
Determinantes da formalidade ocupacional segundo a abordagem da segmentação do mercado de trabalho

Paulo Aguiar do Monte

Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins²

Resumo: Este artigo é baseado no trabalho seminal de Lima (1980) sobre capital humano e segmentação e tem como objetivo avançar metodologicamente nas análises econométricas e verificar os determinantes da inserção ocupacional e da remuneração salarial no mercado com carteira e sem carteira de trabalho brasileiro. Neste contexto, foram estimados três modelos econométricos distintos que buscam corrigir o viés de seleção amostral e controlar os efeitos das características não observáveis dos trabalhadores. No primeiro modelo, a carteira de trabalho assinada é explicada por habituais variáveis de capital humano e localização. No segundo modelo é testada a hipótese da mobilidade intergeracional reduzindo a amostra apenas aos indivíduos residentes no domicílio cujos pais estão ocupados no setor sem carteira assinada. Por fim, no terceiro modelo é estimada uma regressão quantílica dos determinantes salariais do trabalhador. Os principais resultados encontrados destacam que: i) A ocupação do pai influencia nas chances do indivíduo estar no mercado formal ou informal (5,13 pontos percentuais); ii) Investimento em educação é a variável chave para uma possível mobilidade intergeracional no mercado de trabalho; iii) A análise dos condicionantes dos rendimentos salariais indica que retornos salariais são maiores para os trabalhadores mais qualificados e de acordo com a posição do indivíduo na distribuição salarial.

Palavras Chave: Mercado de Trabalho; Segmentação; Teoria do Capital Humano; Regressões Quantílicas.

JEL: J42, J46, O12.

¹ Professor da Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

² Doutorando em Economia pela UFPE. Mestre em Economia pela UFPB

Determinants of formal occupation according to the Theory of labor market segmentation

Abstract: *This article is based on the seminal work of Lima (1980) on human capital and segmented labor market, and aims to advance methodically in the econometric analysis in order to verify the determinant of occupational insertion and wage compensation in the Brazilian labor market. In this context, it was estimated three different econometric models that seek to correct the sample selection bias and control the effects of unobservable characteristics of workers. In the first model, a formal contract is explained by the usual human capital variables and location variable. In the second model is tested the hypothesis of intergenerational mobility while reducing the sample only to individuals living at home whose parents are engaged in informal sector. Finally, the third model is estimated a quantile regression of the determinants of workers' wage. The main results highlighted that: i) the father's occupation influences the chances of the individual being occupied in either the formal or the informal market (5.13 percentage points); ii) Investment in education is the key variable for a possible intergenerational mobility in the labor market; iii) The analysis of wage income restrictions indicate that wage returns are higher for more skilled workers and in accordance with the position of the individual in wage distribution.*

Key Words: *Labor Market; Segmentation; Human Capital Theory; Quantile Regressions.*

JEL: J42, J46, O12.

Introdução

A discussão acerca da formalidade e informalidade no mercado de trabalho brasileiro é um tema relevante no que respeita à estrutura das relações de trabalho. Segundo Cacciamali (1983), foi a partir dos anos 1970 que estudos sobre o setor informal de trabalho passaram a ganhar destaque internacional compondo discussões sobre padrões de crescimento econômico nos países subdesenvolvidos. No entanto, ainda há muitas discussões no que diz respeito à classificação do mercado formal e mercado informal de trabalho, isto por que, segundo Noronha (2003), o conceito de informalidade tende a representar fenômenos sociais demasiadamente diversos para serem agregados por uma mesma definição, além de envolver a ordem jurídica de o que é um

contrato formal de trabalho¹.

Apesar de ter sido observado uma queda expressiva da informalidade nos últimos anos, o Brasil ainda apresenta uma elevada proporção de sua população ocupada no setor informal (segundo o critério da carteira assinada). Dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) indicam que o grau da informalidade caiu de 50% em 2002 para 33,65% dos empregos totais em 2012 e, com exceção de 2003, apresentou quedas ininterruptas ao longo do período. A redução dos índices de informalidade assume uma importância relativa maior por estar relacionada à precarização das relações de trabalho, sendo de fundamental importância a análise de seus condicionantes como fatores relacionados ao capital humano e à localização geográfica, para a elaboração de políticas públicas mais eficientes.

