

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1247

**UMA DECOMPOSIÇÃO DA
DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS
DO TRABALHO NO BRASIL: 1984-2005**

**Miguel Nathan Foguel
João Pedro Azevedo**

Rio de Janeiro, dezembro de 2006

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1247

UMA DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS DO TRABALHO NO BRASIL: 1984-2005*

Miguel Nathan Foguel**
João Pedro Azevedo**

Rio de Janeiro, dezembro de 2006

* Os autores gostariam de agradecer os comentários de Ricardo Paes de Barros, Carlos Henrique Corseuil e dos participantes do seminário sobre a queda recente da desigualdade no Brasil ocorrido no Ipea. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

** Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Ipea.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Paulo Bernardo Silva

Secretário-Executivo – João Bernardo de Azevedo Bringel



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Luiz Henrique Proença Soares

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Alexandre de Ávila Gomide

Diretora de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretora de Administração e Finanças

Cinara Maria Fonseca de Lima

Diretor de Estudos Setoriais

João Alberto De Negri

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Marcelo Piancastelli de Siqueira

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL J31, J24, D31

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo Ipea e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

Este texto é uma reprodução do original, gerado em LaTeX, e não foi objeto de revisão editorial.

SINOPSE

Este estudo decompõe algumas medidas de desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil para o período 1984-2005. Essa decomposição permite uma análise das contribuições de três componentes: *a*) quantidade, a qual está associada a características (produtivas) observáveis dos trabalhadores (por exemplo, educação e experiência); *b*) preço, o qual mede os retornos a essas características observáveis; e *c*) residual, que capta a parcela atribuída a fatores não-observáveis que afetam a remuneração dos trabalhadores. Os resultados dessa decomposição foram obtidos com base numa modificação simples da metodologia proposta por Juhn, Murphy e Pierce (1993). A finalidade dessa modificação é permitir uma interpretação de natureza contrafactual dos efeitos dos três componentes mencionados sobre a variação temporal na desigualdade de rendimentos do trabalho. As bases de dados utilizadas são as Pnads disponíveis durante o período de análise. Os resultados mostram que a contribuição dos fatores não-observáveis parece ter sido a mais importante para o período como um todo. Entretanto, no período mais recente (2001-2005), ambos os componentes preço e não-observáveis desempenham os papéis mais relevantes.

ABSTRACT

This study decomposes some labour earnings inequality measures for Brazil for the period 1984-2005. Through this decomposition we analyse the contributions of three components: *a*) quantity, which is associated with observable (productive) characteristics of workers; *b*) price, which measures the returns to those observable characteristics; and, *c*) residual, which captures the part attributable to non-observable factors that affect workers' labour earnings. The results of this decomposition were obtained through a simple modification of the methodology proposed by Juhn, Murphy, and Pierce (1993). The aim of this modification is to allow a counterfactual-type interpretation of the effects of the mentioned components on the changes in labour earnings inequality. The data base we use is the National Household Survey that is available for the period of analysis. Our results show that the contribution of the non-observable component seems to be the most important when taking the period as a whole. However, for the more recent period (2001-2005) both the price and the non-observable components play the most important roles.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 METODOLOGIA	9
3 DADOS E IMPLEMENTAÇÃO	16
4 RESULTADOS	19
5 EVOLUÇÃO DOS PREÇOS	25
6 SUMÁRIO	29
REFERÊNCIAS	31

Uma Decomposição da Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Brasil: 1984-2005*

Miguel Nathan Foguel e João Pedro Azevedo

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Resumo

Este estudo decompõe algumas medidas de desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil para o período 1984-2005. Essa decomposição permite uma análise das contribuições de três componentes: (i) quantidade, a qual está associada a características (produtivas) observáveis dos trabalhadores (e.g. educação e experiência); (ii) preço, o qual mede os retornos a essas características observáveis; e (iii) residual, que capta a parcela atribuída a fatores não-observáveis que afetam a remuneração dos trabalhadores. Os resultados dessa decomposição foram obtidos com base numa modificação simples da metodologia proposta por Juhn, Murphy e Pierce (1993). A finalidade dessa modificação é permitir uma interpretação de natureza contrafactual dos efeitos dos três componentes mencionados sobre a variação temporal na desigualdade de rendimentos do trabalho. As bases de dados utilizadas são as PNADs disponíveis durante o período de análise. Os resultados mostram que a contribuição dos fatores não-observáveis parece ter sido a mais importante para o período como um todo. Entretanto, no período mais recente (2001-2005),

*Os autores gostariam de agradecer os comentários de Ricardo Paes de Barros, Carlos Henrique Corseuil e dos participantes do seminário sobre a queda recente da desigualdade no Brasil ocorrido no IPEA. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

ambos os componentes preço e não-observáveis desempenham os papéis mais relevantes.

Abstract

This study decomposes some labour earnings inequality measures for Brazil for the period 1984-2005. Through this decomposition we analyse the contributions of three components: (i) quantity, which is associated with observable (productive) characteristics of workers; (ii) price, which measures the returns to those observable characteristics; and, (iii) residual, which captures the part attributable to non-observable factors that affect workers' labour earnings. The results of this decomposition were obtained through a simple modification of the methodology proposed by Juhn, Murphy, and Pierce (1993). The aim of this modification is to allow a counterfactual-type interpretation of the effects of the mentioned components on the changes in labour earnings inequality. The data base we use is the National Household Survey that is available for the period of analysis. Our results show that the contribution of the non-observable component seems to be the most important when taking the period as a whole. However, for the more recent period (2001-2005) both the price and the non-observable components play the most important roles.

1 Introdução

O Brasil é um dos países com mais elevados níveis de desigualdade de renda do mundo.¹ Recentemente, no entanto, a concentração de renda no país vem apresentando alguns sinais de queda, o que tem suscitado o aparecimento de estudos sobre os determinantes mais imediatos dessa redução.² Uma das motivações deste artigo é contribuir para essa discussão.

Como em outros países, uma parte considerável da desigualdade de renda brasileira está relacionada à desigualdade existente nos rendimentos do trabalho entre os indivíduos ocupados.³ De fato, se a remuneração de todos os trabalhadores no país fosse a mesma, cerca de 60% da desigualdade de renda familiar *per capita* seria eliminada.⁴ Portanto, a análise da evolução da desigualdade de rendimentos do trabalho é um elemento fundamental para se entenderem as mudanças na desigualdade de renda como um todo.

Ao longo dos últimos dez a quinze anos, diversos artigos têm proposto metodologias distintas para investigar o efeito de certos fatores (e.g. salário mínimo, sindicatos, educação e experiência) sobre a distribuição de rendimentos do trabalho. Em essência, essas metodologias visam a criar contrafactuais analíticos cuja finalidade é isolar a contribuição desses fatores para explicar as mudanças distributivas e, portanto, as alterações na desigualdade. Este artigo é baseado na metodologia proposta por Juhn, Murphy e Pierce (1993) (doravante JMP), a qual faz uso de regressões por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para decompor medidas de desigualdade nos usualmente denominados componentes quantidade, preço e não-observáveis.⁵ Mais especificamente, essa metodologia utiliza as covariadas, os coeficientes estimados e

¹Cerca de 95% dos países possuem índices de desigualdade menores que o do Brasil.

²Ver IPEA (2006).

³Além dos rendimentos do trabalho, a renda total de uma família pode ter outras fontes, tais como juros, aluguéis, benefícios previdenciários e outras formas de transferência.

⁴Barros et al. (2004).

⁵Outras metodologias bastante citadas nessa literatura fazem uso de métodos semiparamétricos (DiNardo et al. 1996) e de regressões quantílicas [(Machado e Mata 2005), (Autor et al. 2005)]. Ver Autor (2005) para uma apresentação detalhada dessas abordagens.

os resíduos das regressões para reconstruir sequencialmente a distribuição de rendimentos do trabalho para um determinado período de tempo. É com base nessas “novas” distribuições que se obtêm as contribuições dos efeitos quantidade, preço e não-observáveis para a desigualdade.

Embora permita uma interpretação contrafactual desses efeitos para um período de tempo específico, a metodologia tal como proposta por JMP não parece muito apropriada para análises contra-factuais entre períodos de tempo. De fato, como mostraremos na seção 2, ela não isola plenamente os efeitos de interesse ao longo do tempo, o que complica sua interpretação como uma abordagem de natureza contrafactual. A fim de torná-la mais adequada a interpretações desse tipo, implementaremos uma modificação simples nessa metodologia, a qual também será exposta na seção 2.

