

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Curva de Phillips Distributiva: uma Análise da Relação entre Desemprego e Desigualdade Salarial

José Tassara Ferraz
Orientadora: Profa. Dra. Laura Barbosa de Carvalho

São Paulo
2022

Prof. Dr. Carlos Gilberto Carlotti Junior
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Dolores Montoya Diaz
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Claudio Ribeiro de Lucinda
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Wilfredo Fernando Leiva Maldonado
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

JOSÉ TASSARA FERRAZ

Curva de Phillips Distributiva: uma Análise da Relação entre Desemprego e Desigualdade Salarial

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências.

Orientadora: Profa. Dra. Laura Barbosa de Carvalho

Versão Original

São Paulo

2022

Agradecimentos

Completar uma dissertação, ainda por cima durante esses tempos complexos, não é uma tarefa fácil. Por isso, devo alguns agradecimentos às pessoas que tornaram isso possível. Em primeiro lugar, gostaria de agradecer ao suporte dos meus pais, Helena e Flávio, e da minha irmã, Laura, sem o qual eu com certeza não seria capaz de chegar até aqui. Também sou muito grato ao meu avô Marcello, por me instigar a curiosidade, e à minha avó Cida, por me ensinar o dom da perseverança. Ainda, preciso reconhecer o importante apoio de Luiza Ancona, pelos nove anos de companheirismo e amizade.

Também não posso deixar de agradecer à minha segunda família, que esteve ao meu lado durante todo esse período. Em especial, aos amigos André Levy, por estar perto mesmo quando longe; Gabriel Garrote, pelo senso de humor impecável; Manuela Magalhães, por me apresentar às sutilezas da vida; Paloma Casanovas, pelos conselhos sinceros; e Sofia Ribeiro, pelo apoio incondicional. Da mesma forma, gostaria de agradecer aos meus amigos da época de graduação que me acompanham até os dias de hoje, aqui representados por Danilo Imbimbo e Gabriel Poveda.

Devo um agradecimento especial para a minha orientadora Laura Carvalho, por toda paciência com a qual me acompanhou nesse processo. Apesar de nem sempre podermos nos encontrar pessoalmente, ela sempre me incentivou a seguir em frente. Agradeço também a todo o pessoal do MADE-USP (Centro de Pesquisa em Macroeconomia das Desigualdades), pelos comentários em versões anteriores, além dos professores Fabiana Fontes Rocha, Fernando Rugitsky, Gilberto Tadeu Lima e Naércio Menezes Filho. Também preciso deixar um reconhecimento à todos os funcionários da FEA-USP, representados pela figura de Ismael Rosário.

Por fim, mas não menos importante, gostaria de agradecer aos ótimos amigos que fiz durante o mestrado: Bruna Cricci, Caio Castro, Carlos Nathaniel, Jaime Macedo e Matheus Resende. Especialmente, ao Danilo Brandão, pela amizade quase instantânea, e à Isadora Árabe, por ser praticamente uma segunda irmã.

A presente dissertação foi realizada com apoio financeiro da CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior) - Código 001 e da FIFE (Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas).

Resumo

Essa dissertação visa avaliar os impactos de variações da taxa de desemprego, por meio de suas consequências no mercado de trabalho, sobre a desigualdade salarial brasileira. A hipótese apresentada aqui é que há efeitos heterogêneos ao longo da distribuição salarial, à medida que o enfraquecimento do poder de barganha decorrente de aumentos do desemprego deve afetar mais significativamente os salários da base. A partir de dados municipais, obtidos nos Censos Demográficos, para os anos de 1970, 1980, 1991, 2000 e 2010, estimamos regressões quantílicas a fim de verificar nossa hipótese. Desse modo, pode-se quantificar a variação do impacto do desemprego ao longo da distribuição dos salários, tanto quanto analisar se houve mudanças nesse comportamento no decorrer das décadas. Os resultados mostram significativa heterogeneidade durante as décadas de 70, 80 e 90, de acordo com a nossa hipótese. Nesses períodos, os trabalhadores da base da distribuição sofreram mais que proporcionalmente as consequências de aumentos do desemprego. Para a década de 2000, porém, esse efeito se mostra mais homogêneo.

Palavras-chave: Desemprego, Desigualdade Salarial, Poder de Barganha

Código JEL: E24, J31, J33

Abstract

We study whether changes in unemployment rate, throughout its impacts on the labor market, have heterogeneous effects along the wage distribution and how it affects Brazilian wage inequality. Our main hypothesis is that workers at the bottom have lower labor bargain power, therefore their wages should be more affected after unemployment spikes. Using municipalities data from the Censo Demográfico for 1970, 1980, 1991, 2000 e 2010, we estimate quantile regressions to support our hypothesis. Thus, we can measure distinct effects along the wage distribution; also if there were changes over this four decades. Our results shows considerable heterogeneity in the 70s, 80s and 90s, following closely up our hypothesis. Over this period, lower wage workers were overpenalized as a consequence of rising unemployment rates. However, in the 2000s decade, this impact became much more homogenous.

Key words: Unemployment, Wage Inequality, Labor Bargain Power

JEL Classification: E24, J31, J33

List of Figures

Figure 1 – Desemprego Estrutural	56
Figure 2 – Desemprego Cíclico	56
Figure 3 – Todos Quintis	57
Figure 4 – Quintil Superior	58
Figure 5 – Quarto Quintil	59
Figure 6 – Terceiro Quintil	60
Figure 7 – Segundo Quintil	61
Figure 8 – Quintil Inferior	62
Figure 9 – Efeito por percentis - Década de 1970	63
Figure 10 – Efeito por percentis - Década de 1980	63
Figure 11 – Efeito por percentis - Década de 1990	64
Figure 12 – Efeito por percentis - Década de 2000	64

List of Tables

Table 1 – Correlação entre os Desempregos	18
Table 2 – Desemprego - Filtros Estatísticos	23
Table 3 – Parcela dos Quintis na Renda	23
Table 4 – Teste de Raiz Unitária	24
Table 5 – Variáveis de Controle	24
Table 6 – Parcela dos Quintis na Renda - Desemprego Total	25
Table 7 – Parcela dos Quintis na Renda - Desemprego Filtro HP	26
Table 8 – Parcela dos Quintis na Renda - Desemprego Filtro de Hamilton	27
Table 9 – Parcela dos Quintis na Renda - Máxima Verossimilhança	28
Table 10 – Parcela dos Decis na Renda - Desemprego	29
Table 11 – Estatísticas Descritivas	34
Table 12 – Curva de Phillips - 1970	38
Table 13 – Curva de Phillips - 1980	39
Table 14 – Curva de Phillips - 1990	40
Table 15 – Curva de Phillips - 2000	41
Table 16 – Curva de Phillips Distributiva - 1970	44
Table 17 – Curva de Phillips Distributiva - 1980	45
Table 18 – Curva de Phillips Distributiva - 1990	46
Table 19 – Curva de Phillips Distributiva - 2000	47

Índice

1	Introdução	9
2	Revisão de Literatura	11
1.	Desemprego e Crescimento Salarial	11
2.	Evolução da Desigualdade Salarial Brasileira	13
3	Indícios	16
1.	Estimativas	17
2.	Resultados Preliminares	20
4	Metodologia	30
1.	Regressão Quantílica	30
2.	Dados	31
3.	Desenho da Pesquisa	32
5	Discussão	35
6	Resultados	36
1.	MQO Robusto	36
2.	Regressões Quantílicas	42
7	Conclusão	48
8	Referências	50
9	Apêndice	54
1.	Curva de Phillips	54
2.	Desemprego	56
3.	Parcelas da Renda por Quantil	57
4.	Regressão Quantílica - Percentis	63

1 Introdução

A relação entre desemprego e crescimento salarial é um ponto focal para o entendimento da dinâmica macroeconômica. Seguindo o artigo seminal de Phillips (1958), há uma relação inversa entre as duas variáveis: quando há um aumento da demanda por trabalho, levando por consequência à diminuição do desemprego, espera-se que os trabalhadores elevem suas propostas salariais; já o inverso deve valer para situações em que há um aumento da oferta de mão de obra. Essa correlação foi verificada pelo autor para cem anos de dados ingleses, assim como por Samuelson e Solow (1960) para dados norte-americanos do período entre 1934 e 1958. O seu mecanismo de transmissão equivaleria a mudanças de preços relativos em decorrência de variações de oferta e demanda. Mais especificamente, na medida em que aumentos da taxa de desemprego diminuem o poder de barganha dos trabalhadores, suas reivindicações salariais arrefecem, levando, em equilíbrio, a um crescimento salarial menor. A partir dessa constatação, como demonstra Gali (2011), essa dinâmica foi incorporada nos modelos novo-keynesianos tradicionais.

Essa relação, porém, aparenta possuir um certo grau de heterogeneidade. Gali e Gambetti (2019) mostram, por exemplo, que o grau de covariância entre desemprego e crescimento salarial varia significativamente ao longo do tempo. Os autores estimam que tanto choques de demanda quanto de mark-up de preços podem afetar a magnitude desse efeito. Nossa hipótese aqui, porém, é a de que há também heterogeneidade ao longo da distribuição de renda: variações do desemprego devem afetar diferentemente os salários da parte inferior e os da parte superior, já considerando outros efeitos fixos tais como escolaridade e experiência. Isso decorreria do fato do enfraquecimento do poder de barganha afetar com potência maior os trabalhadores da base, que perdem sua capacidade de organização e de negociação.

Evidências disso são demonstradas por Beach (1977). Por meio do método dos quantis indiretos, o autor estima as elasticidades-renda do emprego para cada decil da distribuição. Como esperado, para os decis inferiores, esse valor é mais alto, de modo que uma elevação idêntica do emprego para todos os decis teria como consequência um aumento mais do que proporcional da renda da base. Esse

resultado é corroborado por Mocan (1999), o qual mostra que há heterogeneidade quando avaliamos os efeitos do desemprego sobre a parcela da renda atribuída por cada quintil. Mais uma vez, os quintis inferiores são os mais afetados, com uma piora relativa condicional à aumentos do desemprego. Por fim, Ravallion (2021) evidencia que choques de desemprego também tem impactos heterogêneos sobre o nível da renda ao longo da sua distribuição.

A fim de investigar mais a fundo uma possível heterogeneidade, utilizamos regressões quantílicas. Essa metodologia permite que, para cada quantil, seja estimado um coeficiente diferente. Desse modo, efeitos possivelmente distintos são revelados ao longo da distribuição. Essa metodologia já foi aplicada para analisar a distribuição condicional dos salários, como nos trabalhos de Buchinsky (1994), de Chamberlain (1994) e de Menezes-Filho *et al* (2006). Seguindo o método proposto por esses autores, estimamos curvas de Phillips salarial para diversos quantis, focando no coeficiente da taxa de desemprego. Para isso, utilizamos dados municipais construídos a partir das variáveis disponíveis nos últimos cinco Censos Demográficos, para o período entre 1970 e 2010, já separados em quatro décadas.

Para todas as décadas analisadas, a taxa de desemprego mostrou-se significativa para explicar o crescimento salarial. Os resultados para os quantis corroboram nossa hipótese de heterogeneidade ao longo da distribuição salarial. Durante as décadas de 1970, 1980 e 1990 houve um impacto regressivo do desemprego: os quantis mais baixos tem seu crescimento salarial mais que proporcionalmente afetado por variações deste. Quando consideramos a década de 2000, no entanto, esse relação não existe mais, dado que o coeficiente do desemprego se mostra ligeiramente mais negativo para os quantis superiores.

O restante dessa dissertação encontra-se estruturado da seguinte maneira: a seção 2 expõe uma revisão da literatura relevante; na seção 3 são expostos alguns indícios da nossa hipótese; a seção 4 apresenta os dados e a metodologia; na seção 5 há uma breve discussão sobre os mecanismos de transmissão dessa relação, a seção 6 mostra os resultados das estimações; e, por fim, a seção 7 conclui o trabalho.

2 Revisão de Literatura

1. Desemprego e Crescimento Salarial

Desde Phillips (1958), ficou evidente a relevância de variações no desemprego para explicar a taxa de inflação salarial. Como visto anteriormente, aumentos do primeiro ocasionam queda da segunda, isto é: em equilíbrio, a taxa de desemprego apresenta correlação negativa com a taxa de crescimento salarial. Essa relação já foi incorporada aos modelos macroeconômicos convencionais. Nessa seção, porém, o objetivo é compreender quais são os mecanismos por trás dela e se há alguma heterogeneidade entre seus efeitos.

Analisando a literatura de economia do trabalho, consideramos os modelos de *search and matching*. Moscarini e Postel-Vinay (2017) desenvolvem um modelo incorporando a transição entre situações de emprego e desemprego. Assim, estimam a covariância entre a estrutura de rendimentos e as condições do mercado de trabalho. Nesse contexto, encontram que a elevação da taxa de desemprego diminui o crescimento salarial, assim como em Phillips (1958). Tão importante quanto a conclusão, mostram que esse fenômeno decorre de variações do poder de barganha dos trabalhadores, dado que o aumento do número de transições entre diferentes empregos também ocasiona aumento salarial. Em contrapartida, não encontram significância estatística para o impacto da transição do emprego para o desemprego sobre os salários, intuindo que esta é uma ameaça não crível.