A teoria da segmentação do mercado de trabalho surgiu como contraponto à teoria do capital humano ao preconizar que mercado de trabalho não poderia ser representado por um único mercado contínuo (Reich, 1971; Reich, Gordon e Edwards, 1973). Para os teóricos da segmentação a distribuição salarial não reflete a classificação de habilidade cognitiva do trabalhador, portanto, sua distribuição é plurimodal dado que os mercados de trabalho são segmentados e estratificados, conseqüentemente, não há livre mobilidade e homogeneidade do fator trabalho (Piore, 1971). Assim, os diferenciais de salários e produtividade surgem dessa segmentação, a despeito de qualquer que seja o nível de capital humano dos trabalhadores.

Segundo Lima (1980) a segmentação do mercado não apenas originou, mas também intensificou comportamentos dissimilares e diferenças substanciais na força de trabalho, constituindo barreiras efetivas à mobilidade ocupacional. Lima (1980) descreve três correntes que tentam explicar a segmentação do mercado de trabalho: i) A corrente do lado da oferta, o chamado Ajuste Alocativo, sugerindo que a segmentação teria sua origem nas características pessoais e no comportamento dos trabalhadores, fatores determinantes para a inserção do trabalhador de acordo com suas qualidades produtivas²; ii) A corrente da estrutura de mercado e da concentração econômica, que afirma que a segmentação surge da maior ou menor estrutura institucional, tecnológica e do poder de mercado das firmas³; iii) A corrente do processo histórico-social que admite que a segmentação surge das diferenças de classes sociais e da imobilidade social, ou seja, a partir do processo histórico-social de concentração econômica que acaba se refletindo no mercado de trabalho⁴.

Neste contexto, tendo como princípio teórico a visão dualista do mercado de trabalho baseada na hipótese de segmentação de mercado, pode-se afirmar

¹ Dado o problema de definição, o artigo irá considerar como trabalhadores do setor formal aqueles indivíduos que possuem carteira de trabalho assinada, e trabalhadores informais, os indivíduos que não possuem carteira de trabalho assinada. Assim, aqui será tratado o problema da segmentação do mercado de trabalho com carteira e sem carteira assinada.

² Ver Doeringer e Piore (1968) e Piore (1969; 1971).

³ Ver Bluestone (1973), Vektorisz (1970), Harrison (1972) e Vektorisz e Harrison (1973).

⁴ Ver Reich (1971), Gintis *et al.* (1972), Gordon e Bowles (1972).

que os postos de trabalho no setor formal são efetivamente melhores, em várias dimensões, e que a existência de informalidade ocorre porque o número destes postos é limitado. Ainda, que a informalidade tenderia a aumentar quando a economia entrasse em um período de recessão, onde alguns trabalhadores seriam forçados a migrar para o setor informal. Assim, de acordo com a visão dualista, os trabalhadores que não conseguem emprego no setor formal teriam que se contentar em ocupações no setor informal (Cavalcante, 2010). Segundo Maloney (2004) existe uma considerável heterogeneidade entre trabalhadores do setor informal, como participantes voluntários e involuntários, e dentro do grupo dos voluntários, a posição da informalidade pode decorrer de forma desejável, com estes trabalhadores apresentando diferenciais de ganhos positivos em relação aos do setor formal (Menezes Filho *et al.*, 2004). Dessa forma, o segmento informal pode ser pensado como composto por estes dois grandes grupos que diferem significativamente em suas motivações e os seus níveis relativos de satisfação do trabalho, muito embora, exista, inegavelmente, uma parcela considerável de trabalhadores informais que não está nessa condição por escolha própria (Tannuri-Pianto e Pianto, 2002), principalmente os que não têm os níveis de escolaridade ou características produtivas exigidas pelo mercado.

Na literatura nacional, dentre os trabalhos que buscam a evidência empírica da segmentação, sua caracterização e condicionantes da informalidade no Brasil, pode-se citar Carneiro e Henley (2001), Neri (2002), Tannuri-Pianto e Pianto (2002), Melo e Santos (2009), Oliveira (2009) e Cavalcante (2010). Esses trabalhos, contudo, desconsideram os efeitos da estrutura domiciliar sobre a informalidade no mercado de trabalho. O *background* familiar, mais especificamente a forma com que o pai ou mãe está sujeito a riscos maiores de informalidade, interfere na gama de oportunidades ocupacionais os trabalhadores no mercado de trabalho (Lima, 1980). Ou seja, a formalidade do chefe do domicílio tende a ser um fator determinante nas chances de ocupação (in)formal dos filhos.