A decomposição da desigualdade nos efeitos quantidade, preço e não-observáveis pode ser relevante para política pública na medida em que permite construir um diagnóstico geral sobre a direção, a magnitude e o *timing* das forças que estão influenciando as variações na desigualdade. Por exemplo, os resultados podem mostrar que o componente quantidade não é muito importante, indicando que as mudanças na desigualdade não estão associadas a variações nas distribuições, digamos, de educação e experiência entre os trabalhadores. Um efeito preço que opera na direção de reduzir a desigualdade pode indicar que os retornos à educação e/ou à experiência estão diminuindo, o que é uma evidência de que a demanda relativa por qualificação está crescendo menos do que a oferta relativa. Assumindo, como em JMP, que os resíduos da regressão capturam somente quantidades e preços de fatores não mensuráveis pelo analista (por exemplo, da habilidade inata dos indivíduos), um efeito declinante dos não-observáveis pode estar revelando que o mercado de trabalho está valorizando menos esse tipo de fator. O *timing* com que cada um dos efeitos se torna mais (ou menos) importante também pode ser relevante, uma vez que fornece informações sobre possíveis impactos de certas políticas públicas, por exemplo a

educacional.

A fonte de informações que utilizaremos para obter os resultados empíricos é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), a qual está disponível para todos os anos intracensitários do nosso período de análise, exclusive o ano de 1994. Vale lembrar que essa pesquisa têm representatividade nacional (à exceção da área rural da região Norte) e fornece informações sobre diversas características socioeconômicas dos indivíduos, tais como seus rendimentos do trabalho, escolaridade e idade. Sendo uma pesquisa com amostras distintas de domicílios/indivíduos entre anos, nossa análise, tal como em JMP, utilizará uma série temporal de *cross-sections*.

Além desta breve introdução, este artigo contém outras cinco seções. Como já mencionado, a seção 2 está dedicada à apresentação da metodologia de decomposição que empregaremos neste estudo. Na seção 3, descrevemos com mais detalhes os dados que utilizaremos, assim como a implementação operacional da metodologia. A seção 4 contém os resultados da decomposição, os quais são apresentados para o período de análise como um todo e para o período mais recente (1995-2005). Na seção 5, propomos uma abordagem simples para investigar mais detalhadamente a evolução dos preços dos fatores observáveis e não-observáveis. Na seção 6, apresentamos um sumário deste estudo.

2 Metodologia

Desde sua publicação, diversos estudos empíricos têm utilizado a metodologia proposta por JMP para decompor medidas de desigualdade de rendimentos do trabalho. Baseada em regressões de rendimentos estimadas por MQO, essa metodologia permite decompor qualquer medida de desigualdade em três partes, as quais são comumente denominadas de componentes quantidade, preço e não-observáveis (ou residual).⁶ O primeiro desses componentes refere-se às características observáveis

⁶Uma das ferramentas mais utilizadas na área de economia aplicada é a decomposição de Oaxaca-Blinder, a qual procura separar as contribuições de quantidades e preços sobre a média

dos trabalhadores, as quais são representadas pelas covariadas da regressão. Como normalmente as regressões utilizadas nessa metodologia se baseiam em equações de rendimento do tipo Mincerianas, as covariadas são usualmente o nível de escolaridade e de experiência dos trabalhadores. O segundo componente relaciona-se aos preços dessas características, os quais são mensurados pelos coeficientes da regressão associados às variáveis de escolaridade e experiência. O terceiro componente está associado ao termo não-observado da regressão, sendo portanto derivado dos seus resíduos. Mais formalmente, considere a equação de rendimentos:

$$y_{it} = X_{it}\beta_t + u_{it}, \quad (1)$$

onde i representa o indivíduo, t o período de tempo, y_{it} o logaritmo do rendimento do trabalho, X_{it} o vetor de características observáveis, β_t o vetor de coeficientes para o período t , e u_{it} o termo de erro da regressão, para o qual assume-se média condicional nula (i.e. $E[u_{it}|X_{it}] = 0$).^{7,8}

Seja $F_t(\cdot|X_{it})$ a distribuição acumulada condicional dos resíduos no período t . Definindo como θ_{it} o percentil do indivíduo i nessa distribuição em t , podemos então reescrever a equação (1) como:

$$y_{it} = X_{it}\beta_t + F_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it}). \quad (2)$$

Da equação (2), temos que mudanças na distribuição dos rendimentos do trabalho ao longo do tempo são oriundas de três fontes: (1) mudanças na distribuição das características (quantidades) observáveis dos indivíduos (os Xs); (2) mudanças nos

dos rendimentos. A principal inovação da metodologia de JMP é que ela permite operacionalizar decomposições para a distribuição de rendimentos como um todo.

⁷A metodologia de JMP baseia-se no caso em que existe uma série de dados *cross-section* para diferentes períodos de tempo. Nesse sentido, o subscrito it não denota dados em painel, isto é, que os mesmos indivíduos estão sendo acompanhados ao longo do tempo.

⁸Cabe assinalar que essa última suposição é normalmente considerada uma hipótese forte, já que subsume a inexistência de possíveis correlações entre as covariadas e o termo de erro da regressão. Por exemplo, se u mede o nível de habilidade inata de um trabalhador, é possível que seu nível de escolaridade seja correlacionado com esse tipo de habilidade.

retornos (preços) dessas características (os β_s); e (3) mudanças na distribuição do termo não-observável da equação ($F^{-1}(\cdot|X)$).⁹

Seja $\bar{\beta}$ o vetor de preços das características observáveis da regressão para todos os períodos conjuntamente, e $\bar{F}(\cdot|X_{it})$ a distribuição condicional dos resíduos dessa regressão conjunta. Utilizando $\bar{\beta}$, $\bar{F}(\cdot|X_{it})$ e a equação (2), podemos simular a distribuição dos rendimentos do trabalho no período t utilizando os X s observados em t porém mantendo constantes os preços e a distribuição dos resíduos. Mais especificamente, podemos calcular

$$y_{it}^1 = X_{it}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1}(\theta_{it}|X_{it}). \quad (3)$$

Note-se que, como os preços e os resíduos estão fixos, a distribuição de y^1 só muda ao longo do tempo se os X s variarem temporalmente.

Similarmente, podemos simular a distribuição de y_{it} em t variando quantidades e preços porém mantendo constante a distribuição dos resíduos, isto é,

$$y_{it}^2 = X_{it}\beta_t + \bar{F}^{-1}(\theta_{it}|X_{it}). \quad (4)$$

Finalmente, permitindo a variação de quantidades, preços e resíduos, podemos computar

$$y_{it}^3 = X_{it}\beta_t + F_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it}) \equiv y_{it}, \quad (5)$$

que recupera distribuição observada de y_{it} no período t .

Seja $D(\cdot)$ uma medida qualquer de desigualdade (e.g. coeficiente de Gini, índice de Theil etc.). Denotando por $Y_{it}^k = \exp(y_{it}^k)$, $k = 1, 2, 3$, podemos então definir a

⁹Note-se que, enquanto é possível distinguir variações de quantidades e preços para a parte observável do modelo, não podemos fazer essa distinção para a parte não-observável. Assumindo, no entanto, que essa última dimensão capta somente as habilidades inatas dos indivíduos, podemos interpretar suas variações como estando associadas a mudanças no “preço” dessas habilidades (a hipótese subjacente é que a distribuição de habilidades inatas é invariante no tempo). Na seção 5, implementamos uma modificação na equação de rendimentos na tentativa de analisar a evolução desse “preço”.

contribuição das quantidades, preços e não-observáveis para a desigualdade total no período t (denotada por $T_t = D(Y_{it})$) respectivamente por

$$Q_t = D(Y_{it}^1), \quad (6)$$

$$P_t = D(Y_{it}^2) - D(Y_{it}^1) \quad (7)$$

e

$$R_t = D(Y_{it}^3) - D(Y_{it}^2). \quad (8)$$

Note-se que $Q_t + P_t + R_t = D(Y_{it}^3) = D(Y_{it}) = T_t$, ou seja, a desigualdade nos rendimentos do trabalho no período t pode ser decomposta nas parcelas referentes aos componentes quantidade, preços e não-observáveis (residual).

