045

H0: no serial correlation

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Apêndice E – Output Corretiva da autocorrelação com Cochrane-Orcutt

```

Iteration 0: rho = 0.0000
Iteration 1: rho = 0.3920
Iteration 2: rho = 0.5036
Iteration 3: rho = 0.5581
Iteration 4: rho = 0.5878
Iteration 5: rho = 0.6045
Iteration 6: rho = 0.6139
Iteration 7: rho = 0.6192
Iteration 8: rho = 0.6222
Iteration 9: rho = 0.6239
Iteration 10: rho = 0.6248
Iteration 11: rho = 0.6254
Iteration 12: rho = 0.6257
Iteration 13: rho = 0.6258
Iteration 14: rho = 0.6259
Iteration 15: rho = 0.6260
Iteration 16: rho = 0.6260
Iteration 17: rho = 0.6260
Iteration 18: rho = 0.6260
Iteration 19: rho = 0.6260
Iteration 20: rho = 0.6260
Iteration 21: rho = 0.6260
Iteration 22: rho = 0.6260

```

Cochrane-Orcutt AR(1) regression -- iterated estimates

Source	SS	df	MS	Number of obs =	37
Model	.013360194	2	.006680097	F(2, 34) =	10.37
Residual	.021892881	34	.000643908	Prob > F =	0.0003
Total	.035253075	36	.000979252	R-squared =	0.3790
				Adj R-squared =	0.3424
				Root MSE =	.02538

ln_g	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln_y	6.405547	1.777846	3.60	0.001	2.792529 10.01856
ln_y2	-.4832989	.1320595	-3.66	0.001	-.7516761 -.2149217
_cons	-17.20827	5.980729	-2.88	0.007	-29.36258 -5.053967
rho	.6260323				

```

Durbin-Watson statistic (original) 1.071843
Durbin-Watson statistic (transformed) 2.280509

```

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Apêndice F – Output teste de raiz unitária para Ln_g

```
. reg lng trend
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 38		
Model	.071277073	1	.071277073	F(1, 36) =	49.82	
Residual	.051506264	36	.00143073	Prob > F =	0.0000	
Total	.122783337	37	.003318469	R-squared =	0.5805	
				Adj R-squared =	0.5689	
				Root MSE =	.03782	

lng	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
trend	-.0039495	.0005596	-7.06	0.000	-.0050843	-.0028147
_cons	4.074784	.0125183	325.51	0.000	4.049396	4.100172

