

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

The Persistent Inequality in the Great Brazilian Cities: The case of Brasília

Luis Cristovao Ferreira Lima

University of Brasilia

August 2013

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/50936/>

MPRA Paper No. 50936, posted 26 October 2013 13:36 UTC



Universidade de Brasília

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Departamento de Economia

Luís Cristóvão Ferreira Lima

**A PERSISTENTE DESIGUALDADE NAS GRANDES CIDADES
BRASILEIRAS: O CASO DE BRASÍLIA**

Brasília

2013

Luís Cristóvão Ferreira Lima

**A PERSISTENTE DESIGUALDADE NAS GRANDES CIDADES
BRASILEIRAS: O CASO DE BRASÍLIA**

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da
Universidade de Brasília (UnB) como requisito parcial à
obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Michael Christian Lehmann

Brasília

2013

Lima, Luís Cristóvão Ferreira.

A persistente desigualdade nas grandes cidades brasileiras: o caso de Brasília / Luís Cristóvão Ferreira Lima. - Brasília, 2013.
86 f.: il. color.

Monografia (bacharelado) - Universidade de Brasília, Departamento de Economia, 2013.

Orientador: Professor Doutor Michael Christian Lehmann, Departamento de Economia.

1. Desigualdade. 2. Decomposição 3. Funcionalismo Público. 4. Brasília (Distrito Federal) I. Título.

Luís Cristóvão Ferreira Lima

**A PERSISTENTE DESIGUALDADE NAS GRANDES CIDADES
BRASILEIRAS: O CASO DE BRASÍLIA**

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da
Universidade de Brasília (UnB) como requisito parcial à
obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovada em de de 2013.

BANCA EXAMINADORA:

Professor Doutor Michael Christian Lehmann

Pedro Herculano de Souza, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Brasília

2013

Agradeço primeiramente a Deus pela minha existência e a meus pais por terem me dado educação, apoio e suporte em todos os momentos.

Ao Núcleo de Informações sociais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) por me fornecer as bases de dados e me proporcionar a devida prática nos softwares para a execução desse trabalho.

Por fim, agradeço ao meu orientador Michael Christian, o mais simpático alemão nos trópicos. Seus comentários sagazes e pertinentes foram decisivos para o rigor científico desse texto.

Todos os erros permanecem sob minha responsabilidade.

“It is the belief that extremes and excesses of inequality must be reduced so that each person is free to fully develop his or her full potential.”

Paul Wellstone

“Deste Planalto Central, desta solidão que em breve se transformará em cérebro das mais altas decisões nacionais, lanço os olhos mais uma vez sobre o amanhã do meu país e antevejo esta alvorada, com fé inquebrantável e uma confiança sem limites no seu grande destino”.

Juscelino Kubitschek, 1956.

“Estou com uma sensação de que Brasília não é mais minha. Não é como uma filha que se casa. É diferente. É pior.”

Juscelino Kubitschek, 1973.

RESUMO

Usando os censos 2000 e 2010, notou-se que a desigualdade da renda domiciliar *per capita* nas maiores cidades brasileiras não apresentou tendência de redução, diferentemente do país inteiro. Também, a desigualdade nessas cidades é substancialmente maior que a brasileira. É feita uma investigação dos determinantes dessa elevada e persistente desigualdade para Brasília (Distrito Federal). Foi empregada a decomposição estática dos índices da classe de entropia generalizada e a decomposição por regressão usando o método de Fields e o *Shapley value*. Verificou-se que o setor público foi o principal fator para explicar a manutenção de elevados níveis de desigualdade na capital federal. Todos os métodos usados chegaram ao mesmo resultado. Enquanto as menores disparidades educacionais da população tenderam a reduzir a desigualdade, a política de elevação dos salários dos servidores públicos teve o efeito contrário, mantendo a desigualdade elevada. Essa política também influencia a migração para Brasília e tem um impacto de longo prazo relacionado às aposentadorias e pensões, o que perpetua as disparidades.

Palavras-Chave: Brasília (Distrito Federal); Funcionalismo Público; Decomposição da Desigualdade; Índices de Entropia Generalizada; Método de Fields; Shapley value.

Classificação JEL: C21, C71, D31, I24, J31, O15.

ABSTRACT

Using the census of 2000 and 2010, we have noticed that the inequality of the household *per capita* income in the biggest Brazilian cities did not show a trend of reduction, differently from the whole country. Also, the inequality in those cities is substantially higher than the Brazilian. We investigate the determinants of this high and persistent inequality for Brasília (Federal District). We use the static decomposition of the generalized entropy indexes and the decomposition by regression with the method of Fields and the Shapley value. We verified that the public sector was the main factor to explain why the inequality was kept high in the capital of Brazil. All the methods reached the same conclusion. While the shrinking differences on the education attainment of the population had an effect of reducing the inequality, the policy of paying better salaries to the public servants had the opposite effect, which preserved the high inequality. This policy induces the migration to Brasília and it has a long run impact on the retirements and pensions benefits, which perpetuates the disparities.

Key-Words: Brasília (Federal District); Public Service; Inequality Decomposition; Generalized Entropy Indexes; Fields method; Shapley value.

JEL Classification: C21, C71, D31, I24, J31, O15.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	9
2. DETERMINANTES DA DESIGUALDADE E SEU COMPORTAMENTO NO DISTRITO FEDERAL	14
2.1 Salários no setor público: por que tão altos e crescentes?	15
2.2 A migração recente	20
3. METODOLOGIA	22
3.1 Decomposição estática da desigualdade por subgrupos populacionais	22
3.2 Decomposição utilizando regressão	24
3.2.1 <i>O método de Fields</i>	25
3.2.2 <i>O Shapley value</i>	26
4. RESULTADOS	31
4.1 Decomposição estática da desigualdade no Distrito Federal, 2000 e 2010	31
4.2 Estimando os determinantes da renda domiciliar <i>per capita</i>	38
4.3 Decomposição da desigualdade por regressão	41
5. CONCLUSÃO	45
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	47
APÊNDICE A – BASES DE DADOS UTILIZADAS: CENSOS 2000 E 2010	51
APÊNDICE B – MEDINDO E REPRESENTANDO A DESIGUALDADE	53
APÊNDICE C - DIFERENCIAL SALARIAL ENTRE SERVIDORES PÚBLICOS E PRIVADOS E A DESIGUALDADE NO MERCADO DE TRABALHO FORMAL DO DISTRITO FEDERAL	65
APÊNDICE D – INDICADORES GERAIS DO DISTRITO FEDERAL E ENTORNO EM 2000 E 2010	71
ANEXO 1 – MAPAS DO DISTRITO FEDERAL E ENTORNO	86

1. Introdução

A queda recente da desigualdade brasileira foi amplamente documentada e estudada. Após 40 anos de acentuação das disparidades, finalmente a desigualdade começou a cair nos anos 2000 (FERREIRA ET AL, 2006; BARROS ET AL, 2007). A elevação do salário mínimo, os programas de transferência de renda como o Bolsa Família, a universalização do sistema de aposentadorias e pensões, a maior escolaridade da população e a queda nas disparidades regionais foram os principais determinantes dessa redução (FERREIRA ET AL, 2006; BARROS ET AL, 2007; SOUZA E OSÓRIO, 2011; AZZONI E NETO, 2011).

Nesse contexto, é interessante discutir acerca de como a desigualdade se comportou em um nível mais desagregado. Há estudos mostrando queda nas diferenças entre grandes regiões (FERREIRA ET AL, 2006; AZZONI E NETO, 2011; SANTOS E FERREIRA, 2007) e a convergência entre regiões metropolitanas (RM) e o restante do país (SOUZA E OSÓRIO, 2011). Souza e Osório (2011) apontam que, entre 1981 e 2009, há uma queda no diferencial de renda domiciliar *per capita* entre as regiões metropolitanas brasileiras e o restante do país. Isso foi um dos componentes na queda da desigualdade, principalmente nos anos 2000. Os autores concluem que as RMs perderam dinamismo em comparação ao resto do país, pois nelas a renda do trabalho avançou menos e houve desconcentração produtiva. Esse fenômeno favorece o restante do país e reduz as disparidades regionais. Diante disso, é interessante investigar a tendência da desigualdade nos grandes municípios brasileiros. Se há uma deterioração relativa nas condições das grandes cidades, como a desigualdade se comportou dentro delas? Será se elas seguiram a tendência brasileira de equalização? Esse trabalho tenta responder essas perguntas para o caso de Brasília (Distrito Federal).

Utilizando os Censos 2000 e 2010, a tabela 1 abaixo mostra as diferentes tendências da desigualdade no Brasil e em grandes cidades brasileiras em relação a dois tipos de renda: domiciliar *per capita* e do trabalho. Dois pontos importantes devem ser notados: a desigualdade medida pelos censos é maior do que a captada pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). As PNADs tendem a subestimar a desigualdade total, visto que sua amostra é menor. A amostra do censo é mais representativa e consegue acessar a renda dos muito ricos (SOUZA, 2013). No relatório do Censo 2010 feito pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a desigualdade reportada é apenas a da renda do trabalho (IBGE, 2011). Quando medimos a desigualdade da renda domiciliar *per capita*, ela é

maior e tem menor tendência de redução, o que pode ser observado na base do DATASUS (2013).

Tabela 1 – Índice de Gini das Dez Maiores Cidades Brasileiras e no Interior das Respectivas Unidades da Federação, 2000 e 2010

Cidade	Renda Domiciliar <i>Per capita</i>		Renda do trabalho	
	2000	2010	2000	2010
São Paulo	0,616	0,626	0,573	0,557
Rio de Janeiro	0,614	0,623	0,579	0,556
Salvador	0,652	0,630	0,612	0,557
Brasília	0,627	0,628	0,604	0,595
Belo Horizonte	0,617	0,606	0,598	0,559
Fortaleza	0,648	0,617	0,605	0,554
Manaus	0,638	0,611	0,570	0,523
Curitiba	0,593	0,557	0,581	0,521
Recife	0,676	0,682	0,637	0,595
Porto Alegre	0,604	0,606	0,585	0,557
Brasil	0,645	0,596	0,596	0,526
Unidade da Federação	Renda domicilia <i>Per capita</i> na UF, excluindo a capital		Renda do trabalho na UF, excluindo a capital	
	2000	2010	2000	2010
São Paulo	0,566	0,515	0,537	0,467
Rio de Janeiro	0,568	0,524	0,516	0,457
Bahia	0,624	0,572	0,569	0,515
Distrito Federal	0,627	0,628	0,604	0,595
Minas Gerais	0,592	0,520	0,562	0,466
Ceará	0,611	0,537	0,571	0,483
Amazonas	0,653	0,591	0,542	0,513
Paraná	0,580	0,498	0,563	0,470
Pernambuco	0,626	0,555	0,563	0,480
Rio Grande do Sul	0,555	0,501	0,539	0,463

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

Nota 1: Para o cálculo do índice, foram excluídas todas as rendas nulas. Isso pode significar que a desigualdade da renda domiciliar *per capita* esteja subestimada em 2010, pois havia rendas nulas nesse ano, ao contrário de 2000. Nas próximas seções, a desigualdade medida para o DF em 2010 será maior que a reportada nessa tabela, pois algumas rendas nulas serão incluídas na análise.

Nota 2: Foi usado apenas os municípios, não a Região Metropolitana inteira. Os índices das RMs são semelhantes e revelam a mesma dicotomia.

A tabela mostra o índice de Gini da renda domiciliar *per capita* e da renda do trabalho nos dez maiores municípios brasileiros (todos capitais) e no restante das respectivas unidades da federação (excluindo-se esses municípios). Fica evidente que há uma tendência de queda na desigualdade da renda do trabalho, tanto nas grandes cidades quanto no interior dos estados. Essa queda, no entanto, é mais forte no interior das UFs. Também, a desigualdade da renda domiciliar *per capita* cai no interior dos estados, mas não há uma tendência clara nas metrópoles. Salvador, Belo Horizonte, Fortaleza, Manaus e Curitiba apresentaram redução da desigualdade. Porém, São Paulo, Rio de Janeiro, Brasília, Recife e Porto Alegre tiveram uma elevação. Todas elas tiveram pequena variação, o que nos faz crer que o nível de desigualdade nas metrópoles brasileiras manteve-se o mesmo entre 2000 e 2010.

Os resultados da tabela 1 mostram que a desigualdade nas grandes cidades é maior e tem uma tendência de queda mais lenta (ou estagnação). Os resultados para o restante das UFs sugerem que a queda foi maior nos municípios de médio e pequeno porte. Esses dados são enfáticos ao mostrar que a desigualdade não caiu de forma homogênea no Brasil e que os moradores das metrópoles brasileiras convivem com uma desigualdade só inferior a de grandes cidades africanas (UNITED NATIONS HABITAT, 2008). Dos dez maiores municípios brasileiros, só Curitiba tem um índice de Gini da renda domiciliar *per capita* inferior a 0,6. Quanto às UFs, excluindo-se as capitais, todas apresentam um Gini inferior a 0,6.

Investigar por que a desigualdade não vem caindo de forma homogênea nas grandes cidades é um tema relevante para novos estudos. Uma elevação na desigualdade da renda domiciliar *per capita* concomitantemente com uma queda na desigualdade na renda do trabalho pode se justificar de três formas: 1) Mudança no perfil das famílias condicionada a sua renda, 2) Aumento da desigualdade na renda provinda de outras fontes. Quanto ao primeiro, o tamanho das famílias mais ricas deve cair mais do que o tamanho das mais pobres para causar esse fenômeno. Ou, também, o número de trabalhadores nas famílias ricas deve crescer mais que nas pobres, tanto por casamentos entre membros de mesma classe como a inserção dos filhos no mercado de trabalho. Quanto ao segundo, a renda de outras fontes, como aluguel, aposentadorias e pensões, juros e transferências tem que ficar mais concentrada. No período entre 2000 e 2010, houve crescimento na transferência direta de renda (SERGEI ET AL, 2007). Dessa forma, a desigualdade da renda de outras fontes tem que compensar esse efeito equalizador das transferências via maior regressividade das

aposentadorias e pensões e maior concentração da propriedade (a qual remunera na forma de juros e aluguéis).

Os dados sugerem que cada cidade possui particularidades relevantes nessa investigação, visto que os índices têm tendências divergentes. Entender esse comportamento ajuda na formulação de políticas regionais e no desenvolvimento local mais equitativo. Nesse contexto, é importante saber o perfil migratório dessas cidades, a dinâmica do seu mercado de trabalho, o tamanho das famílias e a concentração da renda de outras fontes. Esse estudo investiga as particularidades do Distrito Federal (DF) nesse contexto de desigualdade urbana brasileira. Como será demonstrado no texto, a desigualdade no DF cresceu ligeiramente entre 2000 e 2010 em grande medida por causa do setor público. A renda dos funcionários públicos se elevou muito mais que a da população em geral, levando a maiores disparidades de renda.

No Distrito Federal, a desigualdade da renda domiciliar *per capita* e da renda do trabalho permaneceram muito elevadas. Entre as dez maiores cidades brasileiras, Brasília teve a menor redução da desigualdade no mercado de trabalho. Analisando as particularidades do Distrito Federal, vê-se que a migração e a renda de outras fontes atuam na conservação da elevada desigualdade. O que se mostra mais relevante para explicar a desigualdade são as idiosincrasias do mercado de trabalho da capital federal. Os efeitos da administração pública são centrais para a conservação da desigualdade no Distrito Federal. Entre 2000 e 2010, os salários dos funcionários públicos cresceram muito mais que a média. Por si só, essa elevação aumenta as disparidades, induz trabalhadores qualificados a optarem pelo setor público e atrai novos imigrantes (SOUZA E MEDEIROS, 2013a; HOLANDA, 2009; DA MATA ET AL, 2007). Também, isso causa um efeito conjunto na regressividade das aposentadorias e pensões, visto que o setor público possui benefícios mais elevados para os trabalhadores inativos (SOUZA E MEDEIROS, 2013b). O trabalho se baseia na solidez dos dados dos censos 2000 e 2010 e em técnicas modernas de decomposição da desigualdade para mostrar a contribuição de diferentes características individuais na distribuição de renda nos dois anos. Percebe-se que a política de elevação de salários no setor público foi a principal causa da manutenção da elevada desigualdade do Distrito Federal.

Para acessar os determinantes da desigualdade em 2000 e 2010, é feita a decomposição estática da desigualdade e também a decomposição por regressão usando o método de Fields e o *Shapley value*, a técnica mais robusta para esse tipo de análise. A decomposição usando o *Shapley value* ainda não havia sido aplicado para dados brasileiros. A grande vantagem da decomposição por regressão é conseguir isolar os efeitos de cada variável

na desigualdade total, como uma regressão. Essa decomposição consiste em estimar uma função minceriana dos determinantes da renda e decompor o resultado utilizando um índice de desigualdade qualquer (WAN, 2004). Dessa forma, podemos identificar a participação de cada característica individual na desigualdade total. A escolaridade dos indivíduos tendeu a ser menos concentradora de renda, o que, *ceteris paribus*, faria a desigualdade se reduzir. Porém, há uma elevação na desigualdade advinda do tipo de ocupação, basicamente por causa da elevação na remuneração dos funcionários públicos. Todos os métodos usados chegam a esse mesmo resultado.

Após essa introdução, há uma seção discutindo os possíveis causadores da desigualdade no Distrito Federal e sua tendência entre 2000 e 2010, com ênfase nos salários do setor público. A seção 3 mostra as metodologias usadas: as decomposições estáticas e por regressão da desigualdade. A seção 4 apresenta os resultados para a renda domiciliar *per capita* usando os dois métodos. A seção 5 conclui o trabalho. Ao fim do texto, há ainda apêndices com a descrição da base de dados usada, as fórmulas de cálculo dos índices de desigualdade e os indicadores socioeconômicos do Distrito Federal e seu Entorno calculados usando os censos de 2000 e 2010. O Apêndice C traz uma aplicação da decomposição por regressão para a renda do mercado de trabalho formal, a qual corrobora os resultados do texto principal.

2. Determinantes da desigualdade e seu comportamento no Distrito Federal

A desigualdade em um período específico do tempo tem vários determinantes associados às características das pessoas. Como aqui trabalharemos com a renda domiciliar *per capita* e essa renda é igual para todos os membros do domicílio, usamos as características do responsável por esse domicílio para acessarmos a contribuição de cada uma delas para a desigualdade. Entre 2000 e 2010, é razoável que a proporção da desigualdade explicada por cada característica mude, refletindo novos aspectos da sociedade e também políticas implementadas anteriormente.

É razoável que a desigualdade seja gerada por diferenças nos atributos dos indivíduos. A escolaridade seria o principal deles. Uma pessoa mais educada terá renda maior. Entre 2000 e 2010, essa variável deve tender a ser menos causadora de desigualdades, visto que os retornos para a educação no Brasil diminuíram como consequência da universalização da educação básica e mais pessoas com nível superior (FERREIRA ET AL, 2006; BARROS ET AL, 2007). O Distrito Federal também deve seguir essa tendência, visto que o mesmo aconteceu nessa UF. Outro atributo é a idade / experiência do indivíduo. Pessoas mais velhas tendem a ter maior renda por já terem acumulado maior patrimônio e terem mais experiência no mercado de trabalho. Porém, não é claro como o impacto dessa característica variou durante a primeira década desse século.

Diferenças de gênero e raça/cor também devem ter um papel na desigualdade, visto que grupos minoritários têm menor acesso à educação e podem sofrer discriminação. Porém, essas diferenças parecem se reduzir (FERREIRA ET AL, 2006). Dessa forma, devemos observar uma menor desigualdade advinda de diferenças entre esses grupos. A desigualdade também pode surgir de questões geográficas. Pessoas com os mesmos atributos, mas morando em lugares diferentes podem sistematicamente apresentar uma renda divergente. No Brasil essas diferenças tenderam a cair (SOUZA E OSÓRIO, 2011; AZZONI E NETO, 2011). O Distrito Federal é dividido em Regiões Administrativas (RAs) e existem diferenças evidentes entre elas. Não tem como afirmar se há queda nas disparidades internas das grandes cidades, visto que persiste a convivência de bairros extremamente ricos com outros muito pobres, e o Distrito Federal se inclui nesse contexto.

O tamanho da família também pode afetar a desigualdade da renda domiciliar *per capita*. Famílias maiores tendem a ter menor renda disponível para cada membro.

Considerando que as famílias tendem a ser menores, se o número de moradores de domicílios pobres tiver uma tendência de redução menor que os domicílios mais ricos, a desigualdade tende a subir, *ceteris paribus*. Porém, no Distrito Federal entre 2000 e 2010, a queda no número de moradores por domicílio foi basicamente a mesma, em torno de 14% para qualquer quantil da distribuição de renda.

Por fim, outro ponto que pode gerar desigualdades é o tipo de ocupação do indivíduo. A forma como ele se emprega tem efeitos na sua renda. Parte desse efeito é correlacionado com os outros atributos desse indivíduo, mas outra parte é ligada às particularidades da ocupação exercida. Essas particularidades podem ser consideradas determinantes institucionais da desigualdade. O setor público remunera seus trabalhadores melhor que a iniciativa privada, independentemente dos atributos individuais (BENDER E FERNANDES, 2009; VAZ E HOFFMAN, 2007). Além disso, os salários nesse setor subiram rapidamente na década sob análise. O Distrito Federal, por ser a sede da administração pública federal e ter a maior proporção de funcionários públicos entre todas as UFs (MPOG, 2010), deve apresentar um componente grande e crescente da desigualdade advindo das diferenças por tipo de ocupação. Abaixo, há uma explicação acerca do porquê dos altos salários no setor público e como isso pode afetar a desigualdade. A segunda subseção apresenta o perfil migratório recente do Distrito Federal, visto que as mudanças populacionais podem afetar a desigualdade.

2.1 Os salários no setor público: por que tão altos e crescentes?

O serviço público possui diferenças fundamentais em relação à iniciativa privada. A principal distinção é a forma como se dá a determinação dos salários. Enquanto que as firmas enfrentam um problema de maximização de lucros / minimização de custos, o emprego no setor público é influenciado por questões políticas (SOUZA E MEDEIROS, 2013b; BENDER E FERNANDES, 2009; VAZ E HOFFMANN, 2007; HOLANDA, 2009; HEITMUELLER, 2006). O governo pode usar a política salarial como forma de aumentar sua popularidade (HEITMUELLER, 2006). Também, os trabalhadores do setor público são mais organizados e influentes. No Brasil, os funcionários públicos são mais filiados a sindicatos com grande poder de barganha e protegidos pela legislação, o que leva a pressões por aumentos constantes

de salários (SOUZA E MEDEIROS, 2013a, VAZ E HOFFMANN, 2007). Segundo Gustafsoon e Johansson (1999), países com mais trabalhadores sindicalizados têm uma desigualdade menor. Porém, se essa sindicalização é corporativista e está presente em apenas alguns grupos, ela terá um efeito regressivo. Isso é o que parece ocorrer no Brasil, pois os trabalhadores da iniciativa privada e informais não são tão organizados. Essa configuração, *ceteris paribus*, leva a um aumento no diferencial salarial e consequente elevação da desigualdade (SOUZA E MEDEIROS, 2013b).