Embora bastante utilizada, a metodologia tal como proposta por JMP sofre pelo menos uma importante limitação. Especificamente, apesar de os três componentes terem interpretações diretas para cada período de tempo específico, somente um deles pode ser associado ao componente a que se refere quando se comparam períodos de tempo distintos. Para ver isso, considerem-se dois diferentes períodos, τ' e τ'' . Por simplicidade notational, denotaremos $\bar{F}^{-1}(\theta_{it}|X_{it}) = \bar{F}^{-1}$ e $F_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it}) = F_t^{-1}$. Tomando a diferença para Q_t , P_t e R_t entre esses dois períodos, temos respectivamente

$$Q_{\tau''} - Q_{\tau'} = D\left(\exp(X_{i\tau''}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{i\tau'}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1})\right), \quad (9)$$

$$\begin{aligned} P_{\tau''} - P_{\tau'} &= \left[D\left(\exp(X_{i\tau''}\beta_{\tau''} + \bar{F}^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{i\tau''}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1})\right) \right] \\ &\quad - \left[D\left(\exp(X_{i\tau'}\beta_{\tau'} + \bar{F}^{-1})\right) - D\left(\exp(X_{i\tau'}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1})\right) \right] \end{aligned} \quad (10)$$

e

$$\begin{aligned}
R_{\tau''} - R_{\tau'} &= \left[D \left(\exp(X_{i\tau''}\beta_{\tau''} + F_{\tau''}^{-1}) \right) - D \left(\exp(X_{i\tau''}\beta_{\tau''} + \bar{F}^{-1}) \right) \right] \\
&\quad - \left[D \left(\exp(X_{i\tau'}\beta_{\tau'} + F_{\tau'}^{-1}) \right) - D \left(\exp(X_{i\tau'}\beta_{\tau'} + \bar{F}^{-1}) \right) \right]. \quad (11)
\end{aligned}$$

A análise da expressão (9) mostra que o único componente que varia entre τ' e τ'' é a distribuição das características observáveis (i.e. os Xs), que é “ponderado” pelo vetor de preços agregado (i.e. $\bar{\beta}$) para um valor fixo dos componentes não-observáveis (i.e. \bar{F}^{-1}). Assim, dado que somente as quantidades variam entre os dois períodos, podemos interpretar a expressão (9) como o efeito de mudanças nas quantidades entre os dois períodos considerados.

Distintamente, a análise das expressão (10) revela que a diferença do componente preço entre τ' e τ'' não produz uma decomposição que necessariamente capta somente o efeito de mudanças nos preços entre esses dois períodos. De fato, o que gostaríamos de ter para computar um efeito preço com interpretação contrafactual seria uma expressão na qual somente os preços (i.e. os βs) estivessem mudando entre os períodos. No entanto, como mostra a expressão (10), a diferença $P_{\tau''} - P_{\tau'}$ captura tanto variações nos βs quanto nos Xs . Portanto, a menos que a distribuição das quantidades permanecesse constante entre dois períodos de interesse quaisquer (i.e. $X_{i\tau'} = X_{i\tau''}$), a metodologia proposta por JMP não permite uma interpretação contrafactual do efeito preço.

A análise da expressão (11) também revela que variações temporais em R_t não permitem uma interpretação contrafactual do componente ao qual ela se refere: a diferença $R_{\tau''} - R_{\tau'}$ não necessariamente pode ser atribuída somente à variação entre $F_{\tau'}^{-1}$ e $F_{\tau''}^{-1}$.

Embora baseada no arcabouço analítico acima apresentado, a metodologia utilizada no presente artigo procura resolver a dificuldade de interpretação dos efeitos de interesse contida na metodologia proposta por JMP. Para tanto, seja s um período

de tempo fixo (e.g. 2001) e $t \geq s$. Similarmente às equações (3), (4) e (5), podemos simular os seguintes rendimentos do trabalho:

$$y_{it}^{*1} = X_{it}\beta_s + F_s^{-1}(\theta_{it}|X_{it}), \quad (12)$$

$$y_{it}^{*2} = X_{it}\beta_t + F_s^{-1}(\theta_{it}|X_{it}) \quad (13)$$

e

$$y_{it}^{*3} = X_{it}\beta_t + F_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it}) \equiv y_{it}, \quad (14)$$

onde $F_s^{-1}(\theta_{it}|X_{it}) = F_s^{-1}(F(u_{it}|X_{it}))$, a qual denotaremos simplesmente por F_s^{-1} .

A equação (12) simula os rendimentos do trabalho permitindo que a distribuição das quantidades varie ao longo do tempo porém mantendo constantes o vetor de preços e a distribuição dos não-observáveis do período s . Em outras palavras, ela cria uma distribuição contrafactual dos rendimentos do trabalho caso os preços e os não-observáveis fossem os do período s porém com as quantidades observadas em cada t . Sua diferença em relação à equação (3) é que a primeira fixa os preços e não-observáveis para um período específico, ao passo que a segunda utiliza as médias dos preços e não-observáveis de todos os períodos. A equação (13) simula os rendimentos do trabalho com quantidades e preços variando temporalmente porém mantendo constantes a distribuição dos não-observáveis do período s . Sua contrapartida na metodologia de JMP é a equação (4), a qual utiliza a distribuição média dos não-observáveis de todos os períodos. A equação (14) permite que quantidades, preços e não-observáveis variem ao longo do tempo e, portanto, é idêntica à equação (5).

Denotando por $Y_{it}^{*k} = \exp(y_{it}^{*k})$, $k = 1, 2, 3$, podemos definir os componentes quantidades, preços e não-observáveis no período t analogamente às equações (6), (7) e (8):

$$Q_t^* = D(Y_{it}^{*1}), \quad (15)$$

$$P_t^* = D(Y_{it}^{*2}) - D(Y_{it}^{*1}) \quad (16)$$

e

$$R_t^* = D(Y_{it}^{*3}) - D(Y_{it}^{*2}). \quad (17)$$

Note-se mais uma vez que a soma desses três componentes é igual à desigualdade total, isto é, $Q_t^* + P_t^* + R_t^* = D(Y_{it}^{*3}) \equiv D(Y_{it}) = T_t$. Observe-se também que para $t = s$, $Q_s^* = T_s$ e $P_s^* = R_s^* = 0$.

A fim de obter decomposições com interpretação contrafactual dos efeitos de mudanças somente nas quantidades, preços e não-observáveis entre um período t qualquer e o período s , temos as seguintes expressões:

$$Q_t^* - Q_s^* = D(\exp(X_{it}\beta_s + F_s^{-1})) - D(\exp(X_{is}\beta_s + F_s^{-1})), \quad (18)$$

$$\begin{aligned} P_t^* - P_s^* &= [D(\exp(X_{it}\beta_t + F_s^{-1})) - D(\exp(X_{it}\beta_s + F_s^{-1}))] \\ &\quad - [D(\exp(X_{is}\beta_s + F_s^{-1})) - D(\exp(X_{is}\beta_s + F_s^{-1}))] \\ &= D(\exp(X_{it}\beta_t + F_s^{-1})) - D(\exp(X_{it}\beta_s + F_s^{-1})) \end{aligned} \quad (19)$$

e

$$\begin{aligned} R_t^* - R_s^* &= [D(\exp(X_{it}\beta_t + F_t^{-1})) - D(\exp(X_{it}\beta_t + F_s^{-1}))] \\ &\quad - [D(\exp(X_{is}\beta_s + F_s^{-1})) - D(\exp(X_{is}\beta_s + F_s^{-1}))] \\ &= D(\exp(X_{it}\beta_t + F_t^{-1})) - D(\exp(X_{it}\beta_t + F_s^{-1})). \end{aligned} \quad (20)$$

Note-se que na expressão (18) somente os Xs variam entre t e s , o que permite interpretá-la como o efeito de mudanças nas quantidades entre esses dois períodos. Cabe observar que a expressão (9) também permite uma interpretação contrafactual do efeito de mudanças nas quantidades. A diferença entre (18) e (9) é que o efeito quantidade é avaliado na primeira expressão em relação aos preços e não-observáveis do período s , enquanto na segunda tal efeito é relacionado aos preços e

não-observáveis médios de todo o período.

Verifica-se pela expressão (19) que a diferença entre os componentes preços P_t^* e P_s^* pode ser atribuída somente a mudanças nos βs entre t e s . Isso se deve ao fato de que o segundo termo em colchetes na primeira igualdade dessa expressão se anula, o que não ocorre com o seu correspondente na expressão (10). Portanto, aqui podemos emprestar uma interpretação contrafactual à expressão (19), no sentido de que ela capta somente o efeito das mudanças nos preços entre o período t e o período de referência s para a variação na desigualdade total.