Com base neste argumento, este artigo tem por objetivo tentar refazer, na medida do possível, o ensaio empírico desenvolvido por Lima (1980), abstraindo-se, todavia, das questões de cunho teórico referente às teorias do capital humano e da segmentação do mercado de trabalho. Utilizando-se de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 2012, busca-se analisar os condicionantes da formalidade e informalidade no mercado de trabalho brasileiro.

O objetivo principal do estudo é mostrar se existem evidências de que a formalidade do chefe do domicílio (variável proxy para “pai”) influencia nas chances de inserção no mercado de trabalho formal do filho, além de verificar se os condicionantes de capital humano e localização geográfica apresentam efeitos diferentes de acordo com a posição salarial dos filhos na distribuição dos quantis de salários. Para isso, serão utilizados dois modelos *probit* distintos e

uma regressão quantílica de ganhos salariais. No primeiro modelo *probit*, as variáveis habituais de capital humano e localização (como nível de escolaridade, idade, região) juntamente com uma *dummy* que indica se o “pai” (chefe do domicílio) encontra-se ocupado no segmento formal explicarão as chances do filho estar inserido também no segmento formal. O segundo modelo, por outro lado, analisará as variáveis pessoais dos filhos através da mobilidade intergeracional, reduzindo-se a amostra apenas àqueles filhos cujos “pais” (chefes do domicílio) trabalham no setor informal. Por fim, será estimado um terceiro modelo – regressão quantílica de rendimentos dos filhos – cujo objetivo é analisar os determinantes salariais dos rendimentos do trabalho, pressupondo-se que os regressores de capital humano e localização dos dois modelos anteriores influenciam diferentemente os ganhos salariais dos filhos de acordo com a posição que eles ocupam na distribuição de salários.

Tendo em vista que as características pessoais não observáveis podem influenciar a probabilidade de um indivíduo estar ocupado bem como podem estar positivamente associadas à produtividade e, conseqüentemente, ao seu rendimento salarial, é de fundamental importância levar em consideração o possível viés de seletividade existente, principalmente por que a amostra utilizada não é aleatória. Por isso, a tradicional correção de Heckman (1979) será utilizada na correção do viés de seleção dos dois primeiros modelos (modelo de escolha binária – modelo *probit*). No terceiro modelo, por sua vez, será utilizada a estratégia empírica adotada por Buchinsky (1998) que consiste numa correção de seleção amostral mediante uso de um estimador semiparamétrico adaptado para o caso de regressões quantílicas.

Além desta introdução, o trabalho apresenta mais três seções. Na próxima seção será discutida a metodologia e a base de dados adotada no trabalho. A terceira seção destina-se à discussão dos resultados das estimações, e por fim, a última seção refere-se às considerações finais.

2. Estratégia Empírica

2.1. Especificação e estimação dos modelos

Inicialmente, é importante destacar que nas equações a serem estimadas as variáveis utilizadas diferem das empregadas na especificação metodológica proposta por Lima (1980) devido ao uso de uma diferente base de dados. No entanto, acredita-se que, apesar das adaptações necessárias, os resultados possam permitir uma análise comparativa dos determinantes da segmentação

do mercado de trabalho⁵.

Neste contexto, a metodologia empírica adotada também pretende analisar os determinantes da situação ocupacional do trabalhador e evidenciar se os determinantes salariais influenciam de forma distinta os diferentes quantis da distribuição de salários em que se situa o trabalhador. Para isso, serão estimados três modelos econométricos diferentes.

O primeiro modelo, expresso na equação 1, trata-se de um probit binomial, que parte da divisão do mercado de trabalho em dois segmentos: mercado de trabalho formal e mercado de trabalho informal. A variável dependente do modelo, denominada de *formalidade1* é uma *dummy* que assume valor unitário caso o indivíduo esteja no mercado formal (trabalhador com carteira assinada), e zero caso contrário. A equação discrimina algumas características pessoais do trabalhador que são relevantes para localizá-lo em um ou outro segmento, representadas pelo vetor X_i , indicando sexo, raça, idade, idade ao quadrado (*proxy* para experiência, capturando a concavidade da relação salário/idade), *dummies* de localização em zona urbana ou rural e *dummies* de localização regional. Além disso, foi incluída uma variável denominada *formalidade2* que assume valor unitário caso o chefe do domicílio esteja ocupado no setor formal de trabalho e zero em caso contrário. E, por último, uma última variável representada pela função $g(v)$ que corrigirá o viés de seleção do modelo.

