

# VI ENEI Encontro Nacional de Economia Industrial

Indústria e pesquisa para inovação: novos desafios ao desenvolvimento sustentável

30 de maio a 3 de junho 2022

## Desigualdade dos Rendimentos do Trabalho em Unidades Federativas Brasileiras: Revisitando a Hipótese da Curva de Williamson-Kuznets

Patrick Leite Santos\*;  
Carlos César Santejo Saiani\*\*

**Resumo:** O objetivo desse estudo foi testar a hipótese da Curva de Williamson-Kuznets (CWK) para a desigualdade dos rendimentos do trabalho em unidades federativas (UFs) brasileiras pelas óticas intra e inter-regional. Para isso, foram realizadas estimações econométricas paramétricas com dados em painel para o período de 1985 a 2018 e regressões não paramétricas. A hipótese da CWK é uma das principais para as relações entre crescimento econômico, desigualdade de renda e setores, que abrange as óticas da desigualdade entre os indivíduos e as regiões, o que justifica ser revisitada. Aqui, a inovação consiste na junção das teorias de Kuznets e Williamson em um mesmo arcabouço metodológico, partindo da hipótese de que ambos utilizam a abordagem da economia dual como fundamento para explicar a dinâmica conjunta da desigualdade de renda e do crescimento econômico, ambos preconizando um formato próximo a um “U-invertido”. Ademais, o estudo incorpora nas análises a ótica inter-regional e o contexto de crise, aspectos ainda pouco explorados na literatura. Os resultados sugerem que a hipótese da CWK não é válida para as UFs no período em análise. Além disso, o impacto da industrialização é o inverso do esperado pela tese da dualidade econômica e crises estaduais aparentemente não influenciam as desigualdades de renda.

**Palavras-chave:** Desigualdade. Setores. Crescimento. Crise.

**Código JEL:** JO1. O1. O17.

**Área Temática:** 1. Indústria, produtividade e competitividade: 1.4 - Padrões de especialização produtiva e desenvolvimento.

\* Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (IERI/UFU). E-mail: patrickeconomia@hotmail.com.

\*\* Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (IERI/UFU). E-mail: ssaiani@ufu.br.

---

## **Inequality of Income from Work in Brazilian Federative Units: Revisiting the Williamson-Kuznets Curve Hypothesis**

**Abstract:** The objective of this study was to test the hypothesis of the Williamson-Kuznets Curve (CWK) for the inequality of income from work in Brazilian federative units (FUs) from an intra- and inter-regional perspective. For this, parametric econometric estimations were performed with panel data for the period from 1985 to 2018 and non-parametric regressions. The CWK hypothesis is one of the main ones for the relationship between economic growth, income inequality and sectors, which encompasses the perspectives of inequality between individuals and regions, which justifies being revisited. Here, the innovation consists in joining the theories of Kuznets and Williamson in the same methodological framework, starting from the hypothesis that both use the dual economy approach as a basis to explain the joint dynamics of income inequality and economic growth, both advocating a shape close to an “inverted-U”. Furthermore, the study incorporates the inter-regional perspective and the crisis context into the analysis, aspects that are still little explored in the literature. The results suggest that the CWK hypothesis is not valid for the FUs in the period under analysis. Furthermore, the impact of industrialization is the opposite of what was expected by the thesis of economic duality and state crises apparently do not influence income inequalities.

**Keywords:** Inequality. sectors. Growth. Crisis.

## 1. Introdução

Consagrada como a hipótese da Curva de Kuznets (CK) – ou do “U-invertido” –, esta postula que o crescimento econômico, em níveis iniciais de renda *per capita*, eleva a desigualdade de renda. Contudo, no longo prazo (maiores níveis de renda), o crescimento gera queda da desigualdade. Dentre outros fatores, isso ocorreria em decorrência da própria dinâmica econômica. Mais especificamente, da transição da prevalência de setores (tradicional) mais desiguais para menos desiguais (modernos). Ou seja, uma justificativa baseada na abordagem da economia dual. O próprio Kuznets (1955), no trabalho original, atribui o “U-invertido” à transição da agropecuária à indústria. O argumento é que no início da transição, devido a diferenças salariais intra e intersetoriais, a desigualdade aumentaria, mas, ultrapassado certo estágio de consolidação da industrialização (*turning point*), ela diminuiria.

Porém, a sociedade e sua estrutura produtiva continuaram evoluindo e a queda da desigualdade de renda prevista por Kuznets (1955) para o longo prazo não fez os países em desenvolvimento alcançarem os níveis menores de desigualdade dos desenvolvidos. Ademais, há indícios de aumento dos níveis nos desenvolvidos (PIKETTY, 2014). Assim, principalmente com dados a partir dos anos 1990, a CK é revisada por alguns trabalhos para um possível “formato N” (LIST; GALLET, 1999).

Uma possível justificativa do novo segmento ascendente da relação desigualdade-crescimento também é baseada na abordagem de economia dual: a transição da indústria para os serviços. Assim, a retomada do aumento da desigualdade com o crescimento é fundamentada no entendimento de que o setor de serviços abrange uma gama maior de atividades, com complexidades e remunerações mais diferentes do que a indústria. Vale ressaltar que as evidências de alguns trabalhos sugerem, ainda, outros formatos para a relação desigualdade-crescimento que não o “U-invertido” ou “N”. Por isso, é natural que outros padrões sejam encontrados, sendo importantes novas avaliações deste tipo.

É interessante destacar, ainda, que Williamson (1965), com premissas similares às de Kuznets (1955) – principalmente o argumento da dualidade –, mas aplicadas ao contexto regional, também tenta explicar a dinâmica da desigualdade de renda. Para isso, advoga que a estrutura produtiva e os indivíduos estão desigualmente distribuídos nas regiões de um país nos estágios iniciais da expansão da renda. Porém, seguindo a dinâmica econômica, dada pela ascensão de novas técnicas e mudanças intrassetoriais, há migração dos indivíduos e capital, reduzindo a desigualdade no longo prazo. Isso implica em alterações no nível da desigualdade de renda no tempo, tanto intra como inter-regional.

Outro aspecto a ressaltar é que o crescimento econômico se relaciona à combinação, dinâmica no tempo, de diversos fatores de produção (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004). Dado que a mão de obra é um desses fatores, é razoável esperar que a distribuição dos salários também seja dinâmica no tempo e entre as diferentes atividades produtivas e localidades. Ao combinar tais atributos, pode-se ampliar a hipótese da CK para uma denominada como hipótese da Curva de Williamson-Kuznets (CWK), que considera as dinâmicas setoriais e regionais (BÊRNI et al., 2002; OZTURK, 2010).

Fundamentando-se nessa discussão, o objetivo deste estudo é testar a hipótese da CWK para a desigualdade dos rendimentos do trabalho (intra e inter-regional e setorial) em unidades federativas (UFs) brasileiras com dados de 1985 a 2018. Assim, são investigadas as relações entre desigualdade e: a) Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*; e b) participações setoriais no emprego. Além disso, é averiguado o efeito de crises econômicas na desigualdade. Para tais análises, são feitas: i) estimativas econômétricas em painel; e b) estimativas não paramétricas por *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*. Os dados utilizados são da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e do Sistema de Contas Nacionais (SCN), ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Além dessa introdução e das considerações finais, o estudo tem mais três seções, a saber: i) a segunda seção apresenta o referencial teórico a cerca da hipótese da curva de Williamson-Kuznets; ii) a terceira mostra e explica as estratégias empíricas adotadas; iii) e na terceira seção, constam os resultados e a discussão.