No entanto, como argumentado por Heitmueller (2006), as regras que regem o setor público são diferenciadas, com os trabalhadores usufruindo de estabilidade e um programa de seguridade social mais generoso. Essas melhores condições, em tese, poderiam ser entendidas como compensações para um menor salário na administração pública em comparação ao setor privado. Mas, o maior poder de barganha e a necessidade do governo de maximizar seu capital político causam conjuntamente regras mais benéficas e salários mais altos. No Brasil, essas duas questões parecem não ser substitutas, mas sim complementares (HOLANDA, 2009). Segundo esses autores, os servidores públicos produzem bens e serviços e ainda maximizam votos e o bem estar social, o que justificaria seus maiores salários. No Brasil, como colocado por Vaz e Hoffmann (2007), os salários no setor público tendem a subir com a idade do empregado, não sendo necessários ganhos de produtividade para que isso ocorra. Existe progressão salarial contínua no setor público, algo incompatível com o setor privado, maximizador de lucro. A desigualdade, então, é causada pelas especificidades institucionais do setor público.

O governo, ao contratar, deve oferecer salários e condições de trabalho que atraiam uma mão de obra qualificada. Na maximização de bem estar social e votos que um governo enfrenta, os funcionários seriam o principal insumo. Dessa forma, os salários mais altos se justificariam para manter a eficiência/produtividade desses trabalhadores em sua função (modelos de salário-eficiência) e inibir a corrupção, visto que uma remuneração alta deixa-os com menos disposição a se arriscarem para obterem proveitos individuais (HEITMUELLER, 2006). Porém, é importante notar em qual momento esses salários superam o benefício gerado e causam distorções na economia. O governo deveria buscar o ponto onde se pagasse o menor salário que atraísse trabalhadores qualificados para preencher as vagas ofertadas (HOLANDA, 2009). Holanda (2009) e Holanda e Barbosa (2010) argumentam os trabalhadores escolhem o setor em que vão trabalhar de forma endógena, conforme sua aversão ao risco, a remuneração média do setor e a distribuição das remunerações em cada

setor. Se há um aumento excessivo na remuneração de um setor (acima do equilíbrio), ele atrairá mais trabalhadores, o que, em condições normais, não aconteceria. Isso gera ineficiências. Em Brasília, torna-se cada vez mais visível as externalidades causadas pelos ganhos reais no setor público. Entre os trabalhadores qualificados, há uma demanda excessiva por esse setor, em detrimento do setor privado ou do empreendedorismo. Entre 2000 e 2010, os censos indicaram aumento no número de funcionários públicos e diminuição no de empregadores entre os responsáveis pelos domicílios. Isso é, muito provavelmente, um reflexo dessas distorções.

No diferencial bruto dos salários entre servidores públicos e privados há dois efeitos: um efeito composição e outro efeito segmentação (SOUZA E MEDEIROS, 2013b). O primeiro efeito diz respeito a diferenças na qualificação dos trabalhadores. A administração pública demanda, em média, trabalhadores mais qualificados que a iniciativa privada. Esses trabalhadores, independentemente das regras na determinação dos salários, fariam parte de posições mais elevadas da distribuição de renda. O efeito segmentação diz respeito às especificidades de cada setor. Como colocado acima, o setor público possui regras mais generosas e não enfrenta um problema de maximização de lucro, mas sim uma restrição política. Essas características fazem com que um trabalhador tenha uma remuneração maior no setor público do que outro com as mesmas qualificações no setor privado. Esse fenômeno é observado em quase todos os países desenvolvidos e também em desenvolvimento (HOLANDA, 2009). O diferencial salarial controlado nos dois setores pode ser obtido através de regressão, como feito por Vaz e Hoffmann (2007), Bender e Fernandes (2009), Holanda e Barbosa (2010) e Souza e Medeiros (2013a).

Essas pesquisas identificam uma constante elevação dos salários no setor público após o Plano Real. Bender e Fernandes (2009) utilizaram as PNADs de 1992 até 2004 para determinar a diferença salarial entre os setores público e privado no Brasil. Eles encontraram que o diferencial bruto de salários era de 64% em 1992 e aumentou continuamente para 111% em 2004. O diferencial controlado passou de 10% para 35%. Vaz e Hoffmann (2007) analisaram o setor de serviços através das PNADs entre 1992 e 2005 e chegaram a resultados semelhantes. Usando os dados da PNAD de 2009 em um modelo de escolha setorial endógena, Holanda e Barbosa (2010) constataram que o salário hora dos funcionários públicos estatutários e celetistas era maior que o dos trabalhadores do setor privado. Eles também constataram que esse diferencial favorecia os funcionários federais, seguidos pelos estaduais, mas não os municipais. Souza e Medeiros (2013a), também usando a PNAD 2009,

notam que há um diferencial que favorece os funcionários públicos. Eles decompõem o índice de Gini por fatores de renda e percebem que esse diferencial correspondia a 3,1% da desigualdade total da renda domiciliar *per capita* no Brasil.

Todos esses estudos confirmam o constante aumento no diferencial salarial público-privado no Brasil. O Distrito Federal, como sede do governo federal, apresenta diferenciais ainda maiores, visto que os funcionários da esfera federal são os mais bem remunerados. Desde o Plano Real, há um aumento constante nesses salários, intensificados no governo Lula a partir de 2003. A década de 2000 foi marcada por crescimento econômico e aumento da arrecadação. Esses fatores, sob o governo de esquerda do Partido dos Trabalhadores, foram decisivos para causar a elevação dos salários dos servidores (GOMES ET AL., 2012).

Olhando o Boletim Estatístico de Pessoal elaborado pelo Ministério do Planejamento, percebe-se um aumento nos gastos com servidores em todos os poderes. No Distrito Federal, a despesa total do executivo com pessoal (ativos e inativos) saltou de R\$ 4,94 bilhões em 2000 para 9,25 em 2010 (em valores de 2010). No DF, diferentemente do Brasil, os servidores inativos (aposentados e pensionistas) eram mais numerosos que os ativos, correspondendo a 58% em 2000 e 61% em 2010. Isso mostra que os gastos governamentais com pessoal devem ser ainda mais regressivos e geradores de desigualdade que os calculados aqui, pois a análise foi restrita aos funcionários públicos estatutários. Como o censo não permite identificarmos os beneficiários do Regime Próprio de Previdência, não foi possível incluir esse grupo na análise da desigualdade.

Também, o Governo do Distrito Federal (GDF) é o governo local que remunera melhor seus funcionários entre todas as Unidades da Federação. Os policiais civis e militares e os bombeiros são pagos com repasses da União e recebem os mais altos salários do país em suas respectivas categorias (MPOG, 2010). Também, os professores da rede pública de ensino têm os mais altos salários médios do país, comparando-os com seus pares em outras UFs (SECRETARIA DA TRANSPARÊNCIA E CONTROLE DO DF, 2013).

A renda domiciliar *per capita* dos domicílios com um funcionário público como responsável cresceu acima da média do Distrito Federal. Conseqüentemente, devemos observar uma maior participação desse grupo entre os quantis de renda mais elevados. A tabela 2 abaixo ilustra exatamente esse fenômeno e mostra um aumento expressivo no percentual de domicílios chefiados por funcionários públicos nos quantis do topo da distribuição de renda.

Tabela 2 – Proporção dos domicílios chefiados por funcionários públicos por quartis da renda total do Distrito Federal, 2000 e 2010

Quartis	Proporção de Funcionários Públicos - 2000	Proporção de Funcionários Públicos - 2010
25% mais pobres	1.21%	0.29%
25 a 50%	5.62%	2.71%
50 a 75%	17.28%	14.47%
25% mais ricos	23.20%	31.56%
<i>10% mais ricos</i>	23.73%	35.91%
<i>5% mais ricos</i>	23.43%	38.27%
<i>1% mais rico</i>	20.00%	38.96%
Proporção na População total	11.83%	12.29%

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

Como esperado, no início e no meio da distribuição observamos uma queda na proporção de funcionários públicos entre 2000 e 2010. A partir dos 25% mais ricos, há uma elevação crescente na participação dos servidores, conforme o quantil de renda é mais próximo do topo. 23,2% dos indivíduos do quartil mais alto viviam em domicílios chefiados por funcionários públicos em 2000. Em 2010, esse número passou para 31,56%. Entre o 1% mais rico em 2000, um quinto era de servidores públicos. Em 2010 essa proporção chega a quase dois quintos, uma mudança altíssima para um intervalo de 10 anos. Também, em 2000, 49% de todos os funcionários públicos faziam parte do quartil superior, aumentando para 64,4% em 2010.

Nesse contexto, esse trabalho procura demonstrar que a administração pública atua como geradora de desigualdades no Distrito Federal. A decomposição da desigualdade mostra que a mesma teria uma trajetória de queda caso não houvesse uma elevação nos salários dos funcionários públicos. O principal determinante da desigualdade de renda, a escolaridade, teve um efeito equalizador no período, visto que as diferenças educacionais se reduziram. Porém, a desigualdade aumentou ligeiramente graças ao aumento dos salários no serviço público e diferenças nas características não observadas dos indivíduos, que por sua vez, também podem estar relacionadas ao funcionalismo público, como será explicado na apresentação dos resultados. A subseção abaixo mostra como se deu a migração recente no DF, a qual tende a perpetuar a desigualdade e também é influenciada pelo funcionalismo público.

2.2 A migração recente

Construída no fim da década de 1950, Brasília ainda é uma cidade muito jovem para os padrões brasileiros e mundiais. Formada por imigrantes de todas as regiões do Brasil, ainda hoje, o Distrito Federal é o que possui a maior proporção de habitantes nascidos em outra Unidade da Federação (IBGE, 2012). Atualmente, Brasília é um grande polo de atração de imigrantes, qualificados ou não. Entre os qualificados, o funcionalismo público é o principal fator para atrair imigrantes. Segundo Da Mata et al. (2007), as principais características de uma cidade para atrair imigrantes qualificados são os salários pagos, alto nível de escolaridade, tamanho da população e distância para outras cidades. O Distrito Federal possui todas essas características, dada sua posição central no país e a maior renda *per capita* entre todas as UFs. Por isso, pelo índice que os autores criaram para imigração qualificada líquida usando dados de 2000, Brasília (entendida como o DF todo) é a terceira cidade, atrás de São Paulo e Rio de Janeiro. Talvez, se aplicássemos esse índice para os dados de 2010, Brasília esteja em primeiro, pois São Paulo e Rio de Janeiro começaram a apresentar emigração líquida durante essa década (SANTOS E FERREIRA, 2007).

Analisando a migração recente do Distrito Federal pelo censo 2010, 315.244 pessoas passaram a morar no DF entre 2005 e 2010. Enquanto isso, 222.632 deixou-o. Isso nos dá uma imigração líquida de 92.612 pessoas, ou 3,6% da população de 2010. O Distrito Federal tem recebido pessoas mais ricas e sido deixado por pessoas mais pobres. Porém, a imigração líquida é positiva para qualquer quantil de renda. Há uma emigração líquida para o Entorno do Distrito Federal, constituída basicamente de pessoas mais pobres¹. A renda domiciliar *per capita* média dos imigrantes é de R\$ 1.869 e a dos emigrantes é de R\$ 1.053. A imigração é diferenciada conforme o grupo de renda. Há proporcionalmente mais imigrantes entre os 20% mais ricos, e ainda mais se olharmos o topo da distribuição de renda.

A proporção de imigrantes entre os mais pobres é de 11,59% e chega a 14,83% entre os mais ricos. Entre o 1% mais rico, essa proporção é de 20,05%. A maior imigração de pessoas de alta renda, *ceteris paribus*, funciona como um elemento concentrador de renda (SANTOS E FERREIRA, 2007).

A tabela 3 abaixo mostra esses dados.

¹ No Apêndice D pode ser vista uma descrição mais completa desse fenômeno, bem como comparações entre o Distrito Federal e o Entorno em um nível desagregado por Região Administrativa e Município.

Tabela 3 - Proporção de pessoas que moravam em outra UF em 2005 por quantis de renda – Distrito Federal, 2010.

	Já morava no DF	Morava em outra UF
20% mais pobres	88,41	11,59
20-40%	88,43	11,57
40-60%	87,01	12,99
60-80%	88,01	11,98
20% mais ricos	85,16	14,83
<i>10% mais ricos</i>	83,38	16,62
<i>5% mais ricos</i>	81,92	18,08
<i>1% mais rico</i>	79,95	20,05
Total	87,41	12,59

Fonte: Censo 2010, IBGE. Elaboração Própria.

A imigração qualificada no Distrito Federal é fortemente influenciada pela presença da administração pública. Brasília é a sede das três esferas do governo federal, bem como de diversos órgãos, autarquias e empresas públicas. Como esse setor, entre 2000 e 2010, tendeu a remunerar cada vez melhor seus funcionários, Brasília se tornou mais atrativa para trabalhadores qualificados em busca de melhores oportunidades. A proporção de servidores públicos entre os imigrantes é maior que sua proporção entre a população total. Considerando os responsáveis pelos domicílios², 19,4% dos funcionários públicos do Distrito Federal em 2010 não moravam nessa UF cinco anos antes, proporção muito maior que os 12,6% da população em geral. Também, entre os imigrantes mais ricos, 34,5% eram funcionários públicos estatutários. Por fim, entre todos os funcionários públicos imigrantes, 64,7% fazem parte do quintil superior da distribuição de renda. A próxima seção apresenta a metodologia usada para investigar os determinantes da desigualdade nos dois anos sob análise.

² Ao restringir a amostra a esse grupo, podemos ver a proporção de famílias que mudaram por diferentes características dos responsáveis pelo domicílio. Os funcionários públicos considerados são apenas os estatutários, dada a impossibilidade de identificar os servidores celetistas, temporários e os políticos. Se pudéssemos, essa imigração seria ainda maior e os efeitos na desigualdade ainda mais pronunciados.

3. Metodologia

3.1. Decomposição Estática da desigualdade por subgrupos populacionais

Os índices de desigualdade da classe de Entropia Generalizada podem ser diretamente decompostos a partir de subgrupos da população, diferentemente do índice de Gini (COWELL, 2009). Esses índices apresentam as cinco propriedades necessárias para se medir e decompor a desigualdade, as quais podem ser vistas na seção 1 do apêndice B. A fórmula de cálculo desses índices, bem como do índice de Gini, está na seção 2 do apêndice B. Nessa classe de índices, a desigualdade pode ser dividida em duas partes, uma com as diferenças entre os grupos populacionais (*between*) e outra com as diferenças dentro de cada grupo (*within*). Esse método nos dá a proporção da desigualdade explicada pelas heterogeneidades dos diferentes grupos que constituem a sociedade (BOURGUIGNON, 1979; SHORROCKS, 1982). A desigualdade total é igual à soma das duas partições:

$$I = I_{\text{between}} + I_{\text{within}}$$

Esse tipo de decomposição acessa a contribuição para a desigualdade que uma determinada característica exerce. Um subgrupo populacional é composto de indivíduos que compartilham uma característica em comum. É possível calcular a parcela da desigualdade advinda das diferenças entre gênero, grupos de idade, região que mora, escolaridade, raça/cor, tipo de ocupação, entre outros. Uma limitação desse método é que ele só mede a desigualdade advinda entre cada grupo separadamente. Dessa forma, os resultados não são controlados pelas outras características (WAN, 2004). Formalmente, usando a Entropia Generalizada, a desigualdade entre grupos é calculada como abaixo:

$$I_{\text{between}} = \frac{1}{(\alpha^2 - \alpha)} \sum_{j=1}^k \left[f_j \left(\frac{\bar{y}_j}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right]$$

Onde f_j é a proporção do subgrupo na população total e \bar{y}_j é a renda média do subgrupo j . O resultado nos dá a parte da desigualdade “explicada” apenas por diferenças

entre os k grupos. O peso de cada grupo no total tem que ser ponderado pela sua participação na população total. No caso de gênero, k será igual a dois e I_{between} nos dá o valor da desigualdade correspondente às diferenças de renda entre homens e mulheres.

A desigualdade dentro dos grupos pode ser definida de forma residual e significaria a proporção não explicada. Formalmente:

$$I_{\text{within}} = \sum_{j=1}^k v_j^\alpha f_j^{1-\alpha} E(\alpha)_j$$

Sendo v_j a proporção da renda total que o subgrupo j detém. $E(\alpha)_j$ é a desigualdade medida dentro de cada grupo $j=1,2,\dots,k$. I_{within} , então, nos dá a soma ponderada da desigualdade dentro de cada grupo que compõe a sociedade (BELLÙ E LIBERATI, 2006).

Cowell e Jenkins (1995) dão uma significação bastante intuitiva para o I_{between} . Ele pode ser interpretado analogamente ao R^2 de uma regressão, ou seja, podemos encontrar o percentual do total da desigualdade explicada pelas diferenças entre os subgrupos. Isso seria simplesmente o valor do I_{between} dividido pelo I total. Matematicamente:

$$R_b = \frac{I_{\text{between}}}{I}$$

R_b nos dá a proporção da desigualdade advinda das diferenças entre determinados grupos populacionais mutuamente excludentes. Isso quer dizer que esse percentual explicado não leva em conta outros fatores, ou seja, não há controles, como em uma regressão. Assim, os resultados gerados só consideram apenas uma característica por vez, podendo ser espúrios (SALARDI, 2005; WAN, 2004). Por isso, a análise de decomposição dos índices de Entropia Generalizada é acompanhada de uma análise de regressão dos determinantes da renda. Ao fim, usamos as técnicas mais modernas de decomposição por regressão, como o método de Fields e o *Shapley value*, as quais serão descritas na próxima seção. Com isso, podemos ter uma estimação mais robusta dos determinantes da desigualdade em um momento no tempo.

3.2. Decomposição da desigualdade utilizando regressão

A literatura de decomposição da desigualdade por regressão tem como pioneiro Oaxaca (1973). Nesse trabalho, o autor mediu o quanto as diferenças salariais entre homens e mulheres eram devido a dotações distintas e o quanto eram explicadas pela discriminação. Essa abordagem foi inovadora para o período, mas só calculava as diferenças percentuais no salário advinda dessas duas questões, sem aplicar índices de desigualdade ou desagregar o efeito de cada variável. Essa literatura foi pouco desenvolvida até a década de 1990, quando ressurgiu um interesse pelo tema. Novos trabalhos utilizando regressão quantílica e estatística não paramétrica começaram a surgir, porém, os resultados eram pouco conclusivos (WAN, 2002).

Segundo Wan (2002) e Wan e Zhou (2004), a partir do final da década de 1990, o interesse passou a ser em quantificar a contribuição de vários determinantes isolados na desigualdade total e não mais as disparidades de renda entre grupos diferentes (homem x mulher, branco x negro...). Os trabalhos de Fields (1998), Fields e Yoo (2000), Shorrocks (1999) e Morduch e Sicular (2002) foram a base para a decomposição da desigualdade usando regressão. Wan (2002; 2004) deu importantes contribuições para aperfeiçoar o método.

O ponto de partida para qualquer análise de decomposição via regressão é definir a função geradora da renda (*income-generating function*). Deve-se usar a renda como variável dependente, seja na forma linear ou logarítmica. As variáveis independentes são os possíveis determinantes dessa renda, como educação e experiência e também *dummies* medindo as diferenças por gênero, raça, tipo de ocupação, região de moradia... Essa abordagem permite a inclusão de n variáveis que possam afetar a renda do indivíduo e conseqüentemente a distribuição da mesma.

Cada variável, então, tem uma contribuição no total da renda. Na análise de regressão, essa contribuição é tratada como se fosse um fator de renda (MORDUCH E SICULAR, 2002). A renda total é igual ao somatório da renda gerada por todos os fatores de renda e da proporção não explicada advinda do termo de erro.

Na próxima subseção, mostraremos o método de Fields (1998), usado por Fields e Yoo (2000) e Salardi (2005) e os problemas identificados nele.

3.2.1 O método de Fields (1998)

Fields (1998) e Fields e Yoo (2000) usam uma regressão sobre o logaritmo do salário como ponto de partida para atribuir o percentual da desigualdade no mercado de trabalho explicada por cada variável e o percentual não explicado (resíduo). A regressão estimada é:

$$\ln(Y) = \beta_0 + \sum_k \beta_k x_k + \varepsilon = \sum_j a_j Z_j$$

$$\text{Com } a_j = [\beta_0 \ \beta_1 \ \beta_2 \ \dots \ \beta_j \ 1]$$

$$\text{e } Z_j = [1 \ x_1 \ x_2 \ \dots \ x_j \ \varepsilon]$$

Os autores, então, provam que a desigualdade do logaritmo da renda pode ser decomposta usando qualquer índice de desigualdade que satisfaça quatro dos axiomas descritos no apêndice B, sendo não necessário satisfazer o axioma da decomponibilidade. A contribuição de cada variável na desigualdade total é:

$$S_j(\ln Y) = \frac{\text{cov}[a_j Z_j, \ln Y]}{\sigma^2(\ln Y)} = \frac{a_j * \sigma(Z_j) * \text{cor}[Z_j \ln Y]}{\sigma(\ln Y)}$$

Assim,

$$\sum_j S_j(\ln Y) = 100\%$$

O total explicado é:

$$\sum_j^{J-1} \frac{\text{cov}[a_j Z_j, \ln Y]}{\sigma^2(\ln Y)} = R^2(\ln Y)$$

A proporção de cada variável no total é:

$$p_j (\ln Y) = \frac{S_j (\ln Y)}{\sum_j S_j (\ln Y)}$$

Portanto, a contribuição de cada variável é dada pela covariância entre o coeficiente estimado e o logaritmo da renda dividida pela variância total do logaritmo da renda. Na prática, os autores decompõem a variância, que é sabidamente uma medida imprópria para a desigualdade. Porém, como o efeito de cada variável independente também foi mudado pela escala, eles argumentam que as proporções explicadas são robustas e valem para qualquer índice de desigualdade usado. Entretanto, Morduch e Sicular (2002) e Wan (2002) criticam essa abordagem, tanto por causa da decomposição da variância como por decompor o logaritmo da renda e não a renda propriamente dita. Segundo eles, apesar da desigualdade do logaritmo manter as rendas na mesma ordem, ela é menor que a desigualdade real, pois os valores muito altos deixam de ter seu devido peso na distribuição. De toda forma, apresentamos os resultados também pelo método de Fields, os quais corroboram os resultados da decomposição convencional e da decomposição por regressão mais moderna, usando o *Shapley value*.

