

Os diferenciais salariais entre setores de serviços em Minas Gerais: uma abordagem de efeito fixo para os trabalhadores formais de 2003 a 2008

Verônica Lazarini Cardoso (PPGEA/UFJF)

Karen Dias Corrêa (PPGEA/UFJF)

Ricardo da Silva Freguglia (PPGEA/UFJF)

Resumo: O trabalho estuda os diferenciais de renda da população empregada no setor formal de serviços em Minas Gerais. Faz-se isso a partir de dados longitudinais extraídos da RAISMIGRA entre 2003 e 2008, controlando não somente para características observadas do indivíduo e da firma, como para características não observadas do trabalhador. As estimações por efeito fixo geraram resultados que indicam que os setores com maior valor agregado como, Intermediação Financeira, têm maior diferencial salarial positivo, enquanto setores dominados por mão-de-obra menos qualificada, como Atividades Imobiliárias, são piores remunerados. Contudo a maioria dos setores apresenta pouca diferenciação salarial entre si, denotando uma homogeneidade de rendimentos entre os diversos setores de serviços. Com relação aos resultados secundários, esses foram condizentes com a literatura.

Palavras-chave: Diferenciais Salariais, Setor de serviços, Minas Gerais, Painel, Efeitos Fixos.

Área: 2 – Economia.

Os diferenciais salariais entre setores de serviços em Minas Gerais: uma abordagem de efeito fixo para os trabalhadores formais de 2003 a 2008

Resumo: O trabalho estuda os diferenciais de renda da população empregada no setor formal de serviços em Minas Gerais. Faz-se isso a partir de dados longitudinais extraídos da RAISMIGRA entre 2003 e 2008, controlando não somente para características observadas do indivíduo e da firma, como para características não observadas do trabalhador. As estimações por efeito fixo geraram resultados que indicam que os setores com maior valor agregado como, Intermediação Financeira, têm maior diferencial salarial positivo, enquanto setores dominados por mão-de-obra menos qualificada, como Atividades Imobiliárias, são piores remunerados. Contudo a maioria dos setores apresenta pouca diferenciação salarial entre si, denotando uma homogeneidade de rendimentos entre os diversos setores de serviços. Com relação aos resultados secundários, esses foram condizentes com a literatura.

Palavras-chave: Diferenciais Salariais, Setor de serviços, Minas Gerais, Painel, Efeitos Fixos.

Área: 2 – Economia.

Introdução

Nas últimas décadas observa-se um grande crescimento do setor de serviços como participação do PIB, sendo que esta é uma forte característica do padrão de crescimento mundial. Porém, uma visão clara do papel desse setor no desenvolvimento dos países ainda tem sido alvo de discussões e estudos, estando na agenda de pesquisa global dos estudiosos do desenvolvimento.

Pode-se notar que no Brasil, o setor de serviços ganha impulso na década de 1960, tomando corpo mais significativo na década de 1980. Durante este período, também pode observar que a economia mineira também apresentava um crescente crescimento deste setor, além deste fato, nota-se que as exportações têm como grande base as exportações de commodities, o setor de serviço já supera a indústria em termos de produção absoluta, sendo assim, também se pode observar que o emprego no setor vem crescendo a passos largos nas últimas décadas.

Minas Gerais é um dos Estados brasileiros de maior importância econômica. Apresenta grande diversidade de atividades econômicas, assim como grande participação do PIB e emprego do país. Por sua localização no Sudeste brasileiro, sofre influências dos Estados de São Paulo e Rio de Janeiro, historicamente os mais desenvolvidos economicamente do país. Em 2003, o Estado de Minas Gerais chegou a 108 milhões de reais de PIB. Desses, 52% são de responsabilidade do setor de serviços¹. No mesmo ano, o mercado formal de emprego do Estado chegou a apresentar 3.138.026 trabalhadores, dos quais 70% estavam alocados nos setores de serviços².

Visto esse panorama, para melhor entender a dinâmica da economia mineira, faz-se necessário o estudo do setor de serviço e sua remuneração para que se possa entender melhor qual a dinâmica salarial dessa grande parte da população empregada. Além disto, faz-se importante discutir e analisar também o diferencial dentre dos diversos setores de serviço, de modo a identificar aqueles com maior capacidade de repasse do valor adicionado aos trabalhadores. A discussão está em identificar o porquê e quais as características dos setores de serviço que melhor remuneram seus trabalhadores.

Para tanto um modelo de efeito fixo, controlando as características tanto do trabalhador quanto da firma, será aplicado a fim de detectar os diferenciais salariais entre os 25 setores (Divisão CNAE – 3 dígitos), a partir de dados da RAISMIGRA para o período de 2003 a 2008.

Para tanto, esse trabalho é dividido da seguinte forma, além dessa introdução e das considerações finais: a seção 1 apresenta o referencial teórico e os precursores desse trabalho; a seção 2 apresenta a metodologia e a base de dados utilizada; a seção 3 apresenta os resultados obtidos.

1. O setor de serviço: teorias e evidências

O setor de serviços vem perdendo muito de seu caráter residual na economia e transformando-se de produtos intangíveis num serviço moderno intensivo em informação e conhecimento; de modo que em muitos setores produtivos a capacidade de padronização e operação em larga escala vem se perpetuando da mesma forma que nos setores primário e secundário da economia, sendo, portanto, um fator insumo importante para os demais setores. Da mesma forma, as externalidades criadas pelos setores de serviços são inegavelmente importantes para os diversos setores, gerando renda e emprego na economia.

¹ Dados do IBGE, disponíveis no site do IPEADATA.

² Dados da RAIS.

Tem que se levar em consideração também que o setor de serviços é não somente um reflexo do comportamento da indústria, como muito se pensou, mas sim um setor de extrema importância na economia mundial atual, pois serve além de facilitador das transações econômicas, como também age como interlocutor e integrador das diversas atividades da economia. Sendo assim, nenhuma economia sobrevive sem um setor de serviços organizado, mesmo que seu padrão de crescimento não seja voltado a ele (RIDLLE, 1986; KON, 1999).

No pensamento de Rostow (1974) e seus estágios do desenvolvimento, a economia “madura” é a etapa em que os países demonstram capacidade de avançar para além das indústrias e absorver e aplicar eficazmente num campo bem amplo de seus recursos os frutos mais adiantados da tecnologia moderna. A partir dessa etapa, a era do consumo em massa chega quando os setores líderes se transferem para os produtos duráveis de consumo e os serviços. Isto é, o autor entende que os países mais desenvolvidos não são mais dependentes daqueles setores industriais que lhes permitiram o arranco e podem diversificar e produzir qualquer produto que decidam.

Quanto à produtividade do setor, muito discutida pelos teóricos tradicionais, existe evidências de que essa seja baixa no setor como um todo, guardando dissimilaridades entre seus subsetores componentes. Além disso, existe uma ineficiência do processo de seleção do mercado do setor de serviços, ou seja, as empresas que são forçadas a sair do mercado não são necessariamente as menos produtivas (SILVA, 2006).

Muitos estudos estão sendo disseminados no País nas últimas décadas no sentido de tentar entender melhor esse setor tão importante e ainda tão pouco compreendido, porém não se observa muitos estudos voltados para Minas Gerais. Na década de 1990, o IPEA (2006) publicou uma coleção de estudos que tentaram caracterizar a estrutura e dinâmica em vários âmbitos, além de focar em alguns tópicos específicos. Nesse estudo se destaca o texto de Gottschalk (2006), como a primeira tentativa de medir os diferenciais salariais entre os setores de serviço. O autor, a partir de dados da PAS – Pesquisa Anual de Serviços – de 2000, apresenta uma descrição dos setores de serviços na economia brasileira e verifica a existência de prêmios salariais nesse setor, controlando pelos atributos da firma e do trabalhador com análise de *cross-section*. O autor verifica que a filiação setorial determina o prêmio salarial, assim como existe relação positiva entre escolaridade, tempo de trabalho e o prêmio salarial.