De forma semelhante, a expressão (20) mostra que a diferença $R_t^* - R_s^*$ pode ser atribuída somente a mudanças nos resíduos entre os períodos t e s . Mais uma vez, o segundo termo em colchetes nessa expressão se anula, fato esse que não ocorre na expressão (11). Podemos, então, interpretar de forma contrafactual a expressão (20), na medida em que ela capta apenas o efeito de mudanças no componente não-observável para a variação na desigualdade total entre t e o período de referência s .

Cabe observar que nossa metodologia só permite interpretações contrafactuais dos efeitos quantidade, preços e não-observáveis de um período de tempo t em relação ao período de referência s . Isso significa que não podemos utilizá-la para calcular a contribuição desses efeitos entre dois outros períodos quaisquer, por exemplo entre τ' e τ'' , onde ambos são diferentes de s .

3 Dados e Implementação

Para implementar a decomposição apresentada na subseção anterior utilizamos as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o período 1984-2005.¹⁰ Os resultados a serem apresentados referem-se ao país como um todo, à exceção da área rural da região Norte.

¹⁰Durante esse período, a PNAD não foi realizada nos dois anos censitários (1991 e 2000) e no ano de 1994.

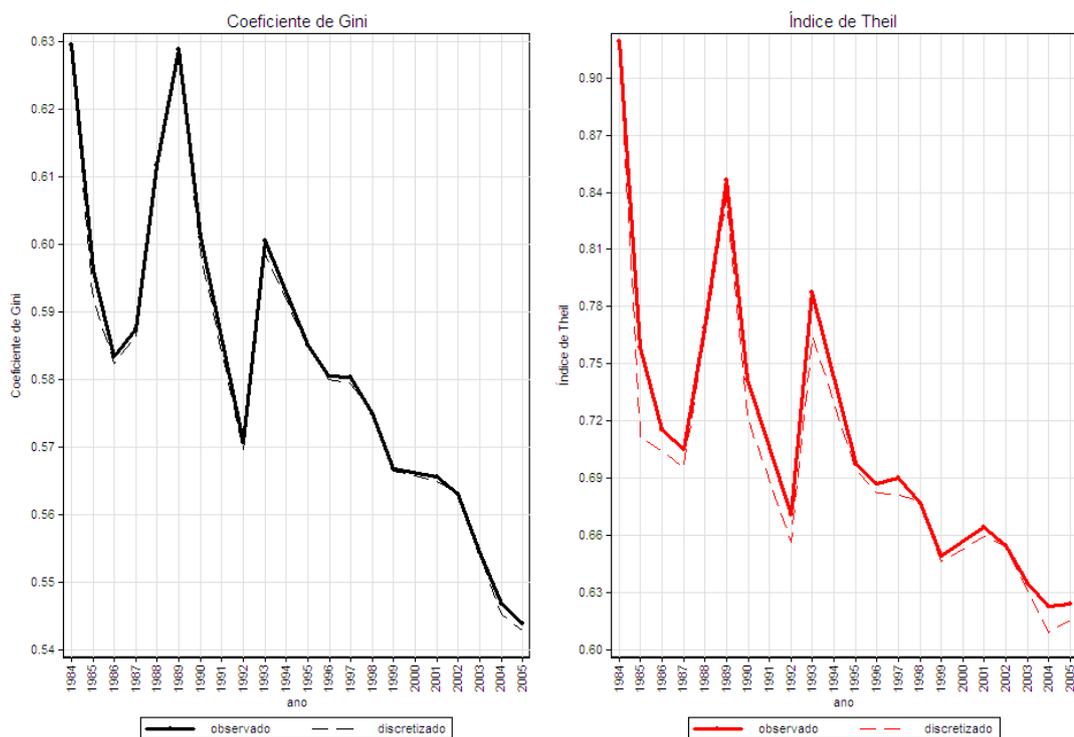
A variável de remuneração do trabalho utilizada é o rendimento real de todos os trabalhos, o qual foi deflacionado pelo INPC de acordo com o procedimento proposto por Corseuil e Foguel (2002). Para as variáveis que compõem o vetor de características observáveis (X_{it}) utilizamos *proxies* tipicamente empregadas para medir o nível de qualificação dos indivíduos, a saber: escolaridade (definida como a série mais alta completada com sucesso) e experiência potencial no mercado de trabalho (definida como idade menos escolaridade menos 6). Mais especificamente, nas regressões utilizamos variáveis *dummies* para o nível de escolaridade do trabalhador (0 a 17 e mais anos de estudo), para sua categoria de experiência potencial (0-10, 11-20, 21-30 e 31 e mais anos), e interações entre as *dummies* de escolaridade e de categoria de experiência potencial.

A equação (1) foi estimada para cada ano disponível da PNAD entre 1984 e 2005. Todas as regressões foram estimadas por MQO, nas quais os pesos amostrais fornecidos na PNAD foram empregados. Com base nos resíduos obtidos dessas regressões ordenamos de forma crescente seus valores para cada ano e dividimos seus suportes em mil partições (milésimo). Para cada milésimo da distribuição dos resíduos em cada ano, calculamos suas médias, as quais foram utilizadas como uma aproximação empírica discretizada de $F_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it})$.

Dado que estamos aproximando uma distribuição contínua por meio de uma discretização, optamos por reconstruir o rendimento do trabalho de cada indivíduo em cada ano utilizando essa mesma discretização. Mais especificamente, o valor do rendimento do indivíduo i observado no ano t foi reconstruído segundo $X_{it}\widehat{\beta}_t + \widehat{F}_t^{-1}(\theta_{it}^j|X_{it})$, onde $\widehat{\beta}_t$ representa o vetor de coeficientes estimados no ano t , e $\widehat{F}_t^{-1}(\theta_{it}^j|X_{it})$ o valor médio dos resíduos do milésimo θ^j no qual se encontra o trabalhador i no ano t . A fim de ilustrar as diferenças entre as distribuições de rendimentos observado e discretizado, a Figura 1 mostra o coeficiente de Gini e o índice de Theil ao longo do período considerado para cada tipo de rendimento. Como revela essa figura, a evolução dessas medidas de desigualdade é muito semelhante

para cada tipo de rendimento, sendo a diferença média entre cada tipo para todo o período menor que 0.1% para o coeficiente de Gini e 1% para o índice de Theil. A fim de manter a consistência entre os resultados para a desigualdade total e os componentes quantidades, preços e não-observáveis, os resultados para desigualdade total reportados na próxima seção se referem aos rendimentos discretizados.

Figura 1: Medidas de Desigualdade para Rendimentos Observado e Discretizado



Para obter uma aproximação discretizada de $F_s^{-1}(F(u_{it}|X_{it}))$, imputamos a média dos resíduos dos milésimos da distribuição de 2001 (nosso período de referência, s) para o milésimo correspondente dos demais anos disponíveis. Assim, com base nos coeficientes estimados e nas distribuições discretizadas acima descritas, simulamos os rendimentos do trabalho apresentados nas equações (12), (13) e (14).¹¹ Estes foram então utilizados para computar os componentes quantidade, preços e não-observáveis definidos respectivamente pelas equações (15), (16) e (17). Para efeito

¹¹Na prática, a versão empírica da equação (14) reconstrói de forma discretizada o rendimento do trabalho de cada indivíduo em cada ano. Ver parágrafo acima.

de apresentação, os resultados para a desigualdade total e para os três componentes de interesse são apresentados como desvios em relação aos seus respectivos valores no ano de 2001.¹²

Neste trabalho utilizamos quatro medidas de desigualdade: o coeficiente de Gini, o índice de Theil e as razões dos rendimentos médios do trabalho entre o nono e o primeiro décimos (denotado por 90/10) e entre o último e primeiro quintos (denotado por 80/20) da distribuição de rendimentos.¹³

4 Resultados

4.1 Período 1984-2005

As Figuras 2, 3, 4 e 5 apresentam os resultados da decomposição baseada em nossa metodologia respectivamente para o coeficiente de Gini, o índice de Theil, a razão entre os rendimentos do último e primeiro quintos da distribuição de rendimentos do trabalho, e a razão entre os rendimentos do nono e do primeiro décimos dessa distribuição. O gráfico superior esquerdo de cada Figura contém a evolução da correspondente medida de desigualdade dos rendimentos observados ao longo do período de análise.¹⁴ Os demais gráficos apresentam a evolução temporal do três componentes que baseiam a decomposição aqui implementada: quantidades (i.e. Xs), preços (i.e. βs) e não-observáveis (i.e. us). Os resultados em cada Figura estão apresentados como desvios em relação ao valor de cada medida para o ano de 2001.¹⁵