Morduch e Sicular (2002) usam uma equação linear da renda como ponto de partida para decompor a desigualdade. Os resultados variam grandemente conforme o índice usado. Além disso, as estimações têm um resíduo (parte não explicada) considerável (acima de 50% na maioria dos casos). Por isso, não é recomendável utilizar equações lineares para chegar a conclusões para políticas públicas. Diante desses problemas Wan (2002; 2004) aperfeiçoa o método usando a noção de *Shapley value*, a qual foi integrada à análise de desigualdade por Shorrocks (1999). Na próxima subseção, apresentamos esses aperfeiçoamentos, bem como sua aplicabilidade aos dados.

3.2.2 O *Shapley value*

As grandes contribuições dos trabalhos de Wan (2002; 2004) são conseguir generalizar os métodos anteriores para qualquer forma de função da renda e índice de desigualdade e ainda resolver inconsistências antes não tratadas. O maior problema identificado e tratado por Wan é em relação ao resíduo. Como ele tem média zero, ele não

afeta a média da variável dependente, mas afeta sua densidade e, portanto, a distribuição. Outro problema é quanto à constante (β_0). Pelo princípio da transferência, se a constante for positiva, a desigualdade medida será menor, pois a renda de todos é acrescida de um valor igual, e vice-versa. Para resolver essas questões, Wan propõe a seguinte equação de regressão:

$$Y = F(X) = \beta_0 + Y(X) + \varepsilon = Y^* + \varepsilon$$

Nessa equação, Y pode ser medido de forma linear ou logarítmica. Y(X) corresponde apenas aos coeficientes estimados para cada X. Y* é toda a parte explicada pelo modelo ($\beta_0 + Y(X)$) e ε é o termo de erro.

Para calcularmos a proporção explicada total e a contribuição do resíduo, deve-se definir a contribuição do termo de erro de forma residual (WAN, 2002). A pergunta a ser respondida é: se não existir o termo de erro, qual seria a desigualdade? Aplicando um operador de desigualdade I, temos:

$$I(Y|\varepsilon=0) = I(Y^*)$$

Portanto, a proporção explicada é a desigualdade dos valores preditos pela regressão, que necessariamente será menor que a desigualdade dos valores observados. A contribuição do resíduo é simplesmente a diferença entre essas duas medições. Assim, a contribuição de ε para a desigualdade total (C_E) é dada por:

$$C_E = I(Y) - I(Y^*)$$

Quanto à constante, sua contribuição é também definida de forma residual. Devemos calcular a desigualdade explicada caso a constante fosse zero. Analogamente às equações acima, temos:

$$I(Y^*|\beta_0=0) = I[Y(X)]$$

E a contribuição da constante é:

$$C_{\beta_0} = I(Y^*) - I[Y(X)]$$

Dessa forma, podemos dividir a desigualdade total em três partes:

$$I(Y) = C_{\beta_0} + I[Y(X)] + C_E$$

Sendo que a contribuição percentual de cada termo na desigualdade observada é simplesmente o seu valor dividido pelo total ($I(Y)$). A contribuição da constante é zero no caso de uma equação log-linear. Nessas circunstâncias, a decomposição é feita sobre o exponencial da renda estimada. Desagregando $F(X)$ pelas propriedades da exponenciação, temos:

$$F(X) = \text{EXP}(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon) = \text{EXP}(\beta_0) * \text{EXP}(\beta_1 X_1) * \dots * \text{EXP}(\beta_k X_k) * \text{EXP}(\varepsilon)$$

Assim, a constante se torna apenas um escalar que multiplica toda a parte variável da equação. Pelo princípio da independência à escala, sabemos que a desigualdade não será afetada e, portanto, a contribuição da constante é nula.

Para desagregarmos a parte explicada por cada variável independente, usamos o *Shapley value* como descrito por Shorrocks (1999). Esse método consiste em aplicar a noção de jogos cooperativos na mensuração dos determinantes da desigualdade. Em um artigo seminal do ganhador do Nobel de economia de 2012 (SHAPLEY, 1953), em um jogo cooperativo com n indivíduos, os *payoffs* serão diferentes para cada jogador, pois cada um tem um poder de barganha (como capacidade de fazer conluíus) diferente no jogo. Analogamente, na desigualdade, cada fonte ou determinante da renda tem uma importância diferente no total e se relaciona com os outros determinantes de formas distintas.

O *Shapley value* nos dá o impacto marginal de cada variável independente. Definimos a desigualdade como uma função de s variáveis, sendo k variáveis explicativas e o termo de erro ($s=k+1$). Formalmente temos: $I = (X_1, \dots, X_j, \dots, X_k, \varepsilon)$ ou $I = (X_1, \dots, X_j, \dots, X_k, X_s)$, sendo que I é um índice de desigualdade qualquer. A contribuição de cada variável é dada pela diferença entre a desigualdade total e a desigualdade medida se essa variável for ‘excluída’ (substituída pela sua média – a desigualdade da variável torna-se nula³). A estrutura

³ Há dois métodos distintos: substituir pela média da variável ou igualá-la a zero. O primeiro elimina a desigualdade causada pela variável e o segundo elimina a variável em questão. Eliminar a variável é problemático, pois os resultados são voláteis e menos intuitivos (SASTRE E TRANNOY, 2002). Portanto, usamos o primeiro método. Ele nos dá basicamente qual seria a desigualdade se o j -ésimo determinante fosse igualmente distribuído, ou seja, não tivesse impacto algum na renda total.

do modelo a ser analisado é (K, F), sendo K o conjunto de fatores e F a função usada para determinar a renda.

Nomeando como S o conjunto de s variáveis, I[F(S)] é o valor da desigualdade quando a j-ésima variável é removida. Portanto I[F(1)] é a desigualdade medida sem uma variável, I[F(2)] nos dá a desigualdade sem duas variáveis, I[F(K)] nos dá toda a desigualdade explicada (I medida sem nenhuma variável explicativa, apenas ε) e I[F(∅)]=0, ou seja, a desigualdade é nula se todos os fatores (incluindo ε) forem removidos.

Mas, a contribuição marginal difere conforme mudamos a ordem de exclusão da variável. Por exemplo, se X_j for a primeira a ser excluída, sua contribuição marginal será diferente do que se ela fosse a sétima excluída. Assim, deve-se computar a contribuição marginal em todas as ordem possíveis e tirarmos a média para cada variável. Definimos $M = \{1, \dots, m, \dots, s\}$ como o conjunto que nos dá a sequência de eliminações realizadas. Devemos computar o efeito de apenas uma eliminação (uma variável na primeira posição) e de diversas, sendo que a posição de cada variável influi no resultado de todas as outras, inclusive o termo de erro. Assim, o número máximo de permutações possíveis é s!. Portanto, definindo C_j (K, F) como a contribuição marginal do j-ésimo determinante da desigualdade, temos:

$$C_j (K, F) = \sum_{m=0}^s \sum_{j \in S} \frac{(s-m)! m!}{s!} [I(F(S)) - I(F(S - \{j\}))]$$

O último termo nos dá a desigualdade medida se removermos o fator j do conjunto de fatores S. Assim, a contribuição marginal de cada variável iguala a média das m eliminações realizadas. O *Shapley value* é a dado quando o número de eliminações realizadas esgota todas as possibilidades, fazendo com que a decomposição seja independente e exata. O número de subconjuntos formados pelas variáveis é 2^s. Se temos três variáveis, x₁, x₂ e x₃, deve-se computar a desigualdade retirando cada uma das variáveis e todas as interações entre elas. Assim, temos 2³ computações: I[F(x₁)], I[F(x₂)], I[F(x₃)], I[F(x₁ ∪ x₂)], I[F(x₁ ∪ x₃)], I[F(x₂ ∪ x₃)], I[F(x₁ ∪ x₂ ∪ x₃)] e I[F(∅)]. O impacto marginal da variável na desigualdade é dado pela média dos seus impactos marginais em cada ordem de eliminação (CHARPENTIER E MUSSARD, 2010). Quando eliminamos a variável na primeira posição, o impacto médio dessa posição é igual a ele mesmo. Quando eliminamos x₁ na segunda posição, seu impacto é dado pela média dos impactos quando x₂ é eliminado primeiro e quando x₃ é eliminado primeiro. Na terceira e última posição, o impacto médio de x₁ também

é ele mesmo. Assim, a contribuição de x_l é a média dos impactos marginais em cada posição.

Shorrocks (1999) e Sastre e Trannoy (2002) provam que o *Shapley value* é uma decomposição simétrica e sensível ao índice de desigualdade usado. Porém, Wan (2004) e Baye e Epo (2011), ao aplicarem esse método para dados chineses e camaroneses usando uma função log-linear, perceberam que a sensibilidade ao índice utilizado não é grande, não alterando qualitativamente os resultados, ao contrário das funções lineares de Morduch e Sicular (2002). Araar e Duclos (2007) desenvolveram e disponibilizaram gratuitamente um pacote para Stata[®] que computa o *Shapley value*, o qual exige grande capacidade computacional, dado que os impactos marginais de cada variável devem ser estimados. O presente trabalho utiliza as implementações computacionais feitas por esses autores. A próxima seção apresenta os resultados usando primeiramente a decomposição convencional e depois a decomposição por regressão.

4. Resultados

4.1. Decomposição Estática da Desigualdade no Distrito Federal, 2000 e 2010

Para entender melhor os maiores componentes da desigualdade no Distrito Federal em 2000 e 2010 e explicar por que ela não caiu, ao contrário do Brasil, começamos decompondo a desigualdade da renda domiciliar *per capita* pelos índices de Entropia Generalizada. Essas medidas permitem esse tipo de análise, nos dando o percentual da desigualdade devido a diferenças entre grupos em um momento do tempo.

O argumento de que o aumento de renda dos funcionários públicos durante a primeira década desse século foi o principal fator para manter a desigualdade no Distrito Federal bastante alta é corroborado por essa metodologia. Os resultados nas próximas subseções, usando a decomposição por regressão, são ainda mais fortes e conclusivos.

Para dividir a população em subgrupos, optou-se por utilizar as características do responsável pelo domicílio em que a família vive. Litchfield (2001), Salardi (2005) e Ferreira et al. (2006) usam esse tipo de análise. Como estamos medindo a desigualdade da renda domiciliar *per capita* (todos os membros de um domicílio têm a mesma renda), a menor unidade sob análise é um indivíduo que vive em um domicílio. O responsável por esse domicílio teria características representativas. Os resultados devem ser interpretados como o percentual da desigualdade advinda das diferenças entre os responsáveis pelos domicílios⁴. Foram utilizados seis atributos para dividir a população em subgrupos, são eles:

1) *Escolaridade do responsável pelo domicílio:*

Essa característica talvez seja a mais explicativa para as desigualdades de renda em qualquer lugar do mundo (BOURGUIGNON E MORRISON, 2002; BECKER, 2005). É conhecido que a renda é crescente para o nível de educação que um indivíduo possui. Também, é natural que famílias com chefes mais educados serão compostas por cônjuges mais educados e filhos no processo de se educar. É de se esperar que o grau de escolaridade de um indivíduo explique boa parte das diferenças de renda. Seguindo Ferreira et al (2006), mas adicionando o último intervalo, essa variável foi dividida em 6 grupos: analfabetos, 1 a 4

⁴ Cada responsável teria um peso na amostra igual ao tamanho da sua família multiplicado pelo fator de expansão da amostra atribuído pelo IBGE.

anos de estudo (início do primário), 5 a 8 anos (final do primário), 9 a 11 anos (Ensino Médio), 12 a 15 anos (Nível Superior) e 15 anos ou mais (Pós-Graduação).

2) Idade do responsável pelo domicílio:

A decomposição por essa característica permite medir as diferenças advindas das faixas etárias. Com isso, é possível ver se há grandes desigualdades entre domicílios chefiados por pessoas jovens, de meia idade ou mais velhas. Essa variável foi dividida em 6 faixas etárias: menor que 25 anos, entre 25 e 34, entre 35 e 44, entre 45 e 54, entre 55 e 64 e 65 ou mais anos.

3) Raça/cor do responsável pelo domicílio:

Aqui, a desigualdade é decomposta pelas diferenças nas rendas domiciliares *per capita* segundo a raça/cor do indivíduo responsável. O Brasil, pelo seu passado escravista, possui desigualdades raciais incômodas, e isso persiste inclusive em grandes cidades (GARCIA, 2006). A amostra foi dividida em 3 grandes grupos de raça/cor: Brancos, Pretos e pardos e Outros. O último inclui indígenas, asiáticos e os que não informaram a raça. O subgrupo outros só representou 1,2% da população em 2000 e 1,8% em 2010.

4) Gênero do responsável pelo domicílio:

O responsável pelo domicílio pode ser mulher ou homem. É de se esperar alguma diferença entre a renda domiciliar *per capita* dos domicílios chefiados por um e por outro, dada a maior vulnerabilidade de famílias constituídas por mães solteiras e a menor remuneração das mulheres no mercado de trabalho, um fenômeno mundial (GUSTAFSSON E JOHANSSON, 1999).

5) Tamanho da Família

Aqui, dividimos os domicílios em seis grupos, conforme o número de moradores residentes. Dividimos em domicílios com um morador, dois, três, quatro, cinco e seis ou mais. A renda domiciliar *per capita* é estritamente decrescente com o tamanho da família. Quanto mais moradores o domicílio tem, menor é a renda disponível para cada um dos seus habitantes. Isso ocorre pela maior incidência de crianças e idosos, que não trabalham. Também, famílias mais pobres tendem a ter mais integrantes, dada suas restrições monetárias (FERREIRA ET AL, 2006). Dessa forma, diferenças entre esses grupos devem ter um

impacto não negligenciável sobre a desigualdade.

6) *Tipo de Ocupação do responsável pelo domicílio:*

Com essa variável, é possível analisar se há desigualdade entre a renda domiciliar *per capita* entre domicílios chefiados por indivíduos com diferentes ocupações. Os indivíduos foram divididos conforme seu empregador e a condição desse trabalho (formal ou informal). Essa variável permite acessar a contribuição dos diferenciais de renda entre os funcionários públicos⁵ e o resto da população no total da desigualdade. Dividimos a amostra em 9 categorias: funcionário público civil ou militar, trabalhador formal na iniciativa privada, trabalhador sem carteira assinada, trabalhador doméstico com carteira assinada, trabalhador doméstico sem carteira assinada, trabalhador por conta própria, empregador, outro (não remunerado no trabalho) e desocupado⁶.

7) *Região Administrativa:*

Por fim, dividimos a população em subgrupos de acordo com o lugar em que o domicílio está localizado. O Distrito Federal foi dividido em 19 Regiões Administrativas e a zona rural, conforme o Censo de 2000, o que está detalhado no apêndice A. A segregação urbana é muito presente nas metrópoles brasileiras e a forma como o espaço é ocupado é bastante influenciado pela renda (GARCIA, 2006). Dessa forma, a decomposição nos dará o quanto as diferenças localizacionais contribuem para a desigualdade total.

Abaixo, na tabela 4, mostramos a desigualdade medida pelo índice de Gini e pelos índices da classe de Entropia Generalizada em 2000 e 2010. Uma ressalva precisa ser feita: no Censo 2010, por erro dos recenseadores, algumas rendas não declaradas foram reportadas como zero. 4% da amostra total tinha renda nula. Para identificar esses “falsos pobres”, investigou-se se o domicílio em questão possuía bens materiais relevantes, como geladeira, automóvel, microcomputador, máquina de lavar e televisão. Se houvesse dois ou mais desses bens, a renda desse domicílio era alterada para não informada e não computada no cálculo. Mesmo assim, 2,8% da amostra ainda permaneceu com renda zero. No texto, optamos por apresentar a desigualdade usando a amostra com rendas nulas. Todas as rendas nulas

⁵ Os funcionários públicos aqui analisados são apenas os estatutários. Os questionários dos censos permitem somente a identificação desse tipo de servidores. Os funcionários celetistas não estão especificados na amostra. Eles estão incluídos no grupo de trabalhadores formais da iniciativa privada.

⁶ O indivíduo que trabalha de forma não remunerada ou é desocupado pode ter renda de outras fontes, como pensões, capital ou transferências. Também, como medimos a renda domiciliar *per capita*, os rendimentos de outros membros da família se somam a renda do chefe para o cálculo da renda média do domicílio.

remanescentes são de indivíduos que moram em domicílios chefiados por desocupados ou trabalhadores não remunerados, o que faz-nos crer que essa renda é realmente nula ou muito próxima a zero, dada a vulnerabilidade desses grupos. É razoável que o Distrito Federal tenha pessoas vivendo em extrema pobreza, as quais a renda mensal é muito próxima de zero (o que, para efeitos práticos, não afeta os resultados caso fosse reportada como zero). Todos os índices mostraram uma elevação da desigualdade no Distrito Federal, principalmente o E(2), o que indica maiores diferenças na parte mais alta da distribuição⁷. Pode-se afirmar que a entropia das rendas no Distrito Federal aumentou⁸. A análise de decomposição indica possíveis causadores disso.

Tabela 4 – Índice de Gini e Índices da Classe de Entropia Generalizada para o Distrito Federal, 2000 e 2010

	2000	2010	Variação Total	Variação Percentual
Gini	0,627	0,637	0,010	1,6%
E(0)	0,771	0,846	0,075	9,7%
E(1)	0,789	0,850	0,061	7,7%
E(2)	2,210	3,530	1,32	59,7%

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

Na tabela 5, são mostradas as estimações do percentual em que cada atributo contribui para a desigualdade em 2000 e 2010, segundo os três índices mais importantes da classe de Entropia Generalizada. Os índices E(0) e E(1) costumam apresentar resultados próximos, enquanto E(2), pela sua construção matemática, tende a ter um I_{between} menor, principalmente em sociedades mais desiguais (LITCHFIELD, 2001). Como as diferenças no topo da distribuição aumentaram, a desigualdade medida pelo E(2) foi a que mais subiu, como mostrado. Também, como as diferenças entre grupos não mudaram tão fortemente nesses 10 anos, o percentual explicado do E(2) tendeu a cair mais que proporcionalmente aos outros índices, não importa o subgrupo populacional de interesse. Por isso, os resultados do E(0) e

⁷ Como os índices de Theil-T e Theil-L não computam rendas nulas, seguiu-se o método de Eble (2007), imputando uma renda equivalente a 1% da renda média para todos os indivíduos com renda igual a zero. No Censo 2000, não havia rendas nulas na amostra, pois o IBGE fez a imputação antes de lançar os dados.

⁸ Se calcularmos os índices em 2010 usando a amostra sem rendas nulas, teremos Gini=0,628, E(0)=0,759; E(1)=0,823; E(2)=3,419. Apenas o E(0) apresentaria redução em relação a 2000, por justamente dar maior peso às diferenças entre as rendas dos mais pobres. Essa estimacão pode ser vista como o menor nível possível de desigualdade para o Distrito Federal em 2010, o que ainda é superior (ou pelo menos não inferior) a 2000.

E(1) são mais robustos.

Tabela 5 – Decomposição Estática da Desigualdade por Subgrupos Populacionais, 2000 e 2010

Subgrupo	Proporção Explicada 2000			Proporção Explicada 2010		
	E(0)	E(1)	E(2)	E(0)	E(1)	E(2)
Escolaridade	41,9%	43,9%	20,2%	36,4%	37,8%	11,1%
Idade	5,3%	4,8%	1,6%	4,3%	4,1%	1,0%
Raça/cor	9,7%	9,1%	3,2%	8,2%	8,2%	2,0%
Gênero	0,7%	0,7%	0,2%	1,3%	1,2%	0,3%
Tamanho da Família	7,4%	8,1%	3,4%	11,2%	11,2%	2,9%
Tipo de Ocupação	12,9%	13,6%	6,3%	14,2%	15,4%	4,5%
Região Administrativa	40,1%	41,5%	18,9%	32,5%	35,1%	10,7%

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

Como esperado, as variáveis que mais descrevem a natureza da desigualdade no Distrito Federal são a Região Administrativa do domicílio e a escolaridade do responsável pelo domicílio. Segundo os índices E(0) e E(1), essas duas variáveis correspondiam, cada uma, por pouco mais de 40% da desigualdade total em 2000. Ambas caíram mais de 5% nesses 10 anos. Esse resultado é consistente com Ferreira et al. (2006) e Azzoni e Neto (2011), os quais indicam uma tendência a menores divergências regionais e retornos para educação menos acentuados no Brasil, porém ainda altos. O Distrito Federal parece seguir a tendência pelo menos para o caso da educação. Quanto às diferenças regionais, entre 2000 e 2010, os resultados indicam que há uma maior desigualdade dentro das regiões administrativas, e não entre as RAs. Porém, como as regiões consideradas são as mesmas de 2000, sem incluir em 2010 as novas RAs criadas no período, não podemos concluir que houve redução das desigualdades regionais. Houve o surgimento ou grande crescimento de novos conjuntos habitacionais como Itapoã, Varjão, Cidade Estrutural, Vicente Pires, Águas Claras, entre outros. Para permitir a comparabilidade entre os censos, eles foram inseridos na respectiva região administrativa em que aquela área pertencia em 2000. Assim, aumentaram-se as heterogeneidades internas das RAs. As diferenças regionais, dessa forma, podem ter aumentado se desagregássemos as novas regiões.

A idade do responsável pelo domicílio tem relevância razoável na desigualdade total

e teve uma redução entre 2000 e 2010. Isso demonstra que diferenças de renda intergeracionais são relativamente baixas entre os indivíduos que já constituíram um domicílio, mas ainda assim explicam parte da desigualdade. As rendas são, nos dois anos, estritamente crescentes conforme a idade do chefe. Os mais jovens (menores de 25 anos) têm renda menor que 50% da média total enquanto os mais velhos (maiores de 65) têm renda 40% acima da média. Não houveram mudanças significativas nessa proporção entre 2000 e 2010.

Quanto a raça dos indivíduos, ela se mostrou importante para a desigualdade nos dois anos, mas também teve menor poder explicativo em 2010. Esse resultado, por não controlar pelos outros atributos dos indivíduos está superestimado, o que será demonstrado na seção com a decomposição por regressão. É perceptível o aumento na proporção de responsáveis pelos domicílios que se declararam pretos ou pardos. Em 2000, 51% da população do DF viviam em domicílios chefiados por pretos ou pardos, subindo para 57,7% em 2010. Os brancos caíram de 47,5% para 40%. Isso indica uma maior percepção da questão racial, fomentadas pelas contínuas campanhas contra o racismo e as políticas de quotas raciais na Universidade de Brasília. Porém, a renda dos pretos e pardos ainda é muito mais baixa, apenas 45,5% da dos brancos em 2000 e 46,9% em 2010, menos da metade.