## 2. Referencial teórico: hipótese da Curva de Williamson-Kuznets

A Curva de Kuznets é amplamente estudada na literatura econômica, com aplicações nos mais diversos campos. Nesse estudo, a análise é centrada no pressuposto de que o crescimento econômico, as mudanças que ocorrem na estrutura produtiva e a desigualdade de renda estão relacionados (BARRO; SALA-I MARTIN, 2004; ACEMOGLU, 2009). Além disso, parte-se da premissa de que essas mudanças ocorrem de forma distinta e em temporalidades diferentes no território nacional, devido as dinâmicas setoriais e regionais. Assim, recorre-se ao arcabouço teórico de Kuznets (1955) e Williamson (1965), o que se denominou, de forma conjunta, de hipótese da Curva de Williamson-Kuznets (CWK)<sup>1</sup>.

Kuznets (1955) teorizou que o nível de desigualdade geral de um país muda conforme altera a sua estrutura produtiva, sendo tal alteração influenciada pelo crescimento econômico. Essa relação foi identificada a partir do estudo de dados da Alemanha, Estados Unidos e Inglaterra referentes ao século XIX e à primeira metade do século XX. Para ilustrar sua teoria, Kuznets utilizou um gráfico para representar seu modelo, que viria a ficar conhecido como hipótese da Curva de Kuznets (CK) ou do “U-invertido”. Essa relaciona o crescimento econômico com a desigualdade geral da economia. O autor inferiu que nos períodos iniciais de crescimento econômico ocorria um aumento significativo da desigualdade geral, porém, à medida em que o crescimento se sustentava, a desigualdade de renda passava a reduzir.

Para explicar tal fenômeno, a partir da estrutura produtiva, Kuznets (1955) utilizou a abordagem da dualidade. Essa sugere que nos momentos iniciais do crescimento, o país possui uma estrutura pautada no setor primário – agropecuária –, que possui como característica um alto índice de desigualdade e baixo rendimento. Mas à medida que o país cresce e se desenvolve, o setor agropecuário perde espaço para o setor industrial, nascente nos centros urbanos. Este geraria, a princípio, um aumento da desigualdade de renda, devido a diversos fatores; mas, no longo prazo, com a inclusão cada vez maior de trabalhadores na indústria (industrialização), tenderia a reduzir a desigualdade geral da economia.

Além dessa abordagem, outra que utiliza características da dinâmica do mercado de trabalho como possível justificativa para a CK é a do crescimento técnico endógeno. Essa é fundamentada na teoria do capital humano e sua escassez nos anos iniciais de desenvolvimento. O contexto explorado é o de que, nos anos iniciais de crescimento, com ascensão de novas estruturas e técnicas produtivas, que demandam um capital humano mais qualificado, ocorre o aumento da concentração de renda devido à escassez desse tipo de mão de obra. Mas a sua oferta aumenta no longo prazo, provocando a diminuição da desigualdade de renda (ROMER, 1986; SCHULTZ, 1961, 1967; NELSON; PHELPS, 1966; NORDHAUS, 1969). Tal argumento foi usado por Langoni (1967) para interpretar o aumento da desigualdade de renda, em um contexto de crescimento econômico, observada no Brasil na década de 1960.

Posteriormente, List e Gallet (1999) ampliaram a análise para contemplar a ascensão do setor de serviços e como a transição para este afetaria a desigualdade geral da economia na distribuição dos rendimentos. Dada a característica do setor de serviços de ser mais heterogêneo do que os setores agropecuário e industrial, com serviços de alta, baixa e média complexidade, e por isso, de alto, baixo e médio rendimento, eles inferiram que ele possuía uma desigualdade

<sup>1</sup> Tal denominação é encontrada em outros estudos, como: Bêrni, Marquetti e Kloekner (2002) e Ozturk (2010).

interna superior aos demais setores, e por isso, causaria um aumento da desigualdade no longo prazo, à medida que o crescimento econômico aumentava. Tal ampliação contrapôs o tradicional “U-invertido” com uma nova formulação, denominada de “formato N”, dado a aparência da relação sinalizada graficamente. Apesar disso, ela mantém a fundamentação do formato na abordagem dual, em que o aumento da participação dos serviços se dá via transição de trabalhadores de setores tradicionais, como agropecuária e indústria, e o aumento da desigualdade ocorre porque os serviços teriam um nível de desigualdade interna superior a eles.

Essa dinâmica também pode ser interpretada a partir da junção de mudanças que ocorrem na estrutura produtiva ao longo do tempo. Essas modificações são causadas por dois efeitos principais: i) o efeito concentração (ou preço); i) e o efeito composição (ou quantidade). Esses efeitos são dinâmicos e se alteram de acordo com a evolução econômica, impulsionada por políticas, inovações tecnológicas e mudanças no consumo<sup>2</sup>.

O efeito concentração (ou preço) corresponde a mudanças no nível de desigualdade interna dos setores de atividades econômicas. Isso implica que mudanças na distribuição dos rendimentos da produção de um setor específico causam mudanças na distribuição geral dos rendimentos do mercado de trabalho. O efeito composição (quantidade) refere-se a mudanças que ocorrem na participação setorial da pauta produtiva de uma região geográfica. Ou seja, se um setor aumenta a sua participação no total – que pode ser medido via participação no emprego, por exemplo –, automaticamente aumentará o seu impacto na distribuição geral. Se for um setor menos desigual, mantido tudo mais constante, impactará no sentido de reduzir a desigualdade global. O contrário também é verdadeiro (HOFFMANN, 2006a; SOARES, 2006).

A teoria da Curva de Kuznets, quando utiliza o argumento da economia dual, contempla implicitamente ambos os efeitos ao analisar as mudanças da estrutura produtiva de forma dinâmica. O raciocínio é que podem ocorrer mudanças no impacto de um setor na desigualdade global ao longo do tempo, à medida que se alteram suas características internas frente as alterações na dinâmica externa, destacadamente a demanda. Porém, Kuznets (1955) pressupôs que essa dinâmica, que foi observada a partir de dados de países desenvolvidos, viria a ocorrer futuramente nos países em desenvolvimento – classificação na qual o Brasil se encaixa – por entender que seria um padrão natural de desenvolvimento, que levaria a desigualdade a uma tendência de queda no longo prazo. Mesmo reconhecendo se tratar de um outro contexto: maior nível de desigualdade. Essa hipótese levou a diversos outros estudos, que a testaram para diferentes recortes geográficos e períodos do tempo, a partir de diversas bases de dados. Os resultados também foram controversos, com algumas confirmações positivas da hipótese e outras negativas, como mostrado no Quadro 1.

Essa divergência pode ser entendida a partir da formulação teórica de Williamson (1965). Ele explica que toda essa dinâmica de modificações na estrutura produtiva não se dá de forma uniforme em todo o território geográfico. Isso ocorre porque as regiões se desenvolvem em velocidades distintas e a partir de contextos e dinâmicas próprias. Logo, elas se inserem no todo de formas diferentes. Esse caráter espacial do desenvolvimento da estrutura produtiva resulta tanto na concentração regional dos rendimentos quanto em níveis de rendimento e concentração distintos nas diversas regiões, o que remete também aos efeitos composição e concentração da estrutura produtiva.

---

<sup>2</sup> Ressalta-se que essa interpretação é de autoria do presente estudo, à luz da literatura que trata da economia dual e da que aborda os efeitos concentração e composição.

