

Diferencial Salarial Intrasetorial no Brasil: Decompondo o diferencial salarial entre os trabalhadores da indústria automobilista de Betim e de São Bernardo do Campo

Guilherme Marques Moura

Mestrando em Economia

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da UFMG

Bacharel em Ciências Econômicas

Universidade Federal de Viçosa

RESUMO

O presente trabalho propõe uma análise dos diferenciais salariais regionais, entre Betim e São Bernardo do Campo, dentro da indústria automobilística. O objetivo é investigar se indivíduos com características similares são remunerados diferentemente nas duas cidades. Para tal, utiliza-se da Decomposição de Oaxaca-Blinder, da Decomposição de Juhn, Murphy e Pierce, de Regressões Quantílicas e da Decomposição Quantílica. Os resultados indicam que grande parte do diferencial existente entre os salários médios é dada pela localização geográfica do empregado, independente do quantil de renda ou do ano. Não obstante, o trabalho realizado preencher uma lacuna dentro da pesquisa de diferenciais salariais intrasetoriais.

Palavras-chave: Diferenciais Salariais; Diferencial Salarial Intrasetorial; Salários na Indústria Automobilística; Economia do Trabalho.

Área-temática: Economia

1. INTRODUÇÃO

Na literatura brasileira e mundial, a análise das desigualdades de rendimento tem atraído a atenção de diversos autores, principalmente quando essa diferença ocorre devido a discriminação por gênero ou raça. As especificidades acerca de diferenciais de rendimento quanto a raça podem ser encontradas em Campante *et al* (2004); a partir do gênero e da associação a sindicatos em Xavier *et al* (2009); dentro do mercado de trabalho rural em Barros e Mendonça (1995); dentro do meio rural em Ney e Hoffmann (2009).

Dentro desse contexto, segundo Menezes *et al* (2005), o estudo sobre diferenciais de rendimentos entre regiões, apesar de serem realizados, não têm buscado quantificar as possíveis diferenças regionais. Na tentativa de preencher uma parte dessa lacuna, o presente trabalho busca realizar uma comparação da distribuição salarial intrasetorial-regional brasileira e seus determinantes. O objetivo consiste em analisar dentro de um mesmo setor, nesse caso a indústria automobilística, as diferenças salariais entre os estados de São Paulo e Minas Gerais para os anos de 2006 e 2014. Isto é, esse artigo busca encontrar, apontar e quantificar a influência regional dentro dos rendimentos dos trabalhadores.

A hipótese básica do presente estudo é que a composição diferenciada da força de trabalho entre as localidades por si só não é capaz de explicar a totalidade dos diferenciais salariais inter-regionais, isto é, acredita-se que essa diferença salarial pode ser o reflexo de características da estrutura produtiva, dos mercados de trabalho locais, do dinamismo econômico regional, custo de vida, amenidades locais, diferenças inter-regionais na dotação de capital humano, dentre outros.

A partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), produzida pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), propõe-se utilizar a decomposição de diferenciais salariais entre os componentes explicados e os não explicados. O diferencial dessa base de dados é que ela nos permite analisar os salários individualmente, possibilitando estimar diretamente o efeito de atributos regionais sobre o rendimento dos trabalhadores assalariados, controlando-se pelas características pessoais desses trabalhadores. A diferença demonstrada pelo componente explicado reflete as diferenças médias nas características dos indivíduos, enquanto que, o componente não explicado, representa as diferenças nos coeficientes estimados, ou seja, diferenças nos retornos a características similares dos indivíduos.

Dentro da decomposição, propõe-se utilizar os métodos de Oaxaca-Blinder e de Junh, Murphy e Pierce. A primeira é a abordagem padrão para realizar decomposições, contudo, ela peca em não fornecer informações claras de como o hiato salarial é afetado por mudanças na distribuição salarial geral. A segunda inova ao enfatizar o papel de mudanças na distribuição relativa de cada grupo analisado. Adicionalmente, na parte metodológica utiliza-se o método das regressões quantílicas, que são um arcabouço conveniente para analisar como os quantis de uma variável dependente podem variar em resposta a um conjunto de variáveis independentes. Dessa forma, assim como a decomposição por diferenciais, a regressão quantílica, é um bom instrumento para explorar as diferenças salariais ao longo da distribuição estatística. Além disso, mesclando a decomposição de diferenciais e a análise quantílica, com a decomposição quantílica, podemos analisar esse hiato salarial dentre os quantis de renda.

Além dessa introdução, este trabalho contém mais cinco seções e está organizado da seguinte forma. Na segunda seção explora-se a literatura existente, visando revisitar as teorias de localização, de determinação dos salários e proceder a uma caracterização das regiões analisadas e de uma discussão sobre diferenciais salariais. Na terceira parte são descritos os modelos adotados, na seção seguinte, com fins ilustrativos, descrevem-se a base de dados e as variáveis. Na quinta seção apresentam-se as estimativas e analisam-se os resultados obtidos. Na última seção são apresentadas algumas considerações adicionais e conclusões deste trabalho.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. A Dinâmica Econômica Regional e o Diferencial Salarial: Teoria e Evidência

Observa-se que a dinâmica demográfica dos mercados de trabalho regionais e a estrutura espacial das atividades econômicas são estreitamente relacionadas. Dessa forma, para analisar os diferenciais regionais de salário torna-se importante considerar não apenas os diferenciais de composição da força de trabalho entre as regiões, mas, também, a densidade e a estrutura setorial das economias locais.

A análise dos determinantes locacionais da produção está associada ao processo de identificação do problema do espaço na teoria econômica e em como inserir este componente em um arcabouço de caráter otimizador e marginalista, conforme apresentado por SOUZA (2009). Adotando como foco a firma, as teorias locacionais discutem como produzir maximizando a eficiência, levando em conta a distribuição espacial dos insumos e dos consumidores. Desta maneira, vem à tona a importância dos custos de transporte nesta abordagem, da dinâmica que surge do esgotamento e descobrimento de novas matérias primas, bem como o fluxo populacional, de conhecimento e do capital, em um complexo sistema que possui características de aglomeração e dispersão. Dentro desse sistema de aglomeração e dispersão, os salários entram como um dos mecanismos de equilíbrio desses mercados, dado principalmente quanto ao seu relacionamento quanto a variável mão de obra.

A integração do território em uma análise de renda fundiária Ricardiana inicia-se, conforme SOUZA (2009), com Von Thünen no século XVI, e a utilização do conceito de produtividade marginal, em uma análise essencialmente agrícola. Partindo da distribuição espacial dos centros urbanos, derivam-se os preços dos produtos, as rendas da terra, as áreas e espécies cultivadas em cada zona, com os produtores que se localizam mais próximos do mercado auferindo rendas de situação, que estão associadas à minimização dos custos de transporte. As áreas de mercado serão determinadas pela interação das rendas de situação e da distância dos consumidores, e estarão alocadas em círculos concêntricos ao redor do mercado consumidor. Analisando pela ótica dos salários, quanto mais próximos do centro gerador do processo maiores serão os salários, adicionalmente, os rendimentos do trabalho decrescem ao longo dos anéis periféricos, em um processo que ilustra um potencial desaglomerativo da renda fundiária

Com o desenvolvimento da industrialização novos fatores se apresentam como determinantes da localização produtiva, e o modelo de Weber (1969 apud SOUZA, 2009) procura explicar estes determinantes. Assim como a importância dos custos de transporte (relacionados ao peso das matérias primas e do produto final) e de mão de obra, também são abordados fatores aglomerativos, associados a economias externas e fatores desaglomerativos, em função da distância em relação a empresas estabelecidas previamente em alguma região. Esses conceitos foram primeiramente analisados por Marshall¹, em meados do século XVII, que descreveu como um conglomerado de empresas pode atuar de maneira mais eficiente que uma firma isolada. As indústrias poderiam se beneficiar de fornecedores especializados, de um mercado de trabalho comum entre elas e de efeitos associados a vazamentos de conhecimento e aprendizado.

Segundo Fontes (2006), dentro do pensamento marshalliano, a formação destes mercados amplos e especializados, resultado das economias de aglomeração, beneficiaria tanto as firmas quanto os trabalhadores. Tal fato pode ser explicado pela maior probabilidade de ocorrência de melhores *matchings* nesses mercados, isto é, na medida em que a força de trabalho cresce e o número de firmas aumenta, os trabalhadores, em média, conseguem encontrar um emprego que melhor combina com suas habilidades, o que se reflete em ganhos salariais.

As ideias de centralidade e hierarquia de produtos e serviços são as bases do modelo de Christaller (1966, apud SOUZA, 2009), que pretendia estudar a organização e tamanho das cidades,

¹ Com mais detalhes em Marshall (2006)

bem sua distribuição no espaço e interdependência com as outras localidades. A chamada teoria dos lugares centrais caracteriza um centro urbano como um fornecedor de bens e bens e serviços para localizadas sobre sua área de influência, exercendo um poder de centralidade a estes locais. Alguns produtos que exigem alguma especificidade na produção, escala e meio de comercialização, seriam ofertados somente no chamado “local central”, constituindo concentrações regionais baseados nessa hierarquia de produção e lugares. A indústria automotiva é marcada por essa concentração regional, não somente quanto a localização das montadoras mas também quanto a localização dos fornecedores. Tal fato, pode ser ressaltado pela presença de três empresas desse mesmo setor em São Bernardo do Campo, onde todas auferem os benefícios dessa localização em comum.