Muito já se fez na literatura a fim de investigar a existência de diferenciais salariais interindustriais. Porém, no Brasil, e mesmo na literatura internacional, os esforços estão voltados aos setores industriais, sendo o setor de serviços deixado de lado nas análises. Como já dito, no entanto, o setor de serviços responde por parcela significativa tanto da renda quanto do emprego na economia brasileira, portanto requer uma atenção direcionada.

Alguns trabalhos podem ser apontados como referência para qualquer estudo que vise identificar diferenciais salariais. Um deles é o trabalho seminal de Krueger e Summers (1988), que estuda a teoria do salário eficiência e a estrutura salarial interindustrial nos EUA, chegando a resultados que corroboram com a primeira e apontam seguimentos como construção e manufatura como tendo diferencial salarial negativo.

Muitos foram os trabalhos que seguiram a linha de Krueger e Summers, podendo ser apontados Martins (2004) que estima diferenciais salariais para a economia portuguesa e apresenta os coeficientes relativos a algumas atividades do setor de serviços. Osburn (2000) utiliza dados de estatística de emprego para investigar diferenciais de salário segundo a atividade desempenhada pelo trabalhador na firma e constatam que as atividades mais intimamente relacionadas à atividade finalística das empresas são as que proporcionam maior prêmio salarial.

O mercado de trabalho brasileiro apresenta diferenças salariais bem mais elevadas que aqueles observados em economias em estágio de desenvolvimento similar, tornando a busca por explicações destes diferenciais uma importante ferramenta para a formulação de políticas

públicas. A tendência de estudos nesse sentido é muito ampla no país, porém deu-se mais ênfase aos diferenciais dos setores industriais. As explicações para os setores terciários ainda está em construção.

Os trabalhos seguem duas linhas teóricas principais: de um lado estão aqueles que acreditam que as imperfeições de mercado desempenham um papel importante na desigualdade de salários e, de outro, aqueles que acreditam que o mercado de trabalho funciona relativamente bem e diferenças em habilidades e preferências dariam conta de explicar a maior parte da desigualdade salarial observada (FREGUGLIA, 2007).

Exemplos de trabalhos para a economia brasileira são inúmeros. Coelho e Corseuil (2002) fazem um balanço dessa literatura apresentando os trabalhos que tentaram estimar os diferenciais salariais a partir dos determinantes tradicionais. Podemos citar também Arbache e De Negri (2004) que investigam os diferenciais de salário interindustriais no Brasil, encontrando que valor adicionado, margem de lucro e tecnologia do setor afetam o diferencial salarial. Ramos (2006) estuda a evolução da desigualdade de rendimentos e da estrutura salarial com base nas PNADs – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – para os anos de 1995 a 2005. Corseuil e Santos (2002) investigam os determinantes do nível salarial no setor formal do Brasil comparando resultados para diferentes bases de dados muitas utilizadas na literatura nacional. Freguglia (2007) identifica os diferenciais salariais entre os trabalhadores de diferentes regiões do país e de diversos ramos industriais controlando para características não observadas, para a economia mineira.

Esse último é um ponto importante da literatura. Muitos trabalhos vêem os diferenciais salariais persistirem mesmo quando controlados por características observáveis dos indivíduos e das firmas, como educação, idade, região de residência, ocupação, tamanho da firma, entre outros. Isso pode refletir a interferência de características produtivas não observáveis nesses diferenciais. Como apontado por Arbache (2001), diferenças não observáveis da habilidade do trabalhador podem causar os diferenciais salariais. Como estas não são capturadas diretamente pelos dados, muitas vezes ficam desconsideradas nas estimativas econométricas padrão.

Observa-se que para a economia mineira é muito difícil identificar como se dá o processo de diferenciação salarial dada para o setor de serviço, dado ao fato que não se observou estudos, porém, para melhor entender a expansão deste setor em Minas Gerais e para demonstrar como se estima os diferenciais salariais entre os diferentes setores de serviços, a dois dígitos, levando em consideração a influência da possível heterogeneidade não observada como determinante desse diferencial, partindo de dados em painel e usando a metodologia de efeitos fixos foi que se desenvolveu o presente estudo.

2. Metodologia

2.1 Estratégia Metodológica

O presente trabalho é desenvolvido sob a perspectiva da microeconometria tradicional para identificar os diferenciais salariais dos trabalhadores formais do Brasil entre os diferentes setores de serviços, além do impacto das características do trabalhador e da firma nos salários do setor terciário. Para tanto, faz-se uso de dados em painel balanceado, pelos quais os mesmos indivíduos são acompanhados em todos os anos da análise. Essa abordagem tem a vantagem de apresentar tanto a dimensão temporal quanto a dimensão de corte transversal, o que permite maior variabilidade, menos colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e maior eficiência dos estimadores.

A metodologia empregada envolve estimações por Mínimos Quadrados Agrupados para dados em painel (POLS), Efeitos Fixos (FE) e Efeitos Aleatórios (RE) buscando encontrar o método mais adequado para o modelo em questão.

O modelo de Mínimos Quadrados Agrupados, POLS, deve atender a condição de exogeneidade condicional ($E[X_{it}' \varepsilon_{it}] = 0$), pela qual o termo de erro do modelo não pode estar correlacionado com nenhuma das variáveis explicativas da *cross-section*. Além disso, o método precisa excluir perfeitas dependências lineares entre as variáveis explicativas ($rank[\sum_{t=1}^T E(x_t' x_t)] = 0$). A forma funcional desse método é representada pela equação abaixo:

$$\log(\text{renda})_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \beta_2 D_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

onde i refere-se aos diferentes indivíduos e o subscrito t denota o período de tempo que está sendo analisado; $\log(\text{renda})$ é a variável dependente, X é o vetor de variáveis explicativas de controle, D_{it} é o vetor das variáveis *dummies* de interesse que corresponde aos setores de serviços, β_1 e β_2 são os vetores de coeficientes a serem estimados e ε é o termo de erro aleatório.

Contudo, o fato de que os trabalhadores apresentam características não observáveis, ou seja, que não são possíveis de serem controladas por variáveis explicativas, e, além disso, essas características podem estar correlacionadas com os determinantes salariais, podem gerar a endogeneidade indesejada na estimação. O POLS não permite uma estratégia de correção desse problema, gerando assim estimativas inconsistentes e viesadas na presença de efeitos não observados, fazendo com que nada se possa concluir sobre os resultados encontrados.

Para verificar a presença de heterogeneidade não-observada dos indivíduos o teste de Breusch-Pagan (1980), usando o princípio do multiplicador de Lagrange em conjunto com a verossimilhança, será realizado. A hipótese nula a ser testada é a de não existência de heterogeneidade não observada. Caso essa seja rejeitada, indica-se a utilização de metodologias que permitem o controle dessas características não-observadas³.

Os modelos de dados em painel que capturam características não-observadas que são constantes ao longo do tempo podem ser representados da seguinte forma:

$$\log(\text{renda})_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \beta_2 D_{it} + c_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

onde i refere-se aos diferentes indivíduos e o subscrito t denota o período de tempo que está sendo analisado; $\log(\text{renda})$ é a variável dependente, X é o vetor de variáveis explicativas de controle, D_{it} é o vetor das variáveis *dummies* de interesse que corresponde aos setores de serviços, β_1 e β_2 são os vetores de coeficientes a serem estimados, c_i são efeitos não observados específicos a cada unidade de *cross-section* e ε é o termo de erro aleatório.

Existem duas formas principais de tratar efeitos ditos específicos, ou seja, o c_i não observado: como efeito aleatório ou como efeito fixo. A estimação por RE é utilizada quando os efeitos específicos de cada indivíduo não estão correlacionados com as variáveis explicativas: $Cov[X_{it} c_i] = 0 \forall t$. Ou seja, no caso do modelo de efeito aleatório, c_i é tratado como variável aleatória e é necessário que, além da condição de posto cheio da matriz de variáveis explicativas corrigida pela matriz de variância-covariância seja satisfeita ($rank E(X_i \Omega' X_i) = K$), as condições de exogeneidade estrita e ortogonalidade ($E[U_{it} | X_{it}, c_i] = 0$ e $E[c_i | X_i] = E[c_i] = 0$) também sejam, hipóteses essas muito fortes e restritivas.