**Quadro 1 - Revisão empírica de estudos que testaram a hipótese da curva de Kuznets.**

Autor(es) / Ano de publicação	Amostra	Período	Método	Resultado
<i>Literatura internacional</i>				
Paukert (1973)	56 países	1951-1969	<i>Cross-section</i>	Confirma a hipótese de U-invertido.
Ahluwalia (1976)	62 países	1958-1972	<i>Cross-section</i>	Confirma a hipótese de U-invertido.
Brenner, Kaelble e Thomas (1991)	13 países	1880-1970	Séries de tempo	Confirma a hipótese de U-invertido.
Anand e Kanbur (1993b)	62 países	1958-1972	Séries de tempo	Rejeita a hipótese de U-invertido.
Fields e Jakubson (1994)	20 países	Diversos períodos	<i>Cross-section</i> e Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido para o <i>cross-section</i> .
Ravallion (1995)	36 países	Década de 1980	Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido.
Deininger e Squire (1998)	108 países	1960-1990	<i>Cross-section</i>	Confirma a hipótese de U-invertido.
List e Gallet (1999)	71 países	1961-1992	Séries de tempo	Rejeita a hipótese de U-invertido.
Thornton (2001)	96 países	1960-1990	Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido.
<i>Literatura nacional - Brasil</i>				
Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004)	Municípios do RS	1970, 1980 e 1991	<i>Cross-section</i> e Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido para alguns casos.
Bêrni, Marquetti e Kloekner (2004)	Municípios do RS	1990	<i>Cross-section</i>	Confirma a hipótese de U-invertido.
Salvato et al. (2006)	Municípios de MG	1991-2000 (Censos)	<i>Cross-section</i> e Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido.
Barros e Gomes (2007)	Municípios brasileiros	1991-2000 (Censos)	<i>Cross-section</i>	Alguns modelos confirmam a hipótese de U-invertido, outros não.
Taques e Mazzutti (2010)	UFs	1995-2008	Dados em painel	Rejeita a hipótese de U-invertido.
Santos et al. (2011)	Brasil	1976-2007	Modelo econômétrico auto regressivo de primeira ordem (AR1)	Confirma a hipótese de U-invertido.
Santos, Cunha e Gadelha (2017)	UFs	1992-2010	Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido.

**Fonte:** Adaptado de Taques e Mazzutti (2010) e Santos et al. (2011).

Williamson (1965) mostra que o dualismo da estrutura produtiva ocorre também no caráter espacial. No estágio inicial do desenvolvimento, a desigualdade de renda é baixa, dado que as pessoas estão distribuídas em todo o território nacional. Esse argumento está também relacionado ao caráter produtivo, já que as atividades produtivas iniciais estão distribuídas nas áreas rurais. Mas, à medida que algumas regiões propiciam algum destaque, em função da ascensão de um novo setor produtivo ou de uma nova técnica, ocorre uma migração de mão de obra entre as regiões. Esse movimento provoca o aumento da desigualdade nesse segundo estágio. No entanto, conforme os trabalhadores vão se alocando, a tendência é que a desigualdade reduza. Isso ocorre porque, de acordo com Williamson (1965), a migração inter-regional de mão de obra e de capital é seletiva.

Portanto, a denominação de hipótese da Curva de Williamson-Kuznets (CWK) não é

uma alteração metodológica no entendimento da curva proposta por Kuznets, mas a inclusão do fator regional discutido por Williamson, que segue os mesmos argumentos, como relevante. Essa denominação é observada em outros trabalhos, como o de Bérni, Marquetti e Kloekner (2002) e Ozturk (2010), mesmo que com aplicações metodológicas distintas. Além disso, a característica regional é de relevância elevada na análise da curva de Kuznets, como foi observado por outros autores anteriormente, como Jha (1996). Este observou que a utilização de dados de diversos países, que estão em níveis de desenvolvimento distintos, favorece a análise da hipótese, dado que permite captar com maior robustez a relação em pontos distintos de evolução. Assim, justifica-se o uso da referida nomenclatura para análises com diferentes localidades (regiões) – no caso do presente estudo, Unidades da Federação (UFs).

### 3. Estratégias empíricas

#### 3.1 Metodologias

Estimações econométricas com dados em painel consistem na utilização de uma base de dados em que estão disponíveis observações de várias unidades de análise  $i$  para mais de um momento no tempo  $t$ . No caso desse estudo, unidades federativas brasileiras (UFs) e anos, respectivamente. Assim, esta estrutura possibilita o acompanhamento temporal de várias unidades, combinando as diferenças entre elas com as dinâmicas individuais no tempo (GREENE, 2012). Tal atributo garante vantagens comparativamente às estruturas de dados em *cross-section*, que contemplam somente um período temporal, e às séries temporais, que consideram apenas uma unidade de análise ao longo do tempo.

Bagolin et al. (2004) explicam que a possibilidade de controlar o ano de forma vinculada às unidades de análise, além de outras características socioeconômicas locacionais que podem afetar os efeitos estimados, torna a regressão em painel para testes da CK mais robusta que em *cross-section*. Hsiao (2014) cita ainda: maior precisão na inferência dos parâmetros estimados, devido ao maior grau de liberdade, e menor ocorrência de multicolinearidade. Já Fields e Jakubson (1994) apontam que dados em *cross-section* não são eficientes para tal fim. Este argumento é embasado no entendimento de que o formato é resultado de mudanças ao longo do tempo distintas entre as unidades de análise. Assim, não é captado corretamente com dados seccionais, sendo mais eficientes dados em painel.

Baseando-se na literatura, para regressões em painel estático, pode-se apontar três principais alternativas de métodos de estimação: i) *Tobit*; ii) efeitos fixos; e iii) efeitos aleatórios. O *Tobit*, estimado por máxima verossimilhança, tem o diferencial de ser mais robusto se a variável dependente oscila em um intervalo (dados censurados), como neste estudo. Porém, as magnitudes dos coeficientes estimados não podem ser interpretadas; mas os sinais e significâncias podem (GREENE, 2012).

Os dois últimos se diferenciam quanto à premissa para os efeitos específicos de cada unidade de análise. Nos efeitos fixos, estimados por MQO com as variáveis em desvios em relação às médias (estimador *Within*), o intercepto pode variar entre as UFs, mas não nos anos. Nos efeitos aleatórios, estimados por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), o intercepto é uma variável aleatória não constante (GREENE, 2012). Pelo teste de Hausman (1978), verifica-se qual é o mais adequado. A hipótese nula é que os coeficientes estimados para efeitos fixos e aleatórios sejam iguais. A rejeição da hipótese indica que o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente e o mais adequado é o de efeitos fixos (consistente). Se a hipótese for aceita, o estimador de efeitos aleatórios é consistente.

Adicionalmente, para representar graficamente a CWK e, assim, possibilitar a visualização do formato das relações estudadas sem a influência de variáveis de controle, adota-

se a *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*. Esta consiste em uma estimativa não paramétrica em que se ajusta a melhor função polinomial para a relação entre a desigualdade de rendimentos do trabalho e: i) o PIB *per capita*; e ii) participação setoriais no emprego. Assim, além da visualização gráfica das relações, a metodologia permite que os dados apontem suas relações “falando por si mesmos” (COX, 2005).

### 3.2 Modelos, dados e variáveis

O modelo tradicional para a investigação da relação desigualdade-crescimento no formato da CK ou do “N” a partir de regressões com dados em painel, pode ser representado pela equação (1).

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB_{it}^2 + \beta_3 PIB_{it}^3 + C_{it} + X_i + A_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

sendo:  $D_{it}$  uma medida de desigualdade para a unidade de análise (UF)  $i$  no período (ano)  $t$ ;  $\beta_0$  o intercepto;  $\beta_1$  o coeficiente associado ao PIB *per capita* ( $PIB_{it}$ );  $\beta_2$  o coeficiente associado ao PIB *per capita* ao quadrado ( $PIB_{it}^2$ );  $\beta_3$  o coeficiente associado ao PIB *per capita* ao cubo ( $PIB_{it}^3$ );  $C_{it}$  o vetor de variáveis de controle (covariadas);  $X_i$  os efeitos fixos no tempo e variantes entre as unidades de análise;  $A_t$  um vetor de características fixas entre as unidades e variáveis no tempo, quando usado o efeito fixo, ou variáveis entre as unidades e no tempo, quando usado o efeito aleatório; e  $\varepsilon_{it}$  o erro.