$$\text{Formalidade1}_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 \text{formalidade2}_i + \beta_3 g(v)_i + u_i \quad (1)$$

A introdução de $g(v)$ na equação acima permite levar em consideração a possibilidade de viés de seleção na escolha entre os setores formal e informal. Neste caso, o viés de seleção ocorre quando características não observáveis dos indivíduos (como habilidade, força de vontade, determinação, criatividade) influenciam as chances de o trabalhador estar ocupado no segmento formal da economia. Segundo Heckman (1979), o viés de seleção pode surgir devido à autoseleção por parte dos indivíduos. Portanto, é aconselhável o procedimento de estimação em dois estágios, incluindo no primeiro modelo as características pessoais dos indivíduos e avaliando os fatores que determinam a participação ou não dos indivíduos no mercado de trabalho para, logo após, estimar uma segunda equação referente à inserção destes em um segmento de mercado específico.

Desta forma, a equação de seleção de Heckman (1979), que será usada para

⁵ Lima (1980) utilizou uma base de dados de uma subamostra da Cidade do México. Portanto, algumas variáveis utilizadas na sua análise são específicas do seu estudo (ex: tradição familiar do indivíduo, a realização de algum treinamento, a realização de algum treinamento técnico). Ademais, a contextualização geográfica e temporal são totalmente diferentes.

o cálculo de Y_i é dada por um probit binário expresso pela equação 2.

$$\text{Ocupação}_i = \beta_0 + \beta_1 Y_i + \beta_2 \text{sexoChefe}_i + \beta_2 \text{moradores}_i + \beta_3 \text{crianças}_i + u_i \quad (2)$$

Onde, a variável dependente é uma *dummy* que assume valor unitário se o indivíduo encontra-se ocupado (exercendo atividade remunerada), e zero caso contrário. Além disso, é incluído um conjunto de variáveis individuais de capital humano e localização, expresso em (sexo, idade, quadrado da idade, escolaridade e *dummies* regionais). Também são incluídas características do chefe (sexo do chefe) e do domicílio (*total de moradores* e *total de crianças do domicílio*), como fatores que influenciam na decisão dos indivíduos de ofertarem mão de obra. Deve-se destacar que estas últimas características inclusas resultam da necessidade de diferenciação das variáveis explicativas utilizadas na equação principal e na equação de seleção.

O método de correção consiste numa estimação em dois estágios, com o uso da regressão principal (equação 1) e equação auxiliar (equação de seleção, equação 2). Uma vez estimada a equação de seleção, é calculado a razão inversa de Mills e este valor é incluído na regressão principal como variável explicativa que corrigirá o viés de seleção.

O segundo modelo, expresso na equação 3, busca analisar a mobilidade intergeracional no mercado de trabalho. Para isso, a amostra utilizada no modelo 1 será restringida aos indivíduos cuja pessoa de referência do domicílio encontra-se ocupada no segmento informal da economia, cobrindo assim a mobilidade intergeracional para cima. As variáveis explicativas serão as mesmas do modelo 1, exceto pela variável que discrimina a formalidade dos chefes do domicílio (*formalidade2*). Neste contexto, os parâmetros estimados indicam a contribuição relativa de cada variável para a probabilidade condicionada de um trabalhador que tenha o chefe do domicílio no setor informal pertencer ao formal.

$$\text{Formalidade2}_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 h(v)_i + u_i \quad (3)$$

Similarmente a equação 1, o termo da equação de seleção, neste caso definida por $h(v)$, será utilizada para correção da seletividade amostral e a equação de seleção terá a mesma forma funcional do primeiro modelo (equação 2).

Por fim, o terceiro modelo consistirá na equação minceriana quantílica do logaritmo do salário-hora, expresso na equação 4. Este modelo se diferencia dos outros dois anteriores pois, neste caso, o interesse não é mais o de analisar

os condicionantes da formalidade, mas sim como as características individuais influenciam os rendimentos em diferentes pontos desta distribuição (ver Koenker e Basset, 1978).

A equação a ser estimada é a seguinte:

$$\ln \text{salhora}_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 j(v)_i + u_i \quad (4)$$

Onde, os regressores de capital humano e de localização serão os mesmos dos modelos 1 e 2, representados por , além de acrescido de uma função de correção de viés de seleção, representado por , cuja função auxiliar está expressa na equação 2.