No caso da estimação por FE, o c_i pode ser interpretados como efeitos específicos de cada indivíduo, constantes no tempo, que se manifestam nos interceptos e estão correlacionados com alguma variável explicativa, de forma que representam um parâmetro a ser estimado para cada observação da *cross-section*. Nesse modelo a hipótese de exogeneidade estrita ($E[U_{it} | X_{it}, c_i] = 0$) ainda impera, porém é permitido autocorrelação arbitrária entre o

³ O teste é realizado a partir da estimação por RE.

efeito específico não observado e as variáveis explicativas, o que o torna menos restritivo que RE.

A grande vantagem então de usar dados em painel está na possibilidade de permitir a não ortogonalidade entre o efeito específico não observado e as variáveis explicativas, tornando o uso de FE muito recomendável. Ademais, o modelo de FE é mais robusto que o modelo de RE, pagando o preço de não possibilitar a inclusão de fatores constantes ou fixos no tempo na regressão (WOOLDRIDGE, 2002). Isso porque o método de FE gera um estimador *within*, que utiliza a variação no tempo dentro de cada *cross-section*, respeitando a condição de $rankE(\ddot{X}_i\ddot{X}_i) = K$. Este estimador é equivalente ao estimador de variável *dummy*.

A regra de decisão para verificar qual o melhor método para proceder à estimação está na apuração se o efeito específico, c_i , está ou não correlacionado com o conjunto de variáveis explicativas, X_{it} . Para tanto, realiza-se o teste de Hausman (1978) baseado na diferença entre os estimadores RE e FE. Sua hipótese nula refere-se a não existência de correlação entre efeito específico e o vetor de variáveis explicativas ($E[C_i | X_i] = 0$), ou seja, aponta que o estimador RE é eficiente e consistente. Caso seja rejeitada a hipótese nula, significa que existe correlação e, portanto, o método de FE é mais apropriado e leva a estimativas consistentes e eficientes.

Quando se trabalha com dados em painel, especificamente com um painel balanceado, é a frequente ocorrência de viés de seleção. Nesse caso, como se manteve os mesmos trabalhadores formais em todos os anos da análise, o banco de dados desconsidera os trabalhadores que saíram do mercado de trabalho ou apenas que saíram do mercado do setor de serviços durante o período. Porém, o salário e a decisão de sair do setor de serviços ou do mercado de trabalho podem estar correlacionados. Assim sendo, estimações realizadas a partir do painel balanceado podem estar viesadas.

Para verificar a existência de viés de seleção é realizado o teste de robustez Nijman e Verbeek (1992). Este teste foi desenvolvido em um contexto de efeitos aleatórios, mas pode ser entendido para efeitos fixos (WOOLDRIDGE, 2002). O teste envolve inserir um indicador de seleção defasada⁴ ($S_{i,t-1}$) na estimação por efeitos fixos do painel não balanceado e verificar a significância deste estimador através do teste t. Caso o estimador seja significativo, é constatada a existência de viés de seleção de se trabalhar apenas com indivíduos que compõem o painel balanceado.

Nesse trabalho, para verificar se o possível viés de seleção impacta no coeficiente da variável explicativa de interesse, as estimações realizadas para o painel balanceado são replicadas para um painel não balanceado. A partir disso são realizadas comparações e constatações acerca da influência do viés de seleção de se trabalhar com painel balanceado no coeficiente relacionado ao diferencial salarial relacionado aos diferentes setores de serviços analisados⁵.

2.2 Banco de Dados

O banco de dados foi montado com objetivo de estudar os diferenciais salariais entre os setores de serviços em Minas Gerais. Para tanto um painel foi criado para o período 2003 a 2008 com dados tirados da RAISMIGRA, do MTE – Ministério do Trabalho e Emprego -, derivada dos registros administrados pela RAIS – Relação Anual de Informações Sociais.

⁴ O indicador de seleção defasada é uma variável *dummy* que assume valor zero para os indivíduos que não estiveram empregados no mercado formal do setor de serviços no ano t-1, e um para os que estiveram presentes no ano anterior.

⁵ Existe na literatura outros métodos de tratar problema de viés de seleção, como por exemplo Chamberlain (1982) e Mundlak (1978), porém a utilização de efeitos fixos na equação de seleção adotada não gera estimadores consistentes (WOOLDRIDGE, 2002).

Essa fonte foi usada por permitir o acompanhamento longitudinal da trajetória profissional dos trabalhadores segundo as características geográficas, setoriais e ocupacionais, dado que a RAISMIGRA permite identificar cada trabalhador ao final de cada ano da trajetória.

A RAIS é montada a partir de informações reportadas pelas empresas oficiais, portanto se restringe à informações do mercado formal de trabalho do Brasil. Consequentemente, o universo da análise se restringe aos trabalhadores formais. Dado essa forma de obtenção das informações, a própria origem do banco de dados pode gerar um problema de erro de medida, que pode viesar a amostra.

Para este estudo foi extraída uma amostra de 2% da população de indivíduos que estavam alocados nos setores de serviços para os anos 2003 à 2008. Os setores considerados na amostra estão desagregados no nível Divisão da CNAE 1.0 – Classificação Nacional de Atividade Econômica. A quadro abaixo mostra as CNAEs utilizadas no estudo:

Quadro 1 – Setores da CNAE considerados no estudo

Setor	Divisão CNAE	Descrição
1	50	Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas
2	51	Comércio por atacado e representantes comerciais e agentes do comércio
3	52	Comércio varejista e reparação de objetos pessoais e domésticos
4	55	Alojamento e alimentação
5	60	Transporte terrestre
6	61	Transporte aquaviário
7	62	Transporte aéreo
8	63	Atividades anexas e auxiliares dos transportes e agências de viagem
9	64	Correio e telecomunicações
10	65	Intermediação financeira
11	66	Seguros e previdência complementar
12	67	Atividades auxiliares da intermediação financeira, seguros e previdência complementar
13	70	Atividades imobiliárias
14	71	Aluguel de veículos, máquinas e equipamentos sem condutores ou operadores e de objetos pessoais e domésticos
15	72	Atividades de informática e serviços relacionados
16	73	Pesquisa e desenvolvimento
17	74	Serviços prestados principalmente às empresas
18	75	Administração pública, defesa e seguridade social
19	80	Educação
20	85	Saúde e serviços sociais
21	90	Limpeza urbana e esgoto e atividades relacionadas
22	91	Atividades associativas
23	92	Atividades recreativas, culturais e desportivas
24	93	Serviços sociais
25	95	Serviços domésticos

Fonte: elaboração própria.

O banco de dados original foi extraído em forma de painel não balanceado para o período da análise com todos os trabalhadores do país, chegando a uma amostra de 2.459.838 de observações, contendo as seguintes variáveis: unidade federativa, setor, sexo, faixa etária, grau de instrução, tamanho do estabelecimento, nacionalidade do trabalho, ocupação na CBO⁶, tempo de emprego e rendimento de dezembro em salários, sendo as duas últimas

⁶ Classificação Brasileira de Ocupações.

variáveis contínuas e as demais discretas. Além disso foi obtida a variável fixa de identidade do trabalhador.

Alguns tratamentos foram dados à base de dados para torná-la mais autêntica, minimizando possíveis problemas na tabulação dos dados pela fonte. Foram excluídos da amostra os indivíduos que apresentaram variação na variável sexo, em algum momento do período analisado, assim como foram excluídos os indivíduos que apresentavam variação no grau de instrução de forma incoerente, ou seja, indivíduos que ao longo do tempo passavam de um nível mais elevado de instrução para um menos elevado. Além disso, também foram excluídos os indivíduos que apresentavam variável constando como categoria “IGNORADA”⁷. Os indivíduos que apresentaram idade e tempo de emprego igual a zero e faixa etária de “10 a 14 anos” foram excluídos. Sendo assim, o painel não balanceado considerado nas estimações ficou com 1.598.956 observações, referente a 321.626 trabalhadores. Fazendo o recorte para Minas Gerais, a amostra ficou com 162.463 observações, referente a 33.670 trabalhadores

Após o balanceamento do painel, ou seja, mantendo na amostra apenas os indivíduos que permaneceram na amostra durante todo o período, obteve-se um painel com 100.830 observações, referentes a 16.805 trabalhadores.