Por sua vez, Gertler e Trigari (2009) desenvolvem um modelo de jogo de barganha salarial. A fim de reproduzir a diminuta volatilidade encontrada nos dados, estabelecem uma estrutura de salários rígidos. Nessa situação, o equilíbrio de Nash aponta que, mesmo já considerando os efeitos fixos de firmas e trabalhadores, há um impacto negativo do desemprego sobre o crescimento salarial, confirmando o seu componente pró-cíclico. Os autores argumentam que esse movimento está correlacionado com uma piora da qualidade dos *matches* entre trabalhadores e firmas em um ambiente de mercado de trabalho pouco aquecido.

Essa discussão se insere num momento de retomada da curva de Phillips salarial. Desde a eclosão da crise de 2008/2009, a relação entre desemprego e in-

flação salarial retornou ao centro do debate. Nesse novo contexto, diversos autores buscaram analisar os fundamentos dessa correspondência. Gali (2011) mostra que os modelos novo-keynesianos, ao serem acrescidos de rigidez salarial, implicam numa curva salarial similar a derivada por Phillips (1958). O autor incorpora um nível salarial desejado pelos trabalhadores na equação de oferta de trabalho, a partir da qual obtém-se a mencionada relação negativa entre taxa de desemprego e crescimento salarial. Para confirmar sua hipótese, o autor ainda demonstra que essa relação possui comprovação empírica para os dados norte-americanos pós década de 1980.

Esses modelos citados acima partem da premissa de existência de um indivíduo representativo, de modo que os efeitos do desemprego são iguais para todos trabalhadores. Porém, existem indícios de que essa relação não é necessariamente homogênea. Kumar e Orrenius (2016) encontram evidências de não-linearidades ao estimar uma curva de Phillips salarial usando dados a nível estadual: quando a taxa de desemprego está abaixo da média histórica, diminuições adicionais da mesma exercem pressões significativamente maiores por aumentos salariais do que caso contrário. Em outras palavras, a relação aparenta ser convexa, corroborando a hipótese de aumento do poder de barganha dos trabalhadores em situações de mercado de trabalho relativamente aquecido. Essas conclusões vão ao encontro dos resultados obtidos por Donayre e Panovska (2017). Os autores estimam um modelo com *thresholds* para o desemprego, encontrando quatro regimes diferentes. A partir disso, demonstram que os aumentos salariais são mais que proporcionais nos regimes de desemprego baixo, enquanto crescem numa velocidade reduzida nos regimes de desemprego elevado. Concluem, portanto, que o grau de aquecimento do mercado de trabalho possui relevância para explicar a dinâmica salarial.

Uma outra possível fonte de heterogeneidade provém do tempo de duração do desemprego. Embora não exista uma definição exata de cada um deles, diversos autores atribuem efeitos diferentes ao desemprego de curto prazo e ao de longo prazo sobre os salários. Kumar e Orrenius (2016), por exemplo, demonstram que variações na taxa de longo prazo impactam o crescimento do salário mediano, mas não do salário médio. Já para Pacitti (2020), há um custo envolvido na perda do trabalho, o qual é uma função crescente da duração do desemprego. O autor, então,

constrói essa medida, considerando os rendimentos salariais anteriores e os rendimentos esperados tanto de seguro desemprego quanto do trabalho prospectivo. Por fim, aponta que aumentos do custo da perda do trabalho, diretamente relacionados à diminuição do poder de barganha dos trabalhadores, explicam parte significativa da dinâmica salarial: dada uma mesma taxa de desemprego, se a parcela de longo prazo aumentar, o crescimento salarial futuro diminuirá.

2. Evolução da Desigualdade Salarial Brasileira

O debate acadêmico sobre desigualdade salarial no Brasil ganhou força na década de 1970, a partir da controvérsia sobre o crescimento desta durante o período ditatorial. De um lado, Langoni (1973) defendia que isso decorria do acesso restrito à educação, o qual elevava sobremaneira os salários dos suficientemente qualificados. Do outro, Fishlow (1972) argumentava que a política salarial do governo, que consistia em desvalorizações reais dos salários, era a verdadeira força por trás desse fenômeno.

O raciocínio de Langoni (1973) pode ser sintetizado pelo modelo proposto por Acemoglu (1999): na medida em que a composição dos empregos se movimenta para funções intensivas em tecnologia, os salários dos trabalhadores com escolaridade mais alta aumentam enquanto os salários dos de escolaridade mais baixa diminuem. O crescimento do *gap* salarial entre esses dois grupos pode ser também, mas não necessariamente, acompanhado de um aumento do desemprego em ambos. Como demonstram Sahin e Mukoyama (2006), o custo desse choque é maior para os trabalhadores menos habilitados, pois são os primeiros a serem demitidos.

O debate permaneceu hibernando por duas décadas, mas foi recuperado no começo desse século. Isso se deve, em parte, ao movimento de reversão do quadro mencionado acima. De fato, Firpo e Portela (2019) documentam uma redução relevante da desigualdade salarial entre 1996 e 2012. Para Alvarez *et al* (2018), cerca de 40 por cento desse declínio se deve a efeitos específicos das firmas: dado que houve variações dos salários, mas não compressão da produtividade, esse resultado sugere que houve uma mudança nas políticas de pagamento das mesmas. Engbon e

Moser (2021) indicam que a valorização real do salário mínimo durante o período foi a principal força por trás desse fenômeno. Outro indício de mudança na estrutura de pagamentos é que houve também uma redução do *gap* salarial sexual, racial e regional, vide o trabalho de Ferreira *et al* (2017). Nesse cenário, os autores estimam que cerca de um terço da diminuição da disparidade salarial venha dessa mudança específica.

Em conjunto com isso, houve um aumento da taxa de formalização, conforme demonstra Ferreira *et al* (2017), aliado a uma redução da lacuna salarial entre trabalhadores formais e informais. Os autores concluem que essa mudança na estrutura dos rendimentos desempenhou papel relevante na redução da desigualdade.

A própria condição do mercado de trabalho possui implicações importantes para a desigualdade salarial. Mason e Bossie (2020) apresentam as consequências de um mercado de trabalho aquecido. Nesse contexto, ocorre uma realocação do trabalho para setores mais produtivos, de modo a atender uma demanda antes reprimida. Por consequência, os salários mais baixos tendem a se elevar, ocasionando redistribuição da renda. Caso esses trabalhadores sejam sindicalizados, vide Mishel e Bivens (2020), o efeito é ainda mais relevante, dado o maior poder de barganha coletiva que estes possuem. Nessas situações, os autores documentam efeitos significativos da capacidade de organização nos salários destes.

Essa recente diminuição da desigualdade salarial pode também estar relacionada a fatores de demanda por trabalho. Por exemplo, durante a década de 2000 houve um aumento significativo dos preços de *commodities* no mercado internacional. Adão (2015) mostra que, para os empregados nesse setor, que são em média trabalhadores menos habilitados, houve aumento relativo dos salários decorrente dessa elevação da demanda. Como sua oferta de trabalho é menos elástica do que a dos trabalhadores mais habilitados, assim como estimado por Bargain e Silva (2017), esse fenômeno diminuiu a desigualdade salarial. De fato, de La Torre *et al* (2015) concluem que diferenças das elasticidades de oferta de trabalho são condições suficientes para haver impactos distintos nos salários de cada grupo de trabalhadores.

Mudanças no comércio externo, como a mencionada acima, aparentam ser relevantes para a determinação dos salários. Dix-Carneiro e Kovak (2015) mostram que a liberalização comercial durante a década de 1990, pautada na redução de tarifas, foi importante para reduzir o prêmio salarial de habilidade. Esse resultado vai ao encontro do proposto por Acemoglu e Autor (2011): mudanças tecnológicas possuem efeitos *"skill-biased"* e *"age-biased"* sobre a dinâmica salarial. Essa hipótese, porém, ainda foi pouco testada para o caso brasileiro.

3 Indícios

Há um consenso de que aumentos na taxa de desemprego pioram as condições gerais da economia, em virtude da redução da renda agregada dos trabalhadores. No entanto, esse impacto aparenta ser heterogêneo ao longo da distribuição de renda. A fim de captar esse efeito, alguns estudos realizam regressões do coeficiente de gini sobre algumas variáveis macroeconômicas, vide Romer e Romer (1998). Esses resultados, porém, podem mascarar comportamentos interessantes ao focar em seus valores médios e não na distribuição como um todo.

Como mencionado, os efeitos cíclicos do desemprego possuem um impacto distributivo significativo. No entanto, ao se observarem períodos maiores de tempo, parece haver algum outro componente permanente no comportamento da desigualdade. Alguns exemplos disso são a melhora na distribuição de renda dos países latino americanos durante a década de 2000 e a piora nos Estados Unidos no final do século 20. Esses movimentos sugerem a existência de algum tipo de tendência nessa relação. Seguindo o artigo de Mocan (1999), podemos decompor a taxa de desemprego entre um componente cíclico e um estrutural. Enquanto o primeiro está relacionado aos efeitos de curto prazo dos ciclos econômicos, o segundo é determinado pela estrutura do mercado de trabalho. A partir dessas novas séries, estimamos o impacto de variações dos dois tipos de desemprego sobre a parcela da renda apropriada por cada quintil da distribuição no Brasil.

A taxa de desemprego estrutural de cada economia é determinada pelas características institucionais de seu mercado de trabalho. Sendo assim, ela evolui ao longo do tempo através de mudanças tecnológicas, institucionais ou de composição da força de trabalho, vide Lilien (1982). Se, por exemplo, houver um envelhecimento da população em idade ativa ou uma diminuição da mobilidade setorial, assume-se que o desemprego estrutural também se modificará. Alguns fatores determinados pela demanda de trabalho também podem afetar essa taxa por meio de histerese, como demonstram Blanchard e Summers (1986), dado que o desemprego de longo prazo parece ser significativamente correlacionado com seus valores passados. Ademais, Heinberger (2019) aponta que a taxa de desemprego estrutural também é influenciada pelas variáveis macroeconômicas, em especial pelo ritmo

de acumulação de capital. Utilizando dados de países da OCDE, o autor mostra que quanto maior o nível de capital, menor será o seu desemprego. Esse resultado aponta certo grau de endogeneidade do desemprego estrutural em relação à atividade econômica.

Por sua vez, Ravallion (2021) mostra que elevações do desemprego diminuem o nível da renda de toda a distribuição de renda, aumentando inequivocamente a taxa de pobreza. Esse efeito é especialmente forte na cauda inicial da distribuição. Nesse contexto, o impacto distributivo de variações no desemprego passa pela estrutura do mercado de trabalho. Como aponta Eeckhout (2021), se há uma diminuição do poder de barganha dos trabalhadores, as firmas não repassam o aumento da produtividade integralmente para os salários. Assim, há uma estagnação do salário real médio, enquanto a desigualdade cresce. O aumento de poder de mercado das firmas, decorrente desse processo, permite que estas cobrem preços mais elevados, diminuindo a competição ainda mais. Essa configuração, assim, limita os impactos redistributivos de aumentos do emprego, corroborando com o argumento de Mason e Bossie (2020). Ao analisar o período da segunda guerra mundial, os autores concluíram que um mercado de trabalho aquecido é um fator determinante para a distribuição de renda, em função do aumento de produtividade e das horas trabalhadas na base da distribuição. Desse modo, cabe analisar se, e de que modo, o mercado de trabalho brasileiro se encaixa nesse mecanismo.

1. Estimativas

A fim de investigar os impactos de curto e longo prazo do desemprego na desigualdade de renda, torna-se necessário separar o desemprego efetivo entre o cíclico e o estrutural. A partir da série de dados da taxa de desemprego brasileira para o período entre 1996 e 2019 disponibilizada pelo Banco Mundial, foram utilizados dois métodos, seguindo o procedimento de Avritzer (2020), para garantir que os resultados não são sensíveis ao método de decomposição. Esse período foi escolhido por englobar os anos entre o lançamento do Plano Real e o início da pandemia de Covid-19. Primeiro, foi utilizado o filtro HP, para o qual o desemprego estrutural foi denominado EstHP e o cíclico CicloHP. Em segundo lugar, foi utilizado o filtro de Hamilton, mais efetivo para séries de tempo menos complexas,

como afirma Hodrick (2020). Nesse caso, o desemprego estrutural foi denominado de EstHam e o cíclico de CicloHam.

O gráfico 1 apresenta a evolução do desemprego durante os anos da amostra, em conjunto com as séries do desemprego estrutural calculadas pelos dois filtros. Após uma elevação significativa no final da década de 1990, pode-se perceber uma tendência de redução até 2014, valor mais baixo da série. Tem-se, então, um aumento relevante do desemprego até 2017, estabilizando-se em valores elevados. Comparando, os valores do desemprego estrutural são bem próximos na primeira metade da amostra; de um modo geral, as duas séries possuem comportamento semelhante à taxa de desemprego efetiva, divergindo um pouco depois de 2009. Por fim, o gráfico 2 apresenta o desemprego cíclico, também decomposto pelos dois métodos. Os valores do filtro de Hamilton se mostram mais sensíveis às variações do ciclo econômico, por isso a focaremos essa primeira análise neles.