Comparando os dois anos, percebe-se que a maioria das variáveis apresentou menor poder explicativo em 2010 comparativamente a 2000, com exceção de gênero, tamanho da família e tipo de ocupação. O gênero do responsável pelo domicílio é pouco relevante para a desigualdade total, explicando menos de 1,5% em qualquer um dos anos. A ligeira elevação do percentual explicado por essa variável é, provavelmente, consequência do maior número de mulheres que foram consideradas chefes do domicílio. Elas eram apenas 32,5% em 2000 e foram 43,1% em 2010. Esse fenômeno já havia sido notado por Salardi (2005) e indica um maior reconhecimento da figura feminina como responsável pela sua família, mesmo que ela tenha uma renda monetária menor que seu cônjuge.

Por esse método, o tamanho da família ficou mais relevante para a desigualdade total. Porém, a decomposição por regressão, ao controlar por outros fatores, indica que essa variável continuou com a mesma contribuição para a desigualdade nos dois anos. O tamanho médio das famílias saiu de 3,71 em 2000 para 3,3 em 2010. Dividindo por quantis da renda, entre os 20% mais ricos, a média de moradores caiu de 3,14 para 2,69. Entre os 20% mais pobres, de 4,61 para 3,96. Percentualmente, a queda foi ligeiramente maior entre os mais ricos (14,3% contra 14,1%). Esse resultado não nos permite concluir que a mudança no perfil das famílias foi relevante para a manutenção da desigualdade no Distrito Federal.

Por fim, o tipo de ocupação do chefe da família foi relevante para explicar parte da desigualdade em 2000 e 2010. Os percentuais medidos pelo E(0) e E(1) subiram de 12,9% e 13,6% para 14,2% e 15,4%, respectivamente. O percentual o medido pelo E(2) caiu, pelos motivos explicados acima. Desagregando por cada subgrupo do tipo de ocupação, vemos que o mais relevante para a desigualdade em 2010 foram os funcionários públicos. Os índices de Theil-T e Theil-L são construídos de forma que os indivíduos/subgrupos com renda acima da média geral contribuam positivamente para a desigualdade, enquanto que os indivíduos/subgrupos mais pobres geram um valor negativo para os índices. Por tipo de ocupação, apenas funcionários públicos e empregadores têm renda acima da média. Então, olhando apenas a contribuição dos funcionários públicos no Theil-T, ela chega a 26% em 2010, frente a 12,7% em 2000. No Theil-L a proporção é menor, mas também indica elevação, de 7,7% para 11,6%. Todos os outros subgrupos em qualquer das variáveis de interesse tiveram sua contribuição não modificada ou reduzida entre 2000 e 2010.

A desigualdade entre domicílios com chefes em diferentes ocupações se acentuou nesses 10 anos. As mudanças relativas nas rendas das categorias mais pobres foram pequenas. Porém, entre os mais ricos, empregadores e funcionários públicos, houve mudanças importantes. Os primeiros tiveram sua renda proporcionalmente reduzida se comparada ao resto da população (de 3,28 vezes a média para 2,90), enquanto os últimos tiveram uma elevação (1,67 para 2,24). Também, a proporção de empregadores entre os responsáveis pelos domicílios caiu consideravelmente (de 3,4% para 1,9%). A desigualdade entre tipos de ocupações era bastante influenciada pelo grupo de empregadores em 2000. Em 2010, os funcionários públicos passaram a ter o maior peso entre os tipos de ocupações, pois tiveram grande aumento de renda e um pequeno aumento na proporção na população geral, de 11,8% para 12,3%. Os dados para todos os tipos de ocupações nos dois anos podem ser vistos na seção 2.6 do apêndice B.

No entanto, a decomposição convencional da desigualdade é um método insuficiente para afirmar que foi a elevação de salários dos servidores públicos o principal responsável pela manutenção da alta desigualdade no Distrito Federal. Essa análise de decomposição convencional não controla pelo efeito das outras variáveis. A decomposição via análise de regressão traz resultados mais conclusivos e robustos que confirmam essa visão. A próxima seção estima uma regressão dos determinantes da renda e a seção subsequente a decompõe.

4.2 Estimando os determinantes da renda domiciliar *per capita*

Nesta seção, estimamos os determinantes da renda domiciliar *per capita*. É feita uma regressão log-linear que serve de base para a decomposição da desigualdade que será apresentada na próxima seção. A forma funcional é basicamente uma equação minceriana (*income-generating function*), a qual nos dá o retorno dos anos de estudo, idade/experiência e os impactos de outras diferenças individuais na renda (MINCER, 1974). A variável dependente é o logaritmo natural da renda domiciliar *per capita*. As variáveis independentes contínuas ou discretas são usadas nessa forma, não sendo feita sua divisão em subgrupos, diferentemente da decomposição convencional. A principal característica desse tipo de regressão, por estar em log-nível, é reportar aproximadamente em porcentagem o impacto marginal de cada variável independente (WOOLDRIDGE, 2010). Também, ela é melhor ajustada para explicar a renda e permite decomposições mais robustas e menos voláteis (WAN, 2004).

Como a decomposição pelo método do *Shapley value* exige uma capacidade computacional grande, não é possível incluir todas as variáveis binárias de Região Administrativa. Para não haver perda de informação, optou-se por agregar as RAs em três grandes grupos: as de alta renda (Brasília – Plano Piloto, Cruzeiro, Lago Norte e Lago Sul), as de média renda (Guará, Taguatinga, Núcleo Bandeirante, Sobradinho, Gama, Candangolândia e São Sebastião – esta última apenas em 2010) e as de baixa renda (todas as outras e a zona rural)⁹. O grupo base é composto pelas RAs de baixa renda.

Para analisar a renda domiciliar *per capita*, a equação estimada leva em conta as características do responsável pelo domicílio. A renda domiciliar *per capita* pode variar por diferenças de escolaridade, idade, gênero, raça, entre outros. Essas variáveis, por sua vez, também são correlacionadas com o fato do indivíduo ser funcionário público ou privado. O uso de regressão nos dá o incremento na renda de apenas uma característica, *ceteris paribus*.

Na equação, ao invés dos nove subgrupos de tipo de ocupação usados na decomposição feita acima, utilizamos apenas quatro subgrupos. Isso foi feito por causa da necessidade de se estimar uma regressão mais enxuta que permita a decomposição da

⁹ Para cada ano, as Regiões Administrativas com renda média abaixo de 60% da média do Distrito Federal foram classificadas como de baixa renda. As regiões com renda entre 60% e 150% da renda média do DF foram classificadas no grupo intermediário. Por fim, as RAs com renda acima de 150% da média foram incluídas no grupo de alta renda. Os resultados das regressões com todas as *dummies* de região administrativa são equivalentes aos aqui apresentados (iguais até a segunda ou terceira casas decimais).

desigualdade. Os quatro subgrupos são: 1) funcionários públicos, 2) trabalhadores da iniciativa privada, 3) empregadores e 4) desocupados e trabalhadores domésticos/informais (constituído pelos trabalhadores domésticos com ou sem carteira assinada, pelos trabalhadores por conta própria, pelos trabalhadores sem carteira assinada e outros)¹⁰. O grupo base é esse último. Decidiu-se agregar os desocupados aos trabalhadores domésticos e informais por que eles têm renda média muito próxima nos dois anos, a qual é inferior à média geral. Dessa forma, o modelo estimado é:

$$\ln(Y_{pc}) = \beta_0 + \beta_1 \text{ Anos de Estudo} + \beta_2 \text{ Idade} + \beta_3 \text{ Branco} + \beta_4 \text{ Mulher} + \beta_5 \text{ Tamanho da Família} + \beta_6 \text{ Funcionário Público} + \beta_7 \text{ Iniciativa Privada} + \beta_8 \text{ Empregadores} + \beta_9 \text{ RA alta renda} + \beta_{10} \text{ RA média renda} + \varepsilon$$

Anos de Estudo nos dá os anos de estudo completos do responsável pelo domicílio, *Idade* é a idade do indivíduo em anos¹¹. *Branco* é uma variável binária (*dummy*) com valor 1 para indivíduos de cor branca e 0 caso contrário. *Mulher* é uma *dummy* para pessoas do sexo feminino. *Tamanho da Família* nos dá o número de moradores residentes no mesmo domicílio, os quais têm a mesma renda domiciliar *per capita*. *Funcionário Público*, *Iniciativa Privada* e *Empregadores* são *dummies* com valor unitário para cada um desses tipos de ocupação. Ao fim, há as duas *dummies* para a Região Administrativa do domicílio, uma se ele está localizado em uma das RAs de alta renda e outra se ele está em uma RA de média renda.

A tabela 6 abaixo corrobora a maioria dos resultados da decomposição feita na seção anterior. Houve uma diminuição no coeficiente de *idade*, *branco* e *RAs*. Em 2000, o aumento da renda era de 2,1% por cada ano de idade a mais, reduzindo para 1,8% em 2010. O diferencial entre brancos e não brancos saiu de 15,8% para 14,8%. As diferenças regionais caíram relativamente. Em 2000, os moradores das regiões de alta renda tinham renda 90% maior em 2000 e 84% em 2010. Isso demonstra uma maior equalização da renda por essas características. Quanto às mulheres, houve uma ligeira redução no diferencial. O efeito dos anos de estudo aumentou ligeiramente, de 9,8% para 10,0%, mas, mesmo com um retorno praticamente igual nos dois anos, os resultados da próxima seção, com a decomposição da

¹⁰ Os resultados da regressão inserindo todas as *dummies* por tipo de ocupação também não diferem qualitativamente dos resultados aqui apresentados.

¹¹ Optou-se por não incluir essa variável na forma quadrática, pois estamos trabalhando com a renda domiciliar *per capita* e ela é estritamente crescente para a idade do responsável do domicílio nos dois anos sob análise.

desigualdade por regressão, mostram que a participação dessa variável na desigualdade total caiu muito, o que corrobora a decomposição convencional da seção anterior.

O tamanho da família permaneceu com praticamente o mesmo coeficiente nos dois anos, o qual reduz a renda domiciliar *per capita* em 16% a cada morador a mais no domicílio. Quanto aos tipos de ocupação, a renda *per capita* dos domicílios chefiados por funcionários públicos subiu em relação aos chefiados por desocupados e trabalhadores domésticos ou informais. Também, o diferencial para os empregadores caiu entre 2000 e 2010, o que condiz com os resultados anteriores.

Tabela 6 – Determinantes da renda domiciliar *per capita* por características do responsável pelo domicílio. Distrito Federal, 2000 e 2010.

Variável Dependente: Logaritmo da renda domiciliar *per capita*

	2000	2010
Constante	4,2515	5,3193
Anos de estudo	0,0976	0,1007
Idade	0,0213	0,0182
Branco	0,1578	0,1475
Mulher	-0,1798	-0,1694
Tamanho da Família	-0,1612	-0,1647
Funcionário Público	0,4984	0,6150
Iniciativa Privada	0,2098	0,1234
Empregadores	0,9027	0,7405
RA Alta Renda	0,9043	0,8381
RA Média Renda	0,3897	0,3303
Teste F	7.775	4.701
R²	0,599	0,585
Observações	52.634	33.832

Nota 1: Todas as estimativas foram significantes ao nível de 1%

Nota 2: Foi usado o método de Mínimos Quadrados Ponderados, em que cada observação tem um peso atribuído pelo fator de expansão da amostra.

Para completar a análise, a próxima subseção mostra a decomposição da desigualdade usando essa regressão como base.

4.3 Decomposição da Desigualdade por regressão

Na decomposição por regressão, usamos o método de Fields e o *Shapley Value* para o índice de Gini, $E(0)$ e $E(1)$. Wan (2004) e Wan e Zhou (2004) fazem a decomposição usando o *Shapley value* também por esses três índices e verificam que a sensibilidade não é alta, mostrando que os resultados são robustos ao índice usado. A presente análise também chega a conclusões semelhantes usando qualquer um dos índices ou métodos, o que indica uma solidez das estimativas.

Decompomos a renda domiciliar *per capita* em 2000 e 2010 a partir das regressões da seção anterior. Os resultados nos dão a proporção da desigualdade advinda de cada variável. Esse método permite acessar a contribuição relativa de cada variável controlando-se por todas as outras. Com a decomposição, podemos ver as mudanças entre os determinantes da desigualdade nos dois anos. Esse método permite-nos estimar de forma não espúria a proporção da desigualdade advinda dos diferenciais de renda entre servidores públicos e privados no Distrito Federal nos dois anos. O aumento dessa proporção indicaria que a alta remuneração desses servidores tem um efeito positivo na desigualdade total.

A tabela 7 abaixo nos traz importantes informações acerca do comportamento da desigualdade no Distrito Federal nos dois anos sob análise. Ela mostra a contribuição de cada variável segundo os métodos de Fields e *Shapley value* pelos índices de Gini, $E(0)$ e $E(1)$. Os anos de estudo constituem o fator com maior participação na desigualdade total. Porém, todas as estimações indicaram uma redução na contribuição dessa variável entre 2000 e 2010. Ela saiu de por volta de 26% em 2000 para 22% em 2010. Esse resultado corrobora a decomposição convencional e indica que há menor desigualdade advinda de diferenças de escolaridade. Isso também mostra que a universalização da educação tem um impacto de longo prazo na desigualdade, agindo como amenizadora das disparidades na renda. Também há uma importante implicação para políticas públicas: o fornecimento de educação de qualidade em todos os níveis para um número cada vez maior de pessoas não só eleva o capital humano de um país como tende a torná-lo menos desigual. Estudos sobre o retorno da educação no Brasil mostram que a universalização do Ensino Básico nos anos 1990 e o maior número de pessoas com nível superior são fatores importantes para explicar os menores retornos salariais dessa variável durante a década de 2000 e a consequente redução da desigualdade (AZZONI E NETO, 2011; FERREIRA ET AL, 2006).

Tabela 7 - Decomposição da desigualdade da renda domiciliar *per capita* por características do responsável pelo domicílio: Distrito Federal, 2000 e 2010.

	Fields	Shapley Value					
	%	Gini	%	E(0)	%	E(1)	%
2000							
Anos de estudo	27,00	0,1611	25,69	0,2052	26,59	0,1981	25,08
Idade	4,77	0,0602	9,59	0,0471	6,11	0,0502	6,36
Raça/cor	2,27	0,0173	2,76	0,0183	2,38	0,0175	2,22
Gênero	0,33	0,0060	0,95	0,0032	0,42	0,0037	0,46
Tamanho da Família	7,41	0,0415	6,62	0,0429	5,56	0,0376	4,77
Tipo de Ocupação	6,30	0,0633	10,09	0,0476	6,18	0,0515	6,52
<i>Funcionalismo Público</i>	3,66	0,0207	3,31	0,0206	2,67	0,0104	1,32
<i>Iniciativa Privada</i>	0,12	0,0044	0,70	-0,0035	-0,45	-0,0080	-1,01
<i>Empregadores</i>	2,37	0,0241	3,84	0,0305	3,96	0,0491	6,21
Região Administrativa	10,24	0,0635	10,12	0,0805	10,43	0,0758	9,59
Resíduo	41,83	0,2285	36,42	0,3268	42,35	0,3553	45,00
Total	100	0,628	100	0,772	100	0,790	100
2010							
Anos de estudo	25,83	0,1447	22,70	0,1881	22,23	0,1854	21,82
Idade	4,43	0,0600	9,41	0,0471	5,57	0,0437	5,14
Raça/cor	2,07	0,0136	2,13	0,0144	1,70	0,0159	1,87
Gênero	0,70	0,0060	0,94	0,0039	0,47	0,0041	0,49
Tamanho da Família	7,60	0,0378	5,93	0,0401	4,85	0,0458	5,39
Tipo de Ocupação	7,72	0,0752	11,80	0,0697	8,24	0,0614	7,23
<i>Funcionalismo Público</i>	6,93	0,0546	8,57	0,0627	7,42	0,0508	5,98
<i>Iniciativa Privada</i>	-0,22	0,0075	1,18	-0,0084	-0,99	-0,0151	-1,78
<i>Empregadores</i>	1,01	0,0131	2,05	0,0154	1,82	0,0257	3,03
Região Administrativa	8,33	0,0448	7,04	0,0564	6,66	0,0581	6,84
Resíduo	43,31	0,2552	40,05	0,4253	50,28	0,4354	51,24
Total	100	0,637	100	0,846	100	0,850	100

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

As diferenças de raça/cor e gênero também apresentaram um resultado equalizador entre 2000 e 2010. Houve uma queda na contribuição dessas variáveis na desigualdade total. Isso quer dizer que, se brancos e não brancos ou homens e mulheres tivessem a mesma renda, a desigualdade cairia menos em 2010 do que em 2000, o que indica menores diferenças entre

os grupos¹². A idade do indivíduo parece ter permanecido com a mesma contribuição na desigualdade nos dois anos, variando entre 4,5% e 9,5% conforme o método usado. Isso indica que, nos dois anos, a renda domiciliar *per capita* permaneceu com uma distribuição semelhante em relação a idade do responsável pelo domicílio. O tamanho da família parece ter reduzido ligeiramente sua participação na desigualdade total, apesar do resultado ambíguo do método de Fields. As diferenças regionais, como na distribuição convencional, também se reduziram. A proporção da desigualdade advinda dessa característica caiu de por volta de 10% em 2000 para 7% em 2010. Como explicado na seção da decomposição convencional, esse resultado é inconclusivo, dada a nova configuração geográfica do Distrito Federal em 2010. O resíduo (proporção não explicada) aumentou entre os dois anos. Talvez parte desse aumento ocorreu por causa da manutenção, em 2010, das mesmas RAs existentes em 2000.

Indiscutivelmente, a desigualdade advinda dos tipos de ocupação subiu no período. Pela decomposição do índice de Gini pelo *Shapley value*, ela saiu de 10,1% para 11,8%. Essa variação foi quase inteiramente devido ao funcionalismo público que, em 2000, contribuía em 3,31% para a desigualdade e chegou a 8,57% em 2010. Em qualquer método usado, a proporção explicada pelos tipos de ocupação aumentou, e o funcionalismo público foi o mais relevante. Fazendo um exercício hipotético, se a contribuição absoluta do funcionalismo público para o índice de Gini em 2000 tivesse se mantido em 2010, a desigualdade medida seria de 0,603 e não 0,637, 5,3% menor.

A contribuição dos empregadores, o outro grupo com renda acima da média, caiu entre 2000 e 2010 em todas as estimações. A elevação da renda dos funcionários públicos foi o único fator explicativo que teve um aumento expressivo na desigualdade. Esse resultado demonstra que a contínua elevação dos salários dos servidores públicos foi o principal elemento para manter (e inclusive aumentar um pouco) a desigualdade da renda domiciliar

¹² O resultado muito pequeno nos dois anos pode ser intrigante em um primeiro momento, visto que há grandes diferenças na renda média de brancos e não brancos ou de homens e mulheres. Porém, a correta análise do método empregado faz-nos entender o porquê disso. Primeiro, é importante notar que a desigualdade da renda dos domicílios chefiados por mulheres é ligeiramente maior que a dos domicílios chefiados por homens (índice de Gini de 0,637 contra 0,632 em 2010 – toda a distribuição: 0,637). Em 2010, a desigualdade entre não brancos era de 0,605 e entre brancos era 0,621. Há grandes disparidades internas na renda dos dois grupos. Para computar a contribuição na desigualdade pelo *Shapley value*, substituímos os valores da variável de interesse pela sua média. Assim, teríamos a desigualdade caso homens e mulheres ou brancos e não brancos tivessem a mesma renda média. Ou seja, adicionando o mesmo incremento na renda de todas as mulheres ou não brancos, fazendo com que a renda média do grupo mais pobre seja igual a do grupo mais rico, qual seria a nova desigualdade medida? Como as diferenças intragrupo já são altas, a desigualdade não mudaria muito. No caso das *dummies* por tipos de ocupação, a distribuição da renda em cada grupo difere consideravelmente, o que causa maiores diferenças no resultado final (por exemplo, O Gini entre funcionários públicos é de apenas 0,481 em 2010, o que indica que eles têm renda menos desigual e se concentram nos quantis superiores da distribuição geral).

per capita no Distrito Federal entre 2000 e 2010. As altas remunerações desses funcionários pela administração pública federal e distrital, nas três esferas de poder, têm um efeito causador e perpetuador de desigualdades.

O resíduo é maior na estimação para o ano de 2010. Isso provavelmente é reflexo da elevação da desigualdade na renda de outras fontes, que saiu de 0,654 para 0,727, medida pelo índice de Gini. Esse aumento aconteceu num período com crescimento dos programas de transferência de renda. Dessa forma, deve ter havido aumento na concentração da propriedade e/ou maior regressividade das aposentadorias e pensões, que são fortemente influenciadas pelo setor público. A renda de outras fontes certamente possui correlação com algumas características, como a ocupação do indivíduo ou sua escolaridade, o que é captado pela regressão e pela respectiva decomposição. Porém, a renda de outras fontes parece ter ficado mais difusa e menos dependente de características individuais identificáveis, o que elevou o componente não explicado em qualquer método utilizado.

No apêndice C, é mostrada a aplicação desse mesmo método para o mercado de trabalho formal do Distrito Federal. Os resultados corroboram os da renda domiciliar *per capita*, indicando maiores disparidades nos rendimentos do trabalho, em grande parte advindos do funcionalismo público.

5. Conclusão

Como visto, a desigualdade no Brasil tem caído de forma diferenciada. Enquanto o país como um todo tem apresentado uma redução constante durante a primeira década do século XXI, nos grandes centros urbanos observamos uma persistência nas disparidades de renda. O interior dos estados, por outro lado, apresentou uma queda muito consistente na desigualdade da renda domiciliar *per capita* e da renda do trabalho. Esse resultado sugere que o Brasil está menos desigual em grande parte por causa da redução nas diferenças entre grandes regiões e entre as metrópoles e o interior (cidades menores e zona rural), seguindo Azzoni e Neto (2011) e Souza e Osório (2011).