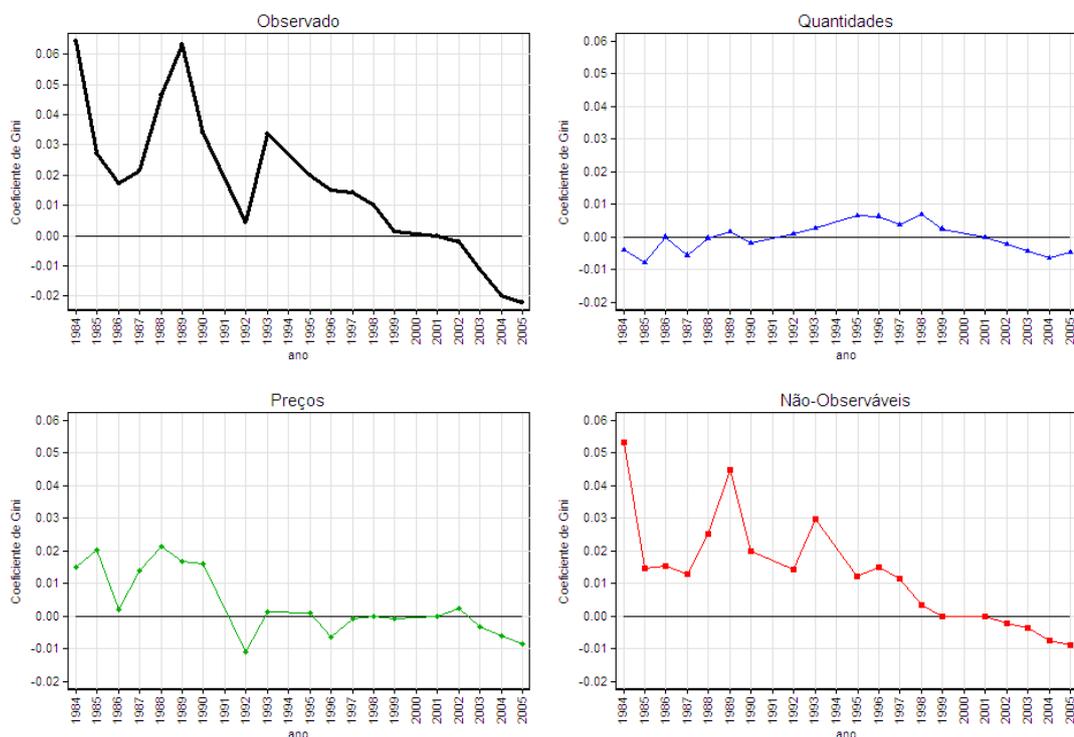
¹²Especificamente, $T_t - T_s = (Q_t^* + P_t^* + R_t^*) - (Q_s^* + P_s^* + R_s^*) = (Q_t^* - Q_s^*) + (P_t^* - P_s^*) + (R_t^* - R_s^*)$, onde $s = 2001$. Note-se que isso implica que os valores para 2001 serão iguais a zero e que os resultados para os demais anos fornecem diretamente as comparações contrafactuais apresentadas nas expressões (18), (19) e (20).

¹³Note-se que estamos utilizando a média de rendimentos referentes a todo o décimo ou quinto da distribuição.

¹⁴Sempre que nos referirmos a rendimentos observados, estamos nos aludindo aos rendimentos reconstruídos por meio da discretização descrita na seção anterior.

¹⁵Cabe observar que os resultados para os anos de 1991, 1994 e 2000 aparecem como interpolações entre os dois anos adjacentes a cada um desses anos.

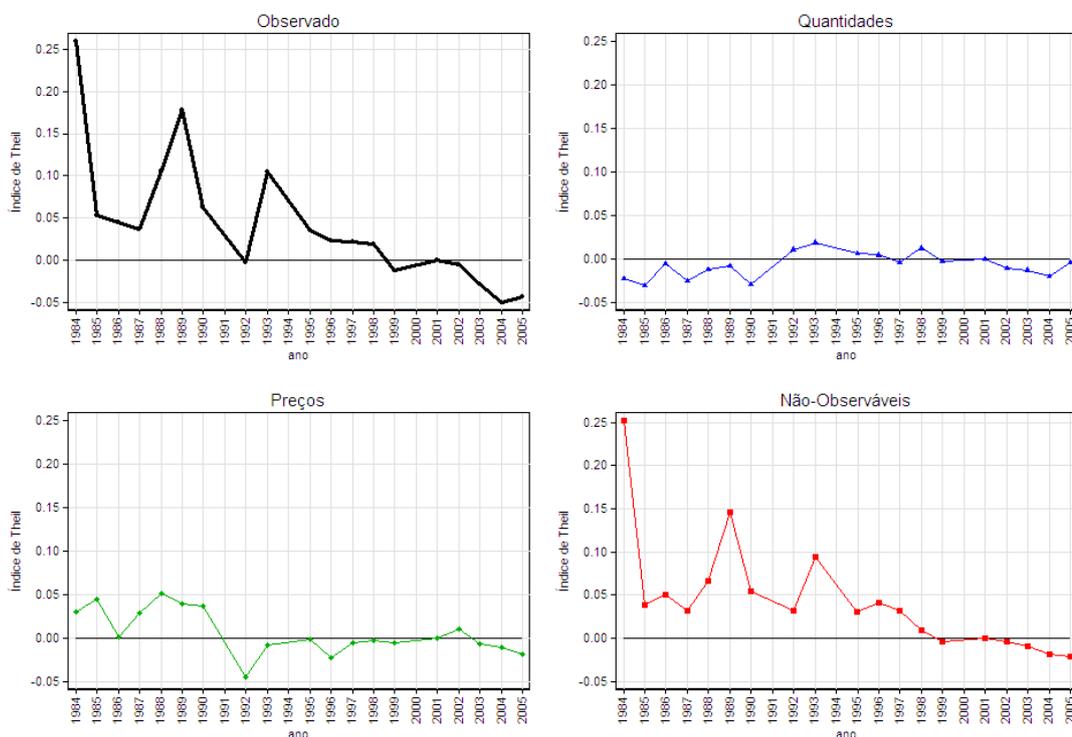
Figura 2: Coeficiente de Gini e Componentes Desvio em Relação ao Ano de 2001



Os gráficos que mostram a evolução da desigualdade observada revelam que até 1993 a desigualdade de rendimentos dos trabalho variou bastante, com mínimos (máximos) locais ocorrendo nos anos de 1986 e 1992 (1984, 1989 e 1993). Como esse período é marcado por inflação de preços alta e oscilante, é possível que pelo menos uma parte das variações observadas na desigualdade ao longo desse intervalo esteja associada a erros de mensuração nos rendimentos do trabalho reportados na PNAD.¹⁶ Outro aspecto bastante importante que pode estar associado à mensuração da desigualdade nesse período está relacionado ao fato de que os trabalhadores tinham datas-base distintas para o reajuste de seus salários. Assim, como a inflação era alta e oscilante e somente uma parcela dos trabalhadores tinha seus reajustes salari-

¹⁶É provável que existam erros de mensuração nos rendimentos reportados em qualquer pesquisa domiciliar. Se esses erros não forem neutros ao longo da distribuição de rendimentos, então o nível das medidas de desigualdade em qualquer ponto de tempo tenderá a ser enviesado. Se, além disso, esses erros de medida forem sensíveis a fatores que variam no tempo (e.g. inflação), então as mudanças nas medidas de desigualdade ao longo do tempo tenderão a ser viesadas.