```
. varsoc lng
```

Selection-order criteria

Sample: 1980 - 2013

Number of obs = 34

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	48.9509				.003488	-2.82064	-2.80533	-2.77575
1	75.8731	53.844	1	0.000	.000759	-4.34547	-4.31485	-4.25569
2	78.9678	6.1895*	1	0.013	.000671*	-4.46869*	-4.42276*	-4.33401*
3	78.9701	.00459	1	0.946	.000712	-4.41001	-4.34877	-4.23043
4	78.9727	.00523	1	0.942	.000756	-4.35134	-4.27479	-4.12687

Endogenous: lng

Exogenous: _cons

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 35

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-0.920	-4.288	-3.560

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9540

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 37

Newey-West lags = 2

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-6.602	-24.036	-18.812
Z(t)	-1.661	-4.270	-3.552

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7677

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Apêndice G – Output testes de raiz unitária para $d.\ln_g$

Source	SS	df	MS			
Model	.00037674	1	.00037674	Number of obs =	37	
Residual	.024484955	35	.00069957	F(1, 35) =	0.54	
Total	.024861695	36	.000690603	Prob > F =	0.4679	
				R-squared =	0.0152	
				Adj R-squared =	-0.0130	
				Root MSE =	.02645	

D.lng	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
trend	-.0002989	.0004073	-0.73	0.468	-.0011256	.0005279
_cons	.0007031	.009233	0.08	0.940	-.0180409	.0194472

Selection-order criteria

Sample: 1981 – 2013

Number of obs = 33

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	73.0628				.000743	-4.36744	-4.35218	-4.32209
1	76.0842	6.0427*	1	0.014	.000657*	-4.48995*	-4.45943*	-4.39925*
2	76.1863	.20424	1	0.651	.000694	-4.43553	-4.38976	-4.29949
3	76.1994	.02615	1	0.872	.000737	-4.37572	-4.31468	-4.19432
4	76.2323	.06588	1	0.797	.000783	-4.31711	-4.24082	-4.09037

Endogenous: D.lng

Exogenous: _cons

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 35

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.605	-3.682	-2.972

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0001

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 36

Newey-West lags = 1

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-51.223	-17.948	-12.852
Z(t)	-8.949	-3.675	-2.969

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

KPSS test for D.lng

Maxlag = 3 chosen by Schwert criterion

Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Critical values for H0: D.lng is trend stationary

10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216

Lag order	Test statistic
0	.0391
1	.0688
2	.0713
3	.0804

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Apêndice H– Output testes de raiz unitária para $\ln y$

Source	SS	df	MS	Number of obs =	38
Model	.901508974	1	.901508974	F(1, 36) =	92.43
Residual	.351118442	36	.00975329	Prob > F =	0.0000
Total	1.25262742	37	.033854795	R-squared =	0.7197
				Adj R-squared =	0.7119
				Root MSE =	.09876

$\ln y_1$	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
trend	.0140459	.001461	9.61	0.000	.011083 .0170089
_cons	6.466061	.0326846	197.83	0.000	6.399773 6.532348

Selection-order criteria

Sample: 1980 – 2013

Number of obs = 34

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	10.0593				.034364	-.532898	-.517588	-.488005
1	31.0117	41.905	1	0.000	.010627	-1.70657	-1.67595	-1.61678*
2	31.0502	.07698	1	0.781	.01125	-1.65001	-1.60408	-1.51533
3	34.405	6.7097*	1	0.010	.009801*	-1.78853*	-1.72729*	-1.60896
4	35.0146	1.2191	1	0.270	.010039	-1.76556	-1.68901	-1.5411

Endogenous: $\ln y_1$

Exogenous: _cons

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 36

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.286	-4.279	-3.556

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0033

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 37

Newey-West lags = 1

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-23.331	-24.036	-18.812
Z(t)	-3.853	-4.270	-3.552

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0141

KPSS test for $\ln y_1$

Maxlag = 3 chosen by Schwert criterion
Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Critical values for H_0 : $\ln y_1$ is trend stationary

10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216

Lag order	Test statistic
0	.206
1	.155
2	.149
3	.145

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Apêndice I – Output testes de raiz unitária para d.ln_y

Source	SS	df	MS		
Model	.006597381	1	.006597381	Number of obs =	37
Residual	.422314175	35	.012066119	F(1, 35) =	0.55
Total	.428911556	36	.01191421	Prob > F =	0.4646
				R-squared =	0.0154
				Adj R-squared =	-0.0128
				Root MSE =	.10985

D.lny1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
trend	.0012506	.0016913	0.74	0.465	-.002183	.0046842
_cons	-.0095619	.0383453	-0.25	0.805	-.087407	.0682832

Selection-order criteria

Sample: 1981 – 2013

Number of obs = 33

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	29.1336				.010642	-1.70507	-1.68981	-1.65972
1	29.2976	.32805	1	0.567	.011197	-1.6544	-1.62388	-1.5637
2	33.813	9.0308*	1	0.003	.009051*	-1.86746*	-1.82168*	-1.73141*
3	34.1209	.6157	1	0.433	.009446	-1.82551	-1.76447	-1.64411
4	34.5754	.90901	1	0.340	.009775	-1.79245	-1.71616	-1.5657

Endogenous: D.lny1

Exogenous: _cons

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 34

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.923	-3.689	-2.975

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 36

Newey-West lags = 2

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-38.375	-17.948	-12.852
Z(t)	-7.738	-3.675	-2.969

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

KPSS test for D.lny1