Para entender por quê a desigualdade não tem caído nas grandes cidades, são necessários estudos investigando as particularidades delas. Todas apresentaram queda na desigualdade da remuneração do trabalho, mas essa foi muito menos intensa que no resto do país. Essa redução é consequência da maior escolaridade da população, da elevação constante do valor real do salário mínimo juntamente com uma tendência de formalização da força de trabalho e, menos intensamente, da menor discriminação de gênero e cor (BARROS ET AL, 2007; FERREIRA ET AL, 2006). Dentre os dez maiores municípios do Brasil, Brasília foi o que teve a menor redução na desigualdade no mercado de trabalho. Os resultados aqui apresentados justificam essa performance, visto que a elevação nos salários dos servidores públicos tendeu a perpetuar as disparidades de renda na capital federal.

Além do funcionalismo público, a ligeira elevação na desigualdade da renda domiciliar *per capita* na capital federal é consequência da maior desigualdade da renda de outras fontes e da imigração qualificada. Porém, esses dois fatores também são ligados ao setor público. O renda de outras fontes provavelmente ficou mais desigual por causa da maior regressividade de aposentadorias e pensões, as quais, no serviço público, são atreladas aos salários. Também, como demonstrado, grande parte dos imigrantes qualificados é formada por funcionários públicos atraídos pelos altos salários pagos em Brasília. Os dados dos censos não permitem a quantificação da contribuição de cada fator desse, mas, caso fosse possível, certamente o efeito do setor público para a desigualdade no Distrito Federal seria ainda maior.

Outro ponto que poderia afetar a desigualdade da renda domiciliar *per capita* é o tamanho das famílias. Como colocado acima, esse ponto não teve relevância para explicar o comportamento da mesma no Distrito Federal. Porém, não foi testado o perfil das famílias nos

dois anos. Outras pesquisas podem estudar se os casamentos entre membros da mesma classe e a inserção dos seus filhos no mercado de trabalho é um fator preponderante para explicar a manutenção da alta desigualdade da renda domiciliar *per capita* nas metrópoles brasileiras.

O uso de diferentes métodos levou a um resultado comum. A desigualdade no DF se elevou durante esses 10 anos. A principal força por trás desse fenômeno foi o Estado, através da remuneração de seus servidores. O governo deve ficar ciente que suas ações no sentido de valorizar os servidores também podem causar maiores disparidades de renda. Em Brasília, esse efeito fica evidente, mas ele também pode ter alguma relevância em outras grandes cidades.

Diante disso, os governos têm uma difícil missão: conciliar a atratividade dos postos de trabalho oferecidos pela administração pública com os possíveis efeitos negativos que isso causa. Os governos teriam que resistir a pressões por aumentos salariais, mas ainda assim fazer com que o serviço público seja atrativo para novos trabalhadores qualificados. Políticas de elevação de salários tornam o setor público mais atrativo, mas ao mesmo tempo aumentam as pressões sobre o orçamento e, como demonstrado aqui, elevam a desigualdade, pelo menos localmente. Também, não é claro se salários maiores no serviço público aumentam a eficiência do mesmo (HOLANDA, 2009; HEITMUELLER, 2006). Esses salários podem alocar no serviço público indivíduos que não tinham “vocaç o” para o mesmo. Isso indicaria uma atratividade do setor acima do equil brio, o que gera distorç es. Em Bras lia,   cada vez mais percept vel a ideia do funcionalismo p blico como o emprego ideal, em detrimento de outras posiç es ou do empreendedorismo. Al m do impacto de longo prazo nas contas p blicas pela rigidez da legislaç o e as aposentadorias e pens es, provamos aqui que a distribuiç o de renda fica mais concentrada sob essas condiç es.

O uso do *Shapley value* para dados brasileiros mostra-se consistente e rigoroso. Novos estudos investigando a desigualdade no Brasil devem ser feitos e esse   um m todo com grande potencial. Esses novos estudos podem levar a respostas para as diferentes tend ncias da distribuiç o de renda no pa s. As grandes cidades parecem sofrer com uma dicotomia clara entre ricos e pobres que permanece inabal vel desde a migraç o das zonas rurais para as zonas urbanas. A queda recente da desigualdade n o aconteceu nas metr poles. Subsidiar pol ticas para reverter esse quadro   um desafio para pesquisadores.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAAR, A; DUCLOS, J-Y. Distributive Analysis Stata Package - DASP. User Manual, DASP v.2.2. 2007.

AZZONI, C. R.; NETO, R. M. S. Non-spatial government policies and regional income inequality in Brazil. *Regional Studies*, v. 45. 2011.

BARROS, R. P.; FRANCO, S; MENDONÇA, R. A recente queda da desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década. Texto para discussão nº 1304, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. Brasília. 2007.

BAYE, F.; EPO, B. Inequality Decomposition by regressed-income sources in Cameroon. In: *Annals of the Conference on Measuring National Income, Wealth, Poverty and Inequality in African Countries*. Cape Town, September 2011.

BECKER. G. S.; PHILIPSON, T. J. e SOARES, R. R. The quantity and quality of life and the evolution of World inequality. *American Economic Review*, v. 95. 2005.

BELLÙ, L. G.; LIBERATI, P; Decomposition of Income Inequality by Subgroups. EASYPol – On-line resource materials for policy making. Food and Agriculture Organization of the United Nations. 2006. Disponível em: www.fao.org/docs/up/easypol/444/dcmpsng-inquilty_sbgrp_052en.pdf

BENDER, S.; FERNANDES, R. Gastos Públicos com pessoal: Uma análise de emprego e salário no setor público brasileiro nos anos 90. *Revista Economia*, v.10. 2009.

BOURGUIGNON, F. Decomposable Income Distribution Measures. *Econometrica*, v. 47. 1979.

BOURGUIGNON, F.; MORRISON, C. Inequality among World Citizens: 1820-1992. *American Economic Review*, v. 92. 2002.

CHARPENTIER, A; MUSSARD, S. Income Inequality Games. Cahier nº 2010-05, Ecole Polytechnique, Centre National de la Recherche Scientifique. 2010.

COWELL, F.; JENKINS, S. How much inequality can we explain? A methodology and an application to the United States. *The Economic Journal*, v. 105. 1995.

COWELL, F. Measuring Inequality. Oxford University Press, first edition, London, 2009.

DA MATA, D. ET AL. Quais características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados? Texto para discussão nº 1305, IPEA. 2007.

DATASUS. Ministério da Saúde. *Estatísticas Demográficas e Socioeconômicas*. Disponível em: www.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0206. Acesso em Maio 2013.

EBLE, A. Decomposing Household Income by Source and Subgroup: A Methodological Investigation Using Survey Data from Rural China. Indiana University, mimeo. 2007.

FIELDS, G. Accounting for Income Inequality and its Change: A New Method, With Application to the Distribution of Earnings in the United States. Primeira versão: Cornell University, mimeo. 1998. Versão final: *Research in Labor Economics*, v. 22. 2003.

FIELDS, G.; YOO, G. Falling Labor Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes, *Review of Income and Wealth*, v. 46. 2000.

FERREIRA F.; LEITE, P.; LITCHFIELD, J.; ULYSSEA, G. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. *Econômica*, v. 8. 2006.

GARCIA, A. S. Desigualdades raciais e segregação urbana em antigas capitais. Tese de Doutorado. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro. 2006.

GOMES, D. C.; SILVA, L; SÓRIA, S. Condições e relações de trabalho no serviço público: o caso do governo Lula. *Revista de Sociologia e Política*, v. 20. 2012.

GUSTAFSOON, B.; JOHANSSON, M. In search of smoking guns: what makes income inequality vary over time in different countries? *American Sociological Review*, v. 64. 1999.

HEITMUELLER, A. Public-private sector pay differentials in a devolved Scotland. *Journal of Applied Economics*, v. 9. 2006.

HOLANDA, A. L.; Diferencial de Salários entre os setores público e privado: uma resenha da literatura. Texto para discussão nº 1457, IPEA. 2009.

HOLANDA, A. L.; BARBOSA, F. Diferencial de Salários entre os setores público e privado no Brasil: um modelo de escolha endógena. Texto para discussão nº 1753, IPEA. 2010.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo 2000. Brasília, 2002. Disponível em: www.ibge.gov.br/censo/divulgacao.sht

_____. Censo 2010. Brasília, 2012. Disponível em: www.ibge.gov.br/censo2010

_____. Características da População e dos Domicílios. Censo Demográfico 2010, resultados do universo. Rio de Janeiro. 2011.

LITCHFIELD, J. Welfare and Income Distribution in Brazil, 1981-1995. Ph.D. Thesis. London School of Economics. 2001.

MINCER, J. *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press, New York, 1974.

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO E GESTÃO (MPOG). *Boletim Estatístico de Pessoal*, v. 15, nº 176. Brasília, Dez. 2010.

MORDUCH, J; SICULAR, T. Rethinking inequality decomposition with evidence from rural China. *The Economic Journal*, v.112. 2002.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, 1973.

SECRETARIA DA TRANSPARÊNCIA E CONTROLE DO DF. Portal da Transparência. 2013. Acesso em: 29 de julho de 2013. Disponível em: www.transparencia.df.gov.br/SitePages/Portal%20Da%20Transpar%C3%Aancia.aspx

SALARDI, P. How much of Brazilian inequality can we explain? Catholic University of Piacenza, mimeo. 2005.

SANTOS, C.; FERREIRA, P. C.; Migração e distribuição regional de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.37. 2007.

SASTRE, M; TRANNOY, A. Shapley inequality decomposition by factor components: some methodological issues. *Journal of Economics*, v. 9. 2002.

SHAPLEY, L. S. A Value for n -person Games. In: *Contributions to the Theory of Games*, volume II, by H.W. Kuhn and A.W. Tucker, editors. *Annals of Mathematical Studies* v. 28, pp. 307–317. Princeton University Press, 1953.

SHORROCKS, A. The Class of Additively Decomposable Inequality Measures. *Econometrica* v. 48. 1982.

_____, A. Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value. Primeira versão: University of Essex, mimeo. 1999. Versão final: *Journal of Economic Inequality*, v. 11. 2012.

SOARES. R. R. Health and the evolution of welfare across Brazilian municipalities. *Journal of Development Economics*, v. 84. 2007.

SOARES, S.; OSÓRIO, R.; VERAS, F.; MEDEIROS, M.; ZEPEDA, E. Programas de Transferência Condicionada de Renda no Brasil, Chile e México: Impactos Sobre a Desigualdade, Texto para discussão nº 1293, IPEA. 2007.

SOUZA, P. A distribuição de renda nas pesquisas domiciliares brasileiras: harmonização e comparação entre Censos, PNADs e POFs. Texto para discussão nº 1832. IPEA. 2013.

SOUZA, P.; OSÓRIO, R. A redução das disparidades regionais e a queda da desigualdade nacional de renda (1981-2009). Texto para discussão nº 1648, IPEA. 2011.

SOUZA, P.; MEDEIROS, M. Diferencial salarial público-privado e desigualdade de renda *per capita* no Brasil. *Estudos Econômicos*, vol. 43. 2013a.

_____. Gastos Públicos, tributos e desigualdade de renda no Brasil. Texto para discussão nº 1844, IPEA. 2013b.

UNITED NATIONS HABITAT. State of the World's Cities 2010/2011 – Bridging the Urban Divide. London. 2008.

VAZ, D; HOFFMANN, R. Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados. *Economia e Sociedade*, v. 16. 2007.

WAN, G. Regression-based inequality decomposition: pitfalls and a solution procedure. Discussion Paper n° 2002/101. United Nations University – WIDER. Helsinki, 2002.

_____. Accounting for income inequality in rural China: a regression based approach. *Journal of Comparative Economics*, v. 32. 2004.

WAN, G; ZHOU, Z. Income inequality in rural China: Regression based decomposition using household data. Research Paper n° 2004/51. United Nations University – WIDER. Helsinki, 2004.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introdução à Econometria, Uma Abordagem Moderna. Tradução: José Antônio Ferreira. 4ª Edição. São Paulo. Cengage Learning. 2010.

Apêndice A – Bases de Dados Utilizadas: Censos 2000 e 2010

A análise aqui empregada utilizou os censos realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) nos anos 2000 e 2010. Foram usados os bancos de domicílios e pessoas, abarcando o Distrito Federal (DF) e a microrregião do Goiás nomeada pelo IBGE como “Entorno de Brasília”. Somente utilizaram-se os dados do Entorno para efeito de comparação e para a produção dos indicadores gerais mostrados no apêndice D, os quais evidenciam grandes disparidades entre a zona central e os arredores. Para a decomposição da desigualdade, utilizamos somente a base do Distrito Federal.

Os dados dos censos são coletados decenalmente pelo IBGE e têm duas atribuições: contar a população e entrevistar uma parte dela para obter um perfil sócio demográfico do país. Para cada domicílio entrevistado, é atribuído um fator de expansão amostral que nos diz o número de domicílios que ele representa. Em 2000, o tamanho da amostra para o Distrito Federal e Entorno foi de 289.818 e em 2010, 227.528. Dividindo entre DF e Entorno, a amostra para o DF era de 200.888 em 2000 e 116.458 em 2010. O Entorno teve uma amostra de 88.930 em 2000 e 111.070 em 2010. Devido a uma mudança de metodologia amostral do IBGE, houve uma queda no tamanho da amostra para o Distrito Federal, fazendo com que cada domicílio pesquisado tivesse uma representatividade maior. Acredita-se que a robustez da amostra não foi afetada pela diminuição da mesma, dada a reputação do IBGE na condução dos censos nacionais.

Para permitir comparações entre os municípios do Goiás ou regiões administrativas do Distrito Federal nos diferentes anos analisados, optou-se por manter a configuração usada no ano 2000. Não houve criação de novos municípios no Entorno do Distrito Federal entre 2000 e 2010, o que permitiu a comparação direta entre os mesmos. Por sua vez, o Distrito Federal vivenciou a criação de 11 novas Regiões Administrativas no período, somando-se às 19 já existentes.

No censo 2000, as Regiões Administrativas foram classificadas como subdistritos do Distrito Federal. Assim, foi mais fácil desagregar os dados por RAs. No censo 2010, o IBGE também dividiu o DF pelos 19 subdistritos de 2000, mas, eles não correspondiam exatamente às áreas geográficas de 2000. Por exemplo, em 2000, O Itapoã foi considerado como parte do Paranoá. Em 2010, ele foi incluído como parte de Sobradinho. Por isso, preferiu-se usar as

áreas de ponderação¹³ para construir os 19 subdistritos de 2010. Em 2010, o Distrito Federal foi dividido em 51 áreas de ponderação. Optou-se por definir as 19 RAs iniciais a partir dessas 51 áreas.

As novas RAs foram mantidas agregadas às suas antigas regiões. Nesta análise, Águas Claras e Vicente Pires estão agregadas a Taguatinga, Riacho Fundo II a Riacho Fundo, Sudoeste/Octogonal ao Cruzeiro¹⁴, Varjão ao Lago Norte, Cidade Estrutural ao Guará, Sobradinho II a Sobradinho, Jardim Botânico a São Sebastião e Itapoã ao Paranoá. Como o Censo 2010 criou uma área de ponderação própria para a zona rural do DF, optou-se por criar essa categoria também no censo 2000. Dessa forma, o Distrito Federal ficou dividido em 19 Regiões Administrativas (com apenas as populações urbanas) e a zona rural. O único problema na divisão dos dados ocorreu em relação à área do Park Way. Em 2000, a região pertencia ao Núcleo Bandeirante. No entanto, o Censo 2010 não define uma área de ponderação para o Park Way, provavelmente por incluí-lo na zona rural do Distrito Federal. Por isso, observou-se uma queda na população do Núcleo Bandeirante.

13 As áreas de ponderação são a menor área em que o IBGE divide o país. Elas são importantes para a calibração das estimativas amostrais utilizadas no Censo.

14 Apesar do Governo do Distrito Federal (GDF) considerar o Sudoeste como parte da Região Administrativa de Brasília antes de sua criação oficial em 2004, o IBGE considerou o bairro como parte do subdistrito do Cruzeiro no Censo 2000. Também, para o GDF, o Itapoã era parte de Sobradinho no ano 2000, mas o IBGE o colocou como parte integrante do Paranoá. Para a correta comparação dos dados, foram adotadas as subdivisões do IBGE sempre que houve ambiguidade.

Apêndice B - Medindo e Representando a Desigualdade

1. Propriedades de índices de desigualdade

Índices de desigualdade são medidas que sumarizam a dispersão de uma distribuição (LITCHFIELD, 1999). Essa distribuição pode ser de qualquer característica do grupo em questão. Antes de calcular índices de dispersão, é importante saber qual é a desigualdade que se quer calcular. A desigualdade pode ser de vários tipos: renda, bem estar, saúde, acesso a bens públicos, escolaridade... O desafio do pesquisador é entender e interpretar essas diferenças (COWELL, 2009). Em economia, as variáveis de maior interesse são renda e bem estar. Devido a maior dificuldade de se usar funções de bem estar perfeitamente aditivas, o tipo de análise mais recorrente é o de renda (SHORROCKS, 1982).

Há várias formas de medir a desigualdade de uma distribuição. Talvez a mais direta delas seja simplesmente a variância. Porém, essa medida seria sensível à escala dos valores da distribuição (LITCHFIELD, 1999). Se a média for aumentada, a variância aumentará mais que proporcionalmente. Por isso, essa medida seria imprópria. Para um índice de desigualdade ser eficiente e poder comparar distribuições em escalas distintas, existem algumas propriedades desejáveis (COWELL, 2009). Basicamente, há 4 axiomas que um bom índice de desigualdade deve cumprir, e um quinto que permite que possamos explicar a desigualdade por características da população em questão. Abaixo, apresentamos os 5 axiomas, baseando-se nos trabalhos de Cowell (2009) e Litchfield (1999).

1. O princípio de transferência de Pigou-Dalton

Esse axioma nos diz que uma medida de desigualdade deve aumentar caso haja uma transferência de renda de um indivíduo mais pobre para um mais rico. Da mesma forma, transferências dos mais ricos para os mais pobres devem diminuir a desigualdade. Portanto, um índice de desigualdade que satisfaz essa condição registrará queda frente a políticas de transferência direta de renda, *ceteris paribus*. Também, se todos os indivíduos tiverem sua renda aumentada em um mesmo valor, a desigualdade diminuirá (essa renda é proporcionalmente maior para os pobres). Um corolário é: se a renda for diminuída em um valor absoluto igual, a desigualdade aumentará. Isso mostra que a tributação afeta a desigualdade, por isso a importância de impostos progressivos (GUSTAFSSON E

JOHANSSON, 1999). Os índices mais importantes que respeitam essa condição são os da classe de Entropia Generalizada, o índice de Gini e os da classe de Atkinson.

2. Independência à escala

Esse axioma requer que o índice de desigualdade seja invariante à escala usada. Se todas as observações são multiplicadas por uma constante, o índice não pode mudar. Por exemplo, se expressamos as alturas de indivíduos em pés e depois as transformamos para metros, a desigualdade da distribuição não muda e conseqüentemente o índice utilizado não deve sofrer variações. Medir a renda em moeda estrangeira ou deflacioná-la para um determinado ano não irá influenciar o índice de desigualdade. Os índices mencionados anteriormente satisfazem essa condição. A variância, como dito, é sensível à escala e seu uso não é recomendado.

3. Princípio da população

Esse princípio nos diz que um índice de desigualdade deve ser invariante à replicações da população usada. Se juntarmos um número n de populações idênticas, a distribuição permanecerá a mesma, bem como a desigualdade medida.

4. Anonimidade

Também conhecido como ‘Simetria’, esse axioma requer que o índice utilizado não seja sensível a características do indivíduo além daquela que está sendo medida. Se estamos medindo a desigualdade de renda, nenhum aspecto do indivíduo pode afetar o índice utilizado, apenas a renda. A permutação de uma pessoa no início da distribuição por outra no seu final não deve ter efeito nenhum sobre a desigualdade.

Esses 4 axiomas são satisfeitos pelos índices da classe Entropia Generalizada, o índice de Gini e os índices da classe de Atkinson. Porém, o quinto axioma restringe mais as possibilidades. Ele deve ser satisfeito caso se queira analisar os componentes que explicam a desigualdade (BOURGUIGNON, 1979; SHORROCKS, 1982).

5. Decomponibilidade

Esse axioma exige que as partes que constituem a distribuição, como os subgrupos populacionais, sejam consistentemente relacionadas à desigualdade total. Podemos dividir a

população por diferentes características como sexo, idade, escolaridade, raça/cor, entre outros. Assim, é possível decompor a desigualdade em duas partições. Uma partição seria referente à desigualdade entre um determinado subgrupo e a outra seria a desigualdade dentro dos subgrupos. Por exemplo, se decomposmos por gênero do indivíduo, uma parte da desigualdade será explicada pela diferença entre as rendas das mulheres e dos homens e a outra parte será explicada pela diferença da renda dentro do grupo de mulheres e dentro do grupo de homens. A exigência desse princípio é que a desigualdade total seja igual à soma das desigualdades entre os grupos (*between*) e dentro dos grupos (*within*). Ou seja, $I_{total} = I_{between} + I_{within}$. Os únicos índices “populares” que satisfazem essa condição são os da classe Entropia Generalizada, e por isso eles são perfeitamente decomponíveis (BELLÙ E LIBERATI, 2006). O índice de Gini gera uma decomposição imperfeita, com um componente residual, a menos que todos os membros de um dos grupos tivessem maior renda que todos os membros do outro grupo (*non-overlapping incomes* - as posições no ranking de renda se manteriam as mesmas). Isso é praticamente impossível. A decomposição dos índices da classe de Atkinson também não satisfazem a condição, pois a soma das partições geralmente é maior que o índice total.

Esse axioma permite a decomposição exata da desigualdade por subgrupos populacionais. Porém, quando usamos regressão para decompor a desigualdade, esse quinto axioma não é necessário, como foi explicado no texto.

A renda é uma boa *proxy* para o bem estar de um indivíduo. O nível de renda é altamente correlacionado com o acesso a bens públicos, escolaridade, propriedade, infraestrutura, lazer, cultura e outros. Essa alta capacidade de sintetizar informações muitas vezes não mensuráveis faz da renda a medida mais direta e fácil de bem estar. Pode-se afirmar que a mensuração da desigualdade de renda é um bom indicador do grau geral de desigualdade de uma sociedade, apesar da existência de outras variáveis relevantes, como saúde, a qual é explorada por Soares (2007), Becker et al. (2005) e Bourguignon e Morrison (2002).