Neste caso, como se trata de uma regressão quantílica, o procedimento habitual de correção realizado nos dois primeiros modelos será alterado. Para a correção do viés de seleção será utilizado o estimador semiparamétrico utilizado por Buchinsky (1998), que é uma adaptação da correção habitual para a situação de regressão quantílica. Além do estimador da equação de seleção ser diferente, o procedimento também difere da correção tradicional, pois, ao invés de se utilizar apenas a razão inversa de Mills como regressor na equação principal, utiliza-se uma expansão de série dessa variável (função de Hermite). Isso se justifica pelo fato de, segundo Gallant e Nychka (1987), não se conhecer a forma funcional de $j(v)$, assim, deve-se usar uma aproximação polinomial para essa função.

A expansão da razão inversa de Mills utilizada é dada pela equação 5 e consiste de uma função polinomial de ordem 2. Construída a partir da razão inversa de Mills obtida pelo estimador semiparamétrico, a função consiste de uma soma de elevada a zero, elevada a um e elevada a dois (que formam os três componentes de uma função quadrática padrão).

$$j(v) = \sum_{j=1}^3 \infty_j v^{j-1} \quad (5)$$

2.2. Base de dados e descrição das variáveis

A base de dados em corte utilizada é oriunda da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2012, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para construir o conceito de informalidade, foram classificados como trabalhadores formais os trabalhadores empregados com carteira de trabalho assinada, enquanto no grupo dos trabalhadores informais estão os trabalhadores sem carteira de trabalho assinada. Ademais, foram excluídos da amostra os empregadores, trabalhadores autônomos, trabalhadores na construção para

o uso próprio, trabalhadores na produção para o próprio consumo e trabalhadores sem remuneração⁶.

A amostra foi restrita aos indivíduos na faixa etária entre 16 e 30 anos e aos domicílios onde a diferença de idade entre o chefe do domicílio e o filho fosse maior ou igual a 15 anos. O objetivo é justamente verificar o efeito da formalidade do pai entre os indivíduos mais jovens, que estão mais sujeitos ao salário mínimo. Ademais, dado que na PNAD não é possível identificar com exatidão o grau de parentesco entre o filho e o chefe da família, assume-se que a variável chefe do domicílio seja uma boa Proxy para “pai”⁷.

No Quadro 1, abaixo, estão as variáveis de capital humano e de localização utilizadas nos três modelos estimados. Caso as variáveis incluídas sejam relevantes para determinar a inserção do trabalhador em um ou outro segmento de mercado, o coeficiente positivo para uma determinada variável indicará que a mesma contribui positivamente para esta determinação. A magnitude deste coeficiente dará uma indicação da contribuição desta variável para a probabilidade condicionada (mantidas as outras variáveis constantes no seu valor médio) de um indivíduo estar ocupado no segmento formal da economia.

QUADRO 1 – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS PARA ANÁLISE

Variáveis	Definição
Lnsalhora	Logaritmo do salário-hora
Sexo	1 se homem, o caso contrário
SexoChefe	1 se chefe do domicílio é homem, o caso contrário
Raça	1 se branco, o caso contrário
Idade	Idade (em anos)
Idade ²	Idade ao quadrado (em anos)
Rural	1 se zona rural, o caso contrário
Educação01	1 se tem o ensino fundamental 1, o caso contrário*
Educação02	1 se tem o ensino fundamental 2, o caso contrário
Educação03	1 se tem ensino médio, o caso contrário
Educação04	1 se tem ensino superior, o caso contrário
RegiãoNorte	1 se região Norte, o caso contrário
RegiãoNordeste	1 se região Nordeste, o caso contrário

6 Há bastante discussão em se excluir, de pesquisas empíricas deste tipo, autônomos, trabalhadores rurais que trabalham para consumo próprio, dentre outras classes de ocupação. Um dos motivos é justamente a falta de uma delimitação clara do termo formal/informal. Como destaca Noronha (2003), no Brasil a regulamentação trabalhista é baseada na CLT (Consolidação das Leis Trabalhistas) que se utiliza da carteira de trabalho como o principal instrumento de garantia de direitos jurídicos ao trabalhador e, diferentemente do que ocorre em alguns outros países, o mercado de trabalho brasileiro ainda é bastante rígido em termos de flexibilização das relações formais de trabalho.