Esse conceito de hierarquia também encontra no trabalho de Lösch (1957, apud SOUZA, 2009) uma explicação, que tem boa aplicabilidade para a cidade de Betim. Utilizando um arcabouço otimizador, e a hipótese de descontinuidade da distribuição populacional no território, são constituídas áreas de mercado hexagonais, onde cada empresa procura se situar nas áreas centrais destes mercados, gerando uma tendência a concentração espacial das atividades econômicas. As empresas localizadas em maiores áreas de mercado exercem poder sobre aquelas com menor área de alcance, produzindo desta maneira padrões regionais desiguais. Aplicando ao caso mineiro, a Fiat ao se instalar em Betim gerou um processo de concentração espacial econômica desigual, como consequência, ocorreu uma transformação tanto econômica quanto social de toda a região que circunda a montadora.

Para Fontes (2006), um significativo efeito dessa concentração regional e, conseqüentemente, de uma importante concentração regional seria o denominado efeito mercado local (*home market*). No qual, sendo as demais variáveis idênticas, a região com o maior mercado local terá um poder de atração de firmas do que aquelas com menores mercados, como resultado essa região também terá um setor industrial proporcionalmente maior, tornando-se uma região exportadora líquida de bens manufaturados. Supõe-se que a oferta de mão de obra não é perfeitamente elástica, dessa forma, parte do efeito “mercado local” não afetará as exportações, mas sim os salários da região.

O objetivo, de modo geral, da literatura de diferencial de salários, segundo Arbache e De Negri (2004), é testar a hipótese da lei de um preço para a determinação de salários, isto é, em um mercado de trabalho competitivo trabalhadores com iguais características devem ganhar salários iguais, adicionalmente, a filiação industrial não afeta os vencimentos do trabalhador. Sendo essa hipótese válida, a dispersão dos salários deve ser muito pequena ou próxima de zero, dado que os empregadores remunerariam com o salário de mercado os trabalhadores que possuem características similares. Caso existam diferenças nas remunerações elas não teriam origem na filiação industrial, mas nas características dos trabalhadores, nas condições de trabalho, dentre outros. Entretanto, na prática o que se observa é uma dispersão entre os salários de indivíduos com características semelhantes, propiciando o surgimento de diversas teorias alternativas de determinação dos salários nas últimas décadas.

De um modo geral, segundo Freguglia *et al* (2007), a investigação da determinação de salários e do diferencial de salários em países em desenvolvimento tem focado na contribuição das variáveis de capital humano para os rendimentos, nos efeitos restritivos da legislação trabalhista e na possível segmentação do mercado de trabalho entre: setores moderno e tradicional, formal-informal, público-privado e empresas de propriedade estrangeira-nacional. Devido à grande desigualdade de renda que caracteriza o país, os diferenciais de salário têm sido objeto de grande atenção dos pesquisadores brasileiros. Dentre os fatores que motivam essa pesquisa, temos o fato de que, mesmo quando controlados por uma série de características observáveis, como educação, idade, região de residência, ocupação, dentre outros, os diferenciais salariais persistem. Tal fato, indica que existe a possibilidade que essas discrepâncias reflitam o efeito de características produtivas não observáveis.

Segundo Combes *et al* (2004), as grandes disparidades salariais regionais podem ter três possíveis conjuntos de explicações diferentes. Na primeira, as diferenças nos rendimentos entre áreas pode ser um reflexo direto da composição qualitativa da mão de obra de cada região. Alternativamente, a segunda possibilidade seria de que existem fatores não humanos que elevam a produtividade do trabalho em determinadas localidades, como infraestrutura, clima e recursos naturais locais. Nessa mesma linha, a terceira explicação sugere que algumas interações entre trabalhadores ou entre firmas ocorram localmente e leve a ganhos de produtividade, essas interações poderiam gerar externalidades tecnológicas, melhoria na relação entre empresas compradoras e empresas fornecedoras, além de melhores “*matching*” entre firmas e empregados.

Enquanto que, para Savedoff (1990), um dos motivos da existência de significativos diferenciais de rendimento do trabalho entre as regiões do país seria a presença de uma segmentação do mercado de trabalho, que levou a uma espécie de “racionamento de empregos”. Isto é, existem obstáculos específicos e regionalmente distintos, gerados pelas empresas, que interferem nas oportunidades de trabalho e que impedem que outros indivíduos assumam essas oportunidades. Um exemplo seriam empresários que mantêm os salários a um nível acima do normal, contudo, por exemplo, um indivíduo disposto a migrar para essa região não conseguiria preencher essa vaga, por um motivo qualquer, gerando um obstáculo geográfico a equalização dos preços.

Dessa forma, segundo Fontes (2006), esses diferenciais regionais de salários não devem ser analisados apenas como uma compensação a diferentes custos de vida locais. De acordo com o autor, essa disparidade é reflexo das vantagens ou desvantagens relativas das diversas localidades, isto é, a disparidade de vencimento entre as regiões reflete variados níveis de produtividade urbana. Nessa mesma linha, para Molho (1992), o principal determinante da existência dessas diferenças seria os diferenciais de custo de vida regionais, baseado na premissa de que o importa para os trabalhadores é o poder de compra dos seus vencimentos. Nesse caso, os salários reais são iguais entre as regiões e, a diferença nos rendimentos, seria um reflexo da diferença entre o custo de vida dessas regiões.

Para Molho (1992), esse processo de determinação dos salários regionais e a sua evolução no tempo são processos complicados. Dentro da literatura, uma grande variedade de abordagens e teorias foram criadas objetivando o melhor entendimento desse processo, nenhuma delas levou a um consenso. Pela ótica do mercado de trabalho, temos essa mesma falta de um ponto de concordância. De acordo com Arbache e Carneiro (1999), no caso brasileiro, os sindicatos tem contribuído para a elevação das disparidades salariais dentro dos setores sindicalizados. Dentro da pesquisa, os autores estimaram a relação entre salário e o grau de sindicalização do trabalhador, como resultado encontraram que os trabalhadores sindicalizados ganhavam, em 1992 e 1995, cerca de 11% e 7% a mais que os não-sindicalizados, respectivamente. Nessa mesma linha de pensamento, Arbache e De Negri (2004) argumentam que parte desse diferencial de salários pode ser referem a uma precaução contra custos de greve e outros tipos de manifestações que afetam o ritmo normal das operações produtivas das firmas. Dentro dessa perspectiva, regiões com sindicatos mais ativos, como o ABC paulista, tendem a apresentar maiores salários do que regiões onde a atuação dos sindicatos é mais restrita.

A partir dessa análise, podemos inferir que existe um diferencial de remuneração entre as regiões causado por essa concentração regional, portanto, podemos deduzir que é possível que trabalhadores de um mesmo setor tenham remunerações distintas dependendo da localização da sua empresa. Portanto, essa conclusão vai de encontro com a hipótese básica desse presente estudo, de que a composição diferenciada da força de trabalho entre as localidades por si só não é capaz de explicar a totalidade dos diferenciais salariais inter-regionais. Dessa forma, faz-se necessário o uso do instrumental econômico para analisar e quantificar essa diferença salarial.

2.2. Contextualização e exposição do problema

Num período onde a intervenção estatal dentro da economia era vista como necessária e preponderante ao desenvolvimento de uma nação, a implantação da indústria automobilística seria uma das formas de industrialização e desenvolvimento do país, sendo que esta é uma indústria que reconhecidamente gera maciços encadeamentos dentro da economia. Desta forma, com grandes incentivos governamentais, a instalação da indústria automotiva no Brasil se inicia na década de 1950, com a implantação da Volkswagen em abril de 1953 na cidade de São Paulo.

A partir de² sua implantação, o setor automotivo assumiu um papel central dentro da política industrial e econômica brasileira, o país que já chegou a ser o 4º maior produtor de automóveis do mundo em 2011, atualmente é o 9º maior produtor. Além disso, em 2009, somente as montadoras empregavam mais de 126 mil trabalhadores diretos, que resultaram em uma massa salarial superior a R\$600 milhões, esse resultado não compreende os empregos indiretos gerados pelas fábricas. Segundo o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, em 2014 o setor automotivo respondia por 23% do PIB industrial ou de 5% do PIB total brasileiro, empregando direta e indiretamente 1,5 milhão de pessoas. Dentro desse grande setor, duas cidades se destacam: Betim e São Bernardo do Campo.