Maxlag = 3 chosen by Schwert criterion
Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Critical values for H0: D.lny1 is trend stationary

10%: 0.119 5%: 0.146 2.5%: 0.176 1%: 0.216

Lag order	Test statistic
0	.0188
1	.0246
2	.0411
3	.0591

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Apêndice J - Output testes de raiz unitária para ln_y2

Source	SS	df	MS	
Model	165.256168	1	165.256168	Number of obs = 38
Residual	64.6079526	36	1.79466535	F(1, 36) = 92.08
Total	229.864121	37	6.21254381	Prob > F = 0.0000
				R-squared = 0.7189
				Adj R-squared = 0.7111
				Root MSE = 1.3397

lny2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
trend	.1901711	.0198179	9.60	0.000	.1499785 .2303636
_cons	41.75164	.443363	94.17	0.000	40.85246 42.65082

Selection-order criteria

Sample: 1980 - 2013

Number of obs = **34**

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-78.5998				6.32482	4.68234	4.69765	4.72723
1	-57.3054	42.589	1	0.000	1.9171	3.48855	3.51917	3.57834*
2	-57.2562	.0983	1	0.754	2.02804	3.54449	3.59041	3.67916
3	-53.9226	6.6674*	1	0.010	1.76902*	3.40721*	3.46845*	3.58678
4	-53.325	1.1952	1	0.274	1.8133	3.43088	3.50743	3.65534

Endogenous: lny2

Exogenous: _cons

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = **36**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.105	-4.279	-3.556
			-3.214

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0062**

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = **37**

Newey-west lags = **1**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-22.555	-24.036	-18.812
Z(t)	-3.735	-4.270	-3.552
			-3.211

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0202**

KPSS test for lny2

Maxlag = 3 chosen by Schwert criterion

Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Critical values for H0: lny2 is trend stationary

10%: 0.119 5%: 0.146 2.5%: 0.176 1%: 0.216

Lag order	Test statistic
0	.221
1	.164
2	.156
3	.15

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Apêndice K – Output testes de raiz unitária para d.lny_2

Source	SS	df	MS	
Model	1.28752338	1	1.28752338	Number of obs = 37
Residual	75.1578524	35	2.14736721	F(1, 35) = 0.60
Total	76.4453758	36	2.12348266	Prob > F = 0.4439
				R-squared = 0.0168
				Adj R-squared = -0.0112
				Root MSE = 1.4654

D.lny2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
trend	.0174713	.0225632	0.77	0.444	-.0283344 .0632769
_cons	-.136858	.5115422	-0.27	0.791	-1.175344 .9016278

Selection-order criteria

Sample: 1981 - 2013

Number of obs = 33

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-56.5236				1.91252	3.48628	3.50154	3.53163
1	-56.3508	.34567	1	0.557	2.0111	3.53641	3.56693	3.62711
2	-51.9815	8.7386*	1	0.003	1.64023*	3.33221*	3.37799*	3.46826*
3	-51.7008	.56134	1	0.454	1.71451	3.37581	3.43684	3.5572
4	-51.3117	.7782	1	0.378	1.78123	3.41283	3.48912	3.63957

Endogenous: D.lny2

Exogenous: _cons

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 34

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.866	-3.689	-2.975

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 36

Newey-west lags = 2

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-38.378	-17.948	-12.852
Z(t)	-7.707	-3.675	-2.969

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

KPSS test for D.lny2

Maxlag = 3 chosen by Schwert criterion

Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Critical values for H0: D.lny2 is trend stationary

10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216

Lag order	Test statistic
0	.0193
1	.0253
2	.0421
3	.0601

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

Apêndice L– Output teste de Co-integração de Johansen e número de defasagens

Johansen tests for cointegration

Trend: constant Number of obs = 36
 Sample: 1978 - 2013 Lags = 2

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value	1% critical value
0	12	195.57446		27.2429*1*5	29.68	35.65
1	17	205.69551	0.43009	7.0009	15.41	20.04
2	20	209.19274	0.17658	0.0064	3.76	6.65
3	21	209.19594	0.00018			

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	max statistic	5% critical value	1% critical value
0	12	195.57446		20.2421	20.97	25.52
1	17	205.69551	0.43009	6.9945	14.07	18.63
2	20	209.19274	0.17658	0.0064	3.76	6.65
3	21	209.19594	0.00018			

Selection-order criteria
 Sample: 1980 - 2013

Number of obs = 34

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	143.297				5.2e-08	-8.25279	-8.20686	-8.11811
1	192.57	98.545	9	0.000	4.9e-09	-10.6218	-10.438*	-10.083*
2	202.22	19.301	9	0.023	4.8e-09	-10.66	-10.3385	-9.71726
3	212.435	20.429*	9	0.015	4.6e-09*	-10.7315*	-10.2722	-9.38468
4	220.232	15.593	9	0.076	5.3e-09	-10.6607	-10.0636	-8.90985

Endogenous: lng lny1 lny2
 Exogenous: _cons

Fonte: elaborada pelo autor no software Stata/SE 10.0

**Apêndice M–Desigualdade e renda média per capita para o Rio Grande do Sul
(1976 – 2013)**

RENDA (R\$ 2002)	GINI	ano
729,92	0,581	1976
819,05	0,582	1977
630,35	0,557	1978
711,26	0,562	1979
712,18	0,563	1980
688,36	0,544	1981
733,49	0,547	1982
611,12	0,555	1983
627,84	0,553	1984
776,71	0,560	1985
1024,78	0,549	1986
758,29	0,566	1987
677,74	0,583	1988
803,55	0,593	1989
738,30	0,569	1990
739,63	0,594	1991
735,85	0,535	1992
770,62	0,556	1993
822,68	0,56	1994
874,73	0,564	1995
890,01	0,562	1996
856,05	0,553	1997
908,74	0,561	1998
879,72	0,564	1999
881,39	0,565	2000
883,43	0,554	2001
872,51	0,548	2002
859,99	0,539	2003
891,62	0,528	2004
899,82	0,520	2005
972,56	0,515	2006
986,94	0,506	2007
1064,94	0,504	2008
1093,10	0,500	2009
1095,06	0,501	2010
1144,63	0,486	2011
1214,96	0,477	2012
1292,87	0,478	2013

Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos dados do Ipeadata