Table 1 – Correlação entre os Desempregos

	EstHP	CicloHP	EstHam	CicloHam
EstHP	1.000	0.006	0.813	0.345
CicloHP	0.006	1.000	0.323	0.348
EstHam	0.813	0.323	1.000	-0.035
CicloHam	0.345	0.348	-0.035	1.000

A tabela 1, acima, apresenta a correlação entre as diferentes medidas de desemprego. As duas medidas de desemprego estrutural são altamente correlacionadas, com um coeficiente de 0.813. Ademais, a taxa cíclica e estrutural de cada um dos diferentes métodos não são correlacionadas entre si, com valores de 0.006 para o filtro HP e de -0.035 para o filtro de Hamilton. Como estes serão usados como regressores separados, como em Mocan (1999), é importante que sua correlação seja baixa. A tabela 2 sintetiza as principais estatísticas descritivas dessas séries de desemprego.

O gráfico 3 apresenta a evolução da participação de cada quintil durante o período analisado, construída a partir dos dados também disponibilizados pelo Banco Mundial. De um modo geral, percebe-se que o quintil superior se apropriou,

na média, de cerca de 60 por cento da renda, o triplo do quarto quintil, de 20 por cento aproximadamente. Os três quintis inferiores representam, cada um, dez por cento ou menos da renda agregada. Suas estatísticas descritivas são apresentadas na tabela 3. Analisando mais detalhadamente, há uma tendência de queda da participação do quintil superior, como pode ser visto no gráfico 4. Esse movimento estabilizou-se em torno de 58 por cento nos últimos anos. Para os outros quatro quintis, vemos um movimento em conjunto, apresentado nos gráficos 5, 6, 7 e 8 respectivamente: aumento significativo da participação até 2015, seguido de estabilidade ou mesmo redução para a parte mais baixa da distribuição nos últimos anos da amostra.

Utilizando essas séries, foram realizados testes ADF. A taxa de desemprego mostrou-se estacionária. Para as parcelas de cada quintil na renda detectou-se uma raiz unitária, como pode ser visto na tabela 4. Desse modo, essas variáveis foram utilizadas em sua primeira diferença, em termos de sua taxa de variação, a fim de garantir a sua estacionariedade.

Como mencionado anteriormente, os dados refletem a economia brasileira entre os anos de 1996 a 2019. O objetivo, aqui, é estimar o impacto dos desempregos estrutural e cíclico sobre as parcelas da renda total distribuída para cada quintil, por meio da equação:

$$\Delta S_{it} = \mu_i + \beta U_{s_{it}} + \gamma U_{c_{it}} + \sum \lambda X_{it} + \epsilon_t$$

no qual ΔS_{it} é a variação da parcela da renda destinada ao quintil i no tempo t , μ_i é uma constante que captura os efeitos fixos de cada quintil, $U_{s_{it}}$ é a taxa de desemprego estrutural, $U_{c_{it}}$ é a taxa de desemprego cíclico, X_{it} é um vetor de variáveis de controle e ϵ_t é um termo de erro aleatório.

Dentre os controles utilizados, encontram-se a taxa de inflação, a taxa de juros e a taxa de sindicalização. A taxa de inflação escolhida foi o IPCA, em pontos percentuais, calculado pelo IBGE. Por sua vez, utilizamos como taxa de juros a SELIC, também em pontos percentuais, determinada pelo BACEN. Já a taxa de sindicalização foi calculada a partir de dados disponíveis na PNAD para o

período, mais uma vez em percentagem. Um resumo de suas respectivas estatísticas descritivas é apresentado na tabela 5.

A taxa de inflação, a de juros e a de sindicalização apresentaram uma raiz unitária, por isso utilizamos suas primeiras diferenças. A fim de verificar a existência de cointegração, realizou-se o teste de Johansen entre a parcela dos quintis na distribuição, a inflação e os juros. Não foi encontrado evidências de que essas variáveis são cointegradas, não havendo, portanto, uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas.

2. Resultados Preliminares

Primeiro, estimou-se o modelo com a taxa de desemprego efetiva, sem separar o componente estrutural do cíclico. Esses resultados são apresentados na tabela 6. Como previsto, aumentos de desemprego elevam significativamente a parcela do quintil superior na renda, enquanto diminuem a do penúltimo e do último quintil, indicando seu caráter regressivo.

As tabelas 7 e 8, por sua vez, apresentam o resultado das regressões utilizando o desemprego obtido pelo filtro HP e pelo filtro de Hamilton, respectivamente. Essas regressões foram estimadas por GLS, seguindo a metodologia de Mocan (1999). Nos dois casos, aumentos do desemprego estrutural elevam significativamente a parcela na renda do quintil superior. Enquanto isso, elevações no desemprego cíclico diminuem a parcela dos dois quintis inferiores da distribuição, apresentando coeficientes negativos. Esse resultado é maior e mais significativo para o último quintil em ambas especificações.

Considerando apenas a tabela 8, elevações do desemprego cíclico aumentam a renda do quintil superior; já aumentos do desemprego estrutural diminuem a parcela dos dois quintis inferiores. Para as variáveis de controle, nenhum dos coeficientes apresentou significância estatística. Desse modo, os resultados sugerem que o desemprego estrutural é um fator determinante para o aumento da renda do primeiro quintil enquanto que o desemprego cíclico reduz a dos dois últimos. Esse movimento tem como consequência um aumento da distância entre os extremos da distribuição; portanto, ocasiona uma elevação da desigualdade.

A fim de garantir resultados mais precisos, realizou-se uma terceira estimação. Como pode ser visto nas tabelas 7 e 8, as estatísticas de Durbin-Watson encontram-se acima de 2,5 para a maioria dos quintis, indicando a presença de autocorrelação entre os resíduos. Para corrigir isso, estimamos novamente a regressão por máxima verossimilhança, assumindo que os erros são processos autoregressivos, como apontam Soares e Castelar (2004). Nesse caso, foram utilizadas as séries de desemprego obtidas pelo filtro de Hamilton, pois este mostra-se mais efetivo nesse caso, vide Hodrick (2020). Os resultados dessa nova estimação são apresentados na tabela 9. Como se pode ver, as estatísticas de Durbin-Watson estão mais próximas de 2, sugerindo que a autocorrelação foi corrigida, logo os coeficientes encontrados são mais consistentes.

Analisando os resultados, tanto o desemprego estrutural quanto o cíclico apresentam comportamentos semelhantes: uma elevação destes aumenta a parcela da renda apropriada pelo quintil superior enquanto diminui a parcela dos dois quintis inferiores da distribuição. Mais uma vez, as evidências mostram o caráter regressivo do desemprego estrutural. Ademais, as variações da taxa de inflação e da taxa de juros não aparentam ser relevantes. No entanto, agora o coeficiente da taxa de sindicalização torna-se significativo para o quarto e quinto quintis, com sinal positivo. Desse modo, aumentos da sindicalização elevam a renda da parte baixa da distribuição, provavelmente por meio de melhores condições de trabalho e maiores salários. Ao mesmo tempo, para o quintil mais alto o coeficiente da sindicalização é negativo e significativo ao nível de 12 por cento, indicando algum efeito redistributivo.

Essa evidência corrobora a ideia de que a redistribuição de renda ocorre por meio do mercado de trabalho. Considerando a taxa de sindicalização como uma aproximação do poder de barganha dos trabalhadores, sua variação influi na capacidade dos trabalhadores se apropriarem do excedente do trabalho, como afirma Eeckhout (2021). Nesse contexto, seus salários crescem menos do que a produtividade, levando a uma transferência de renda para as parcelas superiores. Por exemplo, Fortin, Lemieux e Lloyd (2021) demonstram que a queda do número de trabalhadores sindicalizados foi responsável por até 36 por cento do aumento da desigualdade nos EUA durante as últimas 4 décadas.

Para entender melhor a dinâmica do mercado de trabalho, estimamos o mesmo modelo para os decis mais alto e mais baixo da distribuição de renda, ambas séries também disponibilizadas pelo Banco Mundial. Esses resultados são apresentados na tabela 10. Para o primeiro, os dois desempregos têm impacto positivo sobre sua parcela da renda. Nesse caso, enquanto que o desemprego estrutural afeta menos o decil superior do que o quintil superior, para o desemprego cíclico aparece a relação inversa, confirmando a tese de Ravallion (2021). Isso pode ser entendido pelo fato do decil superior ter uma renda mais relacionada a ativos cujo rendimento é atrelado ao ciclo econômico, ao passo que o quintil também é composto por trabalhadores com salários elevados. Para o decil inferior, aparece um resultado interessante: ambas taxas de desemprego não são significativas, talvez pelo fato dessa parcela estar à margem do mercado de trabalho, na informalidade ou no desalento. Para este grupo, a taxa de sindicalização também não se mostra significativa para a determinação de sua renda.

Contrastando com os resultados obtidos por Mocan (1999) para os EUA, os resultados sugerem que o desemprego cíclico é mais relevante para explicar a dinâmica da distribuição de renda brasileira do que para a norte-americana. Provavelmente, isso se deve ao fato da economia brasileira ser mais exposta aos ciclos econômicos; por exemplo pelo efeito das variações dos preços de *commodities* e das taxas de juros no mercado internacional. Portanto, há um impacto mais regressivo de recessões no caso brasileiro.

Considerando o mercado de trabalho como imperfeitamente competitivo, a existência de desemprego estrutural contribui para reduzir a parcela dos rendimentos destinados aos trabalhadores. Mishel e Bivens (2021) mostram que cerca de um quarto da diferença entre o salário mediano e seu valor ajustado pela produtividade deve-se a esse "excesso de desemprego". Dado que essas evidências preliminares corroboram a hipótese de regressividade do desemprego, aplicamos nas próximas seções uma abordagem microeconômica para captar seu efeito ao longo da distribuição salarial.

Table 2 – Desemprego - Filtros Estatísticos

Estatísticas Descritivas					
	Desemprego	EstHP	EstHAM	CicloHP	CicloHAM
<i>Média</i>	9.084	9.060	9.258	0.023	-0.049
<i>Mediana</i>	8.875	9.079	9.124	-0.073	-0.059
<i>DesvioPadrao</i>	1.764	1.625	1.574	0.773	0.917

Table 3 – Parcela dos Quintis na Renda

Estatísticas Descritivas					
	Superior	Quarto	Terceiro	Segundo	Inferior
<i>Média</i>	59.96	18.91	11.37	6.79	2.96
<i>Mediana</i>	58.95	19.15	11.70	7.05	3.05
<i>DesvioPadrao</i>	2.477	2.529	2.653	2.525	1.441

Table 4 – Teste de Raiz Unitária

Teste ADF					
	Superior	Quarto	Terceiro	Segundo	Inferior
<i>Nível</i>	-1.478	-1.476	-1.278	-1.159	-2.017
<i>Diferença</i>	-4.229***	-3.849***	-4.879***	-5.701***	-3.814***

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Table 5 – Variáveis de Controle

Estatísticas Descritivas			
	Δ Inflacao	Δ Juros	Δ Sindicalizacao
<i>Média</i>	-0.754	-0.093	9.258
<i>Mediana</i>	-0.296	-0.027	9.124
<i>DesvioPadrao</i>	-0.233	0.250	0.645

Table 6 – Parcela dos Quintis na Renda - Desemprego Total

	GLS				
	Superior	Quarto	Terceiro	Segundo	Inferior
<i>Constante</i>	-2.144*** (-3.118)	0.443 (1.403)	0.550* (2.147)	0.582*** (3.301)	0.576*** (3.493)
<i>Desemprego</i>	0.201** (2.658)	-0.041 (-1.171)	-0.047 (-1.674)	-0.054** (-2.801)	-0.059*** (-3.246)
Δ <i>Inflacao</i>	-0.010 (-0.235)	0.004 (0.184)	0.006 (0.349)	0.003 (0.275)	0.001 (0.047)
Δ <i>Juros</i>	6.823 (1.692)	-1.592 (-0.860)	-1.579 (-1.049)	-1.972* (-1.906)	-1.603 (-1.657)
Δ <i>Sindicalizacao</i>	0.156 (0.732)	-0.059 (-0.603)	-0.055 (-0.690)	-0.032 (-0.589)	-0.036 (-0.709)
F-test	2.528	0.547	1.094	2.980*	3.396**
R^2	0.48	0.17	0.28	0.52	0.55
Durbin-Watson	1.916	2.365	2.270	1.301	1.283

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Table 7 – Parcela dos Quintis na Renda - Desemprego Filtro HP

	HP Filter - GLS				
	Superior	Quarto	Terceiro	Segundo	Inferior
<i>Constante</i>	-0.562*** (-3.930)	0.146* (2.219)	0.192*** (3.589)	0.146*** (3.908)	0.085** (2.320)
<i>DesempregoEstrutural</i>	0.560** (2.267)	-0.218* (-1.916)	-0.184* (-1.990)	-0.108 (-1.676)	- 0.050 (-0.791)
<i>DesempregoCiclico</i>	0.234 (1.738)	-0.004 (-0.065)	-0.039 (-0.787)	-0.083** (-2.362)	-0.104** (-2.995)
Δ <i>Inflacao</i>	-0.053 (-1.335)	0.018 (0.986)	0.018 (1.221)	0.012 (1.174)	0.008 (0.752)
Δ <i>Juros</i>	-0.795 (-0.211)	-0.441 (-0.251)	0.087 (0.062)	0.267 (0.272)	0.917 (0.946)
Δ <i>Sindicalizacao</i>	0.001 (0.002)	-0.108 (-0.966)	-0.054 (-0.597)	0.045 (0.703)	0.089 (1.421)
F-test	2.796*	0.972	1.475	3.054*	2.859*
R^2	0.58	0.33	0.42	0.60	0.59
Durbin-Watson	3.023	2.578	3.038	2.495	2.402