Para aumentar o enfoque na análise setorial baseada na abordagem da economia dual, são aqui propostas estimativas de modelos baseados nas equações (2) e (3). Nestas equações, são consideradas as participações setoriais no emprego total da indústria e do setor de serviços, respectivamente.

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 PI_{it} + \beta_2 PI_{it}^2 + \beta_3 PI_{it}^3 + C_{it} + X_i + A_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 PS_{it} + \beta_2 PS_{it}^2 + \beta_3 PS_{it}^3 + C_{it} + X_i + A_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

sendo:  $PI_{it}$ ,  $PI_{it}^2$  e  $PI_{it}^3$ , respectivamente, a participação do setor industrial em nível, ao quadrado e ao cubo; e  $PS_{it}$ ,  $PS_{it}^2$  e  $PS_{it}^3$ , respectivamente, a participação do setor de serviços em nível, ao quadrado e ao cubo; as demais variáveis são as mesmas apontadas na descrição da equação (1).

A inserção do polinômio de segundo grau da medida de renda *per capita* (PIB *per capita*) como estratégia para testar a validade do formato da CK (“U-invertido”) é sugerida por Ahluwalia (1976) e adotada em diversos trabalhos, sendo já consagrada na literatura. Assim, a hipótese do “U-invertido” não é refutada se  $\hat{\beta}_1 > 0$ ,  $\hat{\beta}_2 < 0$  e os dois forem estatisticamente significativos. Para captar o formato “N”, seguindo List e Gallet (1999), o PIB *per capita* é inserido em um polinômio de terceiro grau. O “N” é sinalizado se  $\hat{\beta}_1 > 0$ ,  $\hat{\beta}_2 < 0$ ,  $\hat{\beta}_3 > 0$  e os três se mostrarem estatisticamente significativos.

Para identificar se e em quais níveis de PIB *per capita* e participações setoriais ocorrem os dois pontos de inflexão (*turning points*) e, assim, confirmar o possível formato das relações, é necessário resolver a condição de primeira ordem dada pela derivada da respectiva equação cúbica considerando os coeficientes estimados. Este cálculo é demonstrado a seguir pelas equações (4) e (5).

$$\frac{\partial D_{it}}{\partial Y_{it}} = \beta_1 + 2\beta_2 Y_{it} + 3\beta_3 Y_{it}^2 = 0 \quad (4)$$

$$\bar{Y} = \frac{-2\beta_2 \pm \sqrt{(2\beta_2)^2 - 4(3\beta_3)(\beta_1)}}{2(3\beta_3)} = \frac{-2\beta_2 \pm \sqrt{\Delta}}{2(3\beta_3)} \quad (5)$$

sendo:  $Y_{it}$  igual a  $PIB_{it}$  – equação (3) – ou a  $PI_{it}$  ou  $PS_{it}$  – equações (4) ou (5), respectivamente. Se  $\Delta > 0$ , há duas raízes reais e diferentes; se  $\Delta = 0$ , existe apenas uma raiz real ou duas raízes iguais; e se  $\Delta < 0$ , as raízes serão números complexos, compostos de números imaginários.

Os modelos descritos são usados para testar a CWK sob duas óticas: i) intraregional; e ii) inter-regional. Para a primeira ótica, é utilizada a mais tradicional medida de desigualdade intraregional (interna): o Índice (Coeficiente) de Gini para os rendimentos do trabalho. Para a segunda ótica, adota-se a medida de desigualdade inter-regional aqui proposta a partir da equação (6) e denominada como Coeficiente de Desigualdade Inter-regional (CDI). Esta capta o desvio do PIB *per capita* da UF em relação ao PIB *per capita* do Brasil, dividido pela amplitude da distribuição da variável nas UFs. O CDI varia entre zero e um, em que o zero é a máxima igualdade e o um a máxima desigualdade.

$$CDI_{it} = \frac{|y_{it} - \bar{y}_t|}{MAX_{it}^y - MIN_{it}^y} \quad (6)$$

sendo:  $y_{it}$  o PIB *per capita* da UF  $i$  no ano  $t$ ;  $\bar{y}_t$  o PIB *per capita* do Brasil no ano  $t$ ;  $MAX_{it}^y$  o maior PIB *per capita* entre as UFs  $i$  no ano  $t$ ; e  $MIN_{it}^y$  o menor PIB *per capita* entre as UFs  $i$  no ano  $t$ . O desvio é calculado em módulo, o que implica que não feita distinção se este é para mais ou menos.

Nas estimativas, são utilizados dados de 1985 a 2018 de UFs brasileiras. As exceções são as do Norte, pois a PNAD só passou a abranger na totalidade (zona rural e urbana) em 2004. A amostra compreende, então, 34 anos, 19 estados e o Distrito Federal. Como a PNAD não ocorre em alguns anos, em especial os censitários (1991, 1994, 2000 e 2010), para não desconsiderar estes anos nas análises, é realizada a interpolação por média, considerando os anos imediatamente anteriores e posteriores. Além da PNAD, são utilizados os dados anuais de PIB de cada UF do SCR. Os dados monetários (PIB e salários) são deflacionados para valores R\$ de 2019 por meio do IGP-DI da FGV.

**Quadro 2 – Descrições das variáveis utilizadas nas estimativas**

Variáveis	Descrições	Fontes
<b>Dependentes</b>		
Gini	Índice de Gini (rendimentos do trabalho)	PNAD
CDI	Coeficiente de Desigualdade Inter-regional (CDI)	PNAD/SCN
<b>Explicativas de Interesse</b>		
Setor	% do setor econômico (indústria e serviços) no emprego total	PNAD
PIB <i>per capita</i>	PIB <i>per capita</i> (R\$ de 2019)	SCN
Crise	Dummy igual a 1 se a variação do PIB <i>per capita</i> foi negativa	
<b>Covariadas (explicativas de controle)</b>		
Educação	Educação média dos trabalhadores (anos de estudo)	
Urbano	% dos trabalhadores urbanos no total de trabalhadores	
Horas	Horas trabalhadas em média por semana pelos trabalhadores	
Administração Pública	% da administração pública no total de empregos	PNAD
SAC	% dos serviços de alta complexidade (SAC) no total de empregos	

**Fontes:** Listadas no próprio quadro. Elaboração própria.

O Quadro 2 mostra todas as variáveis utilizadas. Vale apontar que outra variável

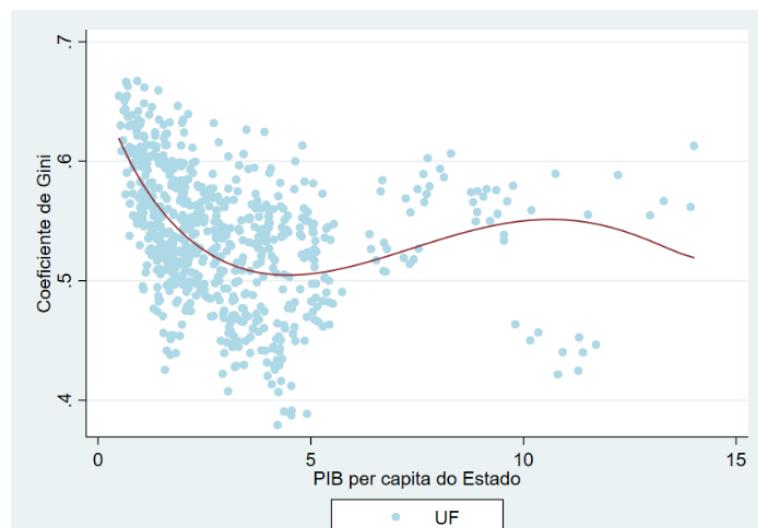
explicativa de interesse para este estudo é a *dummy* crise, representativa de anos de retração econômica em cada UF. Ou seja, ela assume o valor 1 em dado ano em uma UF se esta apresentou variação negativa do PIB *per capita* relativamente ao ano anterior. Quanto às covariadas, a opção foi considerar algumas proxies tradicionalmente usadas em estimações da Equação Minceriana de salários (MINCER, 1974).