Inaugurada em 1976, a Fiat Automóveis foi a primeira indústria automobilística a instalar-se fora do eixo Rio-São Paulo. Líder de vendas pelo décimo segundo ano no mercado brasileiro, a fábrica é a maior unidade de produção de veículos do Grupo Fiat Chrysler e a segunda maior do mundo quanto a capacidade de produção anual. Com uma capacidade de produzir até 950 mil veículos ano, a empresa gera cerca de 30 mil empregos diretos e indiretos.

Conhecida como o berço da indústria automobilística brasileira, estão instaladas em São Bernardo do Campo três fábricas automotivas: Ford, Volkswagen e Mercedes-Benz. Voltada para a produção de caminhões e ônibus, a fábrica da Mercedes-Benz foi a primeira a ser inaugurada, em 1956, trata-se da maior planta da marca fora da Alemanha. A Volkswagen conta com quatro plantas industriais no Brasil, a de São Bernardo do Campo (SBC) é a mais antiga, inaugurada em 1959, e a maior do grupo no Brasil. Similarmente, o conjunto Industrial Ford São Bernardo do Campo é a unidade em operação mais antiga da empresa e também a sua sede administrativa, na fábrica são produzidos carros e caminhões.

Na tabela abaixo, podemos analisar superficialmente os salários dos empregados no setor automobilístico nas duas cidades:

Tabela 1 - Rendimentos médios dos trabalhadores do setor automobilístico

		Média da Renda Média nominal (em reais)	Desvio padrão	Tamanho da amostra
Betim	2006	3271,544	3106,078	8964
	2014	3141,328	2684,303	16840
		Média da Renda Média nominal (em reais)	Desvio padrão	Tamanho da amostra
São Bernardo do Campo	2006	4650,589	2654,198	17291
	2014	5269,532	3457,426	12390

Fonte - Elaboração do autor com dados da RAIS

Na tabela é apresentado a média da Remuneração Nominal, que é calculada a partir da média dos salários do trabalhador ao longo do ano, vale ressaltar que todos valores foram colocados

² Mais informações podem ser encontradas nas páginas da Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores, do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior e nas páginas de cada uma das empresas.

em termos de 2014, que o salário dos indivíduos de SBC foi deflacionado de acordo com o índice de custo de vida desenvolvido por Cavalcanti (2014) e os salários correspondem a uma carga horária mensal de 40 horas semanais. Desta forma, mesmo após tentar corrigir os salários quanto ao custo de vida e a carga de horário, foram encontradas expressivas diferenças entre os salários médios, aproximadamente R\$1280 em 2006 e R\$2128 em 2014.

A partir desses fatos surge a questão que permeia esse trabalho, seriam essas diferenças nos componentes explicados ou nos não explicados, isto é, elas refletem as diferenças médias nas características dos indivíduos ou representam diferenças nos retornos a características similares dos indivíduos, que seria o caso de uma diferenciação salarial resultante da localização da fábrica. Além disso, é notável o aumento no hiato entre os salários médios entre as duas amostras, surgindo uma segunda questão, como variam os componentes explicado e não explicados no tempo. Deste modo, faz se necessário o uso do instrumental microeconômico de decomposição por diferenciais para determinar a causa dessa diferença além de a quantificar.

3. METODOLOGIA

3.1. Decomposição por diferenciais

Segundo Altonji e Blank (1999), a decomposição por diferenciais é muito utilizada para explorar o diferencial da variável dependente entre os grupos, neste caso, os salários. Tal metodologia nos permite realizar decompor este diferencial entre os componentes “explicados” e os não “explicados”. Matematicamente podemos pensar no salário do indivíduo i no tempo t como:

$$W_{1it} = \beta_{1t} X_{1it} + \mu_{1it} \quad (1)$$

E o salário do indivíduo j no grupo 2 no tempo t :

$$W_{2it} = \beta_{2t} X_{2it} + \mu_{2it} \quad (2)$$

Onde β_{1t} e β_{2t} são definidos tal que $E(\mu_{1it}|X_{1it}) = 0$ e $E(\mu_{2it}|X_{2it}) = 0$ e W_{gt} e X_{gt} representam os salários médios e as características de controle para todos os indivíduos no grupo g no ano t . Somando as duas equações temos que a diferença no salário médio para o ano t é:

$$W_{1t} - W_{2t} = (X_{1t} - X_{2t})\beta_{1t} + (\beta_{1t} - \beta_{2t})X_{2t} \quad (3)$$

O primeiro termo dessa decomposição representa o componente “explicado”, que se deve a diferenças médias em características pessoais entre os trabalhadores dos grupos 1 e 2; é o hiato predito entre os grupos 1 e 2 usando o grupo 1 como referência. O segundo termo é o componente “não explicado”, e representa diferenças nos coeficientes estimados, ou seja, diferenças nos retornos a características similares entre os grupos 1 e 2. A parcela do diferencial total devido ao 2º componente é geralmente associado a discriminação.

3.1.1. Decomposição de Oaxaca-Blinder

A Decomposição de Oaxaca-Blinder³, de acordo com Altonji e Blank (1999), é a abordagem padrão utilizada para decompor os diferenciais salariais entre grupos ao longo do tempo. Seja a equação (3) já descrita acima:

$$W_{1t} - W_{2t} = (X_{1t} - X_{2t})\beta_{1t} + (\beta_{1t} - \beta_{2t})X_{2t} \quad (3)$$

Para analisar as fontes de mudanças nos salários dos diferentes grupos do mercado de trabalho faz-se necessário diferenciar essa equação entre períodos. Seja Δ o operador que representa a diferença média entre o grupo 1 e o grupo 2 em um determinado ano. A mudança nos diferenciais salariais entre os períodos t' e t é dada por:

$$\Delta W_{t'} - \Delta W_t = (\Delta X_{t'} - \Delta X_t)\beta_{1t} + \Delta X_{t'}(\beta_{1t'} - \beta_{1t}) + (\Delta\beta_{t'} - \Delta\beta_t)X_{2t} + (X_{2t'} - X_{2t})\Delta\beta_{t'} \quad (4)$$

Na equação (4), o primeiro termo representa o efeito de mudanças relativas ao longo do tempo nas características observadas dos 2 grupos e o segundo termo representa o efeito de

³ Para mais detalhamentos do método ver Oaxaca (1973) e Blinder (1973).

mudanças ao longo do tempo nos coeficientes para o grupo 1, mantendo fixas as diferenças nas características observadas. Estes 2 componentes representam a mudança ao longo do tempo no hiato salarial que seria esperado dadas as mudanças nas características dos 2 grupos e os coeficientes destas características para o grupo 1 nos períodos t e t' .

Enquanto que, o terceiro termo representa o efeito de mudanças ao longo do tempo nos coeficientes relativos entre os 2 grupos e o quarto termo capta o fato de que mudanças ao longo do tempo nas características do grupo 2 alteram as consequências das diferenças nos coeficientes dos grupos $(\beta_{1t} - \beta_{2t})$. Esses 2 últimos componentes captam a mudança no componente não explicado do hiato $(\beta_{1t} - \beta_{2t})X_{2t}$.

3.1.2. Decomposição de Juhn, Murphy e Pierce

A Decomposição de Juhn, Murphy e Pierce⁴ (JMP) é uma metodologia para decompor a variável dependente que enfatiza o papel de mudanças na distribuição relativa de cada grupo analisado. Supondo o caso desse artigo, dividimos a amostra entre indivíduos que trabalham no setor automotivo em Betim e os indivíduos que trabalham no mesmo setor em São Bernardo do Campo, temos que a cada ano há uma equação do log dos salários para os indivíduos de Betim, tal que:

$$W_{it} = X_{it}\beta_{it} - \mu_{it} \quad (5)$$

Onde X_{it} é vetor das características observáveis de um indivíduo que trabalha em Betim e β_t fornece os coeficientes sobre estas características no ano t ; define-se $E(\mu_{it}|X_{it})=0$, tal que esta equação forneça salários médios para os trabalhadores betinenses com dadas característica. O diferencial salarial observado entre os indivíduos empregados em Betim e em São Bernardo do Campo é:

$$D_t = W_{1t} - W_{2t} = (X_{1t}\beta_{1t} - \mu_{1t}) - (X_{2t}\beta_{1t} - \mu_{2t})$$

$$D_t = (X_{1t} - X_{2t})\beta_{1t} - \mu_{2t} = \Delta X_t\beta_{1t} - \mu_{2t} \quad (6)$$

Onde $\Delta X_t = (X_{1t} - X_{2t})$, o termo $\Delta X_t\beta_{1t}$ é o hiato predito entre o salário nas duas cidades e $-\mu_{2t}$ é o hiato residual. Usando esta formulação, a convergência salarial entre os indivíduos das duas cidades entre o ano t e o ano t' é:

$$D_{t'} - D_t = (\Delta X_{t'} - \Delta X_t)\beta_{1t} + \Delta X_{t'}(\beta_{1t'} - \beta_{1t}) - (\mu_{2t'} - \mu_{2t}) \quad (7)$$

A equação (7) decompõe a convergência salarial em partes, o primeiro termo representa as mudanças nas quantidades observáveis a preços fixos, o segundo os efeitos de preços e o terceiro as mudanças no hiato residual.