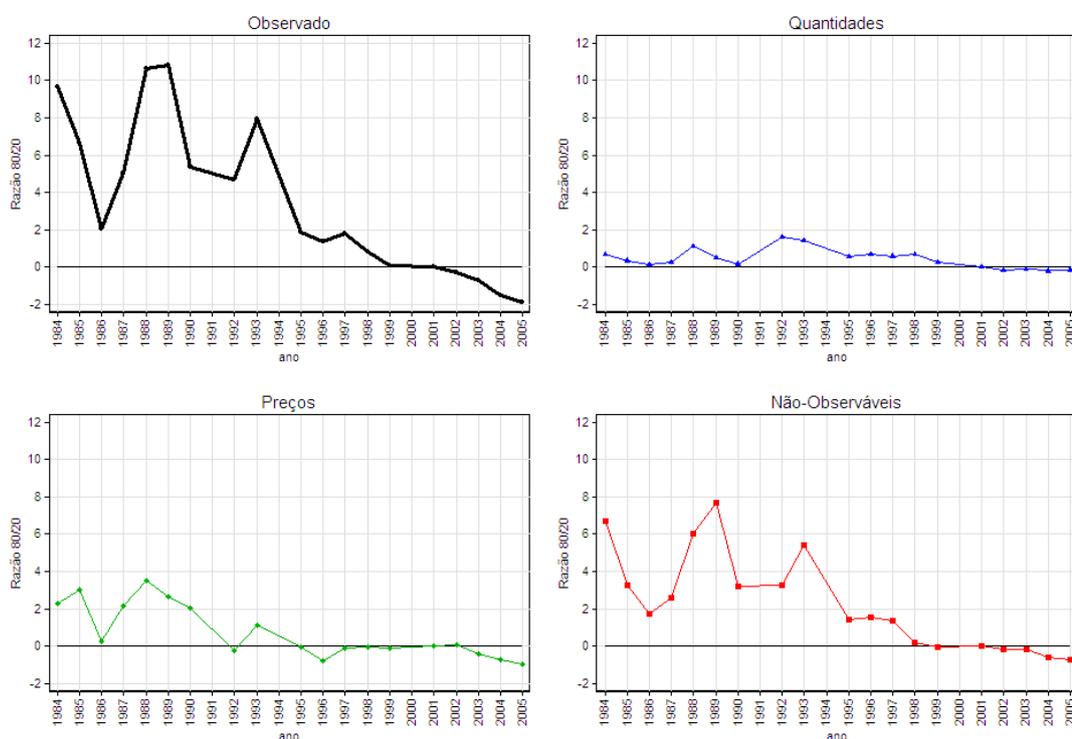
Figura 3: Índice de Theil e Componentes
Desvio em Relação ao Ano de 2001



ais próximos do período de referência da PNAD (geralmente em setembro/outubro), é bastante provável que as medidas de desigualdade ao longo desse período estejam capturando as variações temporais na inflação e na distribuição de datas-base. A partir da estabilização da inflação em 1995, quase todas as medidas de desigualdade aqui empregadas mostram uma redução contínua na concentração de rendimentos do trabalho. A única exceção é a razão 90/10, a qual segue uma trajetória relativamente estável entre 1995 e 2005. É interessante observar que os anos de 2004 e 2005 apresentam os menores valores para as quatro medidas de desigualdade ao longo das duas décadas de nossa análise.

Como revelam os gráficos situados no canto superior direito das Figuras 2, 3, 5 e 4, o efeito de variações na distribuição das quantidades foi relativamente modesto para explicar as mudanças na desigualdade total. Isso implica que, tomando o período como um todo, as alterações na composição da escolaridade e experiência

Figura 4: Razão 80/20 dos Rendimentos Médios e Componentes
Desvio em Relação ao Ano de 2001

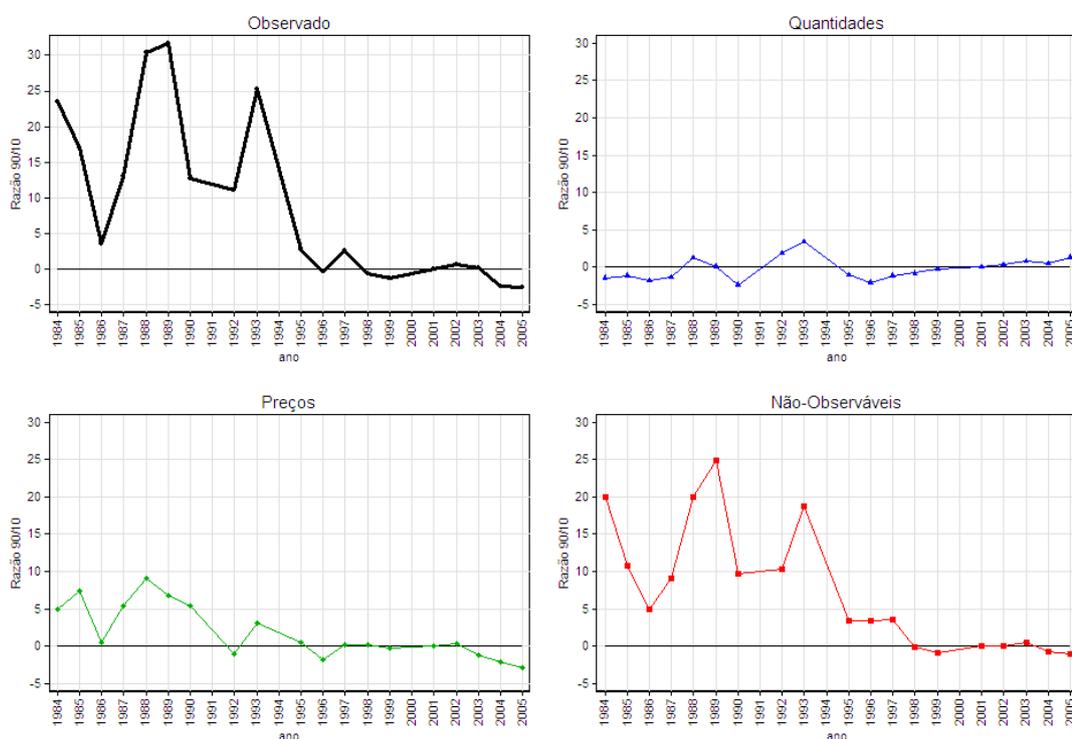


dos trabalhadores parecem não ter tido impactos significativos sobre a desigualdade, mantendo os preços e não-observáveis constantes.

Olhando para o comportamento dos dois demais componentes, percebe-se que, embora o efeito preço tenha tido uma contribuição relevante para as mudanças na desigualdade durante os anos 80, o efeito dos fatores não-observáveis foi mais importante. Esse fenômeno se acentua na década seguinte, já que o efeito preço deixa de atuar e o efeito dos não-observáveis permanece elevado.¹⁷ Como pelo menos uma parte dos resultados para o período até meados dos anos 90 pode estar sendo influenciada por fatores tais como erros de medida sensíveis ao nível de inflação, variações na própria inflação e na distribuição de datas-base, na próxima subseção

¹⁷Vale observar que, como o componente residual também capta erros de medida na variável de rendimentos, é possível que sua maior importância durante os anos 80 se deva a erros de mensuração associados a variações na inflação. Note-se, no entanto, que esse componente continua a desempenhar um papel preponderante entre 1995 e 1997, um período no qual a inflação já era baixa. Isso sugere que pelo menos uma parte dele não está totalmente associada a erros de mensuração correlacionados com a inflação.

Figura 5: Razão 90/10 dos Rendimentos Médios e Componentes
Desvio em Relação ao Ano de 2001



apresentamos os resultados da decomposição para o período posterior à estabilização dos preços.

4.2 Período 1995-2005

Nesta subsecção, apresentamos os resultados para o período após o ano de 1995. A Tabela 1 apresenta os resultados da decomposição para o período entre 1995 e 2005, o qual é subparticionado nos intervalos 1995-2001 e 2001-2005.¹⁸ Todos os resultados se referem a comparações entre os anos final e inicial de cada intervalo. A primeira linha ao lado de cada medida de desigualdade se reporta à variação na respectiva medida entre os anos considerados. A linha abaixo da primeira se reporta à contribuição percentual de cada componente para a variação observada na desigualdade.

¹⁸Como observado no final da seção 2, a metodologia aqui empregada só permite interpretações contrafactuais dos componentes da decomposição entre um ano qualquer e o ano base (2001).

O painel A da Tabela 1 se refere ao período 1995-2001. O primeiro ponto a se observar é que as mudanças no componente não-observável não só operam para reduzir a desigualdade nesse intervalo, como são as que mais contribuem para essa queda. Essa constatação pode ser observada para todas as medidas de desigualdade apresentadas na Tabela. Distintamente do que observamos na análise do período como um todo (i.e. 1984/2005), as mudanças na composição de educação e de experiência (efeito quantidade) parecem ter tido um papel relativamente expressivo entre 1995 e 2001. Isso parece válido mesmo quando seu efeito operou no sentido contrário ao da queda observada na desigualdade, como foi o caso da medida 90/10. Outro ponto a ser notado é que o efeito preço alterna de sinal dependendo da medida de desigualdade considerada. Em todo caso, pode-se dizer que sua contribuição foi bastante modesta nesse intervalo, não ultrapassando 17% em valor absoluto.