## 4. Resultados e discussão

### 4.1 Teste da CWK da desigualdade intrarregional

A seguir, primeiro é apresentado o teste da hipótese da CWK Intrarregional pelo método não paramétrico *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*. Este consta no Gráfico 1 e representa a curva ajustada, por um polinômio de terceiro grau, que melhor sinaliza a relação entre a desigualdade de rendimentos do trabalho interna de cada UF, medida pelo índice de Gini, e o PIB *per capita*. Para averiguar a mesma relação, mas estimada de forma paramétrica, os resultados estão na Tabela 1.

Assim, para a relação entre o Gini e o PIB *per capita* em UFs brasileiras, os formatos da CK (“U-invertido”) ou o “N” não são observados nem pela metodologia não-paramétrica, nem por algum dos métodos paramétricos. O formato obtido sugere: i) redução inicial da desigualdade em função da expansão do PIB *per capita*; ii) depois, elevação da desigualdade (não suficiente para alcançar o nível inicial); por fim, iii) nova queda da desigualdade. Isso implica que a desigualdade tende a cair com o crescimento econômico em níveis maiores de renda *per capita*, mas com um movimento distinto da CK. Este seria próximo a um “N-invertido”. Resultado similar é obtido por Taques e Mazzutti (2010), que também analisam os estados brasileiros (1995 a 2008) com dados em painel. Os sinais dos *turning points* calculados reforçam a reversão da queda inicial da desigualdade dos rendimentos do trabalho (ponto de mínimo local) e, depois, a reversão do aumento (ponto de máximo local). A *dummy* crise, por sua vez, não apresenta significância estatística, sinalizando não possuir impacto na desigualdade.



**Gráfico 1 – Gini e PIB: teste da CWK Intrarregional nas UFs (Kernel Polynomial Regression), 1985-2018**  
Fontes: PNAD e SCN. Elaboração própria.

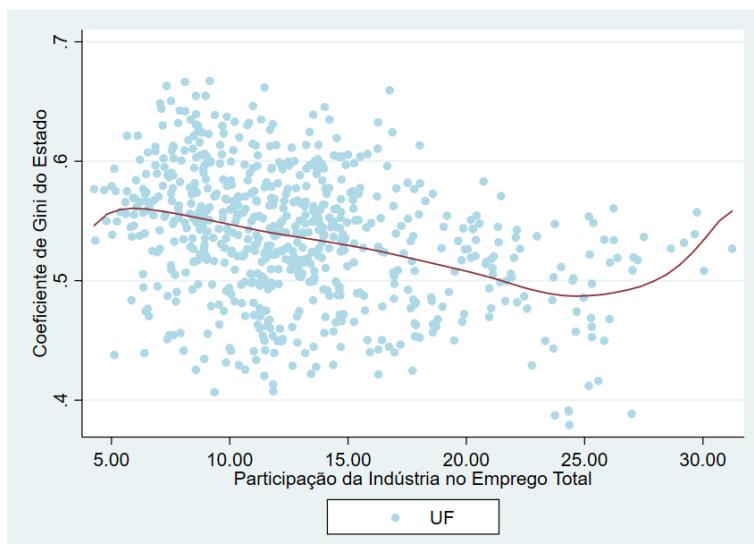
**Tabela 2 – Gini e PIB: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018**

Variáveis / Métodos	Tobit	Fixo	Aleatório
PIB <i>per capita</i> /10.000	-0,014* (0,005)	-0,012 (0,008)	-0,012** (0,006)
(PIB <i>per capita</i> /10.000) <sup>2</sup>	0,002* (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
(PIB <i>per capita</i> /10.000) <sup>3</sup>	-0,000* (0,000)	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,000)
Crise	0,001 (0,002)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
Controles	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim
Prob > F	0,000	0,000	0,000
Pseudo R <sup>2</sup>	-0,494	---	---
R <sup>2</sup> Overall	---	0,731	0,756

**Fontes:** PNAD e SCN. Elaboração própria.

Eros-padrão entre parênteses. \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativos a 10%.

Como comentado, para aprofundar o estudo, é investigada a CWK Intrarregional com foco nos setores econômicos (participação no emprego). Primeiro, é avaliada a indústria e, em seguida, o setor de serviços, sempre tendo a agropecuária como base de comparação – lembrando, que a participação da administração pública é controlada. O Gráfico 2 mostra o teste da CWK Intrarregional para o setor industrial pela regressão não paramétrica; e a Tabela 2 os resultados das estimativas paramétricas.



**Gráfico 2 - Gini e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UFs (Kernel Polynomial Regression), 1985-2018**

**Fontes:** PNAD e SCN. Elaboração própria.

**Tabela 2 – Gini e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018**

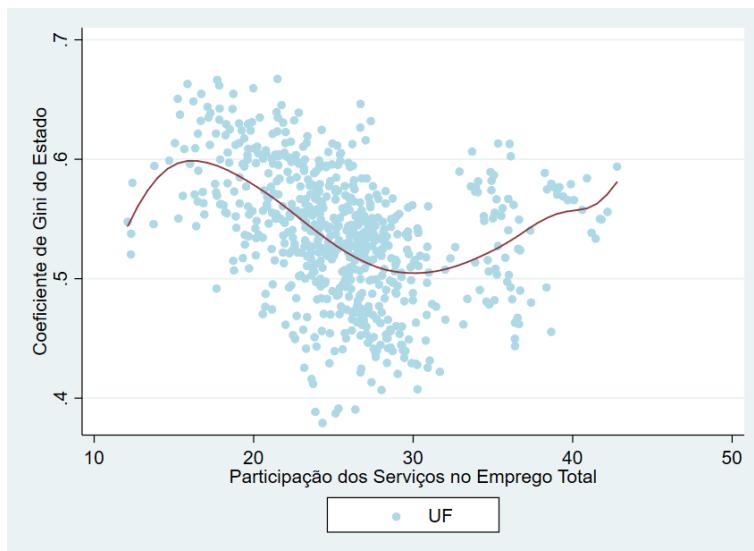
Variáveis / Métodos	Tobit	Fixo	Aleatório
Indústria	-0,016* (0,003)	-0,004 (0,005)	-0,009** (0,004)
Indústria <sup>2</sup>	0,001* (0,000)	0,000 (0,000)	0,001** (0,000)
Indústria <sup>3</sup>	-0,000* (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000** (0,000)
Crise	0,003 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)
Controles	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim
Prob > F	0,000	0,000	0,000
Pseudo R <sup>2</sup>	-0,489	---	---
R <sup>2</sup> Overall	---	0,721	0,751

**Fontes:** PNAD e SCN. Elaboração própria.

Erros-padrão entre parênteses. \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativos a 10%.