Mesmo limitando a análise à renda, apenas um dos componentes da desigualdade entre indivíduos e famílias, ainda deve-se decidir que tipo de renda usar. Pode haver desigualdade na distribuição da renda domiciliar, da renda domiciliar *per-capita*, da renda do trabalho, da renda advinda do capital, entre outras. Como intende-se medir a desigualdade de renda entre pessoas, a renda domiciliar *per capita* é o que melhor expressa as diferenças entre

indivíduos. Isso advém da subdivisão da sociedade em domicílios (famílias). A renda do domicílio é a soma da renda de todos os indivíduos que ali residem¹⁵. Como essas pessoas vivem na mesma residência e constituem uma família, suas rendas não seriam individuais no sentido estrito, pois cada um usufruiria da renda comum. Por exemplo, uma criança ou um adolescente que não trabalha e não tem renda própria, mas faz parte de uma família com alta renda, certamente deriva mais bem estar do que um trabalhador que recebe um salário mínimo e vive sozinho. Por isso, o uso da renda domiciliar *per capita* é recomendável para mensurar a desigualdade entre todos os indivíduos em uma sociedade constituída por famílias, por isso a opção feita por ela ao longo do trabalho.

Para medir a desigualdade no mercado de trabalho, usamos a renda do salário hora do trabalho principal. Ela limita o grupo de análise apenas aqueles que trabalham e possuem renda positiva. No Brasil entre 2000 e 2010, a desigualdade da renda do trabalho caiu mais que a da renda domiciliar *per capita*. Nas grandes cidades, também houve redução, mas menor que nos interiores. Pelo índice de Gini, Brasília foi a cidade que apresentou menor redução na desigualdade no mercado de trabalho, de 0,604 para 0,595, praticamente nula.

2. Índices de desigualdade utilizados

Os índices mais utilizados na literatura satisfazem pelo menos os quatro primeiro axiomas mostrados anteriormente. São eles, o índice de Gini, os índices da classe de Entropia Generalizada e os índices da classe de Atkinson, entre outros. Os índices da classe de Atkinson são derivados a partir da Entropia Generalizada e adicionam informações subjetivas à medida. Esses índices não foram utilizados e não serão abordados aqui, por não serem perfeitamente decomponíveis e não terem uma relação direta com a Curva de Lorenz. Aqui estão descritos o índice de Gini e os índices da classe de Entropia Generalizada (com $\alpha=0, 1$ e 2), usados ao longo do texto.

¹⁵ Para calcular a renda domiciliar *per capita*, o IBGE exclui a renda dos pensionistas (pessoas que alugam quartos em um domicílio), empregados domésticos e parentes de empregados domésticos. Isso é feito por que esses moradores não fazem parte da família que reside no domicílio. Em tese, eles constituiriam por si só outro domicílio, mas em uma mesma unidade física.

2.1 O Índice de Gini

Criado em 1912 pelo italiano Corrado Gini, o índice de Gini é a mais popular medida de desigualdade. Suas propriedades são compatíveis com o apresentado acima, apesar de não ser possível decompô-lo perfeitamente por subgrupos populacionais (MEDEIROS, 2012). A fórmula mais usada do índice está abaixo:

$$GINI = \frac{1}{2n^2\bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=i}^n |y_i - y_j|$$

O índice mede a dispersão entre as rendas das pessoas colocadas de forma ordenada. Ele soma a diferença entre cada par de rendas: a diferença da renda do mais pobre (y_i) e do segundo mais pobre (y_j), da renda do terceiro mais pobre e a do segundo e assim sucessivamente. Esse somatório é normalizado pela média da distribuição (\bar{y}). O tamanho da população é dado por n . Dessa forma, temos a dispersão média das rendas dos indivíduos e esse valor sempre variará entre 0 e 1¹⁶.

O valor do índice de Gini é mais sensível a variações de renda de indivíduos próximos à mediana da distribuição. Os extremos têm menor peso. Variações nas diferenças da renda só dos mais pobres ou só dos mais ricos afetarão menos o índice. Medidas de distribuição de renda (tributação progressiva e transferência de renda) têm um grande potencial redutor da desigualdade medida pelo índice de Gini. Isso ocorre ao achatam a distribuição, fazendo todos, ricos e pobres, se aproximarem da mediana (COWELL, 2009).

O índice tem uma relação direta com a Curva de Lorenz. Ele é igual a duas vezes o valor da área entre a curva e a linha de perfeita igualdade. Formalmente:

$$GINI = 1 - 2 \int_0^1 L_x(y) dy$$

O valor do índice de Gini, assim, pode ser interpretado como a proporção da

¹⁶ Isso pode ser diferente se existirem rendas negativas. O cálculo do índice de Gini na existência de rendas negativas é uma questão metodológica que não precisa ser tratada nessa monografia, visto que não há casos assim nas amostras.

desigualdade em uma dada distribuição sobre a desigualdade máxima possível (HOFFMANN, 1998). Como a Curva de Lorenz com área igual a 1/2 significa que apenas um indivíduo detém toda a renda, se a área for 1/3 (Gini de 0,6), essa sociedade tem uma desigualdade equivalente a 60% do máximo possível.

Outra interpretação do significado vem do dual do índice. Esse conceito, desenvolvido por Theil (1967) a partir da redundância de uma série e explorado por Souza e Peñaloza (2005), relaciona uma medida de concentração a uma equivalência mais intuitiva. O dual nos diz qual é o percentual de pessoas que deteria de forma igual toda a renda enquanto o restante não teria renda alguma. Os autores demonstram que o dual do índice de Gini é o próprio índice. Um índice de 0,6 é equivalente a 40% dos indivíduos detendo toda a renda de forma igual enquanto os outros 60% não obtêm renda nenhuma. Se calcularmos o índice de Gini para uma sociedade hipotética com essa distribuição, ele será exatamente igual a 0,6.

2.2. Os Índices da classe de Entropia Generalizada

Os índices dessa classe medem a entropia de uma distribuição. Entropia é um conceito originalmente utilizado na termodinâmica para medir a desordem (MEDEIROS, 2012). Quando usado em distribuições de renda, um índice de entropia mede basicamente as variações em torno da perfeita igualdade. O cálculo da Entropia se dá em torno da média da distribuição. Os Índices têm esse formato:

$$E(\alpha) = \frac{1}{n(\alpha^2 - \alpha)} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right]$$

Com n sendo o tamanho da população, y_i a renda da pessoa i , \bar{y} a renda média e α é um parâmetro que, teoricamente, pode variar de $-\infty$ a $+\infty$. $E(\alpha)$ pode assumir valores de 0 a $+\infty$, com 0 representando ausência de entropia (todas as rendas iguais). A desigualdade é estritamente crescente em relação a $E(\alpha)$.

Quando α é não negativo, seus valores dão pesos distintos para cada parte da distribuição. Valores maiores de α fazem o índice ser mais sensível a diferenças na parte superior da distribuição. Reciprocamente, valores de α próximos a 0 dão mais importância

para as diferenças entre a renda dos mais pobres (COWELL, 2009; BELLÙ, 2006). Por isso, esses índices devem ser usados em conjunto. Geralmente, são utilizados os valores de α iguais a 0, 1 e 2. Com $\alpha=1$, os pesos para qualquer parte da distribuição são os mesmos. O índice gerado é igual ao Theil-T, como apresentado abaixo:

$$E(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) * \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) \right]$$

Esse índice nos dá basicamente a entropia média em torno das proporções entre a renda do indivíduo i e a renda média multiplicada pelo logaritmo natural dessas proporções. Essa relação é derivada a partir da regra de l'Hôpital (THEIL, 1967)¹⁷. O valor máximo que $E(1)$ pode assumir é $\ln(n)$, o que corresponderia a apenas um indivíduo detendo toda a renda e os outros sem renda alguma.

Com $\alpha=0$, o índice mede o desvio logarítmico médio (*mean logarithmic deviation*), também conhecido como Theil-L. Como dito, esse índice dá mais peso às diferenças de renda na parte esquerda da distribuição.

$$E(0) = - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) \right]$$

Os índices Theil-T e Theil-L são decomponíveis, mas pela presença do logaritmo, eles não estão definidos na presença de renda negativa ou nula. Essa é uma limitação não muito problemática, visto que poucas observações em um banco de dados terão rendas nessa condição. Para lidar com isso, os economistas costumam atribuir um valor arbitrário suficientemente baixo a essa renda, o que não afetaria de forma significativa os resultados. Geralmente esse valor é fixado em 1% da média da distribuição (EBLE, 2007), como foi feito aqui.

¹⁷ Como a expressão $\frac{1}{n(\alpha^2 - \alpha)}$ não está definida para $\alpha=0$ e $\alpha=1$, deve-se aplicar a regra de l'Hôpital para avaliarmos o limite a que essa função tende. A regra de l'Hôpital nos diz que o limite de uma razão não definida é igual ao limite da razão de sua primeira derivada ou, caso a indefinição persista, das derivadas subsequentes. Derivando o numerador em relação a α nos dá: $\frac{d}{d\alpha} \left[\left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right] = \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha * \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)$. Derivando o denominador, temos: $\frac{d}{d\alpha} (n(\alpha^2 - \alpha)) = n(2\alpha - 1)$. Deve-se avaliar o limite $\lim_{(\alpha \rightarrow 0)} \frac{\sum \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha * \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)}{n(2\alpha - 1)}$. O que nos dá a expressão para $E(1)$ e $E(0)$ no texto (THEIL, 1967; BELLÙ, 2006).

Por fim, quando temos $\alpha=2$, o índice se transforma em metade do quadrado do Coeficiente de Variação, que é igual ao quadrado do desvio padrão dividido pela média:

$$E(2) = \frac{1}{n\bar{y}} \sum_{i=1}^n [(y_i - \bar{y})^2]^{1/2} = \frac{var(y)}{\mu}$$

Esse índice é mais intuitivo e é definido para rendas nulas ou negativas (BELLÙ, 2006). Porém, ele dá mais peso aos valores no fim da distribuição. Ao elevar ao quadrado as diferenças com a média, a renda dos muito ricos tem um efeito mais que proporcional no valor do índice, enquanto os que têm renda próxima à média não têm grande peso no cálculo. O início da distribuição também terá certo peso no cálculo, mas individualmente esse peso é menor que os valores do final da distribuição. Isso ocorre por que, em geral, a diferença absoluta da renda dos mais pobres com a média é muito menor que a diferença absoluta da renda dos mais ricos com a média (principalmente em sociedades muito desiguais, em que há muitos pobres e poucos ricos).

3. Representações gráficas da desigualdade de uma distribuição

Representações gráficas da desigualdade carregam informações importantes a respeito de como uma característica se distribui na população. No caso da renda, representações gráficas mostram intuitivamente o grau da desigualdade. Essas representações associam a pessoa à sua posição em um *ranking* crescente da variável sob análise. As representações podem mostrar a desigualdade absoluta de uma distribuição, como na Parada de Pen / Curva de Quantis, como também a desigualdade relativa, como na Curva de Lorenz. Essa última é usada para comparar o nível de desigualdade entre lugares e momentos no tempo diferentes (COWELL, 2009).

3.1. A Parada de Pen / Curva de Quantis

Talvez a representação mais visualmente impactante da desigualdade de uma distribuição seja a Parada de Pen. Elaborada pelo economista holandês Jan Pen no início da década de 1970, essa representação gráfica é uma metáfora que associa a desigualdade de renda à altura das pessoas (MEDEIROS, 2012). Ordenando a distribuição por ordem crescente de rendimento, caso houvesse um desfile com as pessoas de uma certa população e suas alturas fossem proporcionais às rendas, o que veríamos seria uma sucessão de anões desfilando primeiro, seguidos de alguns indivíduos com altura normal e pouquíssimos gigantes ao fim. Para a maioria dos países do mundo, esse desfile surreal é o que realmente acontece na distribuição das rendas das pessoas. No Brasil e no Distrito Federal, essa disparidade é ainda maior, dado que o Brasil é um dos países com pior distribuição de renda do mundo (SALARDI, 2005) e o Distrito Federal é sua unidade da federação mais desigual (IBGE, 2011).

A Parada de Pen é usualmente representada pela Curva de Quantis de uma população. Uma Curva de Quantis é ordenada crescentemente, com a pessoa com menor renda no início e a com a maior no final. Essa curva é um gráfico que associa a renda (ou outra característica / dotação qualquer) de uma pessoa à sua posição na distribuição. O eixo x, horizontal, é constituído pelos quantis da distribuição, variando de 0 a 100%. O eixo y, vertical, mostra o valor dessa característica, no caso, a renda (COWELL, 2009; MEDEIROS, 2012). Esse gráfico é, portanto, análogo à Parada de Pen.

Quando construímos uma Parada de Pen para países muito desiguais como o Brasil, é recomendável limitar os valores do eixo y. Caso contrário, não seria possível enxergar as rendas do início da distribuição em decorrência da enorme disparidade entre os mais ricos e mais pobres.

A Parada de Pen pode ser utilizada para comparar o nível de bem estar e renda de duas sociedades ou da mesma sociedade em momentos diferentes no tempo (LITHFIELD, 1999). A partir dela, podemos visualizar qual das distribuições domina estritamente a outra. Ou seja, qual distribuição possui valores que são sempre superiores à outra. Por exemplo, comparando países, é natural que a Parada de Pen dos Estados Unidos supere a brasileira, visto que a renda norte-americana é muito superior a brasileira em qualquer quantil escolhido. Outro exemplo hipotético: se analisarmos a Curva de Quantis da renda de um país em

crescimento em 1980 e 2010, esperamos encontrar um nível de renda muito maior em 2010, o que implica que a sociedade em 2010 deriva maior bem estar a partir da renda do que em 1980, mesmo que a desigualdade também tenha aumentado. A isso damos o nome de Dominância Estocástica de Primeira Ordem (COWELL, 2009). A figura 1 abaixo mostra a Parada de Pen do Distrito Federal. A distribuição de 2010 domina estocasticamente a de 2000, pois todos os indivíduos tiveram ganhos absolutos de renda no período.

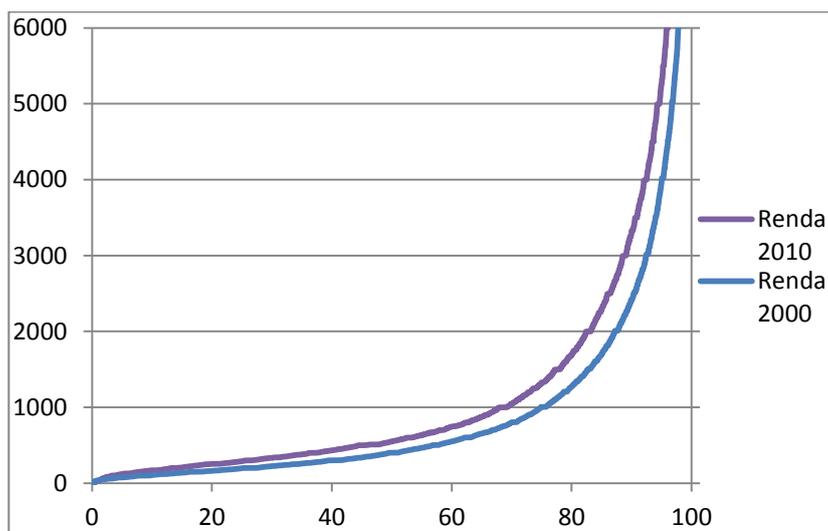


Figura 3 – Parada de Pen da renda domiciliar *per capita* do Distrito Federal, 2000 e 2010
Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

3.2. A Curva de Lorenz

A Curva de Lorenz é a mais conhecida representação da desigualdade de uma distribuição (COWELL, 2009; HOFFMANN, 1998). Ela tem propriedades úteis para a comparação entre diferentes distribuições. Ela não leva em conta a escala, pois mede a desigualdade relativa. No caso de distribuições de renda, com a Curva de Lorenz é possível comparar diretamente qual sociedade é mais desigual, sem nos importarmos com o nível de renda de cada uma.

Criada em 1905 por Max Otto Lorenz, a Curva de Lorenz é construída a partir dos quantis da população e da renda (ou qualquer outra variável sob análise – MEDEIROS, 2012). No eixo horizontal, estão os quantis da população, ordenados do mais pobre ao mais rico e variando de 0 a 100%. No eixo vertical estão as frações da renda total detidas por cada

membro da população. A Curva de Lorenz nos dá exatamente a proporção da renda total detida por frações da população – por exemplo: a proporção da renda detida pelos 10% mais pobres ou os 10% mais ricos. O gráfico é cortado por uma reta de 45° graus. Essa reta representa a perfeita igualdade, quando todos os membros da população detém exatamente a mesma renda. A Curva de Lorenz e o índice de Gini possuem uma relação direta.

Em sociedades muito desiguais, a Curva de Lorenz é mais distante da linha de perfeita igualdade. Ela seria caracterizada por uma cauda não pronunciada, indicando que grande parte da população detém pouco da renda total. No fim da distribuição, no entanto, a curva seria muito inclinada, indicando que poucos indivíduos detém uma grande parte da renda. Na figura 2 abaixo, temos as Curvas de Lorenz para o Distrito Federal em 2000 e 2010. Ela indica alta concentração de renda, a qual se manteve nos dois anos.

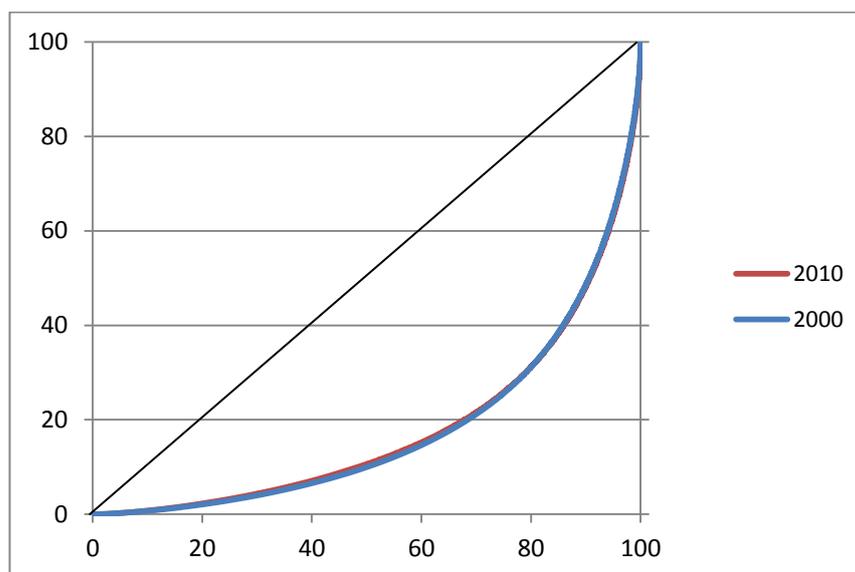


Figura 2 – Curvas de Lorenz da renda domiciliar *per capita* do Distrito Federal, 2000 e 2010
Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

Bibliografia

BECKER, G. S.; PHILIPSON, T. J. e SOARES, R. R. The quantity and quality of life and the evolution of World inequality. *American Economic Review*, v. 95, p. 277-291. 2005.

BELLÙ, L. G.; Describing Income Inequality, Theil Index and Entropy Class Indexes. EASYPol – On-line resource materials for policy making. Food and Agriculture Organization of the United Nations. 2006. Disponível em: www.fao.org/docs/up/easypol/445/theil_index_051en.pdf

BELLÙ, L. G.; LIBERATI, P; Decomposition of Income Inequality by Subgroups. EASYPol – On-line resource materials for policy making. Food and Agriculture Organization of the United Nations. 2006. Disponível em: www.fao.org/docs/up/easypol/444/dcmpsng-inqulty_sbgrp_052en.pdf

BOURGUIGNON, F. Decomposable Income Distribution Measures. *Econometrica*, v. 47. 1979.

BOURGUIGNON, F.; MORRISON, C. Inequality among World Citizens: 1820-1992. *American Economic Review*, v.92. 2002.

COWELL, F. Measuring Inequality. Oxford University Press, first edition, London, 2009.

EBLE, A. Decomposing Household Income by Source and Subgroup: A Methodological Investigation Using Survey Data from Rural China. Indiana University, mimeo. 2007.

HOFFMANN, R. Distribuição de renda: Medidas de Desigualdade e Pobreza. EDUSP, São Paulo. 1998.

IBGE. Características da População e dos Domicílios. Censo Demográfico 2010, resultados do universo. Rio de Janeiro. 2011.

LITCHFIELD, J. Inequality, Methods and Tools. World Bank's web site on inequality, Poverty and Socio-economic Performance. 1999. Disponível em: <http://siteresources.worldbank.org/INTPGI/Resources/Inequality/litchfie.pdf>

MEDEIROS, M. Uma Introdução às Representações Gráficas das Desigualdades de Renda. Textos para discussão nº 1202, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Brasília, 2006.

MEDEIROS, M. Medidas de Desigualdade e Pobreza. Editora UnB, 1ª edição. Brasília, 2012.

SALARDI, P. How much of Brazilian inequality can we explain? Catholic University of Piacenza, mimeo. 2005.

SHORROCKS, A. The Class of Additively Decomposable Inequality Measures. *Econometrica* v. 48. 1982.

SOARES, R. R. Health and the evolution of welfare across Brazilian municipalities. *Journal of Development Economics*, v. 84, p. 590-608. 2007.

SOUZA, J.; PEÑALOZA, R. Teoria dual das medidas de concentração. Trabalho não publicado, 2005.

THEIL, H: Economics and Information Theory. Rand McNally, Chicago. 1967.

Apêndice C – Diferencial Salarial entre servidores Públicos e Privados e a desigualdade no mercado de trabalho formal do Distrito Federal

1. Estimação dos determinantes do salário hora

A regressão dos determinantes do salário no setor formal permite-nos comparar diretamente os diferenciais salariais do grupo de funcionários públicos com um grupo equivalente, os trabalhadores formais da iniciativa privada. A análise é semelhante a de Vaz e Hoffmann (2007), Bender e Fernandes (2009) e Souza e Medeiros (2013a). Também, para obtermos um grupo mais homogêneo de trabalhadores, selecionamos apenas os indivíduos com 25 anos ou mais, idade em que eles, teoricamente, teriam terminado seus estudos e ingressado no mercado de trabalho. Dessa forma, na análise aqui empregada, só consideramos a renda do trabalho principal dos servidores públicos e privados, não fazendo parte da amostra os trabalhadores domésticos ou informais, os empregadores e os desocupados. Os funcionários públicos estatutários correspondiam a 10,6% de toda a população ocupada acima de 25 anos em 2000, chegando a 13,4% em 2010. A iniciativa privada detinha 31,3% da população ocupada em 2000 e 49,9% em 2010, o que indica uma grande formalização no período. Com a amostra restrita apenas aos trabalhadores do setor formal com 25 anos ou mais, os funcionários públicos eram 28,4% em 2000 e 23,2% em 2010.