Ao invés de usar algum ano base para medir os efeitos, JMP usam a média de todos os anos como referência tal que a implementação empírica desta última equação se torna:

$$D_{t'} - \bar{D} = (\Delta X_{t'} - \Delta \bar{X})\beta + \Delta X_{t'}(\beta_{t'} - \bar{\beta}) - (\mu_{\beta t'} - \mu_{\beta}) \quad (8)$$

Onde as médias são obtidas para todos os anos juntos. A mudança pode ser decomposta em um componente explicado pelos observáveis ou hiato predito e um resíduo não explicado. Sendo que o componente não observável é então decomposto em uma parte devida a mudanças nos preços e uma mudança nas características observáveis.

3.2. Regressão Quantílica

Nos modelos com intercepto, um resumo das estatísticas para a distribuição da amostra incluem quantis, tais como a mediana, quartis inferior e superior, e percentis, além da média da amostra. No contexto de regressão poderíamos semelhante estar interessado em quantis condicionais, nesse caso para analisar faixas de rendas e observar como a variável em explicativa

⁴ Para mais detalhes ver Juhn *et al* (1993) e Altonji e Blank (1999).

afeta a dependente em cada quantil (CAMERON e TRIVEDI, 2005). Dessa forma, assim como a decomposição por diferenciais, a regressão quantílica, é um bom instrumento para explorar as diferenças salariais.

As regressões quantílicas⁵ são um arcabouço conveniente para analisar como os quantis de uma variável dependente mudam em resposta a um conjunto de variáveis independentes. Isto é, essa regressão permite estimação das funções quantílicas lineares condicionais. A definição padrão do θ^o quantil de uma variável aleatória y com distribuição $F(y)$:

$$Q(\theta) = \inf\{y: F(y) \geq \theta\} \quad (9)$$

Onde $0 < \theta < 1$. Os quantis mais frequentemente analisados são a mediana (quantil 0,50) e os 25° e 75° percentis (quantis 0,25 e 0,75, ou 1° e 3° quartis). Usualmente pensamos em quantis como derivados de estatísticas ordenadas, mas na regressão quantílica, primeiro devemos pensar os quantis incondicionais como a solução a um problema de maximização.

No caso geral, a formula pode ser generalizada tal que o θ^o quantil amostral:

$$\hat{\mu}_\theta = \min_b \left\{ \sum_{i=y_i \geq x\beta} \theta |y_i - x\beta| + \sum_{i=y_i < x\beta} (1 - \theta) |y_i - x\beta| \right\} \quad (10)$$

Isto é, os outros quantis são definidos como a solução a um problema que minimiza a soma ponderada dos valores absolutos dos resíduos. Essa minimização pode ser obtida através de programação linear, tal que mesmo para grandes bases de dados, os cálculos não são difíceis. Substituindo o problema de minimização supracitado por uma função linear de covariáveis:

$$\hat{\mu}_\theta = \min_b \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i=y_i \geq x\beta} \theta |y_i - x\beta| + \sum_{i=y_i < x\beta} (1 - \theta) |y_i - x\beta| \right\} \quad (11)$$

Supondo uma regressão mediana com $\theta = 0,5$:

$$\hat{\mu}_\theta = \min_b \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i=y_i \geq x\beta} |y_i - x\beta| \right\} \quad (12)$$

Essa transformação é idêntica ao MQO, usando desvios absolutos, ao invés de desvios ao quadrado (assim, menos sensível a outliers). Seja o θ -ésimo percentil condicional de y dado x :

$$Quant_\theta(y_i|x_i) = x_i' \beta_\theta \quad (13)$$

Sua estimativa é dada por:

$$\widehat{Quant}_\theta(y_i|x_i) = x_i' \hat{\beta}_\theta \quad (14)$$

Supondo que θ aumenta continuamente de 0 a 1, podemos traçar a distribuição condicional inteira de y , condicional em x ; na prática, dado que qualquer banco de dados contém somente um número finito de observações, somente um número finito de estimativas de percentis são numericamente distintos, embora este número possa ser muito grande.

Considerando a derivada parcial do percentil condicional de y em relação a um de seus regressores, por exemplo, j :

$$\frac{\delta Quant_\theta(y_i|x_i)}{\delta x_{ij}} \quad (15)$$

A derivada pode ser interpretada como a mudança marginal no θ -ésimo percentil condicional devido à mudança marginal no j -ésimo elemento de x ; se x contém K variáveis distintas, esta derivada é dada simplesmente pelo coeficiente da j -ésima variável. Contudo, isso não implica que um indivíduo que está no θ -ésimo percentil de uma distribuição condicional continuará se encontrando no mesmo quantil se seu x mudar.

3.2.1. Decomposição quantílica

⁵ Para mais detalhamentos ver Koenker (2000)

Segundo Melly (2005), a decomposição quantílica é um estimador da função de distribuição na presença de covariáveis. No caso desse estudo, toda a distribuição de salários é estimada por uma regressão quantílica, então, a distribuição condicional é integrado em toda a gama de covariáveis para obter uma estimativa da distribuição incondicional. As propriedades necessárias a um bom estimador de funções de distribuição na presença de covariáveis são: O estimador deve ser flexível no modo como as covariadas afetam toda a distribuição da variável dependente e não somente nos dois primeiros momentos; Um número mínimo de hipóteses sobre o formato da função de distribuição devem ser impostas; O estimador deve possuir uma interpretação econômica natural e, portanto, prover informações valiosas sobre a distribuição das variáveis em questão; Deve ser estimado na presença de um grande número, se possível contínuas, covariáveis. A regressão quantílica é um “excelente compromisso” entre esses requisitos.

⁶Seja $\{y_i, x_i\}_{i=1}^N$ uma amostra independente de alguma população onde x_i é um vetor $K \times 1$ de regressores, Assumimos que:

$$F_{y|x}^{-1}(\tau|x_i) = x_i\beta(\tau), \forall \tau \in (0,1) \quad (16)$$

Onde $F_{y|x}^{-1}(\tau|x_i)$ é o τ^{th} quantil condicional de y condicional ao regressor do vetor x_i . Para fins de simplificação, assume-se que as observações são independentes. Assumimos que a relação entre os quantis de y e x é linear, similarmente a hipótese dos MQO, que assume uma relação linear entre as médias de y e x . Temos que a função $\beta(\tau)$ pode ser estimada como:

$$\beta(\tau) = \underset{b \in \mathbb{R}^k}{\text{argmim}} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \rho_\tau(y_i - x_i b) = \underset{b \in \mathbb{R}^k}{\text{argmim}} Q_N(b) \quad \text{onde } \rho_\tau(z) = z(\tau - 1(z \leq 0)) \quad (17)$$

O $\beta(\tau)$ é estimado separadamente para cada τ , assintoticamente podemos estimar um número infinito de regressores quantílicos. Agora, temos um modelo de quantis condicionais de y , contudo queremos estimar os quantis incondicionais de y . Para simplificar essa notação, consideramos a estimação de um único quantil de y , e os resultados podem ser estendidos para atendidos para estimação de uma sequência de quantis. Faz-se necessário integrar a distribuição condicional sobre toda a gama de distribuição dos regressores. No entanto, o problema com a regressão quantílica é a potencial falta de monotonicidade, isso é $\tau_j < \tau_k \not\Rightarrow x_i \hat{\beta}(\tau_j) < x_i \hat{\beta}(\tau_k)$. Para superar esse problema, considere a seguinte propriedade de q_0 , a população θ^{th} quantil da variável aleatória z é:

$$q_0 = F_Z^{-1}(\theta) \Leftrightarrow E(1(z \leq q_0)) = \theta \Leftrightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} 1(z \leq q_0) f_z(z) dz = \theta \Leftrightarrow \int_0^1 1(F_Z^{-1}(\tau) \leq q_0) d\tau = \theta \quad (18)$$

Onde F_Z denota a função de distribuição de z e f_z a função de densidade. A última equivalência é obtida alterando a variável de integração e note que $f_\tau(\tau_j) = 1, \forall \tau_j \in (0,1)$. Então, substituindo z por $y|x$ e $F_{y|x}^{-1}(\tau_j|x_i)$ por um estimador consistente $x_i \hat{\beta}(\tau_j)$, o estimador natural do θ^{th} quantil da distribuição condicional de y dado x_i é:

$$\inf\{q: \sum_{j=1}^J (\tau_j - \tau_{j-1}) 1(x_i \hat{\beta}(\tau_j) \leq q) \geq \theta\} \quad (19)$$

Se o conjunto de soluções finito não é único, tomamos o ínfimo do conjunto, em seguida, podemos estimar os quantis incondicionais de y integrando ao longo do x . Por definição, pelos momentos da população temos:

$$q_0 = F_y^{-1}(\theta) \Leftrightarrow \int \left(\int_0^1 1(F_{y|x}^{-1}(\tau|x) \leq q_0) d\tau \right) dF_x(x) = \theta \quad (20)$$

Dada uma amostra finita, o estimador natural do θ^{th} quantil da distribuição incondicional de y é:

⁶ Para mais informações acerca da estatística do método consultar Melly (2005).

$$\hat{q} = \inf \left\{ q: \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (\tau_j - \tau_{j-1}) 1(x_i \hat{\beta}(\tau_j) \leq q) \geq \theta \right\} \quad (21)$$

Ou, escrita como a solução que otimiza o problema:

$$\hat{q} = \underset{q \in \mathbb{R}}{\operatorname{argmim}} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (\tau_j - \tau_{j-1}) \rho_{\theta}(x_i \hat{\beta}(\tau_j) - q) = \underset{b \in \mathbb{R}}{\operatorname{argmim}} R_n(\hat{\beta}, q) \quad (22)$$

O arcabouço da decomposição quantílica é intuitivo, flexível e robusto, adicionalmente, é consistente quanto a heterocedasticidade e não necessita de nenhuma hipótese acerca da distribuição da amostra. Desta forma, podemos inferir que a decomposição quantílica é um estimador que decompõe o diferencial salarial ao longo dos quantis de renda. Dentro do exercício realizado nesse artigo, esse método permitirá que seja analisado a diferença entre o salário dos empregados do setor automobilístico em Betim e em São Bernardo do Campo dentro de um determinado quantil de renda.