No Gráfico 2, nota-se uma relação entre a desigualdade intrarregional (Gini) e a participação na indústria em “U” e não nos formatos da CK ou do “N”. Estes formatos também não são sinalizados nas regressões paramétricas em painel; em algumas delas (*Tobit* e efeitos aleatórios) é sugerido um “N-invertido”, o que não é um formato integralmente contraditório à relação gráfica. Os cálculos dos *turning points* mostram que estes têm seus sinais também condizentes com “N-invertido”. Assim, na média, a desigualdade dos rendimentos do trabalho cai no início da industrialização; porém, atingido certo estágio de consolidação da indústria, aumenta; e, em estágios ainda mais avançados, pode voltar a diminuir. A *dummy* crise, por sua vez, novamente se mostrou estatisticamente insignificante.

O Gráfico 3 apresenta o teste da CWK Intrarregional para o setor de serviços pelo método não paramétrico da *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression* (relação ajustada). Já a Tabela 3 expõe os resultados das regressões paramétricas. Nos dois conjuntos de regressões, os resultados sugerem, na média, a não refutação da hipótese do formato “N” para a possível relação entre a desigualdade, medida pelo índice de Gini, e o crescimento econômico (PIB *per capita*) nas UFs brasileiras. Os sinais dos *turning points* calculados segundo as equações (4) e (5) também são condizentes com o formato “N” (um ponto de máximo seguido por um ponto de mínimo). Portanto, as evidências sugerem que em estágios iniciais da consolidação da participação do setor de serviços no emprego, a desigualdade dos rendimentos do trabalho aumenta com o avanço do setor no. Atingido certo estágio, a desigualdade passaria a reduzir e, em estágios ainda maiores, a desigualdade ela voltaria a subir. A *dummy* crise, assim como nas anteriores, não mostrou significância estatística nas novas estimativas.



**Gráfico 3 – Gini e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UFs (Kernel Polynomial Regression), 1985-2018**

**Fontes:** PNAD e SCN. Elaboração própria.

Por último, uma evidência interessante dos resultados, ainda pouco, explorada pela literatura é que existiria a possibilidade de, em um segundo momento, o setor de serviços favorecer a redução da desigualdade de renda intrarregional. Uma possível explicação seria a condensação cada vez maior de uma gama de trabalhadores em faixa salarial de menor amplitude, causada pela redução salarial dos serviços de alta complexidade induzida pelo avanço tecnológico. Os resultados sugerem também que, em um terceiro momento, o aumento da participação dos serviços aumentaria a desigualdade. Porém, o aumento observado no terceiro momento provavelmente não levaria à desigualdade inicial.

**Tabela 3 – Gini e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018**

Variáveis / Métodos	Tobit	Fixo	Aleatório
Serviços	0,039* (0,007)	0,033* (0,007)	0,035* (0,007)
Serviços <sup>2</sup>	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)
Serviços <sup>3</sup>	0,000* (0,000)	0,000* (0,000)	0,000* (0,000)
Crise	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)
Controles	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim
Prob > F	0,000	0,000	0,000
Pseudo R <sup>2</sup>	0,496	---	---
R <sup>2</sup> Overall	---	0,732	0,767

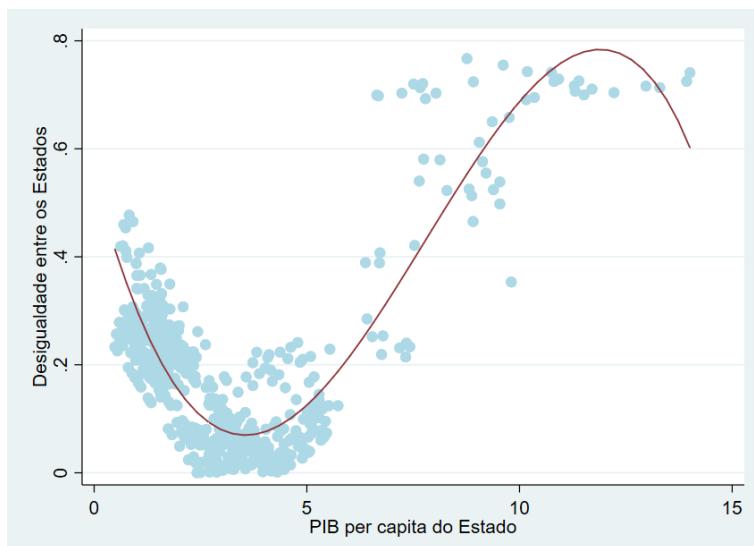
**Fontes:** PNAD e SCN. Elaboração própria.

Erros-padrão entre parênteses. \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativos a 10%.

## 4.2 Teste da CWK da desigualdade inter-regional

Na sequência, são analisados os testes da CWK Inter-regional. A medida de desigualdade de renda entre as UFs é o Coeficiente de Desigualdade Inter-regional (CDI) da equação (6). O Gráfico 4 mostra o teste não paramétrico pelo método *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression* para a relação entre CDI e PIB per capita. Os testes paramétricos desta relação são

expostos na Tabela 4.



**Gráfico 4 – CDI e PIB: teste da CWK Inter-regional nas UFs (Kernel Polynomial Regression), 1985-2018**

Fontes: PNAD e SCN. Elaboração própria.

**Tabela 4 – CDI e PIB: teste da CWK Inter-regional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018**

Variáveis / Métodos	Tobit	Fixo	Aleatório
PIB <i>per capita</i> /10.000	-0,251* (0,013)	-0,094* (0,014)	-0,180* (0,014)
(PIB <i>per capita</i> /10.000) <sup>2</sup>	0,046* (0,002)	0,023* (0,002)	0,036* (0,002)
(PIB <i>per capita</i> /10.000) <sup>3</sup>	-0,002* (0,000)	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)
Crise	-0,007 (0,006)	0,004 (0,005)	-0,003 (0,005)
Controles	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim
Prob > F	0,000	0,000	0,000
Pseudo R <sup>2</sup>	-1,863	---	---
R <sup>2</sup> Overall	---	0,119	0,772

Fontes: PNAD e SCN. Elaboração própria.

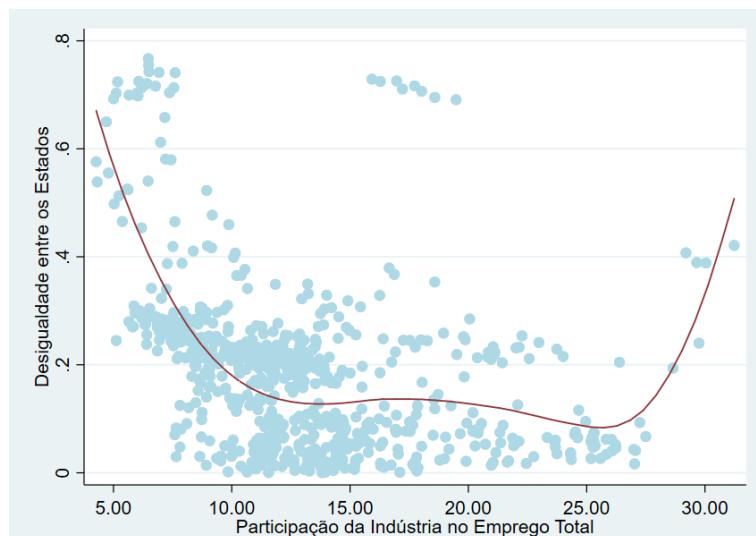
Erros-padrão entre parênteses. \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativos a 10%.

No Gráfico 4, observa-se que a CWK Inter-regional para a relação CDI-PIB apresenta formato similar à relação Gini-PIB. A diferença está nas magnitudes iniciais e finais da desigualdade e na curva com maiores amplitudes na ótica inter-regional. Na intrarregional, a desigualdade parte de um valor mais alto nos níveis baixos de PIB *per capita*, enquanto na inter-regional há valores mais altos em níveis mais elevados de PIB *per capita*. Isso implica, que apesar do movimento similar, as duas óticas da desigualdade regional são afetadas de forma distinta por níveis distintos de PIB *per capita*.