A variável dependente utilizada em todo o estudo para capturar o diferencial de rendimentos por setor refere-se aos rendimentos nominais, deflacionados pelo IPCA – Índice de Preços ao Consumidor Amplo -para cada unidade da federação⁸.

Na Tabela 1 é possível ver a distribuição da remuneração média do trabalhador em relação aos atributos do próprio trabalhador na amostra balanceada. É possível observar que existe uma evolução salarial durante o período estudado. Da mesma forma, é marcante a diferença do salário médio entre as faixas etárias consideradas no estudo. Os trabalhadores de mais de 65 anos são os mais bem remunerados, na média, apesar de representar uma pequena parte da amostra. Em seguida vem os trabalhadores com mais de 40 anos.

Quanto a escolaridade, os trabalhadores com ensino superior recebem, em média, mais de duas vezes o salário médio dos trabalhadores com ensino médio completo e mais de três vezes mais que aqueles apenas com ensino fundamental completo. Homens recebem 38% a mais que as mulheres no setor em média, mesmo representando 32% a menos do pessoal ocupado em relação às mulheres. Os poucos estrangeiros no setor recebem mais de três vezes mais que os brasileiros no setor, em média.

Os grandes grupos 4 e 5 de ocupação na CBO são os mais frequentes na amostras, porém os melhores remunerados são os trabalhadores dos grupos 1 e 2 (Tabela 2)⁹. Os trabalhadores de empresas grande representam quase metade da amostra e recebem, em média, mais que os trabalhadores das empresas pequenas e médias (Tabela 2).

⁷As variáveis que apresentaram esse tipo de problema foram unidades da federação, faixa etária, grau de instrução, nacionalidade e ocupação na CBO.

⁸O IPCA é calculado pelo IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - para as onze regiões metropolitanas brasileiras: Brasília, Belo Horizonte, Belém, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, São Paulo, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro e Salvador. Para o deflacionamento dos salários por unidade federativa, os valores referentes às regiões metropolitanas foram extrapolados para seus respectivos estados.

⁹ Classificação dos trabalhadores nos grandes grupos da CBO 2002: 1) membros superiores do poder público, dirigentes de organizações de interesse público e de empresas e gerentes; 2) profissionais das ciências e das artes; 3) técnicos de nível médio; 4) trabalhadores de serviços administrativos; 5) trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados; 6) trabalhadores agropecuários, florestais, da caça e pesca; 7) trabalhadores da produção de bens e serviços industriais; 8) trabalhadores da produção de bens e serviços industriais; 9) trabalhadores em serviços de reparação e manutenção.

Tabela 1 – Renda média dos trabalhadores da amostra por atributos do indivíduo

Variável	Categoria	Média salarial	Desvio Padrão	Frequência
Ano	2003	1.358,41	1.886,04	16.805
	2004	1.407,28	2.007,62	16.805
	2005	1.481,33	2.025,56	16.805
	2006	1.644,41	2.452,70	16.805
	2007	1.682,38	2.364,83	16.805
	2008	1.814,34	2.609,74	16.805
Faixa Etária	15 a 24 anos	709,93	1.295,08	5.591
	25 a 39 anos	1.283,60	1.670,95	42.166
	40 a 64 anos	1.877,14	2.623,10	52.199
	65 ou mais	1.932,88	3.333,90	874
Escolaridade	Analfabeto	538,76	212,02	326
	Até a 5ª Incompleto	672,29	390,26	3.861
	5ª Completa	737,00	481,22	7.919
	6 ^{oa} a 9ª do Fundamental	793,86	1.044,99	8.705
	Fundamental Completo	874,47	705,38	10.984
	Médio Incompleto	859,69	679,12	4.918
	Médio Completo	1.205,68	1.255,80	30.863
	Superior Incompleto	2.025,26	2.393,04	2.874
	Superior Completo	2.810,57	3.396,03	30.380
Sexo	Feminino	1.413,27	1.895,27	57.462
	Masculino	1.765,33	2.626,33	43.368
Nacionalidade	Brasileira	1.563,39	2.240,48	100.800
	Estrangeira	5.934,58	8.377,50	30

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

Tabela 2 – Renda média dos trabalhadores da amostra por ocupação na CBO e tamanho da empresa

Grupo da CBO	Média salarial	Desvio Padrão	Frequência
Grupo 1	3.917,05	5.059,44	5.666
Grupo 2	2.337,88	2.672,73	22.010
Grupo 3	1.630,53	2.119,54	14.284
Grupo 4	1.372,68	1.590,80	23.292

Grupo 5	745,53	750,53	23.605
Grupo 6	694,14	385,59	385
Grupo 7	1.032,42	588,60	7.693
Grupo 8	785,17	552,04	692
Grupo 9	781,44	529,45	3.203
Tamanho da empresa	Média salarial	Desvio Padrão	Frequência
Empresa pequena	1.134,95	1.408,66	32.248
Empresa média	1.335,51	1.780,98	20.422
Empresa grande	1.949,63	2.755,53	48.160

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

Com relação aos diversos setores representados pelas divisões CNAE, os setores com maior absorção de trabalhadores não coincide com os setores com maior média salarial. No primeiro caso, os setores que se destacam são 52, 75 e 85, quanto a remuneração média mais altas, os setores 62, 65, 72 e 73 sobressaem (Tabela 3)¹⁰. Vale ressaltar que Minas Gerais não apresentou o setor 61 no período avaliado.

As Tabelas 4 a 7 ajudam a entender a distribuição do emprego nos setores de interesse. Na Tabela 4, vemos que a composição de homens e mulheres varia muito entre os setores, porém, a maior parte dos setores apresentam mais mulheres que homens empregados, sendo os setores 50, 60, 63 e 90 aqueles que apresentam participação feminina extremamente alta, maior que 75%. Quanto à participação dos estrangeiros no emprego, todos os setores apresentam menos que 1% de estrangeiros empregados. Em todos os setores, a maior parte dos empregados tem entre 25 e 39 anos (Tabela 5). Com relação à escolaridade do trabalhador, a maioria dos empregados dos setores tem pelo menos ensino médio completo (Tabela 6). No que diz respeito ao tamanho das empresas, as empresas pequenas dominam a maioria dos setores, apresentando mais de 90% da participação do pessoal ocupado nos setores 50, 55, 70, 93 e 95. As grandes empresas tem participação muito relevante nos setores de 75 e 90 (Tabela 7).

Tabela 3 – Renda média dos trabalhadores da amostra por setor

Divisão CNAE	Média salarial	Desvio Padrão	Frequência
50	982,64	921,93	2.939
51	1.376,53	1.808,29	2.333
52	798,61	789,58	9.529
55	674,71	548,44	2.010
60	1.154,78	755,99	4.888
62	2.767,70	1.907,58	38
63	1.619,23	1.976,65	418
64	2.235,95	2.120,43	1.245
65	3.910,91	2.783,42	2.663
66	2.754,38	3.248,21	312
67	1.837,26	1.779,76	174
70	704,83	471,52	1.634
71	1.211,14	1.020,44	236
72	2.489,89	2.375,76	582

¹⁰ Para descrição dos setores, vide Tabela 1.