7 A base de dados utilizada no artigo de Lima (1980) possibilitava separar pai e filho por domicílio. Como a PNAD de 2012 não permite essa identificação (apenas filhos e chefes de domicílio), foi utilizado o chefe do domicílio para como uma proxy para a variável pai.

RegiãoSudeste	1 se região Sudeste, o caso contrário
Região Centro-Oeste	1 se região Centro-Oeste, o caso contrário
RegiãoSul	1 se região Sul, o caso contrário.
Moradores	Número total de moradores no domicílio
Crianças	Número total de crianças no domicílio (0 a 9 anos)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD (2012). *Obs: Analfabetos estão incluídos.

3. Resultados empíricos

Na Tabela 1 estão expostas as estatísticas descritivas das variáveis da amostra selecionada do trabalho. Com exceção das variáveis logaritmo do salário hora, idade, idade ao quadrado, total de moradores e total de crianças, todas as demais variáveis utilizadas nos modelos são binárias e a interpretação da média consiste na proporção da característica presente da variável.

A base de dados é composta por mais de 30 mil observações de indivíduos em todo o país. A maioria dos indivíduos na amostra está localizada nas regiões Sudeste, Nordeste e Sul e mais de 91% são de áreas urbanas. A média de idade é de 21 anos, com desvio-padrão de 4 anos, o que indica que a amostra é composta de pessoas em plena idade produtiva. Há uma predominância de homens e de indivíduos da raça não branca na amostra, além de pelo menos 8 em cada 10 indivíduos possuírem, no máximo, até o ensino médio completo.

TABELA 1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRA UTILIZADA NA PESQUISA. BRASIL, 2012

Variáveis	Média	Desvio-Padrão
Lnsalhora	3,0072	0,6656
Sexo†	0,5385	0,4985
SexoChefe†	0,5124	0,4998
Raça†	0,4239	0,5012
Idade (anos)	21,238	4,0872
Idade ² (anos)	467,78	182,91
Educação01†	0,9562	0,2940
Educação02†	0,3051	0,4604
Educação03†	0,4657	0,4988
Educação04†	0,1334	0,3400
Rural†	0,0880	0,2833
RegiãoNorte†	0,1374	0,3443

RegiãoNordeste†	0,2842	0,4510
RegiãoSudeste†	0,3184	0,4658
RegiãoCentro-Oeste†	0,1084	0,3109
RegiãoSul†	0,1513	0,3583
Moradores	4,4539	1,6704
Crianças†	0,3976	0,7450
Total de observações		30.556

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD. † Variáveis são representadas por dummies. Nestas variáveis a média representa as proporções de cada variável em relação à categoria de referência.

O passo seguinte da análise consiste na estimação e interpretação dos modelos econométricos. O primeiro modelo refere-se à análise dos determinantes da formalidade dos indivíduos no mercado de trabalho. Como detalhado na metodologia, a estimação do modelo levou em consideração a correção de viés de seleção através da estimação de uma equação de seleção e cálculo da razão inversa de Mills no primeiro estágio. No segundo estágio, a variável razão inversa de Mills é incorporada como regressor na equação principal. Dessa forma, a estimação do modelo levará em consideração características não observáveis dos indivíduos que podem influenciar na sua ocupação no mercado de trabalho formal.

A Tabela 2 retrata os resultados do primeiro modelo estimado. Nesta, estão expostos os coeficientes estimados da equação principal e da equação de seleção. O coeficiente associado à variável de correção de viés é representado por ρ e apresenta sinal negativo (-0,8228) e significativo (de acordo com o teste de razão de máxima verossimilhança para a estatística ρ (rho), que mede a correlação entre a equação de seleção e da equação principal), indicando que a omissão da correção de viés de seleção resultaria em estimativas viesadas dado que o sinal negativo de ρ sugere que não levar em consideração os fatores não passíveis de mensuração, superestima a probabilidade de o indivíduo estar ocupado no segmento formal da economia. Portanto, o resultado corrobora o uso do procedimento de correção do viés de seleção, indicando que os coeficientes estimados são mais confiáveis em relação aos obtidos sem tal procedimento.