Os resultados pelos métodos paramétricos (Tabela 4) também sinalizam padrão dos coeficientes estimados similar ao obtido para a desigualdade intraregional, em que a relação do CDI com o PIB *per capita* é negativa em nível, positiva ao quadrado e negativa ao cubo. Portanto, também difere das hipóteses da CK e do formato “N”. Os *turning points* calculados mostram que a primeira inflexão, na média, ocorre em PIB *per capita* entre R\$ 25.000,00 e R\$ 32.000,00 (relação passa de negativa para positiva). A segunda inflexão se dá em PIB *per capita* médio entre R\$ 123.100,00 e R\$ 126.800,00 (relação passa de positiva para negativa). A *dummy* crise, mais uma vez, não impacta a desigualdade.

Depois, é investigada a CWK Inter-regional da participação da indústria no emprego. O Gráfico 5 mostra a curva ajustada (não paramétrica) e a Tabela 5 os resultados dos métodos paramétricos. Nota-se que a relação CDI-indústria ocorre no mesmo sentido do observado na relação Gini-Indústria.

Portanto, o impacto da participação industrial no emprego ocorre no mesmo sentido pelas duas óticas de análise. A curva ajustada da relação tem um formato que indica que a desigualdade inter-regional inicia em nível elevado, mas reduz, com algumas oscilações, em função da industrialização (formato da relação CDI-indústria próximo a um “U”). Nas estimações paramétricos, o formato seria um “N-invertido”, que também sugere aumento da desigualdade em níveis maiores de participação da indústria. Os *turning points* calculados de acordo com as equações (4) e (5) sugerem que o primeiro ponto de inflexão (ponto de máximo) ocorre entre 11,79% e 18,12% (relação negativa para positiva); o segundo ponto de inflexão (ponto de mínimo) ocorre em participações da indústria entre 30,55% e 40,23% (relação passa de positiva para negativa). A *dummy* crise não é estatisticamente significativa.



**Gráfico 5 – CDI e indústria: teste da CWK Inter-regional nas UFs (Kernel Polynomial Regression), 1985-2018**

**Fontes:** PNAD e SCN. Elaboração própria.

**Tabela 5 – CDI e indústria: teste da CWK Inter-regional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018**

Variáveis / Métodos	Tobit	Fixo	Aleatório
Indústria	-0,022** (0,010)	-0,033* (0,012)	-0,030* (0,011)
Indústria <sup>2</sup>	0,001 (0,001)	0,002* (0,001)	0,001*** (0,001)
Indústria <sup>3</sup>	-0,000 (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000 (0,000)
Crise	-0,007 (0,006)	0,004 (0,005)	-0,004 (0,005)
Controles	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim
Prob > F	0,000	0,000	0,000
Pseudo R <sup>2</sup>	1,908	---	---
R <sup>2</sup> Overall	---	0,161	0,784

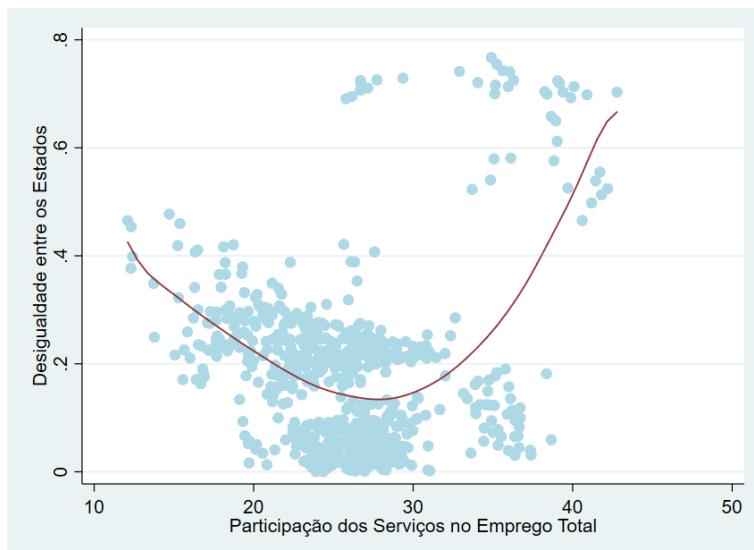
**Fontes:** PNAD e SCN. Elaboração própria.

Erros-padrão entre parênteses. \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativos a 10%.

Por último, é analisada a CWK Inter-regional para a participação dos serviços no

emprego total, com regressões não paramétricas, por meio do Gráfico 6, e estimativas paramétricas, por meio da Tabela 6. Nota-se que a relação CDI-serviços (inter) não é semelhante à relação Gini-serviços (intra).

Observa-se uma relação gráfica ajustada em formato de “U”, em que a desigualdade reduz até certa participação dos serviços, a partir da qual passa a aumentar, alcançando um patamar superior ao inicial. Contudo, nas estimativas paramétricas, é sinalizada a relação no formato de um “N-invertido”, sendo que a análise dos sinais das derivadas confirmam um ponto de mínimo seguido por um ponto de máximo (*turning points*). Dessa forma, o avanço dos serviços pode impactar de forma distinta na desigualdade a depender da ótica que se analisa (intra ou inter-regional). Além disso, mais uma vez a *dummy* crise não é associada a coeficientes estimados que apresentam significâncias estatísticas.



**Gráfico 6 – CDI e serviços: teste da CWK Inter-regional nas UFs (Kernel Polynomial Regression), 1985-2018**

**Fontes:** PNAD e SCN. Elaboração própria.

**Tabela 6 – CDI e serviços: teste da CWK Inter-regional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018**

Variáveis / Métodos	Tobit	Fixo	Aleatório
Serviços	-0,067* (0,018)	-0,042** (0,016)	-0,061* (0,018)
Serviços <sup>2</sup>	0,003* (0,001)	0,002* (0,001)	0,002* (0,001)
Serviços <sup>3</sup>	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)
Crise	-0,007 (0,006)	0,002 (0,005)	-0,004 (0,005)
Controles	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim
Prob > F	0,000	0,000	0,000
Pseudo R <sup>2</sup>	1,936	---	---
R <sup>2</sup> Overall	---	0,082	0,791

**Fontes:** PNAD e SCN. Elaboração própria.

Erros-padrão entre parênteses. \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativos a 10%.

## 5. Considerações finais

Este estudo testou a hipótese da curva de Williamson-Kuznets (CWK) para as desigualdades

setoriais e regionais das UFs brasileiros no período de 1985 a 2018. Ela faz a junção de duas formulações teóricas consagradas no estudo da relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico, dentro do contexto setorial e regional.

Para testá-la empiricamente, recorreu-se à metodologia de dados em painel, que diferentemente dos dados de corte transversal, permite acompanhar a evolução das variáveis de interesse no tempo de forma vinculada às UFs. Para isso, os modelos construídos buscaram abranger o referencial teórico e empírico disponível, aplicando-os a um recorte geográfico e temporal ainda não analisado: UFs do Brasil de 1985 a 2018.

Os modelos básicos da CWK Intrarregional, utilizados para testar o formato clássico da curva de Kuznets – hipótese do “U-invertido” –, apresentaram relação inversa à esperada, em que em nível a relação é negativa e ao quadrado é positiva, o que levou a rejeição para o contexto analisado. Porém, isso não implica que ela não seja válida para outras regiões e períodos. Em consequência, a relação ao cubo foi negativa, fazendo com que a hipótese do “formato N” também não fosse corroborada.