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Table 8 – Parcela dos Quintis na Renda - Desemprego Filtro de Hamilton

	Hamilton Filter - GLS				
	Superior	Quarto	Terceiro	Segundo	Inferior
<i>Constante</i>	-0.495** (-3.088)	0.123 (1.676)	0.148** (2.518)	0.131*** (3.576)	0.093** (2.759)
<i>DesempregoEstrutural</i>	0.336** (2.387)	-0.066 (-1.019)	-0.102* (-1.983)	-0.091** (-2.833)	- 0.074** (-2.522)
<i>DesempregoCiclico</i>	0.311** (2.282)	-0.054 (-0.860)	-0.059 (-1.196)	-0.091** (-2.925)	-0.106*** (-3.710)
Δ <i>Inflacao</i>	-0.037 (-0.710)	0.003 (0.111)	0.006 (0.319)	0.014 (1.192)	0.019 (1.782)
Δ <i>Juros</i>	-0.953 (-0.186)	0.456 (0.194)	-0.577 (-0.308)	-0.050 (-0.043)	0.931 (0.868)
Δ <i>Sindicalizacao</i>	-0.167 (-0.809)	-0.001 (-0.011)	0.007 (0.099)	0.060 (1.280)	0.076 (1.757)
F-test	2.002	0.289	1.141	3.519**	4.062**
R^2	0.53	0.14	0.39	0.66	0.69
Durbin-Watson	3.187	2.973	3.275	2.928	2.356

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Table 9 – Parcela dos Quintis na Renda - Máxima Verossimilhança

	Hamilton Filter - Maximun Likelihood				
	Superior	Quarto	Terceiro	Segundo	Inferior
<i>Constante</i>	-0.561** (-2.409)	0.136 (1.233)	0.173 (1.806)	0.139*** (6.211)	0.103** (2.871)
<i>DesempregoEstrutural</i>	0.323** (2.979)	-0.066 (-0.695)	-0.089 (-1.189)	-0.091*** (-3.802)	-0.078** (-2.456)
<i>DesempregoCiclico</i>	0.399* (2.209)	-0.097 (-1.027)	-0.097 (0.932)	-0.079** (-2.693)	-0.108*** (-3.675)
Δ <i>Inflacao</i>	-0.062 (-0.591)	0.012 (0.185)	0.015 (0.255)	0.029 (1.836)	0.020 (1.289)
Δ <i>Juros</i>	-5.210 (-0.606)	1.415 (0.377)	0.613 (0.139)	0.044 (0.033)	1.887 (1.395)
Δ <i>Sindicalizacao</i>	-0.376 (-1.710)	0.053 (0.291)	0.103 (0.712)	0.111** (2.468)	0.107* (1.848)
F-test	2.725	0.681	2.384	6.016**	2.845*
R^2	0.73	0.41	0.70	0.89	0.74
Durbin-Watson	2.488	2.234	2.725	2.207	2.087

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Table 10 – Parcela dos Decis na Renda - Desemprego

	Hamilton Filter - Maximun Likelihood	
	Superior	Inferior
<i>Constante</i>	-0.518*** (-4.425)	0.024 (1.455)
<i>DesempregoEstrutural</i>	0.327** (2.556)	-0.026 (-1.670)
<i>DesempregoCiclico</i>	0.309** (2.953)	-0.023 (-1.658)
Δ <i>Inflacao</i>	-0.065 (-0.982)	0.012* (2.191)
Δ <i>Juros</i>	-3.090 (-0.820)	0.056 (-0.120)
Δ <i>Sindicalizacao</i>	-0.313 (-1.379)	0.036 (1.567)
F-test	1.858	2.544 *
R^2	0.59	0.54
Durbin-Watson	2.188	1.764

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

4 Metodologia

1. Regressão Quantílica

Como mencionado anteriormente, dado o objetivo dessa dissertação, utilizamos regressões quantílicas. Nesse caso, como aponta Wooldridge (2010), realizamos a estimação condicional dos quantis para analisar efeitos diferentes das variáveis explicativas ao longo da distribuição. Cabe aqui, desse modo, uma breve explicação sobre essa metodologia.

Seja $0 < \tau < 1$, temos que $q(\tau)$ é o quantil τ . Queremos estimar então:

$$Quant_{\tau}(Y_i/X_i) = \alpha_0(\tau) + \beta_0(\tau)X_i$$

em que $\alpha(\tau)$ é uma constante e X_i são as variáveis independentes. Nesse caso, os coeficientes, inclusive o intercepto, dependem de τ . Se $q_0(\tau)$ é o quantil τ , então $q_0(\tau)$ resolve:

$$\min_q E [(\tau \mathbb{1}(y_i - q \geq 0) + (1 - \tau) \mathbb{1}(y_i - q < 0))|y_i - q]$$

Reescrevendo a equação anterior com $u = (y_i - q)$, temos:

$$\min_u E (\tau \mathbb{1}(u \geq 0) + (1 - \tau) \mathbb{1}(u < 0))|u|$$

Por fim, podemos simplificá-la para:

$$\min_u E (\tau - \mathbb{1}(u < 0))u = \min_q E C_{\tau}(u)$$

em que $C_{\tau}(u)$ é denominada de *check function*. Caso $u > 0$, esta apresenta inclinação igual a τ ; caso contrário, igual a $-(1 - \tau)$. Assumindo que

$\theta_0(\tau) = (\alpha_0(\tau), \beta_0(\tau))'$ é a única solução do problema, temos que um estimador consistente de θ é:

$$\theta = \min \sum_i C_\tau(y_i - \alpha - \beta x_i)$$

Resolvendo esse problema, a partir dos dados amostrais, obtemos nossos estimadores para cada quantil da distribuição em questão.

Essa metodologia foi introduzida por Buchinsky (1994), para analisar a distribuição condicional dos salários. Nesse trabalho, o autor avaliou se os retornos de educação e experiência dos trabalhadores norte-americanos variam ao longo desta, concluindo pela presença de significativa heterogeneidade. Nessa linha, Menezes-Filho *et al* (2006) utilizam dados brasileiros para analisar como a escolaridade impacta diferentemente cada quantil salarial. Essa dissertação segue a metodologia proposta nesses trabalhos para avaliar o impacto do desemprego ao longo da distribuição salarial

2. Dados

Os dados utilizados nessa dissertação foram obtidos a partir dos últimos cinco Censos Demográficos. O Censo é uma extensa pesquisa longitudinal realizada pelo IBGE a cada década para mapear as características gerais da população brasileira. Desse modo, possui informações socioeconômicas como gênero, idade, raça, escolaridade, salário e situação de emprego. A fim de garantir um horizonte temporal relevante, utilizamos os censos de 1970, 1980, 1991, 2000 e 2010. Esses dados foram organizados em quatro décadas, entre 1970 e 1980, 1980 e 1991, e assim por diante.

Ademais, como nosso interesse aqui é a taxa de desemprego, agregamos os dados em municípios. Desse modo, por meio dos códigos de identificação do IBGE, associamos as informações de respondentes da mesma localidade, calculando a média municipal. Esse processo permite estimar nosso modelo para a menor unidade em que podemos explicitar uma taxa de desemprego.

3. Desenho da Pesquisa

A partir dos microdados do Censo para cada um dos anos, construímos a taxa de desemprego municipal. Isso foi feito dividindo o número de desempregados pelo tamanho da população economicamente ativa do município. Para quantificar o crescimento salarial, utilizamos a média do salário municipal. Essa variável foi dividida pelo número médio de horas trabalhadas em cada município, a fim de padronizar em salário por hora. Calculamos, então, a variação do logaritmo natural desse valor ao longo do intervalo entre Censos. Obtidas essas duas novas variáveis, consideramos a seguinte equação:

$$Quant_{\tau}(\Delta \ln W_i) = \alpha(\tau) + \beta_U(\tau)U_i + \beta(\tau)X_i + e_i$$

em que $\Delta \ln W_i$ é a inflação salarial, $\alpha(\tau)$ é uma constante para o quantil τ , U_i é a taxa de desemprego municipal, X_i é um vetor de variáveis de controle a nível do município e e_i é o erro idiossincrático. O coeficiente de interesse nesse caso é o β_U para cada τ , que representará o impacto distinto do desemprego ao longo da distribuição salarial de cada ano analisado.

Nesse contexto, a estratégia de identificação dos estimadores passa pela variabilidade dessas características entre os municípios. A fim de garantir algum grau de exogeneidade na estimação, utilizamos as variáveis explicativas do início da década a ser analisada. Por exemplo, para a estimação do crescimento salarial ao longo da década de 70, foram usados os controles presentes no Censo de 1970. Desse modo, pretende-se reduzir o problema de endogeneidade na regressão entre crescimento salarial e taxa de desemprego. Dado que o desemprego municipal no começo da década provavelmente deve ser correlacionado com o desemprego final, vide Blanchard e Summers (1986), mas não com o salário final, essa estratégia produz estimadores mais consistentes. Estimaremos então:

$$Quant_{\tau}(\Delta \ln W_i) = \alpha(\tau) + \beta_U(\tau)U_{i,t-1} + \beta(\tau)X_{i,t-1} + e_i$$

Dentre os controles relevantes, incluímos idade, sexo, raça, nível de escolaridade e *dummies* regionais. Abaixo segue a lista da definição de cada uma delas:

- Idade: média da idade municipal, em anos
- Idade2: média da idade municipal, em anos, elevada ao quadrado
- Alfabetização: porcentagem da população municipal que sabe ler e escrever
- Escola: média municipal dos anos de estudo completos
- Série: média municipal da última série concluída com aprovação
- Grau: média municipal do último grau concluído com aprovação
- Sexo: porcentagem municipal de homens
- Raça: porcentagem municipal de não brancos
- *Dummies* regionais: quatro *dummies* para cada região do país, excluindo o sudeste

A Tabela 10 abaixo apresenta as estatísticas descritivas das variáveis para os quatro Censos abordados aqui. Não incluímos os dados de controle para o censo de 2010, dado que, conforme mostrado acima, utilizamos apenas os *lags* das variáveis de controle. Escolhemos incluir idade e idade ao quadrado como proxys de experiência; alfabetização, escolaridade, série e grau para contabilizar o prêmio salarial da educação, sexo e raça por causa do efeito da discriminação sobre os rendimentos; e as *dummies* regionais para controlar pelas disparidades regionais.

Estimamos, então, essa equação para os quantis 0.1, 0.25, 0.5, 0.75 e 0.9, a fim de construir uma curva de Phillips distributiva por década. Também realizamos uma estimativa por MQO, já corrigindo para heteroscedasticidade e autocorrelação dos erros, obtendo o efeito médio do desemprego sobre o crescimento salarial. Assim, podemos compará-lo com os resultados obtidos para os quantis.

Table 11 – Estatísticas Descritivas

Média - Censo Demográfico				
	1970	1980	1991	2000
<i>Lnsalarios</i>	7.167	3.782	8.414	3.745
<i>Desemprego</i>	0.139	0.230	0.138	0.042
<i>Idade</i>	22.32	23.67	25.42	27.84
<i>Idade2</i>	501.1	560.3	652.3	783.9
<i>Alfabetizacao</i>	0.650	0.678	0.839	0.881
<i>Escola</i>	1.784	2.034	3.121	3.872
<i>Serie</i>	1.739	1.487	3.407	1.710
<i>Raca</i>		0.422	0.316	0.397
<i>Sexo</i>	0.493	0.423	0.507	0.508
<i>Regiao1</i>	0.3547	0.3235	0.3189	0.3025
<i>Regiao2</i>	0.3635	0.3458	0.3360	0.3245
<i>Regiao3</i>	0.1850	0.1889	0.1944	0.2105
<i>Regiao4</i>	0.0599	0.0771	0.0844	0.8153
<i>Regiao5</i>	0.0369	0.0647	0.0664	0.8099
Mediana - Censo Demográfico				
<i>Lnsalarios</i>	7.198	3.721	8.340	3.767
<i>Desemprego</i>	0.148	0.216	0.135	0.032
<i>Idade</i>	22.20	23.71	25.42	27.80
<i>Idade2</i>	492.9	562.2	643.3	773.1
<i>Alfabetizacao</i>	0.634	0.672	0.829	0.882
<i>Escola</i>	1.779	2.036	3.213	3.868
<i>Serie</i>	1.739	1.501	3.322	1.703
<i>Raca</i>		0.421	0.304	0.378
<i>Sexo</i>	0.493	0.434	0.506	0.507
N	3877	3939	4491	5507

5 Discussão

Como aponta Piketty (2013), houve uma tendência de aumento da desigualdade de rendimento nos países desenvolvidos ao longo das últimas décadas. Esse movimento decorreu, em parte, por causa da elevação da desigualdade salarial. Piketty e Saez (2003) já constatam um aumento da parcela dos salários no topo da distribuição, em conjunto com uma queda no *wage-share* total. Assim como Carvalho e Rezaei (2015) demonstram, mudanças desse tipo na distribuição funcional da renda afetam a dinâmica da demanda agregada, por meio de variações na propensão a poupar dos indivíduos. Dado que esta última é função crescente dos rendimentos, quanto maior for a desigualdade salarial, maior seria a poupança agregada da economia. Nesse contexto, um aumento da desigualdade implicaria consequências de longo prazo.