Computando os dados dos censos 2000 e 2010, verificou-se que o salário mensal médio dos funcionários públicos aumentou de R\$ 4.278 para R\$ 6.246 nesses dez anos (variação de 46%). Se considerarmos o salário hora, ele saiu de R\$ 28,24 para R\$ 47,60 (aumento de 68,5%). O salário médio dos trabalhadores da iniciativa privada chegou a cair ligeiramente, de R\$ 2.354 para R\$ 2.198. Provavelmente, trabalhadores informais com renda mais baixa passaram a ter a carteira de trabalho assinada, o que reduziu a renda média desse grupo. Por outro lado, o salário hora desse grupo saiu de R\$ 15,15 para R\$ 18,40¹⁸.

Claramente, a diferença salarial entre servidores públicos e privados aumentou muito nesses dez anos. O salário do funcionário público correspondia a 181,7% do trabalhador da

¹⁸ Outros estudos podem explorar o porquê dessa ligeira queda (ou no mínimo estagnação) do salário mensal concomitantemente com uma elevação, ainda que modesta, do salário hora na iniciativa privada. Os dados sugerem que as pessoas estariam ofertando menos trabalho mesmo com salários maiores, o que pode ser investigado em futuras pesquisas (possível aumento de empregos de meio período, inserção de mais mulheres no mercado de trabalho, entre outros).

iniciativa privada em 2000 e passou para 284,1% em 2010 (de 186,4% para 258,7% quanto ao salário hora). Esse aumento no diferencial bruto de salários não é conclusivo, pois ele pode advir de diferenças nos atributos dos dois grupos de trabalhadores nos dois momentos no tempo. Na tabela 8, pode-se ver a distribuição educacional desses dois grupos, bem como de toda a população maior de 25 anos. Essa tabela mostra que funcionários públicos são, em média, mais educados que os outros trabalhadores, o que explica parte do seu salário mais elevado.

Tabela 8 - Escolaridade da população com 25 anos ou mais por Tipo de Ocupação

	Trabalhador da Iniciativa Privada		Funcionário Público		Total da População com 25 anos ou mais	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Analfabeto	2,76%	2,63%	0,47%	0,44%	6,98%	4,52%
Fundamental	37,28%	37,57%	12,21%	9,54%	44,45%	40,08%
Ensino Médio	34,68%	36,33%	35,78%	27,91%	27,99%	31,45%
Superior	25,28%	23,47%	51,54%	62,10%	20,58%	23,96%

Fonte: Censo 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

A queda na proporção de trabalhadores com nível superior na iniciativa privada e o aumento na proporção com nível primário reflete provavelmente a maior formalização. Pessoas que não tinham carteira assinada passaram a ter e elas tinham menor escolaridade. No funcionalismo público, cresceu muito o número de pessoas com nível superior, de 51,5% para 62,1%, o que indica uma demanda crescente desse setor por profissionais qualificados.

Como a mera comparação de salários é inconclusiva, faz-se necessário o uso de regressão. Por isso estimamos uma equação dos determinantes dos salários dos trabalhadores do setor formal do Distrito Federal. As regressões são feitas para os anos 2000 e 2010 e têm a mesma forma funcional, seguindo Bender e Fernandes (2009). A variável independente é o logaritmo do salário hora. Optou-se por usar o salário hora por ele nos dar a real remuneração do trabalho efetivamente ofertado. Diferentemente do modelo usado no texto principal, a variável idade foi substituída por experiência e seu termo quadrático. Isso é mais adequado para medir os retornos no mercado de trabalho, pois eles tendem a cair depois de certo tempo – depreciação do capital humano (MINCER, 1974). A experiência do indivíduo é definida como sua idade subtraída dos seis anos iniciais de sua vida em que ele não estuda ou trabalha e dos anos de estudo completos. Portanto, $Experiência = Idade - (AE+6)$. Assim, a equação estimada é:

$$\ln(Y_{sh}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Anos de Estudo} + \beta_2 \text{Experiência} + \beta_3 \text{Experiência ao quadrado} + \beta_4 \text{Branco} + \beta_5 \text{Mulher} + \beta_6 \text{Funcionário Público} + \beta_7 \text{RA Alta Renda} + \beta_8 \text{RA Média Renda} + \varepsilon$$

As variáveis são análogas às da regressão anterior. *Funcionário público* é uma *dummy* que nos dá a diferença no salário hora em relação ao grupo base: trabalhadores da iniciativa privada. Os resultados da estimação aparecem na tabela 9 abaixo.

Tabela 9 – Determinantes do Salário Hora no Mercado de Trabalho Formal do Distrito Federal, 2000 e 2010. Indivíduos com 25 anos ou mais.
Variável Dependente: Logaritmo do salário hora

	2000	2010
Constante	-0,65934	0,36247
Anos de Estudo	0,14665	0,12734
Experiência	0,03758	0,025716
Experiência ao quadrado	-0,00027	-0,00008
Branco	0,1007	0,13673
Mulher	-0,25754	-0,25554
Funcionário Público	0,39526	0,61286
RA Alta Renda	0,55156	0,63375
RA Média Renda	0,23184	0,27293
Teste F	6.944	3.542
R²	0,603	0,528
Observações	36.624	25.305

Nota 1: Todas as estimativas foram significantes ao nível de 1%
Nota 2: Foi usado o método de Mínimos Quadrados Ponderados, em que cada observação tem um peso atribuído pelo fator de expansão da amostra.

Como podemos ver, houve uma pequena redução no retorno dos anos de estudo e experiência. Cada ano de estudo a mais dava um retorno de 14,6% em 2000 e 12,7% em

2010. A contribuição da experiência do trabalhador no salário também caiu. Para o caso de um trabalhador com 10 anos de experiência comparado com outro sem experiência, o salário predito do primeiro era 35% maior em 2000 e apenas 25% em 2010. A queda é verificada para qualquer nível de experiência. O diferencial entre brancos e não brancos subiu, de 10% para 13,6%. Essa mudança provavelmente foi em decorrência do aumento na proporção de pessoas que se autodeclararam pretas ou pardas¹⁹. Não houve variação significativa no diferencial homens-mulheres, ficando pouco acima de 25% nos dois anos. Quanto a diferenças regionais, houve um aumento nas diferenças salariais entre 2000 e 2010. Como visto, essa diferença caiu para a renda domiciliar *per capita*. Esse resultado provavelmente está ligado a maior formalização do período. A formalização deve ter sido maior em RAs de menor renda, o que evidenciou diferenças maiores nos salários pagos, apesar de que as disparidades regionais medidas pela renda total diminuíram.

A variável que destoa das outras é *Funcionário Público*. Em 2000, eles recebiam, em média, 39,5% a mais que os trabalhadores da iniciativa privada em uma posição semelhante. Em 2010, esse valor aumentou para 61,3%. Como controlamos por outras variáveis, pode-se notar que houve aumentos reais mais que proporcionais nos salários dos funcionários públicos. Não foi apenas por mudanças nos atributos dos dois grupos que o diferencial salarial aumentou. Houve uma contínua valorização do emprego público, tornando-o mais atrativo. Esse resultado é compatível e superior ao de Bender e Fernandes (2009) e Souza e Medeiros (2013a) para o Brasil todo. Como Brasília é o centro da administração pública federal e o Governo do Distrito Federal, entre todas as unidades da federação, é o que remunera melhor os seus trabalhadores, era esperado que os funcionários públicos do DF tivessem um prêmio salarial ainda maior que no resto do país. Abaixo, fazemos a decomposição da desigualdade nos dois anos analisados e vemos que esse prêmio salarial pago pelo setor público tem um efeito forte sobre a desigualdade no mercado de trabalho formal da capital.

2. Decomposição da Desigualdade

Na tabela 10 abaixo, é feita a decomposição da desigualdade do salário hora no mercado de trabalho formal do Distrito Federal, nos dando a contribuição de cada variável na

¹⁹ Talvez, as pessoas que se declaravam brancas em 2000 e passaram a se declarar não brancas em 2010 tenham uma renda média menor que as que continuaram se declarando brancas. Isso faria com que a renda média do grupo de brancos se elevasse mais que proporcionalmente à renda média dos não brancos. Isso pode ser investigado em outras pesquisas.

desigualdade desse tipo de renda em cada um dos anos. A regressão do salário hora dos trabalhadores do setor formal serve de base para isso. Os resultados complementam os apresentados para a renda domiciliar *per capita*.

Tabela 10 - Decomposição da desigualdade no mercado de trabalho formal: Distrito Federal, 2000 e 2010. Indivíduos com 25 anos ou mais.

	Fields	Shapley Value					
	%	Gini	%	E(0)	%	E(1)	%
2000							
Anos de estudo	35,73	0,1736	32,33	0,2042	38,54	0,1709	32,68
Experiência	4,93	0,0559	10,41	0,0055	1,04	0,0205	3,92
Raça/cor	1,34	0,0084	1,56	0,0071	1,34	0,0066	1,26
Gênero	0,10	0,0126	2,35	0,0027	0,51	0,0055	1,05
Funcionalismo Público	6,60	0,0306	5,70	0,0289	5,46	0,0218	4,17
Região Administrativa	11,58	0,0627	11,68	0,0605	11,42	0,0550	10,52
Resíduo	39,71	0,1929	35,96	0,2207	41,66	0,2426	46,39
Total	100	0,537	100	0,530	100	0,523	100
2010							
Anos de estudo	24,01	0,132	21,26	0,1605	21,89	0,0970	11,13
Experiência	5,01	0,0507	8,16	0,0255	3,48	0,0724	8,31
Raça/cor	1,61	0,0118	1,90	0,011	1,50	0,0113	1,30
Gênero	0,77	0,0129	2,08	0,0026	0,35	-0,0045	-0,52
Funcionalismo Público	11,19	0,0582	9,37	0,0643	8,77	0,0444	5,09
Região Administrativa	10,63	0,0701	11,29	0,0714	9,74	0,0692	7,94
Resíduo	46,80	0,2856	45,99	0,3976	54,23	0,5818	66,75
Total	100	0,621	100	0,7332	100	0,8716	100

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

Como para a renda domiciliar *per capita*, a contribuição dos anos de estudo no salário hora também se reduziu entre 2000 e 2010, mas ainda mais fortemente. A proporção na desigualdade total era no mínimo de 32% em 2000, caindo para menos de 22% em 2010. Apesar da elevação na desigualdade no mercado de trabalho formal no período, a contribuição da escolaridade caiu não só proporcionalmente, como absolutamente, não importa o método ou índice usado. Concomitantemente a isso, há uma elevação de pelo menos 10% na parte não explicada pelo modelo. O aumento do resíduo é provavelmente fruto da grande formalização do período, a qual faz com que a desigualdade fique mais difícil de ser explicada. As diferenças de experiência explicam parte da desigualdade, o que condiz com as teorias de

capital humano. Porém, sua variação entre 2000 e 2010 é ambígua, tendo caído pelo índice de Gini, mas subido pelos outros métodos.

Diferenças de gênero e raça/cor também caíram ligeiramente, mesmo com as regressões indicando variações semelhantes nos dois anos e até maiores para o caso dos brancos em 2010. As pequenas proporções querem dizer que a desigualdade no salário hora pouco mudará se excluirmos uma dessas variáveis.

As diferenças regionais também se reduziram, mas, como anteriormente, não podemos concluir se houve uma redução real nas disparidades dos salários entre as regiões administrativas do DF ou se isso é um efeito da agregação das novas regiões em suas jurisdições de 2000.

Por fim, como para o caso da renda domiciliar *per capita*, a única variável que teve um aumento considerável na contribuição para a desigualdade foi a *dummy* para funcionário público. E isso é válido para qualquer método usado. Pelo índice de Gini, a contribuição dessa variável subiu muito, de 5,70% para 9,37%. Como a desigualdade no mercado de trabalho formal aumentou e a contribuição relativa do funcionalismo público também, a contribuição absoluta desse variável subiu ainda mais fortemente, de 0,0306 para 0,0582 do índice de Gini. Se a contribuição absoluta tivesse se mantido constante nos dois anos, a desigualdade medida pelo índice de Gini seria de 0,593 em 2010, 4,5% menor. Dessa forma, pode-se concluir que o aumento na desigualdade no mercado de trabalho formal não foi só causado pela formalização de pessoas mais pobres e com menor escolaridade. Uma parte importante dessa desigualdade foi gerada pela elevação dos salários dos servidores públicos.

Bibliografia

BENDER, S.; FERNANDES, R. Gastos Públicos com pessoal: Uma análise de emprego e salário no setor público brasileiro nos anos 90. *Revista EconomiA*, v.10. 2009.

SOUZA, P.; MEDEIROS, M. Diferencial salarial público-privado e desigualdade de renda *per capita* no Brasil. *Estudos Econômicos*, vol. 43. 2013a.

VAZ, D; HOFFMANN, R. Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados. *Economia e Sociedade*, v. 16. 2007.

Apêndice D - Indicadores Gerais do Distrito Federal e Entorno em 2000 e 2010

Aqui, apresentamos indicadores desagregados do Distrito Federal e também do Entorno. Esse apêndice tem o intuito de mostrar a evolução da região entre 2000 e 2010, e com isso inspirar novos estudos acerca do desenvolvimento regional. Há indicadores para quatro pontos: população, migração, renda e desigualdade. Fica evidente que existem disparidades ainda maiores se estendêssemos nossa análise também ao Entorno. Porém, ao fazê-lo, não poderíamos isolar a participação da administração pública na desigualdade.

1. População

A tabela 11 apresenta a população de cada município do Entorno e Região Administrativa do Distrito Federal em 2000 e 2010, bem como o crescimento populacional no período. Em 2000, a população de toda a região era de 2.866.627 pessoas, aumentando para 3.622.571 em 2010, um crescimento médio de 2,37% ao ano. O Entorno goiano ultrapassou a marca de 1 milhão de habitantes e o Distrito Federal a de 2,5 milhões. Em 2010, Brasília (considerada como o DF todo) já era a quarta maior cidade do país, atrás apenas de São Paulo, Rio de Janeiro e Salvador (IBGE, 2012). Se a periferia metropolitana fosse considerada (Entorno próximo²⁰), Brasília estaria em terceiro lugar.

Tabela 11 – População em 2000 e 2010 – Distrito Federal e Entorno

	População em 2000	População em 2010	Variação percentual da População	Variação média anual
Abadiânia	11.452	15.757	37,59	3,24
Água Fria de Goiás	4.469	5.090	13,90	1,31
Águas Lindas de Goiás	105.746	159.378	50,72	4,19

20 Segundo a Companhia de Planejamento do Distrito Federal (Codeplan), os municípios que fazem parte do Entorno próximo são Águas Lindas de Goiás, Alexânia, Cidade Ocidental, Cristalina, Formosa, Luziânia, Novo Gama, Padre Bernardo, Planaltina, Santo Antônio do Descoberto e Valparaíso de Goiás. Segundo a Codeplan, esses municípios constituem a periferia metropolitana do Distrito Federal.

Alexânia	20.335	23.814	17,11	1,59
Cabeceiras	6.758	7.354	8,82	0,85
Cidade Ocidental	40.377	55.915	38,48	3,31
Cocalzinho de Goiás	14.626	17.407	19,01	1,76
Corumbá de Goiás	9.679	10.361	7,05	0,68
Cristalina	34.116	46.580	36,53	3,16
Formosa	78.651	100.085	27,25	2,44
Luziânia	141.082	174.531	23,71	2,15
Mimoso de Goiás	2.801	2.685	-4,14	-0,42
Novo Gama	74.380	95.018	27,75	2,48
Padre Bernardo	21.514	27.671	28,62	2,55
Pirenópolis	21.245	23.006	8,29	0,80
Planaltina de Goiás	73.718	81.649	10,76	1,03
Santo Antônio do Descoberto	51.897	63.248	21,87	2,00
Valparaíso de Goiás	94.856	132.982	40,19	3,44
Vila Boa	3.287	4.735	44,05	3,72
Vila Propício	4.492	5.145	14,54	1,37
Total Entorno	815.481	1.052.411	29,05	2,58
Brasília	198.422	209.855	5,76	0,56
Brazlândia	40.549	42.353	4,45	0,44
Candangolândia	15.634	15.924	1,85	0,18
Ceilândia	331.574	394.631	19,02	1,76
Cruzeiro	63.883	81.075	26,91	2,41
Gama	122.744	123.254	0,42	0,04
Guará	115.385	141.000	22,20	2,03
Lago Norte	29.505	41.334	40,09	3,43
Lago Sul	28.137	42.191	49,95	4,13
Núcleo Bandeirante	36.472	24.712	-32,24	-3,82
Paranoá	46.334	95.870	106,91	7,54
Planaltina	134.663	157.765	17,16	1,60
Recanto das Emas	89.811	113.086	25,92	2,33
Riacho Fundo	41.404	68.590	65,66	5,18
Samambaia	162.536	196.678	21,01	1,92
Santa Maria	97.064	114.803	18,28	1,69
São Sebastião	50.687	88.703	75,00	5,76
Sobradinho	113.280	140.871	24,36	2,20
Taguatinga	243.415	364.284	49,66	4,11
Rural	89.647	113.181	26,25	2,36
Total DF	2.051.146	2.570.160	25,30	2,28
Total	2.866.627	3.622.571	26,37	2,37

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

Analisando a tabela 11 acima, vemos que a população do Distrito Federal e Entorno cresceu 26,37%, sendo que o incremento no Entorno foi relativamente maior, 29,07% contra 25,3% no DF. Pode-se afirmar que o crescimento foi mais intenso nas cidades do Entorno próximo, como Cidade Ocidental (aumento de 15.538 moradores, ou 38,48%), Águas Lindas de Goiás (53.632 ou 50,72%), Luziânia (33.449 ou 23,71%) e Valparaíso de Goiás (variação de 38.126 ou 40,19%). Apenas essas quatro cidades foram responsáveis por 59% do aumento da população do Entorno e 18,6% do aumento da população de toda a região (Distrito Federal e Entorno somados). Segundo Queiroz (2006), o Entorno cresce mais rapidamente que o DF desde a década de 1980, principalmente por atrair mais imigrantes de baixa renda, o que será mostrado abaixo.

No Distrito Federal, o crescimento urbano que mais chamou atenção foi o do Paranoá, intimamente relacionado à rápida ocupação do Itapoã. A população da área mais que dobrou, passando de 46.334 para 95.870, com crescimento anual de 7,54%. Também expressivo foi o crescimento populacional da região de Taguatinga, 4,11% ao ano. Um aumento de mais de 120 mil moradores, o que justifica a criação das novas Regiões Administrativas de Águas Claras em 2003 e Vicente Pires em 2009. Relativamente, o Riacho Fundo e São Sebastião também tiveram crescimento expressivo nesses 10 anos (65% e 75% respectivamente). Dois bairros nobres, Lago Sul e Lago Norte, apresentaram variações significativas, 50% no primeiro e 40% no segundo. No Lago Sul, houve expressivo aumento de condomínios e loteamentos, o que impulsionou a maior ocupação da região (CODEPLAN, 2011). O crescimento do Varjão, que em 2010 tinha 5.371 habitantes e em 2000 era apenas um assentamento, explica parte do aumento populacional do Lago Norte.

Nota-se que, no Distrito Federal, as regiões mais afastadas do centro tiveram crescimento populacional maior. Outras pesquisas podem explorar esse fenômeno, que muito provavelmente está ligado ao tombamento da região central, a inelasticidade da oferta de imóveis (e a conseqüente elevação nos preços dos mesmos) e a desigualdade socioeconômica. As próximas subseções explorarão os indicadores de migração, renda e desigualdade no Distrito Federal e Entorno, bem como as mudanças entre 2000 e 2010.

2. Migração

Nesta seção, usamos o Censo 2010 para apresentar algumas características da imigração recente para o Distrito Federal e os municípios do Entorno. Na tabela 12 abaixo, podemos ver a proporção de pessoas que moravam em outra Unidade da Federação cinco anos antes da pesquisa e a proporção de pessoas que nasceram em outro município (o Distrito federal é considerado um município apenas, Brasília). Os dados são apresentados para cada Região Administrativa do DF e município do Entorno.

Tabela 12 – Proporção de Imigrantes por Município do Entorno e Região Administrativa do Distrito Federal, 2010.

	Proporção que morava em outra UF em 2005	Proporção nascida em outro município
Abadiânia	12,40	26,30
Água Fria de Goiás	19,32	54,14
Águas Lindas de Goiás	26,29	84,61
Alexânia	11,66	43,11
Cabeceiras	11,44	36,39
Cidade Ocidental	25,06	80,35
Cocalzinho de Goiás	19,17	48,45
Corumbá de Goiás	10,72	30,70
Cristalina	18,14	47,57
Formosa	10,39	36,69
Luziânia	14,93	54,14
Mimoso de Goiás	13,89	43,78
Novo Gama	20,73	77,82
Padre Bernardo	21,71	59,39
Pirenópolis	9,86	28,70
Planaltina de Goiás	14,44	65,04
Santo Antônio do Descoberto	14,88	65,04
Valparaíso de Goiás	28,55	83,64
Vila Boa	23,39	60,98
Vila Propício	17,25	43,47
Média do Entorno	19,13	63,98
Brasília	21,69	63,81
Brazlândia	3,47	30,53
Candangolândia	12,11	45,54

Ceilândia	10,52	42,13
Cruzeiro	17,32	57,53
Gama	7,83	40,69
Guará	11,84	48,93
Lago Norte	11,99	54,23
Lago Sul	14,58	54,77
Núcleo Bandeirante	14,01	46,59
Paranoá	16,18	48,79
Planaltina	9,36	42,57
Recanto das Emas	10,13	43,93
Riacho Fundo	12,68	41,46
Samambaia	9,59	40,83
Santa Maria	8,77	40,84
São Sebastião	14,02	53,51
Sobradinho	10,52	44,96
Taguatinga	15,25	44,86
Rural	14,10	46,54
Média do DF	12,59	46,27
Média	14,49	51,42

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração Própria.

A tabela 12 traz algumas informações interessantes. Primeiro: a imigração recente (pessoas que passaram a residir no local nos últimos 5 anos) para o Entorno é proporcionalmente maior, 19,13% contra 12,59% no DF. Queiroz (2006) aponta que isso ocorre desde a década de 1980. Também, as RAs com maior imigração recente são Brasília e Cruzeiro, dadas suas características de abrigarem servidores públicos civis e militares temporários, além de políticos e diplomatas (no caso de Brasília). Também, as regiões administrativas com a maior proporção de nascidos fora do DF são justamente as quatro mais ricas: Brasília, Cruzeiro, Lago Sul e Lago Norte.