4. DESCRIÇÃO DOS DADOS E DAS VARIÁVEIS

Para a realização deste trabalho utiliza-se da fonte de dados do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), denominada Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 2006 e 2014, que é tida como um verdadeiro censo do mercado formal de trabalho no Brasil, já que todos os estabelecimentos empregadores são obrigados a fornecer informações, a cada ano, sobre os seus empregados.

Dentro da base de dados, foram selecionados os indivíduos do sexo masculino que trabalham na fabricação de automóveis, camionetas e utilitários, dado a baixa participação do sexo feminino na amostra, optou-se por realizar a análise apenas com os indivíduos do sexo masculino. A partir dessa seleção e com base nos recortes que serão apresentados na próxima seção, a amostra é constituída da seguinte forma:

4.1. Variáveis Independentes

Como variáveis explicativas nos modelos utilizados optou-se por utilizar:

Quadro 1 - Variáveis Independentes

Variável	Significado	Valores
Município de trabalho (grupos)	Representa o município onde o empregado esteja trabalhando ou prestando serviço	0 para Betim 1 para São Bernardo do Campo
Anos de estudo	Representa o grau de instrução dos empregados	0 se completou o ensino fundamental 1 se para ensino médio incompleto 2 se possui superior incompleto 3 de superior completo à doutorado
Raça	Representa a raça e a cor do empregado	0 para brancos 1 para negros/pardos
Idade	Idade dos empregados da amostra	

Fonte - Elaboração do autor

Afim de obter mais consistência estatística, optou-se por excluir da amostra indivíduos com grau de instrução ignorada; indivíduos das raças/cores indígena, amarela, não identificada e ignorada.

4.2. Variável dependente

Dado que o objetivo do trabalho é analisar como o município de trabalho afeta o salário, foi escolhido como variável independente a remuneração média nominal dos empregados na fabricação de automóveis, camionetas e utilitários.

Devido a diferenças no poder de compra dos salários entre as cidades, optou-se por adotar o índice de custo de vida desenvolvido por Cavalcanti (2014). A partir desse índice, foram utilizadas como *proxies* as cidade de Belo Horizonte e São Paulo na tentativa de aproximar amenizar as diferenças de poder de compra entre Betim e São Bernardo do Campo (SBC). Após a análise dos dados, o salário dos empregados de São Bernardo do Campo foi multiplicado por 0,702, ou seja, consideramos apenas 70,2% dos seus rendimentos.

Além disso, foi constatado que existe uma diferença entre a jornada média de trabalho entre as cidades, em SBC a carga horária média é de 40 horas semanais, enquanto que em Betim é de 44 horas semanais. Portanto, para fins de consistência estatística, foram excluídos os indivíduos que tem uma carga de trabalho diferente de 40h em SBC e os indivíduos que tem uma carga de trabalho diferente de 44h em Betim. Adicionalmente, para colocar ambos salários na mesma razão de horas de trabalho, o salário dos empregados de Betim foi multiplicado por 0,9090, igualando os rendimentos para jornadas de trabalho de 40 horas semanais.

Por último, dado o espaço temporal dentre os dados, fez-se necessário realizar a correção dos valores de 2006, colocando-os em termos de 2014. Para tal, o índice escolhido foi o Índice Geral de Preços – Mercado (FGV), que é calculado a partir da média ponderada a de três índices de preços: o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-M), o Índice de Preços ao Consumidor (IPC-M) e o Índice Nacional de Custo da Construção (INCC-M). A escolha desses três componentes do IGP-M tem origem no fato de refletirem adequadamente a evolução de preços de atividades produtivas passíveis de serem sistematicamente pesquisadas (operações de comercialização em nível de produtor, no varejo e na construção civil). Para efetuar esse correção, fez-se necessário multiplicar a remuneração média nominal dos empregados na fabricação de automóveis, camionetas e utilitários em 1,6098514, ou seja, um reajuste de 60,9851400 %.

4.3. Coeficientes das regressões salariais

No quadro 2, abaixo, podemos ver os coeficientes das regressões salarias de 2006 e 2014, assim como seus respectivos desvios-padrão e significância, para Betim, São Bernardo Do Campo e com as duas cidades combinadas:

Quadro 2 - Coeficientes das regressões salariais

Ano 2006				Ano 2014			
Variável\ Grupo	Betim	SBC	Betim + SBC	Variável\ Grupo	Betim	SBC	Betim + SBC
Cidade	-	-	145.4* (4.53)	Cidade	-	-	2569.9* (59.12)
Idade	139.5* (48.98)	73.31* (33.35)	102.3* (58.31)	Idade	127.9* (60.19)	108.3* (39.17)	120.0* (69.82)
Raça	-407.6* (-9.03)	-323.8* (-8.04)	-436.6* (-14.20)	Raça	-525.2* (-13.36)	-406.0* (-6.66)	-498.5* (-14.59)
Anos de	10.68	682.0*	591.3*	Anos de	204.7*	1185.1*	407.8*

estudo 1	(0.08)	(10.21)	(10.12)	estudo 1	(2.21)	(6.20)	(4.63)
Anos de estudo 2	1106.7* (8.57)	1355.5* (21.21)	1482.4* (25.81)	Anos de estudo 2	3567.6* (3.94)	1418.1* (7.74)	-474.6* (-5.10)
Anos de estudo 3	6270.4* (43.67)	4478.3* (64.41)	5077.2* (81.38)	Anos de estudo 3	1650.7* (18.64)	5089.6* (27.50)	2481.7* (29.40)
Constante	-2313.4* (-14.46)	87.97 (0.74)	-1347.3* (-14.51)	Constante	-2241.8* (-19.63)	-1500.2* (-6.57)	-2610.4* (-24.91)
Nº de obs.	8964	17291	26255	Nº de obs.	16840	12390	29230

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da RAIS, MTE, 2006 - 2014. Nota: * Significativo a 0,05 ou 5%. Desvio-padrão entre parênteses

Dessa análise preliminar, podemos destacar que a grande maioria dos coeficientes se mostraram significativos a 5%, somente não foram significativos a 5%: ter completado o ensino médio incompleto em Betim em 2006 e a constante para a regressão de SBC em 2006. Não observamos mudanças quanto ao sentido das variáveis entre os períodos analisados, entretanto, podemos ressaltar o abrupto aumento no coeficiente da variável cidade, isto é, o indivíduo que trabalhava em São Bernardo do Campo recebia em média R\$145,40 a mais do que o indivíduo que trabalhava em Betim em 2006, em 2014 esse valor salta para R\$2569,90, posteriormente, essa diferença será analisada mais profundamente. Adicionalmente, vale ressaltar a significativa variação nos coeficientes das variáveis relacionadas aos anos de estudo, essa mudança pode ser resultado de uma mudança dentro dos grupos de estudo, isto é, o período analisado ocorre um aumento médio na quantidade de anos de estudo.

5. SIMULAÇÃO E RESULTADOS

Os resultados serão analisados em três seções. Na primeira, serão desenvolvidas algumas considerações a respeito da decomposição de Oaxaca-Blinder, com o diferencial de salário médio por cidade para os anos de 2006 e 2014 e os resultados ao longo do tempo. Na segunda parte, serão examinados os resultados obtidos pela decomposição de Juhn, Murphy e Pierce, que enfatiza o papel de mudanças na distribuição relativa de cada grupo. Enquanto que, na terceira seção, realiza-se uma regressão quantílica, para analisar como os quantis de uma variável dependente mudam em resposta ao conjunto de variáveis independentes. Finalmente, na quarta seção serão mesclados a decomposição de Oaxaca-Blinder e a Regressão Quantílica, isto é, será realizada uma decomposição por diferenciais por quantis.