Para o modelo proposto aqui, espera-se uma diferença significativa entre os coeficientes da taxa de desemprego ao longo da distribuição. Por mais que todos devam ser menores que zero, em função da correlação negativa já documentada, quanto mais próximo o trabalhador se encontrar da base, maior deve ser a magnitude do impacto sobre os salários. Caso confirmada, essa hipótese colaboraria para a explicação das variações observadas recentemente na desigualdade salarial.

Ademais, a própria desigualdade de renda é um fenômeno que se retroalimenta, vide Milanovic e Weide (2018). Os autores mostram, por meio de um GMM com efeitos fixos, que aumentos do índice de gini diminuem o crescimento futuro da renda dos norte-americanos pertencentes aos decis mais pobres ao mesmo tempo em que aumentam o dos decis mais ricos, perpetuando um processo de aumento das disparidades. Essa conclusão ajuda a explicar o porquê de estudos anteriores, como Romer e Romer (1998), não terem encontrado uma relação estatisticamente significativa entre medidas de desigualdade e renda média da população, dado que os efeitos nas duas extremidades podem se anular no ponto médio. Então, como parece haver mudanças importantes ao longo da distribuição, queremos explicitá-las neste trabalho.

6 Resultados

1. MQO Robusto

Nesta seção, apresentaremos os resultados obtidos para nossas regressões, realizadas conforme a metodologia descrita na seção 4. Em primeiro lugar, detectamos que, para todas as décadas analisadas, há um impacto negativo estatisticamente significativo da taxa de desemprego sobre o crescimento salarial. Como esta variável encontra-se em logaritmo natural, os valores de seus coeficientes são uma aproximação da elasticidade salarial do desemprego. Desse modo, podemos analisar essa relação para cada década.

A Tabela 12 apresenta o resultado de MQO robusto para a década de 1970. Na especificação com todos os controles, temos que um aumento de 1 por cento da taxa de desemprego diminui o crescimento salarial em 0,499 por cento. Além disso, todas as outras variáveis se mostraram relevantes. Enquanto idade (uma *proxy* para experiência), alfabetização, escolaridade e sexo apresentaram coeficientes positivos, série e grau, surpreendentemente, estão com coeficientes negativos. Já a Tabela 13 mostra os resultados para a década subsequente de 1980. Como podemos notar, nesse caso, as variáveis que se mostraram significantes foram apenas o desemprego e o sexo. No caso do primeiro, um aumento de 1 por cento dele diminui o crescimento salarial em 5,267 por cento. Já a maior porcentagem de homens no município tem efeito oposto, aumentando a inflação salarial. Torna-se importante resaltar que os resultados para cada década, nesse contexto, não podem ser diretamente comparados.

A Tabela 14 exhibe os mesmos resultados para a década de 1990. Para esse período, uma variação de 1 por cento no desemprego diminui a inflação salarial em 1,587 por cento. Além disso, os coeficientes associados a série e raça se mostraram significantes, ambos com efeitos negativos sobre o salário. Por fim, a Tabela 15 expõe o resultado para o intervalo dos anos 2000 a 2010. Nesse caso, o efeito do desemprego, por mais que ainda seja significativo, diminui em magnitude. Assim, uma elevação do desemprego em 1 por cento ocasiona um crescimento salarial 0.298 menor. Os impactos de alfabetização e escolaridade, ambos positivos, também se

mostraram relevantes nessa década, assim como o efeito associado à raça, este com sinal negativo porém.

De um modo geral, podemos concluir que, ao longo de todo esse período, a taxa de desemprego foi significativa para explicar as variações da inflação salarial. Por mais que apresente elasticidades diferentes, a taxa de desemprego sempre possui coeficiente negativo, de modo que um aumento deste diminui o crescimento salarial futuro. A partir dessa constatação, podemos passar para a segunda parte dos resultados: analisar se há heterogeneidade desse efeito ao longo da distribuição salarial; e, também, se houve alguma mudança nessa relação ao longo das décadas aqui analisadas.

Table 12 – Curva de Phillips - 1970

MQO - Robusto					
	Salários	Salários	Salários	Salários	Salários
<i>Constante</i>	7.101*** (0.042)	6.433*** (0.364)	4.897*** (0.412)	4.525*** (0.413)	5.045*** (0.426)
<i>Desemprego</i>	-0.153 (0.093)	-0.182** (0.090)	-0.466*** (0.106)	-0.394*** (0.108)	-0.499*** (0.108)
<i>Idade</i>		0.109** (0.033)	0.052* (0.032)	0.039 (0.031)	0.057* (0.032)
<i>Idade2</i>		-0.004** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)
<i>Alfabetizacao</i>			0.372*** (0.062)	0.281*** (0.064)	0.293*** (0.064)
<i>Escola</i>			1.389*** (0.083)	1.522*** (0.083)	1.244*** (-0.082)
<i>Serie</i>			-0.196*** (0.022)	-0.221*** (0.022)	-0.303*** (0.022)
<i>Grau</i>			-0.296*** (0.021)	-0.318*** (0.021)	-0.353*** (0.021)
<i>Sexo</i>				1.172*** (0.211)	0.753*** (0.220)
Dummy Regional	Não	Não	Não	Não	Sim
R^2 Ajustado	0.167	0.179	0.369	0.377	0.420
N	3875	3872	3869	3868	3863

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Table 13 – Curva de Phillips - 1980

	MQO - Robusto				
	Salários	Salários	Salários	Salários	Salários
<i>Constante</i>	1.696 (1.398)	19.885 (16.386)	57.651 (43.111)	32.366 (20.258)	22.322 (20.774)
<i>Desemprego</i>	-3.198 (2.462)	-2.862 (2.519)	-4.026 (2.685)	-4.924* (2.909)	-5.267** (2.708)
<i>Idade</i>		5.446 (3.122)	12.727 (7.497)	11.230 (6.853)	9.259 (6.824)
<i>Idade2</i>		-3.219 (14.889)	-6.541 (3.617)	-5.909 (3.841)	-4.947 (3.824)
<i>Alfabetizacao</i>			2.274 (1.757)	1.495 (1.786)	1.241 (1.719)
<i>Escola</i>			0.289 (0.294)	0.385 (0.326)	0.413 (0.327)
<i>Serie</i>			-0.694 (1.063)	-0.459 (1.121)	-0.652 (1.136)
<i>Raca</i>				-0.326 (0.330)	-0.226 (0.332)
<i>Sexo</i>				7.192** (3.491)	7.095** (3.548)
Dummy Regional	Não	Não	Não	Não	Sim
R^2 Ajustado	0.127	0.142	0.198	0.229	0.259
N	3939	3936	3933	3931	3927

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Table 14 – Curva de Phillips - 1990

	MQO - Robusto				
	Salários	Salários	Salários	Salários	Salários
<i>Constante</i>	8.879*** (0.053)	11.360*** (0.984)	10.711*** (1.090)	9.819*** (1.543)	11.675*** (1.703)
<i>Desemprego</i>	-1.954*** (0.207)	-1.615*** (0.229)	-1.361*** (0.252)	-1.687*** (0.269)	-1.587*** (0.272)
<i>Idade</i>		-0.184** (0.076)	-0.177** (0.077)	-0.213*** (0.078)	-0.138 (0.084)
<i>Idade2</i>		0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	0.004** (0.001)	0.002 (0.001)
<i>Alfabetizacao</i>			0.405** (0.200)	0.688*** (0.247)	0.099 (0.291)
<i>Escola</i>			-0.014 (0.027)	0.008 (0.033)	0.022 (0.034)
<i>Serie</i>			-0.051*** (0.018)	-0.063*** (0.018)	-0.051*** (0.018)
<i>Raca</i>				-0.135*** (0.029)	-0.171*** (0.032)
<i>Sexo</i>				1.090 (0.926)	0.100 (0.971)
Dummy Regional	Não	Não	Não	Não	Sim
R^2 Ajustado	0.121	0.124	0.264	0.319	0.425
N	4489	4487	4484	4482	4478

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Table 15 – Curva de Phillips - 2000

	MQO - Robusto				
	Salários	Salários	Salários	Salários	Salários
<i>Constante</i>	3.131*** (0.003)	2.647*** (0.092)	3.953*** (0.127)	5.154*** (0.194)	4.191*** (0.0194)
<i>Desemprego</i>	-0.502*** (0.052)	-0.380*** (0.052)	-0.173*** (0.045)	-0.227*** (0.044)	-0.298*** (0.039)
<i>Idade</i>		0.026*** (0.007)	0.025*** (0.032)	0.027*** (0.007)	0.005 (0.007)
<i>Idade2</i>		-0.0003*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0002** (0.001)
<i>Alfabetizacao</i>			0.104*** (0.021)	0.188*** (0.021)	0.061*** (0.021)
<i>Escola</i>			0.247*** (0.017)	0.188*** (0.019)	0.145*** (0.020)
<i>Serie</i>			-0.532*** (0.017)	-0.527*** (0.017)	-0.273*** (0.021)
<i>Raca</i>				-0.010*** (0.003)	-0.010*** (0.003)
<i>Sexo</i>				0.806*** (0.096)	0.058 (0.094)
Dummy Regional	Não	Não	Não	Não	Sim
R^2 Ajustado	0.226	0.176	0.317	0.331	0.420
N	5505	5502	5500	5498	5494

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

2. Regressões Quantílicas

Começamos, então, pela Tabela 16, que apresenta o resultado das regressões quantílicas para a década de 1970, já com todos os controles. Como podemos ver, há um impacto maior do desemprego para os quantis mais baixos. Enquanto que o aumento de 1 por cento da taxa de desemprego diminui o crescimento salarial em 1,414 por cento para o decil mais baixo, esse mesmo efeito é estatisticamente insignificante para o decil superior. Há, portanto, evidências de um efeito heterogêneo que impacta mais os trabalhadores com salários mais baixos. Também nesse período, os efeitos do aumento da escolaridade e da porcentagem municipal de homens parece influenciar positivamente o crescimento salarial, isto para todos quantis estimados.

Por sua vez, a Tabela 17 expõe os resultados das re regressões quantílicas para a década de 1980. Mais uma vez, detectamos a presença de efeitos heterogêneos para a taxa de desemprego. O impacto de variações desta é muito mais relevante para os quantis inferiores, tanto que um aumento de 1 por cento ocasiona diminuição de 10 por cento dos salários no primeiro decil. Enquanto isso, para o último, o coeficiente do desemprego não é estatisticamente significativo. Esses resultados ajudam a corroborar a hipótese de menor poder de barganha dos trabalhadores da base da distribuição, os quais acabam sofrendo mais que proporcionalmente as mazelas do desemprego. Ademais, a porcentagem municipal de homens também mostrou-se significativa, com efeito extremamente positivo para os cinco quantis analisados. Vale ressaltar que, por ser uma época de hiperinflação, os resultados podem apresentar algum viés importante.

A Tabela 18 apresenta os coeficientes estimados para cada quantil durante a década de 1990. Seguindo o resultado das décadas anteriores, a taxa de desemprego possui efeito mais negativo para o decil e quartil inferiores do que para os respectivos superiores. Assim, o efeito heterogêneo mostra-se presente de novo. Nesse contexto, além do desemprego, as variáveis de escolaridade, idade e sexo ocasionam aumento do crescimento salarial, mas não ao longo de toda distribuição considerada. Enquanto isso, um aumento da porcentagem de não brancos ocasiona uma diminuição da inflação salarial, o que é válido para todos os quantis.

Por fim, a Tabela 19 mostra os resultados para a década de 2000. Ao contrário das outras três, nesse caso o desemprego não afeta mais que proporcionalmente a parte baixa da distribuição salarial, por mais que seu efeito também seja heterogêneo. Assim, o impacto maior ocorre no último quartil, com uma elasticidade-desemprego negativa de 0.371, enquanto para o primeiro quartil a mesma é negativa em 0.229. Além disso, os coeficientes de sexo, alfabetização e escolaridade se mostram relevantes; os três com sinal positivo. Os dois últimos são importantes para todos os quantis, enquanto que o primeiro é relevante apenas nas caudas da distribuição.

Portanto, durante o período analisado, a taxa de desemprego apresentou efeitos diferenciados para cada ponto da distribuição salarial. Isso pode ser visualizado nos gráficos 9, 10, 11 e 12, expostos no apêndice. Estes apresentam o impacto do desemprego em cada percentil para cada uma das quatro décadas, com a linha cheia vermelha apontando o efeito médio do mesmo. Seguindo os resultados, já na década de 1970 há um impacto maior sobre os trabalhadores com salários mais baixos, o qual é ampliado durante a década de 1980. Esse efeito permanece ao longo dos anos 1990, porém com magnitude reduzida em relação a década anterior. No entanto, durante a década de 2000 há um mecanismo inverso, com efeitos menores no crescimento salarial. Esse resultado pode estar relacionado, de certo modo, às evidências apresentadas por Firpo e Portella (2019) que apontam para uma mudança da dinâmica da estrutura de pagamentos das firmas, em conjunto com uma redução da própria desigualdade. Com um aumento da formalização e uma diminuição dos prêmios salariais, pode-se supor que houve uma espécie de equalização do poder de barganha dos trabalhadores nesse período. Desse modo, o efeito do desemprego poderia ter se tornado menos relevante.