Já para a CWK de Desigualdade Intrarregional do setor industrial, as evidências reveladas são de que o aumento da participação do setor industrial no emprego total do Estado provoca a redução da desigualdade total em nível, até uma participação entre 6,95% e 12,75%, quando ocorre o primeiro *turning point*. Ao quadrado a relação passa a ser positiva, até uma participação entre 17,69% e 40,42%. Após esse segundo *turning point* a relação volta a ser negativa. Portanto, rejeita-se a hipótese de Kuznets de que a indústria provocaria o aumento da desigualdade em nível e passaria a ser negativa ao quadrado, para o caso estudado.

E para a CWK de Desigualdade Intrarregional para o setor de serviços, constatou-se que o aumento da participação impacta positivamente na desigualdade geral do Estado no primeiro momento – em nível –, o que corrobora o argumento da hipótese do “formato N”, apesar de não confirmar a relação do crescimento com a desigualdade. Adicionalmente, inferiu-se o que ocorreria em níveis mais elevados de participação do setor de serviços, o que ainda é pouco observado na literatura. Tem-se que a medida em que se eleva a participação do setor – polinômio de segundo grau – tem-se a inversão da relação para um impacto negativo. E a inversão ocorre novamente com o aumento da participação em mais um momento – polinômio de terceiro grau –. Porém, nesse terceiro momento a desigualdade se estabiliza em um nível mais baixo de desigualdade. E apesar de calcular os *turning points* estes apresentaram resultados com a presença de números imaginários, o que inviabilizou a identificação.

Tratando-se da CWK na ótica da Desigualdade Inter-regional, a *proxy* usada foi o Coeficiente de Desigualdade Inter-regional (CDI), que capta o desvio do PIB *per capita* da UF em relação ao PIB *per capita* do Brasil. Observou-se que no formato clássico (CDI-PIB), a relação obtida é similar a encontrada para a Desigualdade Intrarregional (Gini-PIB), o que indica que o PIB impacta no mesmo sentido ambas as desigualdades. Portanto, confirma-se a rejeição da hipótese de “U-invertido” para o contexto em análise, assim como a rejeição do “formato N”, verificado a partir da utilização do polinômio de terceiro grau.

Para a CWK de Desigualdade Inter-regional para o setor industrial, também se verificou que a relação ocorre no mesmo sentido da observada na análise da Intrarregional. Logo, também se rejeita a interpretação utilizada por Kuznets baseada na abordagem da economia dual, no sentido de que a indústria provocaria inicialmente o aumento da desigualdade e no segundo momento a redução.

Já para a CWK Inter-regional para o setor de serviços observou-se que a relação foi inversa da observada na desigualdade Intrarregional. Nesse sentido, a relação foi negativa em nível, positiva ao quadrado e negativa ao cubo. Assim, rejeita-se a interpretação da hipótese que deu origem ao “formato N”. Mas reitera-se que uma das óticas pode sobrepor o resultado da outra.

Essas evidências sugerem que o formato de “U-invertido” teorizado por Kuznets depende

de uma combinação de efeitos e temporalidades, que podem ser distintos entre setores e regiões. Por isso, é comum observar-se evidências empíricas que aplicadas para outros recortes não corroboram a hipótese. Isso não anula, porém, a teoria e nem os resultados distintos obtidos. Nesse sentido, as diversas análises empíricas ampliam o escopo de estudo.

Uma evidência adicional é quanto ao contexto de 2018. Os resultados sugerem, que nesse ano, o aumento do PIB *per capita* tem favorecido a redução da desigualdade para aproximadamente 85% dos Estados. E nesse sentido, a participação dos setores da indústria e serviços está contribuindo para a queda da desigualdade intrarregional na maioria dos Estados, dado que eles estão na faixa negativa da relação. Por outro lado, quando considerada a desigualdade inter-regional, o aumento do PIB *per capita* e da participação do setor de serviços tem favorecido o aumento da desigualdade, enquanto que para a participação industrial observa-se uma divisão, em que aproximadamente 50% tem contribuído para o aumento e 50% tem contribuído para a redução. Porém, deve-se chamar a atenção de que a participação dos setores em alguns Estados está próxima da transição para a próxima faixa, e nesse sentido, a indústria caminha para um impacto positivo tanto na desigualdade intrarregional quanto na desigualdade inter-regional, enquanto o setor de serviços se aproxima de uma transição em que a relação passa a ser negativa entre a participação e desigualdade inter-regional.

Por fim, reitera-se que deve se considerar algumas limitações dos dados, especificamente quando se propõe a analisar recortes temporais longos, com dados advindos de pesquisas realizadas via questionários, como é a PNAD, o que pode reduzir a confiabilidade dos resultados. Isso ocorre porque as metodologias mudam ao longo do tempo, assim como as próprias características do mercado de trabalho, que podem surgir ou desaparecer. Além disso, defronta-se com o problema da subdeclaração, presente nas respostas sobre salários. Apesar disso, essas ainda são as melhores informações disponíveis e não inviabilizam ou reduzem a relevância das evidências obtidas.

Para avançar na temática, o presente ensaio pode ser ampliado a partir do estudo da relação para outras atividades econômicas de menor participação, assim como a partir do desmembramento dos setores clássicos em subsetores, com características distintas entre si, como é o caso do setor de serviços. Pode-se também reformular a estratégia de controle, com a inserção de outras variáveis que podem ser importantes para entender a desigualdade na distribuição dos rendimentos estaduais.

## Referências bibliográficas

- ACEMOGLU, D. **Introduction to Modern Economic Growth**. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts. 2009.
- AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: Some stylized facts. **The American Economic Review**, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976.
- BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. **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.
- BARRO, R.; SALA-I MARTIN, X. **Economic Growth**. MIT Press, EUA, 2 edition. 2004.
- BÉRNI, D.; MARQUETTI, A. A.; KLOECKNER, R. A desigualdade econômica no Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. **Ensaios FEE**, v. 23, p. 443-466, 2002.

- COX, N. J. Speaking Stata: Smoothing in various directions. **Stata Journal**, 5: 574–593. 2005.
- FIELDS, G. S. Accounting for income inequality and its changes: A new method with application to the distribution of earnings in the United States. **Research in Labour Economics**, vol. 22, p. 1-38, 2003.
- GREENE, W. A. **Econometric Analysis**, 7th Edn., Pearson, New York University. 2012.
- HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Revista Econômica**, v. 8, n. 1, p. 55-81, 2006a.
- HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 3. ed. New York: Cambridge University Press, 2014.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American economic review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- LANGONI, C. G. **A economia da transformação**. Rio de Janeiro: Biblioteca do Exército, 1976.
- LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznets Curve: What Happens After the Inverted-U?. **Review of development economics**, v. 3, n. 2, p. 200-206, 1999.
- MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, New York, 1974.
- NELSON, R. R., PHELPS, E. S. Investment in Humans, technological diffusion and economic growth. **American Economic Review**, v. 56, May 1966.
- NORDHAUS, W. D. An economic theory of technological change. **American Economic Review**, v. 59, n. 2, May 1969.
- OZTURK, L. Williamson-Kuznets' hypothesis: some evidence from turkish provincial data. **Reforma**, v. 2, n. 46, p. 1-3, 2010.
- PIKETTY, T. **O capital no século XXI**. Editora Intrínseca, 2014.
- ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal od Political Economy**, v. 94, n. 5, 1986.
- SCHULTZ, T. W. Reflections on investment in human capital. **American Economic Review**, v. LI, March 1961.
- SOARES, S. S. D. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Revista Econômica**, v. 8, n. 1, p. 83-115, 2006.
- TAQUES, F. H; MAZZUTTI, C. C. T. P. 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**, 2010.

WILLIAMSON, J. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns. **Economic Development and Cultural Change**, v. 13, n. 1, p. 3-45, 1965.