Tabela 1: Variação nas Medidas de Desigualdade e seus Componentes

Medida	Observado	Quantidades	Preços	Não-Observáveis
A. 1995-2001				
Gini	-0.020	-0.007	-0.001	-0.012
	100.0	33.2	4.9	61.9
Theil	-0.036	-0.006	0.002	-0.031
	100.0	16.7	-4.4	87.7
80/20	-1.876	-0.564	0.084	-1.396
	100.0	30.0	-4.5	74.4
90/10	-2.770	1.018	-0.463	-3.325
	100.0	-36.7	16.7	120.0
B. 2001-2005				
Gini	-0.022	-0.005	-0.009	-0.009
	100.0	21.0	39.2	39.9
Theil	-0.044	-0.004	-0.019	-0.021
	100.0	10.2	42.7	47.1
80/20	-1.868	-0.139	-1.000	-0.729
	100.0	7.4	53.5	39.0
90/10	-2.607	1.342	-2.894	-1.055
	100.0	-51.5	111.0	40.5

O painel B da Tabela 1, o qual se refere ao período mais recente entre 2001 e 2005, mostra um panorama bastante distinto do observado no intervalo anterior. Em primeiro lugar, embora o componente não-observável também tenha operado para reduzir a desigualdade no período mais recente, sua contribuição se reduziu bastante em comparação com o intervalo anterior. Esse fenômeno pode ser observado para todas as medidas de desigualdade aqui empregadas. Em segundo lugar, o efeito quantidade também perde importância no período mais recente, o que pode ser observado para quase todas as medidas de desigualdade. A exceção é a razão 90/10, para qual esse efeito tem uma contribuição mais negativa do que a observada no período anterior. Em terceiro lugar, o efeito preço passa a ter uma contribuição que vai na mesma direção da queda observada em todas as medidas de desigualdade. Além disso, e como o resultado dos menores papéis desempenhados pelos componentes não-observável e quantidade, o efeito preço ganha bastante importância relativa no período mais recente. De fato, sua contribuição passa a equivaler à do componente não-observável no caso das medidas globais de desigualdade (Gini e Theil), sendo preponderante no caso das medidas que põem peso nas caudas da distribuição de rendimentos do trabalho (80/20 e 90/10).

5 Evolução dos Preços

Os resultados apresentados na seção anterior mostram que as contribuições dos componentes preço e não-observáveis foram bastante significativas para explicar as variações na desigualdade de rendimentos do trabalho nas últimas décadas. A fim de investigar mais detalhadamente o que está por trás das variações nesses componentes, nesta seção procuraremos investigar os fatores que determinam a evolução desses componentes. Especificamente, procuraremos analisar o comportamento dos preços (retornos) médios da educação e experiência, assim como do “preço” do componente não-observável. Formalmente, podemos reescrever a equação (1) da seguinte

forma¹⁹

$$y_{it} = X_{it}\beta_t + u_{it} = X_{it}\beta_t + \sigma_t\varepsilon_{it}, \quad (21)$$

onde se assume que ε_{it} é uma variável aleatória independente e identicamente distribuída (iid) entre os indivíduos e que possui distribuição normal padrão ($N(0, 1)$), e σ_t o fator (desvio-padrão) que altera a dispersão da distribuição de u_{it} . Vale observar que essa parametrização da distribuição dos resíduos introduz um erro de aproximação, o qual tende a ser pequeno uma vez que a distribuição normal aproxima razoavelmente bem a distribuição do logaritmo dos rendimentos do trabalho.

À suposição de que o resíduo da regressão pode ser separado em duas variáveis, daremos a seguinte interpretação: a hipótese de que a variável ε_{it} é iid com distribuição $N(0, 1)$ fixa ao longo tempo permite interpretá-la como a parte do resíduo da regressão que captura a “quantidade” do fator não-observável possuída por um indivíduo i em um período de tempo t qualquer. Como a variável σ_t entra multiplicativamente na formação dos resíduos, sua interpretação natural é de que ela captura o “preço” do fator não-observável.²⁰ Portanto, com base nessa partição de u_{it} , tomaremos o desvio-padrão dos resíduos da regressão expressa em (21) como um indicador do preço do componente não-observável.²¹

Em relação ao preço dos componentes observáveis, calculamos o retorno médio dos fatores educação e experiência a partir dos coeficientes estimados da equação de rendimentos do trabalho (β_t). Para podermos analisar a evolução somente dos preços desses fatores, utilizamos a distribuição de educação e experiência do ano de 2001 como ponderadores fixos no cálculo dos preços médios de cada período t .²²

¹⁹Essa especificação é baseada em Bourguignon e Ferreira (2005, p.36).

²⁰Mais uma vez, podemos recorrer à interpretação de u como medindo a habilidade inata dos indivíduos. Nesse caso, a variável ε estaria medindo a quantidade desse tipo de habilidade, para a qual se assume uma distribuição normal padrão. Naturalmente, então, a variável σ_t mediria implicitamente o preço dessa habilidade no mercado de trabalho no período t .

²¹Vale observar que, como as amostras da PNAD são bastante amplas (cerca de 135 mil observações, em média), os erros amostrais das estimativas do desvio-padrão dos resíduos devem ser pequenos.

²²A fim de ilustrar o procedimento de cálculo dos retornos médios à educação e à experiência, considere-se a equação simplificada de rendimentos do trabalho: $y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \theta_{k,t} \cdot ed_{k,it} +$

A Figura 6 mostra a evolução dos preços médios dos fatores educação, experiência e não-observáveis entre 1984 e 2005.²³ Conforme revela a Figura, o preço médio de um ano adicional de escolaridade esteve relativamente constante durante a segunda metade dos anos 80 (à exceção da redução acentuada em 1986), passando a seguir uma trajetória declinante a partir daí. Em 2005, o retorno médio à educação era cerca de 30% menor do que em 1990, 20% menor do que em 1995 e 10% em relação a 2001. Naturalmente, se nada mais tivesse mudado ao longo desse período, essa queda no preço médio da educação teria reduzido a desigualdade de rendimentos do trabalho.

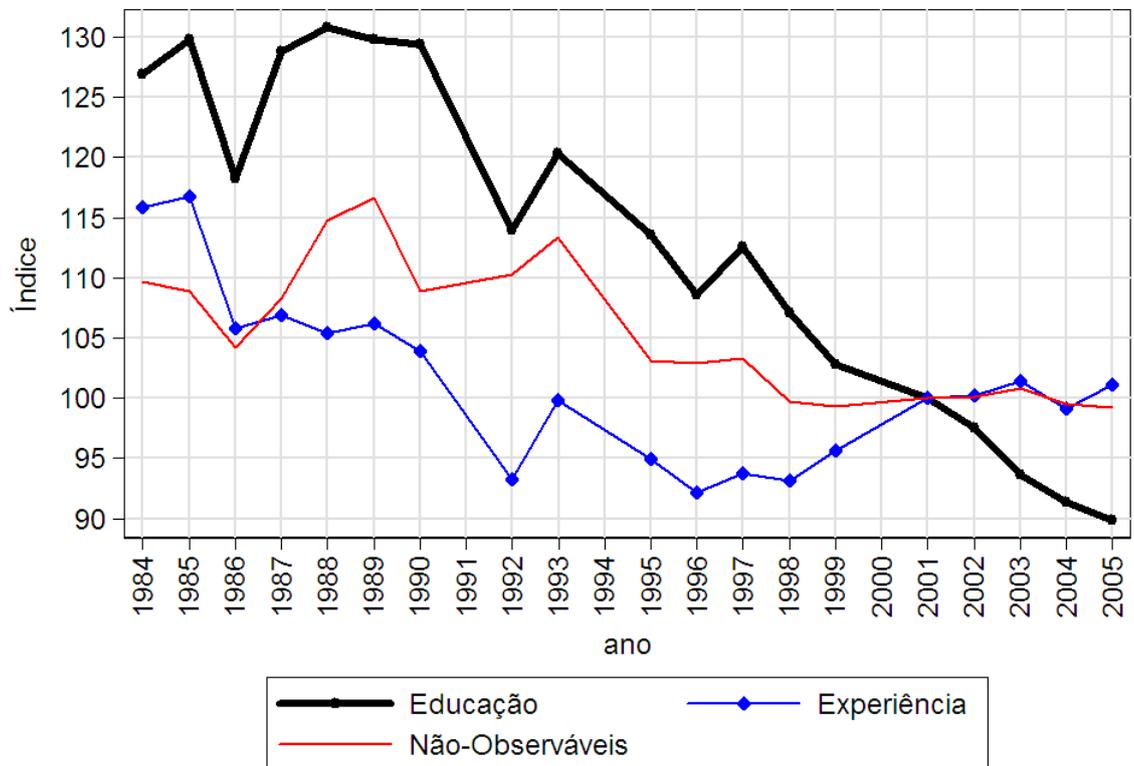
Após uma acentuada redução entre 1985 e 1986, o preço médio da experiência mantém-se relativamente estável até o final dos anos 80, quando então sofre uma outra expressiva queda entre 1990 e 1992. Durante a década de 90, esse preço permanece mais uma vez relativamente constante (à exceção de 1993), porém num patamar bastante mais baixo do que aquele observado na segunda metade dos anos 80. Em 2001, no entanto, o retorno à experiência encontra-se mais elevado do que ao final dos 90, situando-se num nível intermediário entre os patamares que prevaleceram nos subperíodos anteriores (cerca de 5% menor e 6% maior, respectivamente). Desde 2001, o preço médio da experiência tem permanecido estável.