Table 16 – Curva de Phillips Distributiva - 1970

Regressão Quantílica - Salários					
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Constante</i>	6.682*** (0.582)	6.516*** (0.364)	5.159*** (0.342)	4.541*** (0.333)	4.526*** (0.522)
<i>Desemprego</i>	-1.414*** (0.110)	-1.147*** (0.071)	-0.833*** (0.075)	-0.198*** (0.076)	0.093 (0.066)
<i>Idade</i>	-0.068 (0.046)	-0.036 (0.026)	0.068** (0.029)	0.136*** (0.029)	0.146*** (0.041)
<i>Idade2</i>	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
<i>Alfabetizacao</i>	0.042 (0.049)	0.066 (0.042)	0.179*** (0.037)	0.172*** (0.048)	0.250*** (0.085)
<i>Escola</i>	0.926*** (0.101)	1.184*** (0.071)	1.401*** (0.062)	1.106*** (0.068)	0.853*** (0.100)
<i>Serie</i>	-0.426*** (0.023)	-0.469*** (0.017)	-0.226*** (0.016)	-0.221*** (0.018)	-0.130*** (0.026)
<i>Grau</i>	-0.291*** (0.024)	-0.402*** (0.016)	-0.411*** (0.014)	-0.287*** (0.016)	-0.207*** (0.025)
<i>Sexo</i>	0.627*** (0.238)	0.574*** (0.172)	0.325** (0.163)	0.744*** (0.154)	0.899*** (0.241)
Dummy Regional	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
N	3863	3863	3863	3863	3863

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Table 17 – Curva de Phillips Distributiva - 1980

Regressão Quantílica - Salários					
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Constante</i>	9.171 (6.582)	12.470 (9.364)	17.119 (12.489)	14.605 (10.778)	10.986 (7.216)
<i>Desemprego</i>	-10.949*** (3.341)	-8.419*** (2.555)	-4.336** (1.637)	-3.607* (1.903)	-4.325 (3.162)
<i>Idade</i>	2.765 (1.964)	3.061 (2.464)	2.378 (2.002)	2.387 (1.923)	1.738 (1.358)
<i>Idade2</i>	-1.421 (0.998)	-1.545 (1.234)	-1.084 (0.803)	-1.111 (0.825)	-0.832 (0.712)
<i>Alfabetizacao</i>	3.089 (2.555)	0.513 (0.399)	-1.395 (1.037)	-0.955 (0.692)	-1.188 (0.813)
<i>Escola</i>	0.116 (0.101)	0.287 (0.223)	0.290 (0.216)	0.075 (0.098)	0.073 (0.101)
<i>Serie</i>	-0.678 (0.502)	-0.586 (0.611)	-0.408 (0.287)	0.296 (0.203)	0.146 (0.098)
<i>Raca</i>	-0.305 (0.242)	-0.419 (0.361)	-0.395 (0.288)	-0.300 (0.197)	-0.408 (0.274)
<i>Sexo</i>	14.766*** (4.353)	13.122** (6.587)	12.955** (6.321)	6.266* (3.876)	5.855*** (2.014)
Dummy Regional	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
N	3927	3927	3927	3927	3927

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Table 18 – Curva de Phillips Distributiva - 1990

Regressão Quantílica - Salários					
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Constante</i>	9.871*** (1.882)	9.918*** (1.551)	11.003*** (1.594)	14.408*** (2.298)	20.493*** (2.756)
<i>Desemprego</i>	-1.927*** (0.512)	-2.065*** (0.354)	-1.573*** (0.263)	-1.372*** (0.239)	-1.339*** (0.312)
<i>Idade</i>	-0.269*** (0.082)	-0.202** (0.083)	-0.110 (0.083)	-0.077 (0.129)	-0.360*** (0.132)
<i>Idade2</i>	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.002)	0.007*** (0.002)
<i>Alfabetizacao</i>	-0.497 (0.378)	0.121 (0.261)	0.389 (0.298)	0.481 (0.374)	0.995** (0.494)
<i>Escola</i>	0.239*** (0.033)	0.177*** (0.027)	0.058** (0.029)	0.028 (0.038)	0.088* (0.052)
<i>Serie</i>	-0.036 (0.029)	-0.043** (0.018)	-0.070*** (0.021)	-0.085*** (0.024)	-0.117*** (0.037)
<i>Raca</i>	-0.117*** (0.037)	-0.157*** (0.025)	-0.178*** (0.031)	-0.168*** (0.034)	-0.210*** (0.051)
<i>Sexo</i>	1.822 (1.110)	0.999 (0.813)	0.310 (0.906)	2.375** (1.086)	3.904** (1.629)
Dummy Regional	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
N	4478	4478	4478	4478	4478

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Table 19 – Curva de Phillips Distributiva - 2000

Regressão Quantílica - Salários					
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Constante</i>	3.082*** (0.295)	3.538*** (0.202)	3.943*** (0.189)	4.424*** (0.206)	5.152*** (0.269)
<i>Desemprego</i>	-0.158*** (0.043)	-0.229*** (0.045)	-0.351*** (0.031)	-0.371*** (0.055)	-0.365*** (0.040)
<i>Idade</i>	0.042*** (0.013)	0.021** (0.009)	0.010 (0.008)	-0.001 (0.008)	-0.015 (0.012)
<i>Idade2</i>	-0.0009*** (0.0002)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0003** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0015 (0.0002)
<i>Alfabetizacao</i>	0.053* (0.031)	0.040* (0.021)	0.048** (0.020)	0.099*** (0.021)	0.250*** (0.085)
<i>Escola</i>	0.112*** (0.028)	0.139*** (0.019)	0.154*** (0.018)	0.161*** (0.021)	0.164*** (0.026)
<i>Serie</i>	-0.318*** (0.026)	-0.259*** (0.017)	-0.155*** (0.018)	-0.221*** (0.019)	-0.111*** (0.025)
<i>Raca</i>	-0.022*** (0.005)	-0.014*** (0.003)	-0.004 (0.003)	0.002 (0.004)	-0.0008 (0.004)
<i>Sexo</i>	-0.279** (0.130)	-0.126 (0.092)	0.015 (0.086)	0.187* (0.095)	0.579*** (0.119)
Dummy Regional	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
N	5494	5494	5494	5494	5494

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

7 Conclusão

Neste trabalho, usamos os dados dos últimos cinco Censos Demográficos para dissecar o impacto de variações do desemprego sobre o crescimento salarial ao longo de sua distribuição. A partir da agregação das variáveis no nível municipal, utilizamos regressões quantílicas para quantificar esse efeito, considerando as quatro décadas compreendidas entre 1970 e 2010. A fim de garantir uma estimativa mais precisa, controlamos também por variáveis de idade, escolaridade, raça, gênero e região. Focando nos resultados, encontramos evidências de heterogeneidade ao longo da distribuição salarial. Para as décadas de 1970, 1980 e 1990, os impactos negativos de aumentos do desemprego afetam mais que proporcionalmente os quantis inferiores, diminuindo o seu crescimento salarial durante o período posterior. Essa evidência corrobora a hipótese inicial do trabalho de que o desemprego, enquanto medida do poder de barganha, afeta mais os trabalhadores da base que os do topo, já controlado por outros efeitos fixos.

Para a década de 2000, porém, não há evidências dessa relação, dado que os coeficientes do meio e da parte superior se mostram mais negativos que os inferiores. Uma possível explicação para isso envolve o fato de que, nessa década, houve uma importante expansão do emprego formal em conjunto com uma redução da desigualdade salarial, conforme documentado por Firpo e Portella (2019). Nesse contexto, haveria um ambiente mais vantajoso para a negociação salarial dos trabalhadores da base, dado a situação do mercado de trabalho, levando a possíveis ganhos salariais futuros. No entanto, são necessários mais testes para verificar essa hipótese.

Ademais, esse estudo se encaixa numa literatura crescente sobre as fontes da desigualdade salarial. Como mostram Tjaden e Wellschmied (2014), aproximadamente um terço da desigualdade presente nos dados pode ser explicada por diferenças de educação e experiência, enquanto os custos de fricção no mercado de trabalho correspondem a outros 15 por cento da mesma. Desse modo, resta uma parcela relevante ainda não explicada. A nossa contribuição aqui é levantar evidências de que o desemprego pode ser um fator relevante nessa dinâmica, reponsável por uma fração desse componente ainda não explicado.

Esses resultados abrem caminhos para direções futuras de pesquisa. A escolha do Censo enquanto base do dados justificou-se por incluir também os trabalhadores informais, os quais, provavelmente, são os mais impactados por variações no desemprego. No entanto, o horizonte temporal de uma década pode mascarar alguns efeitos mais dinâmicos do mercado de trabalho, sem captar suas respostas sobre o crescimento salarial. Em uma continuação, seria interessante decompor a taxa de desemprego por duração, a fim de inferir se há impactos diferentes entre desemprego de curto e de longo prazo. Poderia, também, utilizar outras medidas de desemprego, como, por exemplo, a taxa de desalento ou a de subutilização da força de trabalho.

Considerando tudo o que foi levantado, esse trabalho é uma primeira exploração sobre o impacto distributivo do desemprego no crescimento salarial. A partir dele, pode-se prosseguir a investigação sobre as causas da desigualdade salarial, tema extremamente relevante, em especial para o caso brasileiro.

8 Referências

Acemoglu, D. "Changes in Unemployment and Wage Inequality: an Alternative Theory and Some Evidence", *American Economic Review*, No. 89, 1999

Acemoglu, D. e Autor, D. "Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings", *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4, Elsevier, 2011

Adão, R. "Worker Heterogeneity, Wage Inequality and International Trade: Theory and Evidence from Brazil", Unpublished paper, MIT, 2015

Alvarez, J; Benguria, F.; Engbom N.; e Moser, C. "Firms and the Decline in Earnings Inequality in Brazil", *American Economic Journal: Macroeconomics*, No. 10(1), 2018

Avritzer, J. "Estimation of a Long Run Regime for Growth and Demand Through Different Filtering Methods", Working Paper No. 04, The New School for Social Research, Department of Economics, 2019

Bargain, O. e Silva, J. "Labor Supply in Latin America", *Wage Inequality in Latin America: Understanding the Past to Prepare for the Future*, World Bank, No. 24, 2017

Beach, C. "Cyclical Sensitivity of Aggregate Income Inequality", *The Review of Economics and Statistics*, No. 59, p. 56-66, 1977

Blanchard, O. e Summers, L. "Hysteresis and the European Unemployment Problem", *NBER Macroeconomics Annual*, p 15-78, 1986

Buchinsky, M. "Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression", *Econometrica*, Vol. 62, No. 2, 1994

Calvo, G. "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, No. 12, 1983

Carvalho, L. e Rezai, A. "Personal Income Inequality and Aggregate Demand", *Cambridge Journal of Economics*, 2015

Chamberlain, G. "Quantile Regression, Censoring and the Structure of Wages" *Proceedings of the Sixth World Congress of the Econometric Society*, Cam-

bridge University Press, 1994

De La Torre, A.; Beylis, G.; e Ize, A. "LAC Semiannual Report October 2015: Jobs, Wages and the Latin American Slowdown", The World Bank, 2015

Dix-Carneiro, R. e Kovak, B. "Trade Liberalization and the Skill Premium: A Local Labor Markets Approach", American Economic Review, No. 105, 2015

Donayre, L. e Panovska, I. "U.S. Wage Growth and Nonlinearities: The Roles of Inflation and Unemployment", Economic Modelling, 2017

Engbon, N. e Moser, C. "Earnings Inequality and the Minimum Wage: Evidence from Brazil", NBER Working Paper No. 28831, 2021

Ferreira, F.; Firpo, S.; e Messina, J. "Ageing Poorly? Accounting for the Decline in Earnings Inequality in Brazil: 1995–2012", The World Bank, 2017

Firpo, S e Portella, A. "Decline in Wage Inequality in Brazil: A Survey", Policy Research Working Paper No. 9096, World Bank, 2019

Fischer, S. "Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule," Journal of Political Economy, No. 85, 1977

Fishlow, A. "Brazilian Size Distribution of Income", American Economic Review, No. 62, 1972

Fortin, N.; Lemieux, M. e Lloyd N. "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages: The Role of Spillover Effects" NBER Working Paper 28375, 2021

Friedman, M. "The Role of Monetary Policy", American Economic Review, 58, p. 1-17, 1968

Galí, J. "The Return of the Wage Phillips Curve", Journal of the European Economic Association, No.9, 2011

Galí, J. e Gambetti, L. "Has the U.S. Wage Phillips Curve Flattened? A Semi-structural Exploration", NBER Working Paper No. 25476, 2019

Gertler, M. e Trigari, A. "Unemployment Fluctuations with Staggered Nash Wage Bargaining", Journal of Political Economy", No. 117, 2009

Heimberger, P. "What is structural about unemployment in OECD countries?", *Review of Social Economy*, 2019

Hodrick, R. "An Exploration of Trend-cycle Decomposition Methodologies in Simulated Data", Working Paper No. 26750, NBER, 2020

Kumar, A. e Orrenius, P. "A Closer Look at the Phillips Curve Using State-level Data", *Journal of Macroeconomics*, No. 47, 2016