73	3.243,91	3.184,38	250
74	1.161,27	1.281,98	5.872
75	1.766,69	2.659,87	49.617
80	2.233,00	2.258,70	4.683
85	1.102,53	1.292,21	6.648
90	1.344,88	1.099,24	284
91	1.230,40	1.845,80	3.009
92	1.352,70	2.858,46	1.259
93	732,86	652,94	185
95	637,87	349,39	22

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

Tabela 4 – Participação de empregados nos setores por gênero

Divisão CNAE	Mulheres	%	Homens	%	Total
50	2.439	83,0	500	17,0	2.939
51	1.737	74,5	596	25,5	2.333
52	4.979	52,3	4.550	47,7	9.529
55	990	49,3	1.020	50,7	2.010
60	4.435	90,7	453	9,3	4.888
62	26	68,4	12	31,6	38
63	326	78,0	92	22,0	418
64	856	68,8	389	31,2	1.245
65	1.409	52,9	1.254	47,1	2.663
66	128	41,0	184	59,0	312
67	87	50,0	87	50,0	174
70	1.160	71,0	474	29,0	1.634
71	165	69,9	71	30,1	236
72	325	55,8	257	44,2	582
73	139	55,6	111	44,4	250
74	3.612	61,5	2.260	38,5	5.872
75	15.338	30,9	34.279	69,1	49.617
80	1.729	36,9	2.954	63,1	4.683
85	1.434	21,6	5.214	78,4	6.648
90	217	76,4	67	23,6	284
91	933	31,0	2.076	69,0	3.009
92	830	65,9	429	34,1	1.259
93	74	40,0	111	60,0	185
95	0	0,0	22	100,00	22

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

Tabela 5 – Participação de empregados nos setores por faixa etária

Divisão CNAE	15 a 24 anos (%)	25 a 39 anos (%)	40 a 64 anos (%)	65 ou mais (%)	Total
50	14,1	53,9	31,8	0,3	2.939
51	10,3	57,1	31,8	0,8	2.333
52	17,2	56,2	26,1	0,5	9.529
55	9,5	49,3	40,8	0,3	2.010
60	5,1	45,5	49,2	0,2	4.888
62	21,1	68,4	10,5	0,0	38
63	10,8	52,6	35,2	1,4	418
64	10,3	50,0	39,4	0,4	1.245

65	4,1	45,5	50,0	0,4	2.663
66	8,0	51,9	39,7	0,3	312
67	0,6	40,8	58,0	0,6	174
70	4,2	39,1	54,2	2,5	1.634
71	8,5	56,8	34,7	0,0	236
72	10,8	51,0	37,5	0,7	582
73	1,2	31,2	67,6	0,0	250
74	10,3	52,0	37,0	0,6	5.872
75	1,6	34,0	63,5	0,9	49.617
80	4,4	42,5	51,2	1,9	4.683
85	6,7	48,9	43,8	0,7	6.648
90	4,2	34,5	60,6	0,7	284
91	6,3	43,9	48,1	1,7	3.009
92	7,4	43,1	46,7	2,8	1.259
93	9,7	61,1	28,6	0,5	185
95	9,1	18,2	45,5	27,3	22

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

Tabela 6 – Participação de empregados nos setores por escolaridade

Divisão CNAE	Médio Completo (%)	Superior Incompleto (%)	Superior Completo (%)	Total
50	37,9	2,1	2,5	2.939
51	39,7	4,3	7,3	2.333
52	45,3	1,7	3,8	9.529
55	17,8	1,4	2,1	2.010
60	20,8	1,5	2,2	4.888
62	26,3	2,6	42,1	38
63	41,4	4,3	10,0	418
64	67,5	3,5	22,6	1.245
65	22,9	10,4	63,7	2.663
66	27,9	24,0	41,3	312
67	31,0	12,1	19,5	174
70	14,4	1,6	0,2	1.634
71	39,0	8,1	8,5	236
72	45,5	13,4	28,0	582
73	36,8	5,6	29,2	250
74	35,6	4,4	10,8	5.872
75	25,5	2,2	44,6	49.617
80	23,9	4,5	56,1	4.683
85	48,4	2,4	13,2	6.648
90	20,1	1,1	6,3	284
91	35,7	2,9	21,0	3.009
92	28,9	4,6	16,9	1.259
93	34,6	0,5	10,8	185
95	18,2	0,0	0,0	22

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

Tabela 7 – Participação de empregados nos setores por tamanho da empresa

Divisão CNAE	Empresa pequena	%	Empresa Média	%	Empresa grande	%	Total
50	2.749	93,5	188	6,4	2	0,1	2.939
51	1.553	66,6	546	23,4	234	10,0	2.333
52	8.441	88,6	1.024	10,7	64	0,7	9.529
55	1.813	90,2	134	6,7	63	3,1	2.010

60	1.518	31,1	2.141	43,8	1.229	25,1	4.888
62	22	57,9	15	39,5	1	2,6	38
63	312	74,6	106	25,4	0	0,0	418
64	734	59,0	216	17,3	295	23,7	1.245
65	2.114	79,4	355	13,3	194	7,3	2.663
66	215	68,9	68	21,8	29	9,3	312
67	156	89,7	15	8,6	3	1,7	174
70	1.542	94,4	63	3,9	29	1,8	1.634
71	192	81,4	41	17,4	3	1,3	236
72	272	46,7	179	30,8	131	22,5	582
73	32	12,8	165	66,0	53	21,2	250
74	2.001	34,1	1.034	17,6	2.837	48,3	5.872
75	675	1,4	10.372	20,9	38.570	77,7	49.617
80	2.129	45,5	1.274	27,2	1.280	27,3	4.683
85	2.773	41,7	1.572	23,6	2.303	34,6	6.648
90	15	5,3	35	12,3	234	82,4	284
91	1.867	62,0	567	18,8	575	19,1	3.009
92	927	73,6	301	23,9	31	2,5	1.259
93	174	94,1	11	5,9	0	0,0	185
95	22	100,0	0	0,0	0	0,0	22

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

3. Resultados

3.1 Resultados do painel balanceado

Para proceder as estimações e assim poder observar os resultados foram tomadas algumas estratégias iniciais. Primeiro, como a maioria das variáveis incluídas nos modelos, inclusive a variável de interesse, são categóricas, foi necessário fazer uma seleção da *dummy* que seria usada como referência, ou seja, aquela não incluída na regressão. Para tanto, foi usado o critério de maior frequência. As *dummies* de referência selecionadas a partir desse critério foram as seguintes: “40 a 64 anos” para faixa etária; “Médio Completo” para escolaridade; “Grupo 5 – CBO” para ocupação na CBO; “Empresa grande” para tamanho do estabelecimento; “Divisão 75” para setores; e 2003 para ano¹¹.

Segunda estratégia adotada foi dividir as estimações em quatro partes: 1) modelo apenas com as variáveis de interesse; 2) adição dos controles dos atributos do indivíduo; 3) adição dos controles dos atributos da firma, 4) modelo completo. Essa estratégia foi feita para as estimações de Mínimos Quadrados Agrupados (POLS), Efeito Aleatório (RE) e Efeito Fixo (FE), para acompanhar a significância, magnitude e direção dos coeficientes com a inclusão de novas variáveis.

Por fim, para definir quais variáveis seriam consideradas nas estimações de FE foi observado a variabilidade *within* das variáveis. Aquelas variáveis que apresentaram nível muito baixo dessa variabilidade são aquelas fixas no tempo e portanto poderiam ser confundidas com efeitos não observados após a transformação de efeito fixo. Com isso, foram eliminadas das estimações de FE as seguintes variáveis: sexo, nacionalidade, faixa etária e escolaridade.

Sendo assim, prosseguiram as estimações por POLS, RE e FE, contendo as seguintes variáveis: setor, sexo, faixa etária, escolaridade, nacionalidade do trabalhado, ocupação na

¹¹Essa última escolhida por outro critério: apenas para relacionar os resultados ao primeiro ano da análise.

CBO, experiência, experiência ao quadrado, unidade federativa, tamanho do estabelecimento e ano¹². A variável dependente foi incluída na forma de logaritmo do salário.

A Tabela 8 mostra os testes feitos para definir as metodologias mais adequadas para proceder a estimação. O teste de Breusch-Pagan rejeitou a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade não observada. Ou seja, apontou para a estimação de RE e FE como mais indicadas levando em consideração a presença de efeitos não observados específicos do indivíduo. Por sua vez, o teste de Hausman apontou para a existência de correlação entre o efeito específico e as variáveis explicativas, rejeitando a hipótese de que o estimador RE é o mais adequado. Dessa forma, o método de FE mostrou-se como o mais adequado para estimar o modelo de diferencial salarial para os setores de serviços.