5.1. Decomposição de Oaxaca-Blinder

A decomposição de Oaxaca-Blinder empregada nesse trabalho tem por objetivo captar o diferencial médio intrasetorial por cidade para os indivíduos do sexo masculino, isto é, a diferença salarial média entre os empregados na fabricação de automóveis, camionetas e utilitários das cidades de Betim e São Bernardo do Campo. O objetivo é identificar o quanto desse diferencial pode ser atribuído à componentes explicados e o quanto recai sobre componentes não explicados.

Na Tabela 1 encontram-se os resultados da decomposição para os anos de 2006 e 2014. As variáveis incluídas como controle foram as seguintes: idade, *dummy* de raça e uma *dummy* de anos de estudo:

Tabela 1: Diferencial de salário médio por cidade

	2006		2014	
Diferença Total	1.379,0450	100,00%	2128,2040	100,00%
Componente Explicado	1.684,6520	122,16%	2.205,5330	103,63%
Componente Não Explicado	442,0944	32,06%	2.761,5400	129,76%
Interação	-747,7010	-54,22%	-2.838,8690	-133,39%

Fonte - Elaboração do autor com base nos dados da RAIS

Os resultados mostram um diferencial expressivo nos salários entre os salários nas duas regiões, denotando ainda um aumento entre os anos. Além disso, é interessante ressaltar a grande mudança no tipo da diferença entre os anos, podemos creditar tal fato a mudança ocorridas nos quadros de funcionários das empresas e as mudanças nos componentes explicados. No ano de 2006, a maior parte do diferencial total, 122,16%, eram devido a componentes explicados e a menor parte, 32,06%, eram creditados a componentes não explicados, ou seja, ocasionado por diferenças nos retornos às características similares, sendo que -54,22% dados pelo interação entre esses componentes. Enquanto que, em 2014, esse comportamento se inverte, a maior parte do diferencial total, 129,76%, eram devido a componentes não explicados e a menor parte, 103,63%, eram creditados a componentes explicados, sendo que -133,39% dados pelo interação entre esses componentes.

Portanto, os resultados permitem acreditar que grande parte do diferencial existente entre os salários médios é dada pela cidade do empregado. Tal fato fica evidenciado ao se observar que, para os dois anos, os componentes não explicados indicam que se os empregados possuírem as mesmas características, o retorno dos empregados em São Bernardo do Campo é maior que o dos empregados em Betim, e essa diferença se mostrou crescente.

Na Tabela 2 tem-se os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder ao longo do tempo para o caso brasileiro. O resultado dos dois primeiros componentes indica uma variação positiva de R\$2318,10, entre 2006 e 2014, no hiato salarial que seria esperado dadas as mudanças nas características entre os empregados das duas cidades, e os coeficientes destas características para os betinenses nesse mesmo intervalo de tempo. Ou seja, as características observadas aumentaram o hiato entre empregados de Betim e de São Bernardo do Campo nesse período.

Tabela 2: Diferencial salarial por cidade ao longo do tempo

Componente	Resultado
$(\Delta X_t' - \Delta X_t)\beta_{1t}$	2613,251794
$\Delta X_t'(\beta_{1t'} - \beta_{1t})$	-295,1554412
Σ	2318,096353
$(\Delta \beta_t' - \Delta \beta_t)X_{2t}$	-257,3103902
$(X_{2t'} - X_{2t}) \Delta \beta_t'$	28,52539321
Σ	-228,784997

Fonte - Elaboração do autor com base nos dados da RAIS

Já o somatório dos dois últimos termos, por sua vez, sugerem uma variação negativa de R\$228,78 no componente não explicado do hiato salarial ao longo do tempo. Com isso, tem-se o

componente não explicado em uma magnitude que suplanta o explicado, o que ocasiona aumento do diferencial em favor dos empregados de São Bernardo do Campo.

5.2. Decomposição de Juhn, Murphy e Pierce (JMP)

A decomposição de Juhn, Murphy e Pierce (JMP), assim como a de Oaxaca-Blinder, tem por objetivo captar o diferencial médio intrasetorial por cidade, isto é, a diferença salarial média entre os empregados na fabricação de automóveis, camionetas e utilitários das cidades de Betim e São Bernardo do Campo. Esse método tem a vantagem de decompor a variável dependente que enfatiza o papel de mudanças na distribuição relativa de cada grupo analisado.

Na Tabela 3 encontram-se os resultados do diferencial de salário por cidade ao longo do tempo, com a abordagem JMP. As variáveis incluídas como controle foram as seguintes: idade, *dummy* de raça e uma *dummy* referente aos anos de estudo do indivíduo:

Tabela 3: Diferencial de salário por cidade ao longo do tempo – Abordagem JMP

	Total	Diferença no hiato predito	Diferença no hiato residual	
Diferença das Diferenças	749,1591	-2888,869	3638,028	
	Total	Efeito quantidade	Efeito preço	Interação (P x Q)
Decomposição da Diferença no hiato predito	-2888,87	-1541,735	-275,6308	-1071,503
Decomposição da Diferença no hiato residual	3638,028	2845,284	0,0294305	792,7152

Fonte - Elaboração do autor com base nos dados da RAIS

Inicialmente, analisando-se os resultados da decomposição, tem-se um diferencial de salário médio entre as cidades de R\$749,16, no período de 2006 a 2014, sendo em sua maioria explicado por fatores não observáveis, ou seja, pelo hiato residual. O valor negativo do componente do hiato predito sugere ainda que os empregados de São Bernardo do Campo receberiam maiores salários que os empregados de Betim, no mesmo setor, se as suas características observáveis fossem remuneradas da mesma forma.

A diferença no hiato predito e no hiato residual pode ser decomposta em efeito quantidade e efeito preço, onde a quantidade se refere ao vetor de variáveis explicativas, enquanto o preço ao vetor de coeficientes. Dessa forma, a decomposição do hiato predito sugere variações negativas ao longo do tempo nas diferenças de características e coeficientes entre os empregados em Betim e São Bernardo do Campo (SBC). Ou seja, os empregados de Betim têm reduzido o diferencial em relação aos empregados de SBC no que concerne aos fatores observáveis.

Já a decomposição do hiato residual, por sua vez, indica um distanciamento na distribuição salarial no que diz respeito às características não observadas. Esse comportamento é refletido tanto pelo efeito preço quanto pelo efeito quantidade, este último em maior magnitude, levando ao aumento da desigualdade salarial. Quando grande parte desse diferencial recai no hiato residual, podemos afirmar que essa diferença decorre de diferenças em atributos não observáveis.

5.3. Regressão Quantílica

A Tabela 4 apresenta os coeficientes estimados por meio de regressões quantílicas de salários sobre as variáveis de controle selecionadas. Cabe aqui fazer uma ressalva que a forma funcional adequada para tal estudo seria a logarítmica. Porém, para fins didáticos, sem perder a

consistência estatística e procurando manter a coerência com todos os procedimentos realizados até então, optou-se por estimar as regressões em nível.

Tabela 4: Coeficientes estimados por quantil de renda por cidade

Betim						
Quantil	0.10		0.50		0.90	
Coefficiente/Ano	2006	2014	2006	2014	2006	2014
Idade	37.32*	16.59*	71.40*	60.23*	149.1*	169.0*
	(31.40)	(17.88)	(58.93)	(40.10)	(28.27)	(34.02)
Raça	-83.25*	269.3*	-122.5*	85.09*	-321.2*	-638.9*
	(-7.04)	(26.66)	(-9.37)	(4.83)	(-7.03)	(-11.34)
Anos de estudo 1	186.6*	164.0*	160.3*	266.0*	288.6*	212.3*
	(4.62)	(6.22)	(4.05)	(9.16)	(3.40)	(5.35)
Anos de estudo 2	186.6*	1123.8	443.4*	3424.9*	2071.3*	5074.1*
	(4.79)	(0.99)	(10.46)	(2.48)	(16.64)	(3.86)
Anos de estudo 3	2421.2*	183.4*	5592.8*	588.7*	11060.9*	2695.5*
	(19.22)	(7.82)	(28.39)	(19.43)	(27.13)	(30.26)
Constante	305.8*	866.7*	-299.7*	-124.0*	-1816.9*	-2002.4*
	(4.99)	(21.17)	(-4.91)	(-2.80)	(-11.04)	(-19.09)

São Bernardo do Campo						
Quantil	0.10		0.50		0.90	
Coefficiente/Ano	2006	2014	2006	2014	2006	2014
Idade	49.45*	66.32*	38.59*	81.65*	77.27*	155.1*
	(16.03)	(54.29)	(23.33)	(61.71)	(13.95)	(16.01)
Raça	-0.426	-87.12*	-94.33*	-154.1*	-504.2*	-642.6*
	(-0.02)	(-2.74)	(-5.97)	(-5.69)	(-5.75)	(-5.80)
Anos de estudo 1	163.8*	112.7	297.8*	562.7*	1251.5*	2379.8*
	(3.59)	(0.81)	(16.00)	(9.42)	(11.59)	(9.65)
Anos de estudo 2	536.5*	441.0*	679.6*	727.1*	2529.0*	2120.3*
	(10.73)	(3.16)	(23.74)	(11.10)	(27.93)	(11.58)
Anos de estudo 3	1827.6*	2046.1*	3846.6*	4597.8*	5815.3*	6316.5*
	(23.94)	(14.95)	(77.55)	(55.12)	(53.88)	(33.74)
Constante	341.3	-363.7*	1552.6*	-275.3*	1114.4*	-1963.1*
	(1.91)	(-2.43)	(19.63)	(-3.42)	(4.64)	(-4.47)