Langoni, C. "Distribuição da Renda e Crescimento Econômico do Brasil: uma Reafirmação", *Ensaio Econômicos da EPGE*, No. 8, 1973

Lilien, D. M., "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment," *Journal of Political Economy* 90, p 777–793, 1982

Mason, J. e Bossie, A. "Public Spending as an Engine of Growth and Equality: Lessons from World War II", Roosevelt Institute Working Paper, 2020

Menezes-Filho, N.; Fernandes, R.; e Picchetti, P. "Rising Human Capital but Constant Inequality: The Education Composition Effect in Brazil", *Revista Brasileira de Economia*, No.60, 2006

Milanovic, B. e Weide, R. "Inequality is Bad for Growth of the Poor (But not for That of the Rich)", *The World Bank Economic Review*, No. 1, 2018

Mishel, L. e Bivens, J. "Identifying the Policy Levers Generating Wage Suppression and Wage Inequality", *Economic Policy Institute Report* 215903, 2020

Mocan, H. "Structural Unemployment, Cyclical Unemployment, and Income Inequality", *The Review of Economics and Statistics*, No. 81, 1999

Moscarini, G. e Postel-Vinay, F. "The Relative Power of Employment-to-Employment Reallocation and Unemployment Exits in Predicting Wage Growth" *American Economic Review*, No. 107, 2017

Pacitti, A. "The Cost of Job Loss, Long-term Unemployment, and Wage Growth", *Journal of Post Keynesian Economics*, 2020

Phillips, A. W. "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, No. 100, p.283-299, 1958

Piketty, T. "Capital in the Twenty-First Century", Harvard University Press, 2013

Piketty, T. e Saez, E. "Income inequality in the United States: 1913–1998", Quarterly Journal of Economics, vol. 118, 2003

Ravaillon, "Macroeconomic Misery by Levels of Income in America", NBER Working Paper No. 29050, 2021

Roberts, J. "New Keynesian Economics and the Phillips Curve", Journal of Money, Credit and Banking, No. 27, 1995

Romer, C. e Romer, D. "Monetary Policy and the Well-Being of the Poor", NBER Working Paper No. 6793, 1998

Sahin A. e Mukoyama, T. "Costs of Business Cycles for Unskilled Workers", Journal of Monetary Economics, No. 53, 2006

Samuelson, P. e Solow, R. "Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy", American Economic Review, No. 50, 1960

Soares, I. G. e Castelar, I. "Econometria Aplicada com o Uso de Eviews", Livro Técnico, 2004

Tjaden, V. e Wellschmied, F. "Quantifying the Contribution of Search to Wage Inequality", American Economic Journal: Macroeconomics, No. 6, 2014

Wooldridge, J. "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data", The MIT Press, 2010

9 Apêndice

1. Curva de Phillips

Nos modelos macroeconômicos novo-keynesianos, o lado da oferta é representado pela curva de Phillips. Após Phillips (1958) apontar uma correlação negativa entre inflação salarial e desemprego, a mesma foi incorporada na teoria como uma relação, também inversa, entre inflação de preços e desemprego. Seguindo o desenvolvimento econométrico, incluiu-se as expectativas de inflação no modelo: como o processo de barganha salarial ocorre com base na inflação esperada, somente variações inesperadas ocasionariam mudanças reais no desemprego. Nesse contexto, não haveria um tradeoff permanente entre as variáveis; assim, no longo prazo, a curva de Phillips se tornaria vertical no ponto em que o desemprego fosse igual a sua taxa natural. Essa versão, desenvolvida por Friedman (1968), estabeleceu o componente aceleracionista da equação, relacionando a taxa de inflação com o hiato do emprego.

No entanto, os resultados empíricos mostravam que choques nominais, tal como variação na oferta de moeda, afetavam permanentemente a taxa de inflação. Essa evidência não encontrava respaldo na curva de Phillips com expectativas racionais. O problema, então, foi resolvido por meio da incorporação de rigidez nominais no modelo, por exemplo os contratos de salário escalonados de Fischer (1977) e a rigidez de preços de Calvo (1983). A partir dessa consideração, foi desenvolvida a curva de Phillips novo-keynesiana: como define Roberts (1995), ela é obtida por meio de uma microfundamentação do processo de formação de preços, integrando essas duas inovações teóricas.

Assumindo um ambiente de concorrência imperfeita, as firmas definem seu preço como um mark-up sobre o custo marginal. Considerando, como em Calvo (1983), que em cada período apenas uma parcela $(1-\theta)$ das firmas ajusta seu preço, o restante θ das firmas mantém seus preços constantes. Logo, a evolução dos preços ocorre por meio de:

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta)p_t^*$$

em que p_t^* é o nível ótimo de preços. Como os preços permanecem fixos por um certo tempo, o valor ótimo do preço é dado por uma média ponderada dos custos marginais esperados. Então:

$$\sum_t f(\theta) Cmg_t = \gamma Y_t$$

dado que este último é proporcional ao hiato do produto. Manipulando a equação anterior para transformá-la em termos de taxa de inflação, chega-se em:

$$\pi_t = \beta E(\pi_{t+1}) + \gamma Y_t$$

em que π_t é a taxa de inflação contemporânea, β é um parâmetro de desconto temporal, $E(\pi_{t+1})$ é o valor esperado da inflação no período seguinte e Y_t é o hiato do produto. A equação acima, denominada curva de Phillips novo-keynesiana, relaciona variações do produto com a taxa de variação dos preços, concluindo a estrutura de oferta dos modelos em questão.