Tabela 8 – Teste de Breusch e Pagan e Teste de Hausman para o painel balanceado

Teste	Estatística	p-valor
Breusch e Pagan	140000,0	0.000
Hausmann	6310,85	0.000

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

A Tabela 9 apresenta os coeficientes dos modelos completos¹³ para a variável de interesse: setores. A maioria dos coeficientes mantém o mesmo sinal nos diferentes modelos, porém as magnitudes foram suavizadas com a adoção do RE e FE, o que indica que o modelo POLS estava enviesado. Muito do diferencial salarial que estava sendo atribuído aos diferentes setores na verdade era decorrente da habilidade inata pertencente aos seus trabalhadores. Os setores de Intermediação financeira (65), Aluguel de veículos, máquinas e equip. (71), Pesquisa e Desenvolvimento (73) e Serviços domésticos (95) apresentaram um diferencial salarial maior em relação ao setor de referência (Administração Pública – 75). Enquanto isso, os setores Comércio Varejista (52), Atividades Imobiliárias (70), Serviços prestados às empresas (74) e Saúde e Serviços sociais (85) apresentaram diferencial salarial negativo em relação ao setor de referência.

Isso mostra que os setores com maior valor agregado apresentam profissionais melhor remunerados, enquanto aqueles que são dominados por mão-de-obra pouco qualificada são os piores remunerados.

A maioria dos setores por sua vez apresentaram coeficientes com baixa magnitude no FE, apresentando diferenciais entre 1 e 2%, ou ainda, não apresentaram coeficientes significativos.

A Tabela 10 mostra os coeficientes das demais variáveis contidas nas regressões, incluindo a constante. É possível constatar que mulheres recebem menos que homens tanto em POLS quanto em RE, em quase 30%. Entre as faixas etárias, a faixa entre 40 e 64 anos (faixa omitida na regressão) apresenta o maior diferencial salarial, dado que as demais faixas apresentaram coeficiente negativo. Como esperado, os trabalhadores com ensino superior ganham mais em relação aos níveis mais baixo de escolaridade.

Na estimação de FE, os resultados para as variáveis experiência e experiência ao quadrado mostram que um mês de trabalho a mais na empresa não influencia muito no salário do trabalhador; um ano a mais de experiência daria ao trabalhador um acréscimo de menos de 1% em seu salário. Os trabalhadores ocupados nos grupos 3, 4 e 9 têm diferencial salarial positivo em relação aos trabalhadores ocupados no grupo de referência da CBO (5).

Os trabalhadores de empresas pequenas recebem cerca de 10% a menos que os trabalhadores de empresas grandes, enquanto que aqueles que trabalham em empresas médias

¹² Sendo no FE, excluídos as variáveis já indicadas.

¹³ Os resultados para as demais estimações especificadas não foram incluídas, pois os sinais, magnitudes e significância dos coeficientes foram coerentes com a inclusão de novas variáveis.

recebem somente 1% a menos, pela estimação por FE. Os anos 2004 e 2005 apresentaram diferencial salarial negativo em relação ao primeiro ano de análise.

Tabela 9 – Diferenciais de renda entre os setores – painel balanceado

Setores	Descrição	POLS	RE	FE
Divisão 50	Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	0.386*** (0.0120)	-0.0254 (0.0262)	-0.0665 (0.0405)
Divisão 51	Comércio por atacado e representantes comerciais e agentes do comércio	0.423*** (0.0132)	0.0256 (0.0228)	-0.0493 (0.0321)
Divisão 52	Comércio varejista e reparação de objetos pessoais e domésticos	0.220*** (0.00850)	-0.0561*** (0.0184)	-0.0691** (0.0295)
Divisão 55	Alojamento e alimentação	0.264*** (0.0113)	-0.0929*** (0.0264)	-0.0787* (0.0404)
Divisão 60	Transporte terrestre	0.418*** (0.00787)	0.0636*** (0.0206)	-0.0157 (0.0375)
Divisão 62	Transporte aéreo	1.098*** (0.0895)	0.401*** (0.108)	0.189 (0.139)
Divisão 63	Atividades anexas e auxiliares dos transportes e agências de viagem	0.543*** (0.0274)	0.106*** (0.0375)	0.000979 (0.0416)
Divisão 64	Correio e telecomunicações	0.772*** (0.0165)	0.275*** (0.0448)	0.0335 (0.0590)
Divisão 65	Intermediação financeira	1.122*** (0.0128)	0.759*** (0.0419)	0.276*** (0.0677)
Divisão 66	Seguros e previdência complementar	0.610*** (0.0467)	0.214*** (0.0514)	0.0794 (0.0535)

Divisão 67	Atividades auxiliares da intermediação financeira, seguros e previdência complementar	0.694*** (0.0433)	0.296*** (0.0629)	0.0556 (0.0653)
Divisão 70	Atividades imobiliárias	0.317*** (0.0123)	-0.0867*** (0.0312)	-0.0927* (0.0497)
Divisão 71	Aluguel de veículos, máquinas e equipamentos	0.373*** (0.0384)	0.173*** (0.0598)	0.124* (0.0638)
Divisão 72	Atividades de informática e serviços relacionados	0.571*** (0.0254)	0.177*** (0.0403)	0.0519 (0.0481)
Divisão 73	Pesquisa e desenvolvimento	0.766*** (0.0353)	0.203*** (0.0422)	0.0751* (0.0401)
Divisão 74	Serviços prestados principalmente às empresas	0.301*** (0.00821)	-0.00647 (0.0171)	- (0.0245)
Divisão 80	Educação	0.401*** (0.0105)	0.0992*** (0.0177)	-0.0232 (0.0209)
Divisão 85	Saúde e serviços sociais	0.196*** (0.00695)	-0.0240 (0.0169)	- (0.0242)
Divisão 90	Limpeza urbana e esgoto	0.332*** (0.0228)	0.0272 (0.0478)	-0.00568 (0.0546)
Divisão 91	Atividades associativas	0.258*** (0.0112)	0.0303* (0.0181)	-0.0263 (0.0224)
Divisão 92	Atividades recreativas, culturais e desportivas	0.220*** (0.0193)	0.00398 (0.0401)	-0.0243 (0.0503)
Divisão 93	Serviços sociais	0.154*** (0.0392)	-0.0382 (0.0502)	-0.0440 (0.0534)
Divisão 95	Serviços domésticos	0.402*** (0.0367)	0.548* (0.325)	1.074*** (0.0259)

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

Tabela 10 – Diferenciais de renda para as variáveis de controle – painel balanceado

Variáveis	POLS	RE	FE
Constante	6,701*** (0,00954)	6,881*** (0,0160)	6,805*** (0,0154)
Mulheres	-0,326*** (0,00475)	-0,287*** (0,0112)	
Estrangeiro	0,455*** (0,126)	0,693 (0,423)	
15 a 24 anos	-0,298*** (0,00787)	-0,144*** (0,00931)	
25 a 39 anos	-0,0790*** (0,00449)	-0,0294*** (0,00522)	
65 ou mais	-0,179*** (0,0264)	-0,0595*** (0,0181)	
Analfabeto	-0,507*** (0,0198)	-0,267*** (0,0442)	
Até a 5ª Incompleto	-0,424*** (0,00802)	-0,230*** (0,0163)	
5ª Completa	-0,373*** (0,00647)	-0,174*** (0,0119)	
6ª a 9ª do Fundamental	-0,313*** (0,00627)	-0,140*** (0,0108)	
Fundamental Completo	-0,218***	-0,138***	