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da RAIS, MTE, 2006 - 2014. Nota: * Significativo a 0,05 ou 5%. Desvio-padrão entre parênteses

Inicialmente, é possível observar que, nas regressões para Betim no ano de 2006 todas as variáveis foram significativas a 5%, adicionalmente, todas apresentaram um comportamento consistente ao longo dos quantis de renda. Enquanto que no ano de 2014, a variável que representa ensino superior incompleto, anos de estudo 2, não se mostrou significativa a 5% nos segundo quantil. Para São Bernardo do Campo, observamos que nos quantis 50% e 90%, dos anos de 2006 e 2014 da regressão, todas as variáveis foram significativas a 5%. No ano de 2006 e no primeiro quantil de renda, podemos notar que as variáveis raça e a constante não são significativas a 5%, no ano de 2014 nesse mesmo quantil, o mesmo ocorre com o anos de estudo 1. Mesmo com algumas variáveis não significativas a 5%, podemos observar que o comportamento dos coeficientes é consistente, sem inversões abruptas de sentido, ao longo dos quantis de renda.

A partir dessa análise inicial, podemos realizar inferências estatísticas a um nível de significância de 5%, isto é, temos um intervalo de confiança de 95%. Quanto a variável idade, é notável o aumento do seu retorno ao longo dos quantis de renda em todos os anos e para as duas cidade, exceto no segundo quantil para SBC em 2006 onde ocorre uma leve queda. Para Betim, a variável raça se demonstrou um tendência de diminuição do seu coeficiente ao longo dos quantis para os dois anos, o que indica que, na média, indivíduos negros ou pardos tendem a ganhar menos que indivíduos brancos ao longo dos quantis. Contudo, observa-se que houve uma inversão dessa diferença salarial entre raças nos dois anos nos dois primeiros quantis, sendo que negros e pardos são melhores remunerados na média nesses dois quantis de renda, já no último quantil a situação se inverte novamente. Para SBC, quando significativo, a variável raça também demonstrou um tendência de diminuição do seu coeficiente ao longo dos quantis para os dois anos, contudo, os indivíduos negros e pardos não menos remunerados na média em todos os quantis.

Quanto aos anos de estudo, como esperado, em geral notamos um aumento da remuneração média dado um aumento na quantidade de anos estudados, principalmente para São Bernardo do Campo, onde o comportamento dos coeficientes é consistentemente crescente ao longo dos quantis de renda. Entretanto, para Betim observamos algumas particularidades, como a diminuição do acréscimo de renda médio gerado para indivíduos que possuem ensino superior completo em todos os quantis e um aumento do acréscimo de renda médio gerado para indivíduos que possuem ensino médio completo e/ou superior incompleto em todos os quantis. Junto com essa mudança, foi observado um grande aumento no tamanho da amostra da cidade de Betim entre 2006 e 2014, aumento de 87%, é possível que essa mudança na composição da mão de obra da empresa tenha gerado efeitos na estrutura de salários e, conseqüentemente, levado a essas particularidades.

A Tabela 5 apresenta os coeficientes estimados por meio de regressões quantílicas de salários sobre as variáveis de controle selecionadas incluindo agora uma dummy que retrata o município de trabalho:

Tabela 5: Coeficientes estimados por quantil de renda

Betim x São Bernardo do Campo						
Quantil	0.10		0.50		0.90	
Coefficiente/Ano	2006	2014	2006	2014	2006	2014
Cidade	677.2*	984.0*	867.6*	1335.5*	566.2*	1239.6*
	(18.97)	(64.59)	(35.02)	(80.52)	(9.20)	(35.11)
Idade	45.26*	39.98*	54.67*	64.90*	120.8*	140.3*
	(23.11)	(43.92)	(43.23)	(59.97)	(55.08)	(53.33)
Raça	-47.51*	82.17*	-131.8*	-139.5*	-595.5*	-563.7*
	(-3.19)	(8.06)	(-14.17)	(-10.85)	(-12.41)	(-18.61)
Anos de estudo 1	206.3*	254.1*	372.1*	563.9*	788.3*	630.1*

	(9.49)	(13.35)	(22.36)	(27.39)	(20.81)	(15.50)
Anos de estudo 2	390.5*	274.9*	694.9*	635.2*	2520.5*	1775.9*
	(15.23)	(19.06)	(27.65)	(35.88)	(46.38)	(29.21)
Anos de estudo 3	1829.8*	586.6*	4151.0*	2209.9*	6904.2*	4566.9*
	(27.90)	(29.32)	(86.24)	(42.96)	(43.50)	(69.30)
Constante	-72.54	-99.01*	13.43	-633.2*	-1062.5*	-1716.0*
	(-1.01)	(-2.62)	(0.27)	(-15.58)	(-14.47)	(-22.70)

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da RAIS, MTE, 2006 - 2014. Nota: * Significativo a 0,05 ou 5%. Desvio-padrão entre parênteses

Na tabela 5, podemos destacar os efeitos médios da localização dos empregados na suas respectivas remunerações médias. Com todos os coeficientes da variável cidade significativos a 5%, podemos inferir que o indivíduo desse setor que trabalha em São Bernardo do Campo recebe mais, em média, que o indivíduo que trabalha em Betim em todos os quantis de renda. Adicionalmente, percebe-se que essa diferença acentua-se no segundo quantil e diminui no maior quantil, além desse comportamento, observa-se o aumento dessa diferença quando comparamos as remunerações entre os anos.

Enquanto que, na variável idade, nota-se um comportamento consistentemente crescente ao longo dos quantis, inversamente, na variável raça, observa-se um comportamento consistentemente decrescente ao longo dos quantis. Diferentemente de quando analisado separadamente, os anos de estudo apresentaram um comportamento consistentemente crescente ao longo dos quantis, Entretanto, é perceptível um aumento da importância do ensino médio incompleto ao longo dos anos nos dois primeiros quantis, essa situação si inverte no último quantil de renda. Já para todos os outros níveis de anos de estudo observa-se uma queda no coeficiente ao longo dos anos em todos os quantis de renda. Quanto as constantes estimadas, temos que elas não são significativas a 5% no primeiro e no segundo quantis de 2006.

5.4. Decomposição Quantílica

Na Tabela 5 podemos observar a Decomposição quantílica descrita na seção de metodologia deste trabalho, construída por Melly (2005), onde podemos captar o diferencial médio intrasetorial entre os empregados na fabricação de automóveis, camionetas e utilitários das cidades de Betim e São Bernardo do Campo por faixa de renda. As variáveis incluídas como controle foram as seguintes: idade, *dummy* de raça e uma *dummy* que indica anos de estudo, como pode ser visto abaixo:

Tabela 6: Decomposição quantílica

2006						
Regressor / θ	0.10		0.50		0.90	
Diferença Total	1395,66*	100,00%	1437,29*	100,00%	1413,33*	100,00%
	(16,9966)		(9,63465)		(42,0186)	
Componente Explicado	317,578*	22,75%	520,126*	36,19%	2162,32*	152,99%
	(9,86314)		(23,1084)		(138,023)	
Componente Não Explicado	1078,08*	77,25%	917,263*	63,82%	-748,993*	-52,99%
	(9,04532)		(13,0744)		(101,229)	
2014						

Regressor / θ	0.10		0.50		0.90	
Diferença Total	935,322*	100,00%	1995,72*	100,00%	3263,39*	100,00%
	(6,39157)		(23,279)		(51,8538)	
Componente Explicado	84,4801*	9,03%	359,539*	18,02%	1905,67*	58,40%
	(6,39157)		(16,1597)		(83,6202)	
Componente Não Explicado	850,842*	90,97%	1636,18*	81,98%	1357,72*	41,60%
	(4,6547)		(8,93671)		(55,963)	

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da RAIS, MTE, 2006 - 2014. Nota: * Significativo a 0,05 ou 5%. Desvio-padrão entre parênteses

Todos os resultados se mostraram significativos a 5%, dos quais podemos destacar um diferencial expressivo nos salários entre os salários nas duas regiões em todos os quantis de renda. No ano de 2006, podemos observar que o diferencial total permanece quase constante ao longo dos quantis de renda. Entretanto, é válido destacar a variação da composição do diferencial total, ocorre um aumento do componente explicado e uma diminuição do componente não explicado ao longo dos quantis. A partir de tal comportamento podemos inferir que, quanto mais alto estamos na distribuição dos salários, menor é o diferencial da renda oriundo de componentes não explicados, isto é, nos últimos quantis características explicadas, como a educação, tem maior peso na diferença dos salários do que a localização da empresa, entre Betim e São Bernardo do Campo. Adicionalmente, no último quantil observamos que o componente não explicado tem um efeito negativo na média da remuneração média.