Em relação ao “preço” dos não-observáveis, este oscilou com suave tendência de alta entre 1984 e 1993, porém sofre uma queda acentuada entre esse último ano e

$\sum_{j=1}^J \gamma_{j,t} \cdot \text{gex}_{j,it} + u_{it}$, onde ed_k e gex_j representam variáveis *dummies* respectivamente para o nível de escolaridade k e categoria de experiência j . Assume-se implicitamente que as *dummies* do primeiro nível de escolaridade e da primeira categoria de experiência estão excluídas da equação. Sejam \overline{ped}_k e \overline{pgex}_j respectivamente a proporção de indivíduos com escolaridade k e pertencentes à categoria de experiência j no ano de 2001. O retorno médio à educação no ano t é computado como: $red_t = \sum_{k=1}^K \theta_{k,t} \cdot \overline{ped}_k / \sum_{k=1}^K \overline{ped}_k \cdot \text{educa}_k$, onde educa_k corresponde ao nível de escolaridade k . Similarmente, o retorno médio à experiência é calculado como: $rex_t = \sum_{j=1}^J \gamma_{j,t} \cdot \overline{pgex}_j / \sum_{j=1}^J \overline{pgex}_j \cdot \text{mngex}_j$, onde mngex_j corresponde à mediana da categoria de experiência j . Na prática, como a nossa equação de rendimentos inclui interações entre as *dummies* de educação e experiência, o cálculo dos retornos médios à educação e à experiência leva em consideração as estimativas dos coeficientes dessas interações, as quais são incorporadas na fórmula de cálculo utilizando-se respectivamente as proporções dos grupos de experiência e dos níveis educacionais.

²³Os números estão apresentados como índices com base no ano de 2001.

Figura 6: Preços Médios da Educação, Experiência e Não-Observáveis
Índice (Base: 2001)



os finais da década de 90. A partir do biênio 1998/99 e até 2005, entretanto, sua trajetória tem se mantido estável.

Em suma, tomando o período como um todo, observam-se quedas importantes dos preços médios da educação, da experiência e dos não-observáveis (por exemplo, tomando a variação entre os anos 1985 e 2005, verificam-se reduções de cerca de 30%, 13% e 9%, respectivamente). Podemos concluir, portanto, que, *ceteris paribus*, tanto o preço dos observáveis quanto o dos não-observáveis operaram no sentido de reduzir a desigualdade nos rendimentos do trabalho durante essas últimas duas décadas. Analisando o período entre 2001 e 2005, verifica-se que somente a queda no retorno médio à educação teria operado para a redução observada na desigualdade.

6 Sumário

Neste estudo, implementamos uma decomposição da desigualdade nos rendimentos do trabalho no Brasil para o período entre 1984 e 2005. Essa decomposição foi baseada na metodologia proposta por [Juhn et al. \(1993\)](#), a qual foi por nós modificada de forma que pudéssemos interpretá-la como uma decomposição de natureza contrafactual. Os três componentes que integram essa decomposição são os efeitos: (i) quantidade, que se relaciona a mudanças na distribuição de características (produtivas) observáveis dos trabalhadores (especificamente, educação e experiência); (ii) preço, o qual está associado a variações nos retornos à educação e à experiência; e (iii) residual, um efeito que capta a evolução de fatores que não são observáveis (pelo analista) e que afetam o nível remuneratório dos trabalhadores. Para aferir a evolução da desigualdade, utilizamos quatro medidas de desigualdade: o coeficiente de Gini e o índice de Theil, que procuram captar o nível de desigualdade para a distribuição como um todo, e as razões entre os rendimentos médios dos décimos ou quintos superiores e inferiores da distribuição.

Ao longo do período em foco, observa-se uma oscilação da desigualdade de rendimentos do trabalho até o ano de 1995, quando quase todas as medidas de desigualdade aqui utilizadas passam a seguir uma trajetória de queda (a exceção é a razão de rendimentos entre os décimos das caudas da distribuição). Os resultados da decomposição mostram que o componente não-observável foi o mais importante para explicar as variações da desigualdade para todo o período. Em particular, esse parece ter sido o caso para o intervalo compreendido entre o ano de 1984 e o fim da década de 90. O componente preço também teve um papel relevante, porém as mudanças na composição educacional e de experiência dos trabalhadores não tiveram um impacto muito expressivo quando se considera o período inteiro.

Focalizando o subperíodo 1995-2001, verifica-se que o componente não-observável foi o que mais contribuiu para a queda na desigualdade observada nesse intervalo.

Apesar de bastante menor do que a contribuição do componente não-observável, o efeito quantidade teve também um papel significativo. Já o efeito preço praticamente não contribuiu para as variações observadas na desigualdade nesse intervalo. O subperíodo 2001-2005, entretanto, apresenta um panorama bastante distinto do anterior. De fato, embora ainda relativamente expressiva, a contribuição do componente não-observável passa a ser bem menor. Como o efeito quantidade também reduz significativamente a sua importância, o efeito preço passa então a ter um papel muito mais expressivo para explicar a queda recente na desigualdade de rendimentos do trabalho.

Referências

- Autor, D. H. (2005), "Wage Density Decompositions". mimeo.
- Autor, D. H., Katz, L. F. e Kearney, M. S. (2005), "Rising Wage Inequality: The Role of Composition and Prices". mimeo.
- Barros, R. P., Carvalho, M. e Franco, S. (2004), "Os Determinantes da Desigualdade de Renda no Brasil". mimeo.
- Bourguignon, F. e Ferreira, F. H. (2005), "Decomposing Changes in the Distribution of Household Incomes: Methodological Aspects", *in* F. Bourguignon, F. H. Ferreira e N. Lustig, eds, 'The Microeconomics of Income Distribution Dynamics', World Bank, Washington DC, USA, pp. 17–46.
- Corseuil, C. H. e Foguel, M. N. (2002), "Uma Sugestão de Deflatores para Rendas Obtidas a Partir de Algumas Domiciliares do IBGE". Texto para Discussão, 897, IPEA.
- DiNardo, J., Fortin, N. M. e Lemieux, T. (1996), "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach", *Econometrica* **64**, 1001–1044.
- IPEA (2006), "Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil", Technical report, IPEA.
- Juhn, C., Murphy, K. M. e Pierce, B. (1993), "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill", *Journal of Political Economy* **101**, 410–442.
- Machado, J. A. e Mata, J. (2005), "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression", *Journal of Applied Econometrics* **20**, 445–465.

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Marcos Hecksher

Revisão

Lucia Duarte Moreira

Alejandro Sainz de Vicuña

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Míriam Nunes da Fonseca

Tamara Sender

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Alessandra Cerqueira Mattos

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Leandro Daniel Ingelmo (estagiário)

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9^a andar – sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9^a andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6^a andar — Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8433 – 3515-8426

Fax (21) 3515-8402

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 136 exemplares

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)