	(0,00590)	(0,00984)	
Médio Incompleto	-0,197***	-0,0961***	
	(0,00754)	(0,0131)	
Superior Incompleto	0,234***	0,0935***	
	(0,0151)	(0,0149)	
Superior Completo	0,413***	0,137***	
	(0,00706)	(0,00763)	
Experiência	0,00127***	0,00114***	0,000613***
	(8,02e-05)	(0,000112)	(0,000122)
Experiência ²	1,94e-06***	7,67e-08	-1,22e-06***
	(2,62e-07)	(3,63e-07)	(3,87e-07)
Grupo 1 - CBO	0,818***	0,318***	0,147***
	(0,0128)	(0,0124)	(0,0125)
Grupo 2 - CBO	0,327***	0,201***	0,0329**
	(0,00851)	(0,0116)	(0,0134)
Grupo 3 - CBO	0,324***	0,136***	-0,00196
	(0,00710)	(0,00935)	(0,0101)
Grupo 4 - CBO	0,0900***	0,00630	-0,0439***
	(0,00564)	(0,00777)	(0,00778)
Grupo 6 - CBO	-0,169***	-0,0338	0,00309
	(0,0195)	(0,0288)	(0,0299)
Grupo 7 - CBO	0,181***	0,0317***	0,0410***
	(0,00634)	(0,0118)	(0,0142)
Grupo 8 - CBO	0,0736***	0,0224	0,0203
	(0,0155)	(0,0220)	(0,0259)
Grupo 9 - CBO	0,0117	-0,0310***	-0,00715
	(0,00864)	(0,0105)	(0,0110)
Empresa pequena	-0,353***	-0,174***	-0,0896***
	(0,00638)	(0,0124)	(0,0148)
Empresa média	-0,134***	-0,0649***	-0,0131
	(0,00488)	(0,00902)	(0,0106)
2004	-0,0397***	-0,00689***	0,0191***
	(0,00637)	(0,00245)	(0,00245)
2005	-0,0260***	0,0362***	0,0842***
	(0,00637)	(0,00309)	(0,00321)
2006	0,0174***	0,0971***	0,161***
	(0,00649)	(0,00366)	(0,00394)
2007	0,0277***	0,117***	0,191***
	(0,00652)	(0,00408)	(0,00451)
2008	0,0610***	0,161***	0,247***
	(0,00658)	(0,00474)	(0,00537)
Número de observações	100.830	100.830	100.830
R_quadrado	0,467		0,149
Número de indivíduos		16.805	16.805
Erro padrão robusto entre parênteses			
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

3.2 Teste de robustez e o painel não balanceado

Para testar a presença de viés de seleção no painel balanceado utilizado na análise foi realizado o teste de Nijman e Verbeek (1992), descrito na seção 2.1. O coeficiente do indicador de seleção defasada do teste quando incluído na regressão, apesar de uma magnitude muito pequena, mostrou-se significativo (Tabela 11). Isso denota a presença

indesejada de viés de seleção. O salário e a decisão de sair do setor de serviços ou do mercado de trabalho formal podem estar correlacionados, não significando que a saída do trabalhador está associada com baixa eficiência.

Tabela 11 – Testes Nijman e Verbeek, Breusch e Pagan e Hausman para o painel não balanceado

Teste	Estatística	p-valor
Nijman e Verbeek	0,02	0.000
Breusch e Pagan	200000,0	0.000
Hausman	9545,73	0.000

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

Para melhor verificar a robustez da estimação do painel balanceado, foram realizadas estimações a partir do painel não balanceado, com as mesmas variáveis explicativas usadas anteriormente. Assim como para o painel balanceado, foram testadas a presença de efeito não observado dos indivíduos e sua possível correlação com as variáveis explicativas. O teste de Breusch e Pagan apontou para a existência de efeito específico e o teste de Hausman apontou para a correlação entre esse e o vetor de variáveis explicativas (Tabela 11). A Tabela 12 mostra os coeficientes para a variável de interesse. Pode-se perceber que os coeficientes do modelo FE não variaram muito em relação à estimação feita para o painel balanceado. Foram mantidos praticamente os mesmos coeficientes significativos na mesma direção, variando muito ligeiramente sua magnitude. O mesmo acontece para as outras variáveis de controle incluídas no modelo (Tabela 13).

Para o tratamento adequado do viés de seleção na amostra utilizada seriam indicados métodos que tratassem o atrito presente nela. Porém, a coerência entre os resultados do painel não balanceado para o balanceado é um indicador de que esse viés não é muito grande e, portanto, as estimativas são muito próximas do esperado.

Tabela 12 – Diferenciais de renda entre os setores – painel não balanceado

Setores	Descrição	POLS	RE	FE
Divisão 50	Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	0.367*** (0.00855)	0.0327** (0.0157)	-0.0425* (0.0232)
Divisão 51	Comércio por atacado e representantes comerciais e agentes do comércio	0.402*** (0.00958)	0.0458*** (0.0149)	-0.0524** (0.0206)
Divisão 52	Comércio varejista e reparação de objetos pessoais e domésticos	0.226*** (0.00644)	-0.0372*** (0.0116)	-0.0915*** (0.0179)
Divisão 55	Alojamento e alimentação	0.247*** (0.00795)	-0.0569*** (0.0145)	-0.0847*** (0.0221)
Divisão 60	Transporte terrestre	0.443*** (0.00619)	0.136*** (0.0135)	0.0104 (0.0224)
Divisão 62	Transporte aéreo	1.040*** (0.0658)	0.435*** (0.140)	0.0909 (0.186)
Divisão 63	Atividades anexas e auxiliares dos transportes e	0.494***	0.117***	-0.0222

	agências de viagem	(0.0191)	(0.0262)	(0.0309)
Divisão 64	Correio e telecomunicações	0.776*** (0.0148)	0.302*** (0.0328)	0.0321 (0.0415)
Divisão 65	Intermediação financeira	1.151*** (0.0110)	0.789*** (0.0318)	0.335*** (0.0487)
Divisão 66	Seguros e previdência complementar	0.650*** (0.0352)	0.265*** (0.0375)	0.132*** (0.0412)
Divisão 67	Atividades auxiliares da intermediação financeira, seguros e previdência complementar	0.533*** (0.0336)	0.212*** (0.0401)	0.0240 (0.0453)
Divisão 70	Atividades imobiliárias	0.286*** (0.00969)	-0.0294 (0.0195)	-0.0863*** (0.0286)
Divisão 71	Aluguel de veículos, máquinas e equipamentos	0.366*** (0.0230)	0.0854** (0.0351)	-0.00907 (0.0393)
Divisão 72	Atividades de informática e serviços relacionados	0.465*** (0.0181)	0.0675*** (0.0239)	-0.0612** (0.0290)
Divisão 73	Pesquisa e desenvolvimento	0.757*** (0.0318)	0.197*** (0.0381)	0.0562 (0.0375)
Divisão 74	Serviços prestados principalmente às empresas	0.257*** (0.00605)	-0.00917 (0.0110)	-0.0827*** (0.0169)
Divisão 80	Educação	0.369*** (0.00925)	0.0918*** (0.0144)	-0.0336* (0.0175)
Divisão 85	Saúde e serviços sociais	0.205*** (0.00575)	-0.00174 (0.0123)	-0.0614*** (0.0177)
Divisão 90	Limpeza urbana e esgoto	0.346*** (0.0196)	0.0510 (0.0357)	-0.0273 (0.0413)
Divisão 91	Atividades associativas	0.244*** (0.00873)	0.0137 (0.0142)	-0.0610*** (0.0182)
Divisão 92	Atividades recreativas, culturais e desportivas	0.200*** (0.0155)	-0.0329 (0.0260)	-0.114*** (0.0331)
Divisão 93	Serviços sociais	0.150*** (0.0212)	-0.0695** (0.0310)	-0.0899** (0.0379)
Divisão 95	Serviços domésticos	0.222*** (0.0371)	-0.0483 (0.106)	0.0242 (0.167)

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

Tabela 13 – Diferenciais de renda – painel não balanceado

Variável	POLS	RE	FE
Constante	6.609*** (0.00867)	6.726*** (0.0114)	6.700*** (0.0114)
Mulheres	-0.306*** (0.00357)	-0.244*** (0.00724)	
Estrangeiro	0.523*** (0.116)	0.569*** (0.202)	
15 a 24 anos	-0.268*** (0.00539)	-0.150*** (0.00660)	
25 a 39 anos	-0.0705*** (0.00354)	-0.0273*** (0.00429)	
65 ou mais	-0.212*** (0.0202)	-0.0863*** (0.0160)	
Analfabeto	-0.485***	-0.241***	