Entre 2005 e 2010, 81.750 pessoas se mudaram do DF para o Entorno, o que corresponde a 40,7% dos imigrantes do Entorno e 36,7% dos emigrantes do DF. Enquanto isso, 47.163 pessoas vieram do Goiás inteiro para o DF. Portanto, existe uma emigração líquida do DF para o Entorno, e ela é constituída de pessoas mais pobres. A renda domiciliar *per capita* média desses migrantes é de R\$ 619, um pouco acima da média do Entorno, mas muito abaixo da média do Distrito Federal. Como mostrado no texto, a imigração de trabalhadores qualificados para o Distrito Federal é maior que a média geral.

O Distrito Federal, por oferecer mais equipamentos urbanos como hospitais e

escolas, atrai uma migração pendular do Entorno (QUEIROZ, 2006). Essa migração é basicamente para usar essas facilidades urbanas e retornar para o município de origem. Isso sobrecarrega os serviços fornecidos na capital federal, o que demonstra a necessidade de um planejamento ordenado para a região como um todo.

3. Renda

O Distrito Federal, tanto em 2000 como em 2010, era a Unidade da Federação com a maior renda *per-capita* do país (IBGE, 2002; IBGE, 2012). Na tabela 13 abaixo, pode-se ver os valores da renda domiciliar *per-capita* desagregada por Regiões Administrativas e Municípios do Entorno. As rendas do ano 2000 foram deflacionadas utilizando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) entre julho de 2000 e julho de 2010, data em que os recenseadores vão a campo. Portanto os valores aqui apresentados são reais do mês de julho de 2010. Em 2000, a média da renda domiciliar *per-capita* mensal do Distrito Federal e Entorno era pouco acima dos mil reais, chegando a quase R\$ 1.400 em 2010, um aumento de 38,17% no período ou 3,29% ao ano. Apenas para o DF, a renda média saiu de mais de R\$ 1.232 para 1.726, 40% a mais ou 3,43% ao ano.

Tabela 13 – Renda Domiciliar *Per capita* por Município e Região Administrativa

	Renda Média em 2000	Renda Média em 2010	Varição percentual da Renda	Varição Média Anual
Abadiânia	351,51	524,11	49,10	4,08
Água Fria de Goiás	359,42	518,89	44,37	3,74
Águas Lindas de Goiás	318,38	443,32	39,24	3,37
Alexânia	351,23	496,36	41,32	3,52
Cabeceiras	314,36	420,27	33,69	2,95
Cidade Ocidental	538,90	641,55	19,05	1,76
Cocalzinho de Goiás	294,14	440,71	49,83	4,13
Corumbá de Goiás	385,39	503,42	30,63	2,71
Cristalina	466,01	678,24	45,54	3,82
Formosa	503,17	728,25	44,73	3,77
Luziânia	443,00	575,70	29,95	2,65

Mimoso de Goiás	222,43	472,23	112,31	7,82
Novo Gama	395,41	494,05	24,95	2,25
Padre Bernardo	356,24	499,42	40,19	3,44
Pirenópolis	378,11	544,23	43,94	3,71
Planaltina de Goiás	344,01	463,90	34,85	3,04
Santo Antônio do Descoberto	308,93	444,64	43,93	3,71
Valparaíso de Goiás	592,63	762,71	28,70	2,56
Vila Boa	260,31	377,15	44,89	3,78
Vila Propício	238,68	385,79	61,63	4,92
Média do Entorno	419,43	566,16	34,98	3,05
Brasília	3.507,24	5.009,23	42,83	3,63
Brazlândia	503,63	735,03	45,95	3,85
Candangolândia	748,43	1.253,24	67,45	5,29
Ceilândia	578,08	737,65	27,60	2,47
Cruzeiro	3.049,75	4.730,14	55,10	4,49
Gama	777,72	1.119,76	43,98	3,71
Guará	1.582,37	1.819,58	14,99	1,41
Lago Norte	3.481,93	4.487,82	28,89	2,57
Lago Sul	5.692,49	6.698,18	17,67	1,64
Núcleo Bandeirante	1.820,35	2.188,49	20,22	1,86
Paranoá	484,86	932,25	92,27	6,76
Planaltina	503,09	695,83	38,31	3,30
Recanto das Emas	350,00	590,10	68,60	5,36
Riacho Fundo	643,14	986,95	53,46	4,38
Samambaia	435,18	742,68	70,66	5,49
Santa Maria	425,06	686,13	61,42	4,90
São Sebastião	427,31	1.261,97	195,33	11,44
Sobradinho	1.097,16	1.640,23	49,50	4,10
Taguatinga	1.321,52	2.059,84	55,87	4,54
Rural	677,46	761,46	12,40	1,18
Média do DF	1.232,08	1.726,04	40,09	3,43
Média	1.006,34	1.390,43	38,17	3,29

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração Própria.

A região do Entorno, por outro lado, apresentou uma renda domiciliar *per-capita* por volta de 3 vezes menor que a do DF em 2000 (R\$ 419) e 2010 (R\$ 566). A diferença de renda aumentou ligeiramente nessa década, visto que o crescimento do Entorno foi um pouco mais lento (35% nos 10 anos ou 3,05% ao ano).

Ao analisarmos as informações por Região Administrativa ou Município, vemos que todos apresentaram crescimento da renda acima de 1,5% ao ano, com exceção da região rural do DF, com 1,18% ao ano. No Entorno, o município de Mimoso de Goiás apresentou o maior crescimento, deixando de ser o mais pobre da região - 7,82% ao ano - com sua renda domiciliar *per-capita* mais que dobrando no período. Por outro lado, o município da Cidade Ocidental foi o que cresceu mais lentamente, 19% no período completo ou 1,76% ao ano.

No Distrito Federal, o expressivo aumento de renda de São Sebastião chamou atenção. A renda quase triplicou, crescendo a taxa de 11,44% ao ano, muito provavelmente pelo crescimento do Jardim Botânico. A renda média do Paranoá também cresceu consideravelmente, quase duplicando no período. As Regiões Administrativas que tiveram um aumento de renda abaixo de 2% ao ano foram o Guará (provavelmente por causa do crescimento da Cidade Estrutural), o Lago Sul e o Núcleo Bandeirante.

A RA mais rica nos dois anos foi o Lago Sul, com renda domiciliar *per-capita* de R\$ 5.692 em 2000 e R\$ 6.698 em 2010, seguida do Lago Norte, Brasília e Cruzeiro. A mais pobre foi o Recanto das Emas, com renda de R\$ 350 em 2000 e R\$ 590 em 2010. Logo depois vem Santa Maria, Planaltina e Brazlândia, para o ano de 2010. A razão entre a renda da região mais rica pela mais pobre reduziu de 16,26 vezes em 2000 para 11,35 em 2010. Considerando também o Entorno, essa razão era de 25,64 em 2000 (Lago Sul / Mimoso de Goiás) e caiu para 17,76 (Lago Sul / Vila Boa).

A próxima subseção analisará como essa renda se distribuía em 2000 e 2010 e as mudanças na desigualdade no período.

4. Desigualdade

Usando a renda domiciliar *per capita*, foram calculados os índices de Gini e a Razão 20/20 de todos os municípios do Entorno e Regiões Administrativas do Distrito Federal.

A tabela 14 mostra que o Distrito Federal e o Entorno apresentaram ligeira elevação na desigualdade quando tomados em conjunto, permanecendo com um índice de Gini acima de 0,64 e quase chegando a 0,65 em 2010. No Distrito Federal também houve mudança, de 0,627 para 0,637, ficando ainda mais alta. O Entorno, por sua vez, teve uma queda, de 0,539 para 0,518.

Tabela 14 – Índice de Gini e Razão 20/20: Municípios do Entorno e Regiões Administrativas do Distrito Federal, 2000 e 2010

	Gini 2000	Gini 2010	Razão 20/20 - 2000	Razão 20/20- 2010
Abadiânia	0,537	0,434	14,2	10,64
Água Fria de Goiás	0,652	0,628	26,8	29,34
Águas Lindas de Goiás	0,430	0,428	9,4	12,51
Alexânia	0,540	0,468	14,5	15,62
Cabeceiras	0,550	0,489	16,5	14,55
Cidade Ocidental	0,489	0,504	13,5	19,05
Cocalzinho de Goiás	0,488	0,480	12,3	17,48
Corumbá de Goiás	0,598	0,515	21,0	14,62
Cristalina	0,582	0,570	19,4	21,51
Formosa	0,601	0,561	23,1	20,95
Luziânia	0,549	0,499	15,9	16,22
Mimoso de Goiás	0,593	0,588	19,6	41,63
Novo Gama	0,498	0,463	13,3	19,47
Padre Bernardo	0,599	0,567	20,4	23,86
Pirenópolis	0,545	0,490	15,6	13,84
Planaltina de Goiás	0,511	0,436	13,8	11,54
Santo Antônio do Descoberto	0,471	0,457	11,1	13,98
Valparaíso de Goiás	0,524	0,500	16,9	20,78
Vila Boa	0,515	0,485	14,6	18,03
Vila Propício	0,513	0,541	14,8	30,27
Média do Entorno	0,539	0,518	17,8	17,53
Brasília	0,466	0,484	14,3	18,05
Brazlândia	0,501	0,489	14,0	13,76
Candangolândia	0,427	0,505	10,2	17,26
Ceilândia	0,453	0,465	10,8	13,6
Cruzeiro	0,469	0,482	13,3	16,32
Gama	0,484	0,497	14,7	17,15
Guará	0,493	0,545	19,8	32,54
Lago Norte	0,488	0,584	47,9	67,16
Lago Sul	0,466	0,496	12,6	16,88
Núcleo Bandeirante	0,529	0,560	21,3	19,43
Paranoá	0,562	0,605	17,1	25,54
Planaltina	0,545	0,493	17,1	15,05
Recanto das Emas	0,462	0,431	10,7	10,92

Riacho Fundo	0,517	0,489	15,3	15,78
Samambaia	0,461	0,477	10,9	13,47
Santa Maria	0,491	0,475	12,2	12,84
São Sebastião	0,461	0,633	10,6	29,83
Sobradinho	0,529	0,559	21,5	26,65
Taguatinga	0,501	0,515	16,5	23,51
Rural	0,669	0,610	32,7	30,31
Média do DF	0,627	0,637	34,4	36,43
Média	0,642	0,648	35,0	36,95

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria

Como visto, a tendência da desigualdade no Distrito Federal parece caminhar na direção contrária a da brasileira. Verificou-se uma ligeira acentuação da desigualdade justamente em um período de maior distribuição no país como um todo. A razão 20/20, que mede quantas vezes a renda média dos 20% mais ricos é superior a dos 20% mais pobres, mostrou uma ligeira elevação das disparidades. Esse resultado demonstra que a renda dos mais ricos cresceu relativamente mais que a dos mais pobres (38,8% contra 31,4% no período completo), porém, essas estimativas devem ser olhadas com cuidado por causa dos problemas durante a coleta de dados no Censo 2010. Se considerássemos que todas essas rendas nulas são de indivíduos que não quiseram reportar a renda e excluíssemos essas observações, a desigualdade seria um pouco menor. O Gini para o Distrito Federal seria de 0,628. Para o Entorno, o Gini seria de 0,502. A região completa teria um Gini de 0,638, ligeiramente menor que 2000. A razão 20/20, nessas condições, diminuiria de 35 para 30. Diante desse problema nos dados, não podemos afirmar que houve mudança na desigualdade no Distrito Federal entre 2000 e 2010, mas os dados sugerem uma elevação. Podemos afirmar que a desigualdade no DF é no mínimo a mesma de 2000.

Desagregadamente, os municípios do Entorno mais desiguais são Água Fria de Goiás, Mimoso de Goiás, Cristalina, Formosa e Padre Bernardo. Todos eles com um índice de Gini superior a 0,55 nos dois anos. No entanto, a maioria dos municípios do Entorno apresentou redução no índice de Gini. No DF, Guará, Paranoá, Lago Norte e São Sebastião apresentaram um grande aumento na desigualdade, certamente ligado ao crescimento da Cidade Estrutural, do Itapoã, do Varjão e do Jardim Botânico, respectivamente. O arranjo territorial permitiu que bairros muito desiguais convivessem próximos um do outro, o que impulsionou a criação de novas Regiões Administrativas pelo Governo do Distrito Federal,

desagregando essas aglomerações. Recanto das Emas, Planaltina, Santa Maria e Brazlândia tiveram redução da desigualdade, regiões mais pobres, nas quais, provavelmente, os efeitos dos programas de redistribuição de renda são maiores.

Como visto, a desigualdade é acentuada no Distrito Federal. Quando medimos para a região completa, DF e Entorno, as disparidades são ainda maiores. O Entorno apresentou queda na desigualdade no período, mas o DF permaneceu com a mesma distribuição, segundo as estimativas mais otimistas. A tabela 15 abaixo mostra a distribuição da renda por quantis em 2000 e 2010 para a região do DF e Entorno e para apenas o Distrito Federal.

Tabela 15 – Distribuição da renda por quantis, 2000 e 2010

Quantis	Distrito Federal e Entorno		Somente Distrito Federal	
	Percentual que detêm da renda total - 2000	Percentual que detêm da renda total - 2010	Percentual que detêm da renda total - 2000	Percentual que detêm da renda total - 2010
20% mais pobres	2,07%	2,28%	2,18%	2,22%
20%-40%	4,53%	5,62%	4,40%	4,73%
40%-60%	8,03%	7,32%	8,60%	8,35%
60%-80%	16,53%	15,93%	17,90%	17,47%
20% mais ricos	68,84%	68,85%	66,90%	67,23%
10% mais ricos	51,20%	51,82%	48,75%	49,34%
5% mais ricos	36,30%	36,96%	33,67%	34,60%
1% mais rico	14,64%	15,60%	13,50%	14,51%

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

Como visto na tabela 15, a renda dos 20% mais pobres aumentou em relação ao total. No lado oposto da distribuição, os mais ricos também tiveram ligeira elevação na participação da renda, principalmente no DF. Os 20% mais ricos detêm quase 70% da renda total. Os 10% mais ricos, por volta de 50%. Enquanto os mais pobres têm apenas um pouco mais que 2% da renda total. São valores extremamente díspares, fazendo com que a Curva de Lorenz mostrada na figura 4 seja bastante distante da reta de perfeita igualdade. As distribuições em 2000 e 2010 se sobrepõem no gráfico, indicando poucas mudanças na desigualdade. A Parada de Pen, figura 3, indica grandes disparidades na distribuição das rendas, seja em 2000 ou 2010. A curva para 2010 é maior por que a sociedade como um todo obteve ganhos reais de renda no período. A distribuição em 2010 domina estocasticamente a de 2000.

Para investigarmos as causas da persistência da desigualdade no Distrito Federal, não trabalharemos com os dados do Entorno nas próximas seções. Essa opção foi feita pois é o Distrito Federal o principal responsável pela desigualdade da região inteira, enquanto que o

Entorno apresentou redução no período. Também, o Distrito Federal possui particularidades que o fazem a Unidade da Federação mais desigual do país. A presença da administração pública federal pode ser uma grande causadora de desigualdades. Será se o Estado brasileiro, por meio do funcionalismo público, é o principal indutor da desigualdade na capital federal? Qual foi o efeito na desigualdade da política de elevação dos salários dos servidores na última década? Entender por que essa desigualdade permaneceu muito elevada enquanto o país inteiro vivenciou um momento de redução das disparidades é o intuito desse trabalho.

5. A desigualdade no Distrito Federal por diferentes tipos de renda

Como visto, entre 2000 e 2010, a distribuição da renda domiciliar *per capita* no Distrito Federal permaneceu muito concentrada entre 2000 e 2010, com uma tendência de alta. O mesmo é válido para os diferentes tipos de renda, seja advinda do trabalho ou de outras fontes. A desigualdade da renda de outras fontes aumentou consideravelmente, conforme a tabela 16 abaixo.

Considerando apenas o rendimento do trabalho principal, a desigualdade caiu ligeiramente, de 0,608 para 0,595. Porém, quando consideramos a desigualdade do rendimento por hora trabalhada, há uma elevação de 0,620 para 0,653. Isso sugere que os trabalhadores mais ricos estão conseguindo derivar uma renda maior trabalhando relativamente menos do que os mais pobres. Quanto à renda individual total, a desigualdade subiu um pouco, de 0,622 para 0,638. Diferentemente da renda domiciliar *per capita*, a renda individual total considera no cálculo do índice apenas os indivíduos maiores de 10 anos que têm alguma renda de qualquer fonte. A tabela 16 nos dá o índice de Gini para diferentes tipos de renda.

Quanto à desigualdade entre trabalhadores com 25 anos ou mais no setor formal (constituído de trabalhadores com carteira de trabalho assinada e funcionários públicos), a desigualdade aumentou consideravelmente. Isso tem duas explicações, que serão verificadas empiricamente com a decomposição da desigualdade. A primeira é a maior formalização em 2010, o que fez com que pessoas que antes estavam no setor informal em 2000 fossem incluídas no setor formal. Em sua maioria essas pessoas eram de menor renda, e, depois de terem a carteira assinada, permaneceram com uma renda em média menor que os outros

membros do mercado formal. A segunda explicação é quanto a elevação constante do salário dos funcionários públicos no período. Essa elevação foi acima dos ganhos médios no mercado de trabalho e foi desproporcional aos atributos dos trabalhadores dessa categoria, como educação e experiência.

Tabela 16 - Índice de Gini do Distrito Federal para diferentes tipos de renda

	2000	2010
Renda Domiciliar <i>Per Capita</i>	0,627	0,637
Renda do Trabalho Principal	0,608	0,595
Renda do Trabalho principal – Pessoas no setor formal com 25 anos ou mais	0,539	0,571
Rendimento por Hora Trabalhada	0,620	0,653
Rendimento por Hora Trabalhada – Pessoas no setor formal com 25 anos ou mais	0,537	0,621
Renda de Todos os Trabalhos	0,614	0,602
Renda de Outras Fontes*	0,654	0,727
Renda Individual Total	0,622	0,638

Fonte: Censos 2000 e 2010, IBGE. Elaboração própria.

Nota 1: No cálculo do índice só são considerados aqueles que obtêm o tipo de renda indicado, com exceção da renda domiciliar *per capita*.

Nota 2: O setor formal é constituído pelos trabalhadores da iniciativa privada com carteira assinada e os funcionários públicos.

Nota 3: A renda de outras fontes é composta de renda de aluguel, mesada, doações, aposentadoria e pensões, rendimento de aplicações financeiras e transferências governamentais de renda.

* Caso considerássemos pessoas acima de 10 anos que não têm renda de outras fontes, esse índice seria 0,956 em 2000 e 0,945 em 2010

Como visto acima, a desigualdade não teve queda significativa em nenhuma das mensurações. A desigualdade entre a renda de outras fontes apresentou a maior elevação de 0,654 para 0,727. Mesmo com a implementação do Bolsa Família no período, o índice de Gini subiu, o que pode significar maior concentração na distribuição da propriedade

(financeira ou imóveis) e aposentadorias/pensões. Infelizmente, o Censo 2010 não desagregou esses valores por cada tipo, reportando apenas o valor total da renda de outras fontes. Dessa forma, fica impossível ver o efeito desagregado do Bolsa Família, renda do capital ou aposentadorias e pensões na desigualdade. De toda forma, esse resultado é compatível com o discutido acerca das grandes cidades. No DF, há uma elevação na desigualdade da renda de outras fontes, o que explica parte da manutenção da desigualdade da renda domiciliar *per capita*.

6. Renda domiciliar *per capita* por diferentes tipos de ocupação, 2000 e 2010

Tabela 17 – Renda domiciliar *per capita* por tipo de ocupação do responsável pelo domicílio, 2000

Tipo de Ocupação	Renda	Proporção da Renda média	Percentual da População	Percentual detido da renda total
Funcionário Público Civil ou Militar	2054,40	1,67	11,83	19,72
Trabalhador formal na Iniciativa Privada	1115,06	0,90	32,08	29,03
Trabalhador sem carteira assinada	853,76	0,69	8,84	6,12
Trabalhador Doméstico com carteira assinada	314,62	0,26	1,71	0,44
Trabalhador Doméstico sem Carteira assinada	263,74	0,21	2,78	0,60
Trabalhador por conta própria	1013,38	0,82	15,42	12,68
Empregador	4043,07	3,28	3,37	11,07
Outro	926,55	0,75	0,25	0,19
Desocupado	1047,06	0,85	23,73	20,16

Fonte: Censo 2000, IBGE. Elaboração própria. Nota: A renda está em reais de julho de 2010.

Tabela 18 – Renda domiciliar *per capita* por tipo de ocupação do responsável pelo domicílio, 2010

Tipo de Ocupação	Renda	Proporção da Renda média	Percentual da População	Percentual detido da renda total
Funcionário Público Civil ou Militar	3758,60	2,24	12,29	27,48
Trabalhador formal na Iniciativa Privada	1454,17	0,86	33,52	28,99
Trabalhador sem carteira assinada	1064,84	0,63	6,89	4,37
Trabalhador Doméstico com carteira assinada	479,64	0,29	2,39	0,68
Trabalhador Doméstico sem Carteira assinada	445,44	0,26	3,11	0,82
Trabalhador por conta própria	1534,35	0,91	13,95	12,73
Empregador	4874,45	2,90	1,92	5,57
Outro	1588,41	0,94	0,73	0,69
Desocupado	1245,71	0,74	25,21	18,68

Fonte: Censo 2010, IBGE. Elaboração própria.

Bibliografia

CODEPLAN. Companhia de Planejamento do Distrito Federal. Pesquisa Distrital por Amostra de Domicílios. Resultados por RA, 2011. Disponível em: <http://www.codeplan.df.gov.br/areas-tematicas/desenvolvimento-regional/257-pdad.html>

IBGE. Censo 2000. Brasília, 2002. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/censo/divulgacao.sht>

IBGE. Censo 2010. Brasília, 2012. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/censo2010>

IBGE. Índice de Preços ao Consumidor Amplo, série histórica. 2013. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultinpc.shtm

QUEIROZ, E. P. A migração intrametropolitana no Distrito Federal e Entorno: o consequente fluxo pendular e o uso dos equipamentos urbanos de saúde e educação. *In: Anais do XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Caxambú – MG, 2006.

Anexo 1 – Mapas do Distrito Federal e Entorno



Figura 3 – Mapa do Distrito Federal pelas 19 Regiões Administrativas existentes em 2000
Fonte: Guia Geográfico do Distrito Federal.

Disponível em: www.brasil-turismo.com/distrito-federal/mapa-regioes.htm.



Figura 4 – Mapa dos Municípios Goianos do Entorno do Distrito Federal
Fonte: Instituto Mauro Borges, Secretaria de Estado e Gestão de Planejamento do Governo de Goiás.
Disponível em http://www.seplan.go.gov.br/sepin/viewcad.asp?id_cad=5000&id_not=13