2. Desemprego

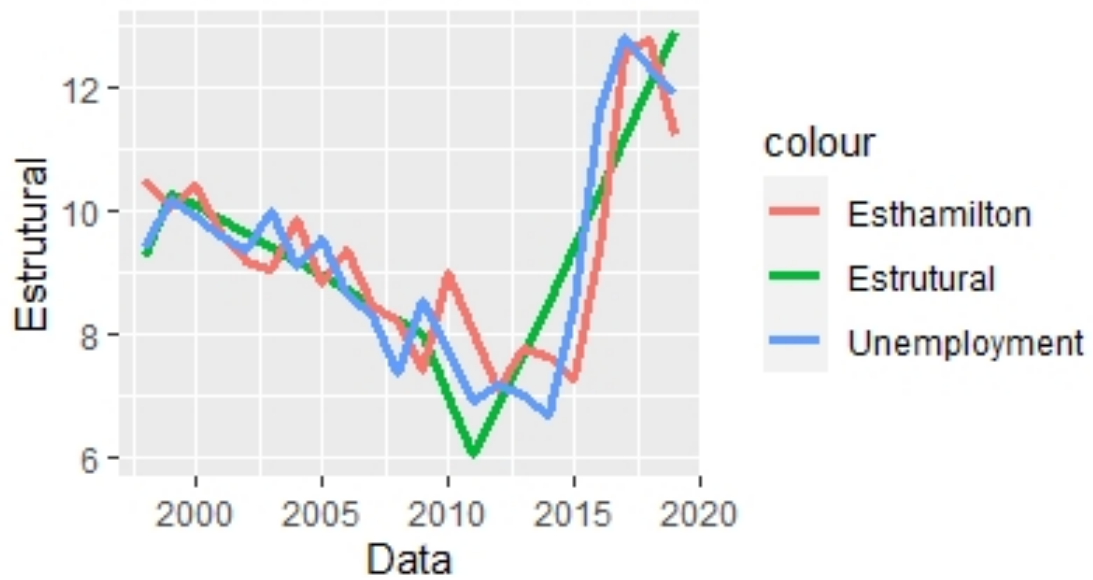


Figure 1 – Desemprego Estrutural

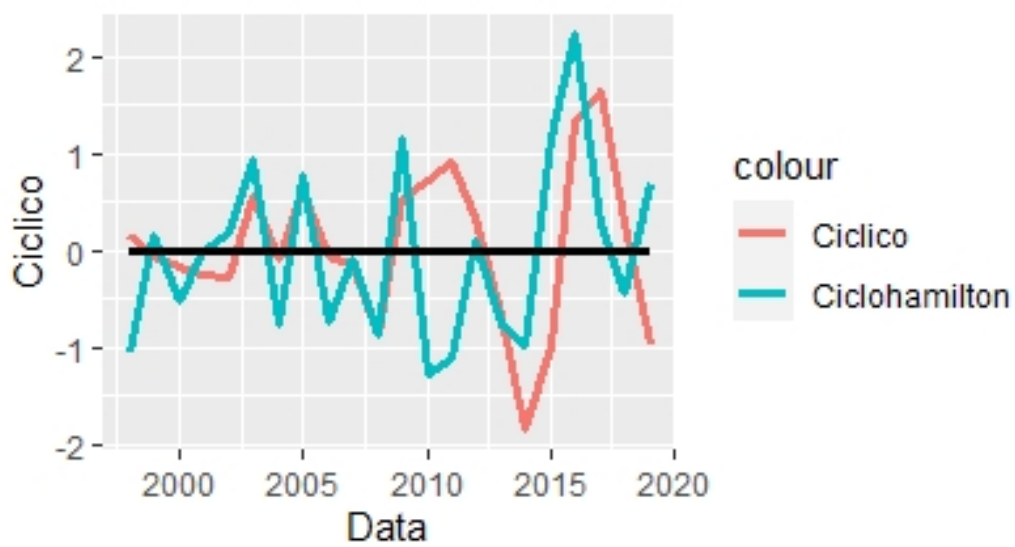


Figure 2 – Desemprego Cíclico

3. Parcelas da Renda por Quantil

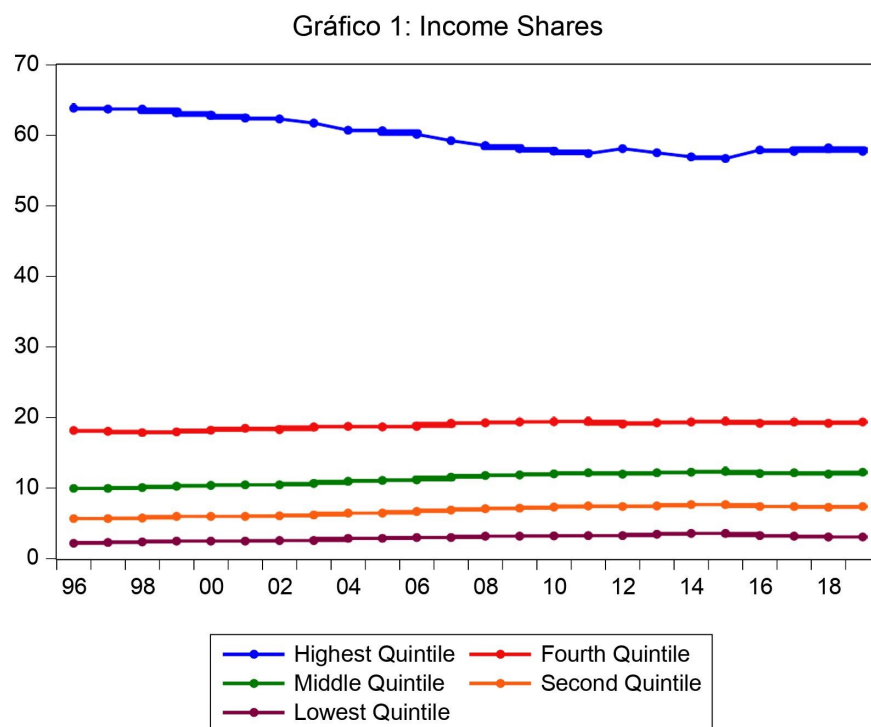


Figure 3 – Todos Quintis

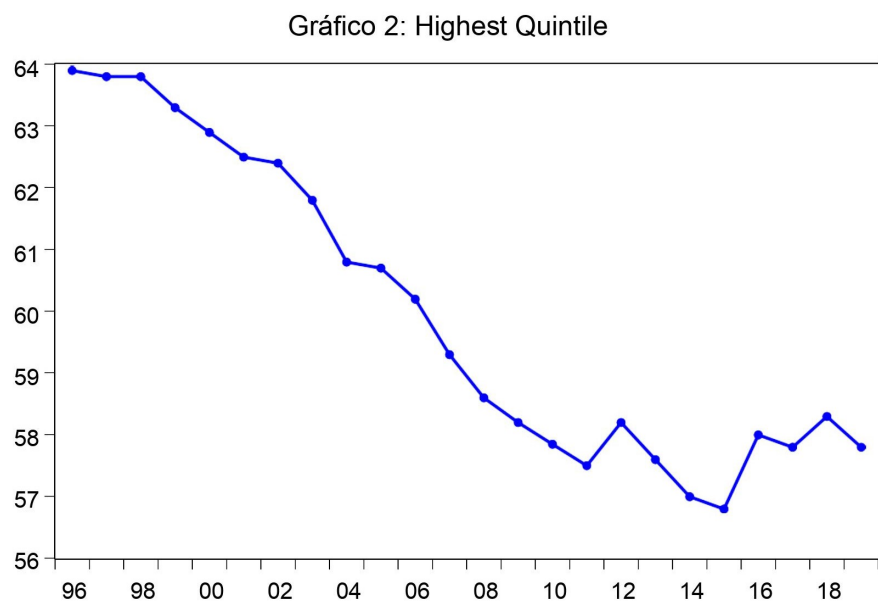


Figure 4 – Quintil Superior

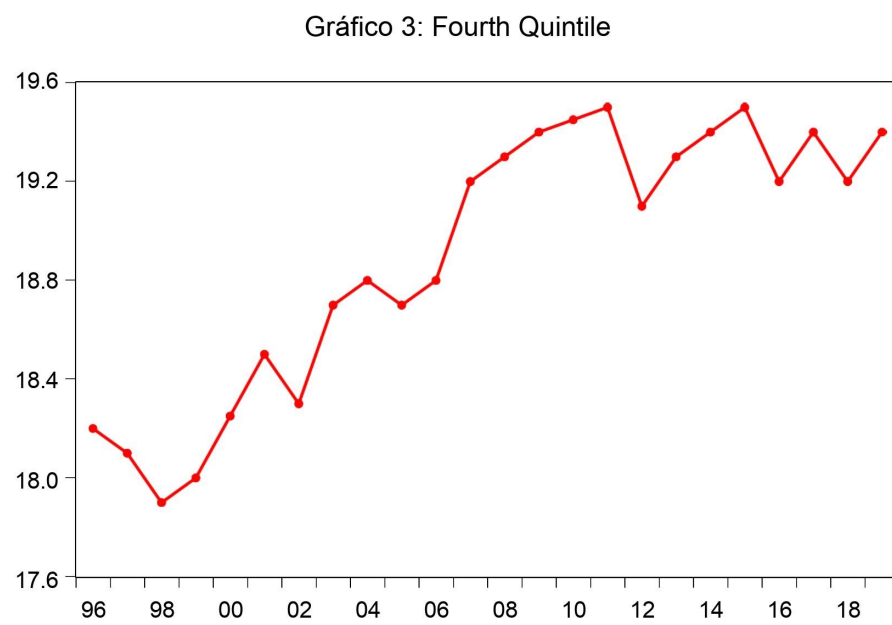


Figure 5 – Quarto Quintil

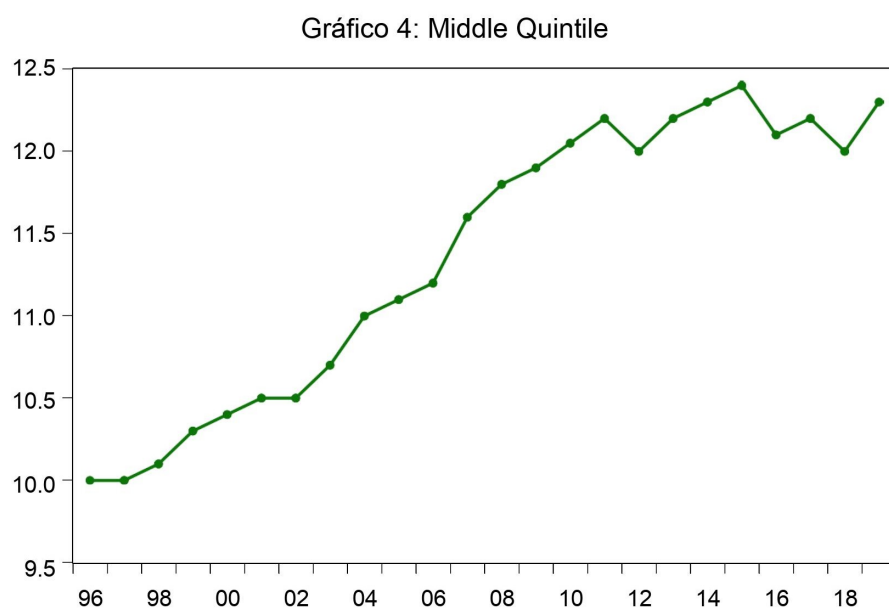


Figure 6 – Terceiro Quintil

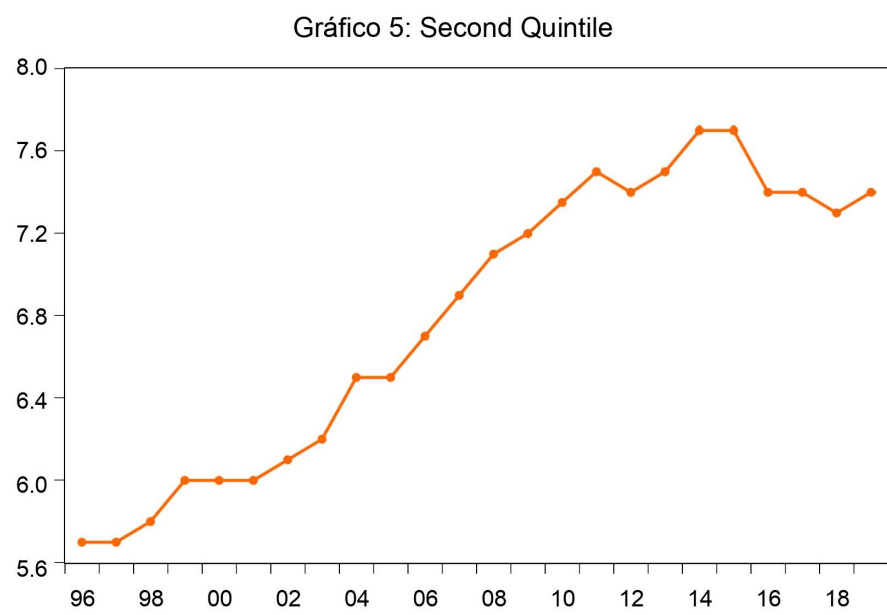


Figure 7 – Segundo Quintil

Gráfico 6: Lowest Quintile

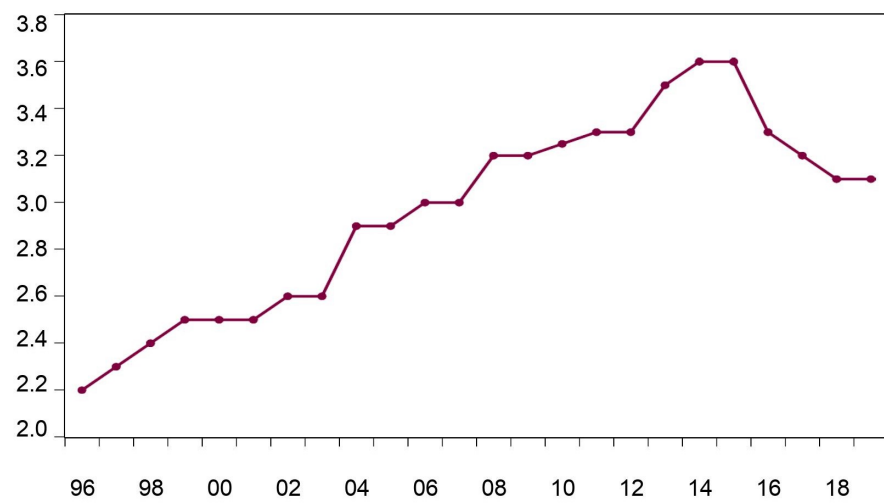


Figure 8 – Quintil Inferior

4. Regressão Quantílica - Percentis

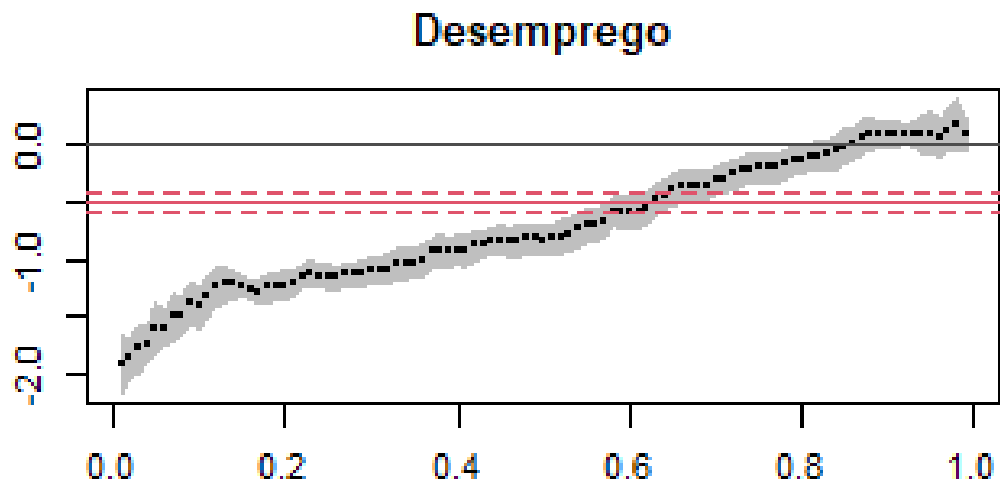


Figure 9 – Efeito por percentis - Década de 1970

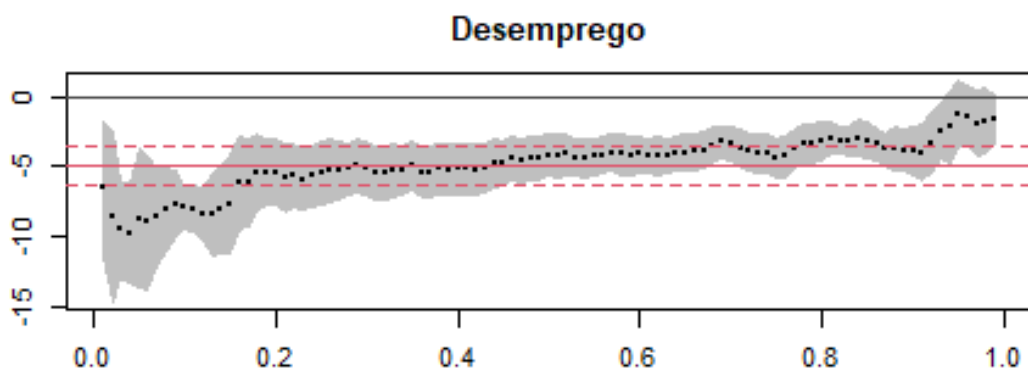


Figure 10 – Efeito por percentis - Década de 1980

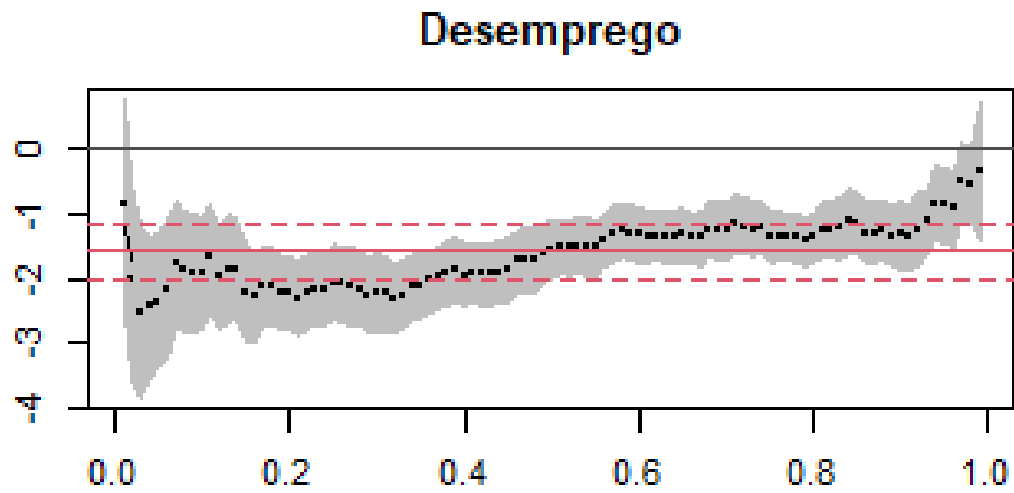


Figure 11 – Efeito por percentis - Década de 1990

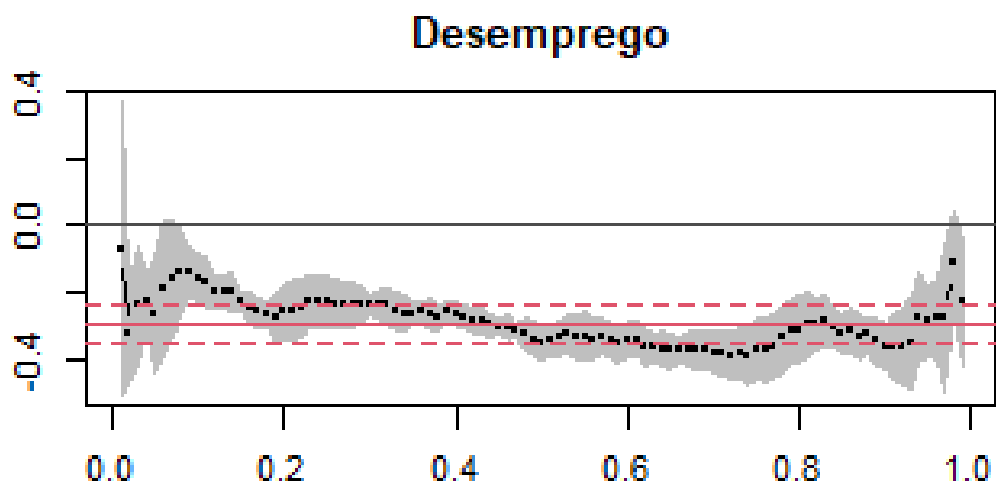


Figure 12 – Efeito por percentis - Década de 2000