Até a 5ª Incompleto	(0.0159) -0.390*** (0.00638)	(0.0304) -0.203*** (0.0111)	
5ª Completa	-0.340*** (0.00503)	-0.145*** (0.00805)	
6ª a 9ª do Fundamental	-0.283*** (0.00465)	-0.131*** (0.00700)	
Fundamental Completo	-0.196*** (0.00425)	-0.108*** (0.00624)	
Médio Incompleto	-0.185*** (0.00539)	-0.0959*** (0.00827)	
Superior Incompleto	0.187*** (0.0103)	0.0846*** (0.0109)	
Superior Completo	0.408*** (0.00597)	0.160*** (0.00656)	
Experiência	0.00178*** (0.000151)	0.00138*** (0.000104)	0.000821*** (9.05e-05)
Experiência ²	5.60e-07 (5.32e-07)	-2.59e-07 (4.02e-07)	-1.86e-06*** (3.20e-07)
Grupo 1 - CBO	0.733*** (0.00984)	0.334*** (0.00986)	0.165*** (0.0101)
Grupo 2 - CBO	0.303*** (0.00696)	0.209*** (0.00915)	0.0456*** (0.0107)
Grupo 3 - CBO	0.301*** (0.00555)	0.149*** (0.00738)	0.0163** (0.00820)
Grupo 4 - CBO	0.0652*** (0.00411)	0.00840 (0.00579)	-0.0372*** (0.00615)
Grupo 6 - CBO	-0.146*** (0.0159)	-0.0775*** (0.0230)	-0.0348 (0.0256)
Grupo 7 - CBO	0.176*** (0.00473)	0.0589*** (0.00817)	0.0353*** (0.0104)
Grupo 8 - CBO	0.0453*** (0.00994)	0.00569 (0.0147)	0.0157 (0.0172)
Grupo 9 - CBO	0.00356 (0.00644)	-0.0242*** (0.00793)	-0.00558 (0.00858)
Empresa pequena	-0.317*** (0.00488)	-0.164*** (0.00834)	-0.0905*** (0.0102)
Empresa média	-0.107*** (0.00402)	-0.0574*** (0.00668)	-0.0151* (0.00794)
2004	-0.0323*** (0.00476)	-0.00729*** (0.00202)	0.0168*** (0.00201)
2005	-0.0152*** (0.00481)	0.0343*** (0.00244)	0.0803*** (0.00249)
2006	0.0302*** (0.00491)	0.0928*** (0.00283)	0.154*** (0.00297)
2007	0.0376*** (0.00493)	0.110*** (0.00310)	0.182*** (0.00334)
2008	0.0814*** (0.00499)	0.160*** (0.00358)	0.244*** (0.00394)
Número de observações	162,463	162,463	162,463
R_quadrado	0.454		0.141
Número de indivíduos		33,670	33,670

Erro padrão robusto entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: elaboração própria de dados da RAISMIGRA.

Considerações finais

Este artigo tentou identificar os diferenciais salariais no mercado formal de trabalho entre os diferentes setores de serviços em Minas Gerais, a partir de dados em painel extraídos da RAISMIGRA para o período de 2003 a 2008, controlando não somente para características observadas do indivíduo e da firma, como para características não observadas do trabalhador.

Os principais resultados obtidos indicam que os setores com maior valor agregado como, Intermediação Financeira têm maior diferencial salarial positivo, enquanto os setores de mão-de-obra menos qualificada como Atividades Imobiliárias apresentam diferencial salarial negativo. Contudo, a maioria dos setores apresenta pouca diferenciação salarial entre si, denotando uma homogeneidade de rendimentos entre os trabalhadores do setor de serviços como um todo.

Resultados secundários puderam ser observados a partir das variáveis de controle, sendo condizentes com a literatura da área. Homens apresentaram-se melhor remunerados que a mulheres; o nível de escolaridade variou positivamente em relação à renda; os trabalhadores de grandes empresas são melhores remunerados que os das demais.

O estudo apresenta algumas limitações evidentes que ficam como sugestão para trabalhos futuros. Primeiro, por conta da escassez de dados para o setor de serviços no Brasil, o trabalho se restringe ao universo do mercado de trabalho formal, não podendo os resultados ser extrapolados para os demais trabalhadores da economia. Segundo, um melhor tratamento da base de dados alcançaria resultados mais consistentes, por exemplo, uma forma melhor de tratar as variáveis “IGNORADAS” do bando de dados que não sua exclusão como foi feito, assim como um tratamento para o possível atrito existente no painel não balanceado que pode estar provocando o viés de seleção detectado.

Outra sugestão seria excluir da amostra os trabalhadores com mais de 65 anos, pois esses podem estar viesando os resultados desde que a decisão de trabalhar desses indivíduos não está definida exatamente como a dos demais trabalhadores. Além disso, forma melhor de deflacionar os salários poderia ser o ICV – Índice de Custo de Vida – calculado por Azzoni *et al* (2003), de forma a capturar a variação do custo de vida específico de cada estado. Por último, sugere-se que uma maior desagregação do setor de serviços para melhor capturar a variabilidade entre eles e então melhor definir seus diferenciais salariais.

Mesmo com as limitações abordadas acima, o trabalho ainda é relevante por representar um esforço inicial no entendimento dos diferenciais salariais entre os próprios setores de serviços na economia mineira, usando dados em painel e controlando para características não observáveis do trabalhador.

Referências

ARBACHE, J. S. Wage differentials in Brazil: theory and evidence. **Journal of Development Studies**, Londres, v. 38, n. 2, p. 691-714, 2001.

ARBACHE, J. S., DE NEGRI, J. A. Filiação industrial e diferencial de salários no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 159-184, 2004.

AZZONI, C.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. M. I. Comparações da Paridade do Poder de Compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 1, abr. 2003.

COELHO, A. M.; CORSEUIL, C.H. Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama. In: CORSEUIL, G. H. (Ed.). **Estrutura salarial**: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 2002, p. 67-100.

Corseuil, C. H.; Santos, D. D. Fatores que determinam o nível salarial no setor formal brasileiro. In: Corseuil, C. H. et al. (orgs.), **Estrutura salarial**: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

FREGUGLIA, R. & MENEZES-FILHO, N. & SOUZA, D. (2007). “Diferenciais salariais inter-regionais, interindustriais e efeitos fixos individuais: uma análise a partir de Minas Gerais”. **Estudos Econômicos**, 37 (1): 129-150, 2007.

GOTTSCHALK, M. V. e ALVES, P. F. Diferenciais de salário no setor de services. In: De NEGRI, J. A. e KURBOTA, L. C. **Estrutura e dinâmica do setor de serviços no Brasil**. Brasília, 2006.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Estrutura e dinâmica do setor de serviços no Brasil**. Brasília: IPEA, 2006

KON, A. Sobre as atividades de serviço: revendo conceitos e tipologias. **Revista de Economia Política**, São Paulo: vol. 19, nº 2 (74), abril-junho/1999, 64-83.

KRUEGER, A. B., SUMMERS, L. H. Efficiency wages and the inter-industry wage structure. **Econometrica**, v. 56, n. 2, p. 259-293, 1988.

MARTINS, P. S. Industry wage premia: evidence from the wage distribution. **Economics Letters**, v. 83, p. 157-163, 2004.

MELO, H., ROCHA, F., FERRAZ, G., DI SABBATO, A., DWECK, R. O setor serviços no Brasil: uma visão global — 1985/1995. **A Economia Brasileira em Perspectiva 1998**, Rio de Janeiro: IPEA, v. 2, 1998.

OSBURN, J. Interindustry wage differentials: patterns and possible sources. **Monthly Labor Review**, p. 34-46, Feb. 2000.

RAMOS, L. Desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil, de 1995 a 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N. e ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília, vol 2, 2007.

RIDDLE, D. I. **Service-led growth**: the role of the service sector in world development, Praeger, New York. 1986

ROSTOW, W. W. **Etapas do desenvolvimento econômico**. 5ª edição. Rio de Janeiro: Zahar, 1974.

SILVA, A. M. Dinâmica da produtividade do setor de serviços no Brasil: uma abordagem microeconômica. In: De NEGRI, J. A. e KURBOTA, L. C. **Estrutura e dinâmica do setor de serviços no Brasil**. Brasília, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of cross section and panel data.**
Massachusetts: Institute of Technology, 2002