No ano de 2014, o diferencial total é crescente ao longo dos quantis de renda, aumentando em cerca 248% do 10º quantil ao 90º quantil de renda. No entanto, o comportamento dos componentes explicados e não explicados é semelhante ao do ano de 2006, exceto que o componente explicado continua aumentando o diferencial em todos os quantis de renda. Excetuando o último quantil de renda de 2006, os resultados permitem acreditar que grande parte do diferencial existente entre os salários médios é dada pela cidade do empregado. Tal fato fica evidenciado ao se observar que, para os dois anos, assumindo a exceção acima, os componentes não explicados indicam que se os empregados possuem as mesmas características, o retorno dos empregados em São Bernardo do Campo é maior que o dos empregados em Betim, e essa diferença se mostrou decrescente entre os quantis, mas mesmo assim ela é expressiva.

6. CONCLUSÕES E DISCUSSÕES

Assim como dito anteriormente, o estudo sobre diferenciais de rendimentos entre regiões, apesar de serem realizados, não têm buscado quantificar as possíveis diferenças regionais. Com o objetivo de preencher essa lacuna, o presente trabalho buscou realizar uma comparação da distribuição salarial intrasetorial brasileira e seus determinantes, objetivando analisar as diferenças salariais dentro da indústria automobilística, focando a análise em Betim e São Bernardo do Campo para os anos de 2006 e 2014. A partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), utilizou-se a decomposição por diferenciais, buscando explorar o diferencial dos salários entre os estados e, deste modo, decompor o diferencial entre os componentes explicados e os não explicados, visando preencher uma lacuna deste tipo de estudo para o Brasil.

Segundo a hipótese da lei de um preço para a determinação de salários, de que em um mercado de trabalho competitivo trabalhadores com iguais características devem ganhar salários iguais, é esperado que os salários médios, já corrigidos pelo poder de compra e pela carga horária, sejam semelhantes dentro de um mesmo setor. Portanto, é de se esperar que trabalhadores que possuem características similares dentro do setor automobilístico recebam salários semelhantes, trabalhando tanto em Betim quanto em São Bernardo do Campo. Entretanto, por meio por meio de

uma extensa análise microeconômica, é possível afirmar que essa igualdade de salários não acontece na prática e, como discutido na literatura, as fontes dessas distorções podem ser muitas.

Dentro do arcabouço da Decomposição de Oaxaca-Blinder foi possível observar a diferença salarial intrasetorial entre as cidades. A partir dos resultados, podemos inferir que grande parte do diferencial existente entre os salários médios é decorrente de fatores não explicados, isto é, são oriundos da localização do empregado. Tal fato ficou evidenciado ao se observar que, para os dois anos analisados, os componentes não explicados indicam que se os empregados possuírem as mesmas características, o retorno dos empregados em São Bernardo do Campo é maior que o dos empregados em Betim, além disso, podemos ressaltar que essa diferença se mostrou crescente dentro do período analisado. Esse comportamento ascendente foi confirmado pelo Oaxaca-Blinder ao longo do tempo, que demonstrou um aumento do componente não explicado em uma magnitude que suplanta o explicado

Os resultados da Decomposição de Juhn, Murphy e Pierce corroboram os resultados do método de Oaxaca-Blinder, isto é, existe um diferencial de salários que não é explicado pelas variáveis observáveis e que esse diferencial é crescente no tempo. Além disso, o método sugere ainda os empregados de São Bernardo do Campo receberiam maiores salários que os empregados de Betim, no mesmo setor se as suas características observáveis fossem remuneradas da mesma forma. Apesar do distanciamento quanto fatores não observáveis, o método de JMP demonstrou que os empregados de Betim têm reduzido o diferencial em relação aos empregados de SBC no que concerne aos fatores observáveis.

Na Regressão Quantílica foi possível observar como os salários de comportam diante das variáveis de controle selecionadas, denotando algumas diferenças entre as cidade, adicionalmente, podemos inferir que o indivíduo desse setor que trabalha em São Bernardo do Campo recebe mais, em média, que o indivíduo que trabalha em Betim em todos os quantis de renda. Já na Decomposição Quantílica captamos o diferencial médio intrasetorial entre os empregados na fabricação de automóveis, camionetas e utilitários das duas cidades por faixa de renda. Essa análise denotou um diferencial expressivo nos salários entre os salários nas duas regiões em todos os quantis de renda, denotando ainda um aumento entre os anos nos dois maiores quantis de renda e uma redução no menor quantil.

Dessa forma, podemos afirmar que todos os métodos utilizados apontaram para um mesmo resultado, isto é, que grande parte do diferencial existente entre os salários médios é dada pela localização geográfica do empregado, independente do quantil de renda ou do ano. Dentro do trabalho surgem também questões para serem discutidas em trabalhos futuros, como: quais são os determinantes para a existência dessa diferença, qual é a razão para o significativo distanciamento entre os salários médios nas duas cidades entre esses anos e discutir a magnitude da diferença salarial intrasetorial por raça, sexo e anos de estudo.

7. REFERÊNCIAS

ARBACHE, Jorge Saba; CARNEIRO, Francisco Galrao. Unions and interindustry wage differentials. **World Development**, v. 27, n. 10, p. 1875-1883, 1999.

ARBACHE, Jorge Saba; DE NEGRI, Joao Alberto. Filiação industrial e diferencial de salários no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 159-184, 2004.

BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane Silva Pinto de. Os determinantes da desigualdade no Brasil. 1995.

BLINDER, Alan S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human resources**, p. 436-455, 1973.

CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. Microeconometrics: methods and applications. Cambridge university press, 2005.

CAMPANTE, Filipe R.; CRESPO, Anna R. V.; LEITE, Phillippe G. P. G.. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. *Rev. Bras. Econ.*, Rio de Janeiro , v. 58, n. 2, p. 185-210, June 2004 .

CAVALCANTI, Eduardo Machado; MENEZES, Tatiane Almeida Orientador. Diferencial de custo de vida entre as regiões: índice baseado em aluguel. 2014. Disponível em: <http://www.repositorio.ufpe.br/handle/123456789/12547>. Acessado em 26/11/2015

COMBES, Pierre-Philippe; DURANTON, Gilles; GOBILLON, Laurent. Spatial wage disparities: Sorting matters!. **Journal of Urban Economics**, v. 63, n. 2, p. 723-742, 2008.

FONTES, GUSTAVO GEAQUINTO. Atributos urbanos e diferenciais regionais de salário no Brasil, 1991 e 2000. Universidade Federal de Minas Gerais. Mestrado em Economia. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional-CEDEPLAR, 2006.

FREGUGLIA, Ricardo da Silva; MENEZES-FILHO, Naercio A.; SOUZA, Denis Barreto de. Diferenciais salariais inter-regionais, interindustriais e efeitos fixos individuais: uma análise a partir de Minas Gerais. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 37, n. 1, p. 129-150, 2007.

KOENKER, R.; Quantile regression. In: FIENBERG, S.; KADANE, J. (Ed.) **International Encyclopedia of the Social Science: statistics section**, 2000.

MARSHALL, Alfred. Princípios de Economia. São Paulo: Editora Nova Cultural, 2006

MELLY, Blaise. Decomposition of differences in distribution using quantile regression. *Laboureconomics*, v. 12, n. 4, p. 577-590, 2005.

MENEZES, Wilson F.; CARRERA-FERNANDEZ, José; DEDECCA, Cláudio. Diferenciações regionais de rendimentos do trabalho: uma análise das regiões metropolitanas. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 35, n. 2, p. 271-296, 2005.

MOLHO, Ian. Local pay determination. **Journal of Economic Surveys**, v. 6, n. 2, p. 155-194, 1992.

NEY, Marlon Gomes; HOFFMANN, Rodolfo. Educação, concentração fundiária e desigualdade de rendimentos no meio rural brasileiro. *Rev. Econ. Sociol. Rural*, Brasília , v. 47, n. 1, p. 147-181, Mar. 2009 .

OAXACA, Ronald. Male-female wage differentials in urban labor markets. **Internationaleconomicreview**, p. 693-709, 1973.

RAIS, Relação Anual de Informações Sociais. Disponível em: <http://acesso.mte.gov.br/portal-pdet/home/> Acesso em: 20/12/2015

SAVEDOFF, William D. Os diferenciais regionais de salários no Brasil: segmentação versus dinamismo da demanda. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 20, n. 3, p. 521-556, 1990.

SOUZA, Nali de J. Desenvolvimento regional. São Paulo: Atlas, 2009

XAVIER, Flávia Pereira; TOMÁS, Maria Carolina; CANDIAN, Juliana F. Composição ocupacional por gênero, associação a sindicatos e desigualdades de rendimentos do trabalho no Brasil. *Revista Econômica*, v. 11, n. 1, 2009.