TABELA 2 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO 1: DETERMINANTES DA FORMALIDADE NO MERCADO DE TRABALHO. BRASIL, 2012

Variáveis	E f e i t o Marginal (dy/dx)	Equação principal		Equação de seleção	
		C o e f i - ciente	Desvio - Padrão	C o e f i - ciente	Desvio - Padrão
Sexo	-0,0074	-0,0255	0,0215	0,3732*	0,0156
Raça	0,0144*	0,0522*	0,0196	-	-

Idade	0,0175	0,0635	0,0382	0,6501*	0,0228
Idade ²	-0,0002	-0,0009	0,0007	-0,0122*	0,0005
Rural	-0,1153*	-0,3717*	0,0330	-	-
Educação ²	0,0436*	0,1624*	0,0410	0,2786*	0,0289
Educação ³	0,1186*	0,4360*	0,0449	0,4728*	0,0279
Educação ⁴	0,0675*	0,2674*	0,0480	0,4749*	0,0343
Região Nordeste	-0,0076	-0,0276	0,0322	-0,0103	0,0250
Região Sudeste	0,0671*	0,2533*	0,0341	0,3106*	0,0247
Variáveis	E f e i t o Marginal (dy/dx)	Equação principal		Equação de seleção	
		C o e f i - ciente	Desvio- -Padrão	C o e f i - ciente	Desvio- -Padrão
Região Centro- -Oeste	0,0402*	0,1536*	0,0400	0,3331*	0,0309
Região Sul	0,0663*	0,2611*	0,0408	0,5022*	0,0286
Formalidade ²	0,0513*	0,1872*	0,0191	-	-
$\rho(\text{rho})$	-	-0,8228*	0,0297	-	-
SexoChefe	-	-	-	-0,0389*	0,0146
Moradores	-	-	-	0,0191*	0,0055
Crianças	-	-	-	-0,0526*	0,0123
Constante	-	-0,5393	0,4808	-8,8896*	0,2525

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD.

Notas: * denota $p < 0,05$. Número de observações: 30.556 $\text{Prob} > \text{Wald } \chi^2(13) = 0,000$.

** LR teste de independência de rho ($\rho = 0$): $\chi^2(1) = 70,62$, $\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$.

Quando se analisa a significância e o sinal dos coeficientes deste modelo, observa-se que as características habituais de capital humano e de localização geográfica, de modo geral, influenciam a probabilidade de o indivíduo estar ocupado no mercado formal. Em relação ao sexo do indivíduo, verifica-se que não existe influência na inserção ocupacional em um determinado segmento dado que o parâmetro estimado relativo ao indivíduo masculino não foi significativo. Por sua vez, os trabalhadores da raça branca possuem mais chances de estar localizados no segmento formal da economia.

Contrariamente ao que era de se esperar, o aumento da idade não eleva as chances do trabalhador estar inserido no segmento formal e o quadrado da idade não diminui este efeito. Possivelmente, o resultado deriva da seleção dos dados aqui realizada, que se limita a jovens indivíduos. Tannuri-Pianto e Pianto (2002) observaram que a probabilidade de se trabalhar no setor formal aumenta com a idade e que esse crescimento não ocorre de forma linear, pois a probabilidade de ser formal é menor para as faixas etárias iniciais, mas à

medida que a idade aumenta a probabilidade de ser formal aumenta para, em seguida diminuir novamente nas faixas superiores. Isto se deve à maior dificuldade de inserção no mercado formal dos trabalhadores mais velhos dado que o acréscimo de capital humano nesta faixa etária é menor, enquanto o mercado de trabalho formal é cada vez mais exigente.

No que respeita a relação entre o nível de escolarização e probabilidade de formalização observa-se que as faixas de educação apresentam sinais positivos em relação ao grupo de comparação (Educação 1 - ensino fundamental 1). No entanto, percebe-se que o efeito positivo é maior entre indivíduos que têm o ensino médio, superando até os que têm nível superior. Esses resultados, que inicialmente podem parecer contraditórios, vão ao encontro dos achados na literatura nacional e podem ser facilmente explicados. Como argumenta Fernandes (1996) dado que, em geral, os trabalhadores do setor informal apresentam nível médio de escolaridade menor, um aumento no nível de educação estaria associado a uma diminuição nas chances de informalidade. No entanto, esse efeito não é linear, pois verifica-se que a probabilidade de um indivíduo ter carteira assinada aumenta inicialmente para indivíduos com baixa escolaridade e depois diminui para os indivíduos com elevada escolaridade⁸.

Deve-se, todavia, ter o cuidado de não concluir que a escolaridade é exclusivamente um causador involuntário da informalidade. Segundo Neri (2002), os baixos salários que os trabalhadores com baixo nível de escolaridade obtêm no mercado formal pode ser um incentivador de informalidade voluntária dado que muitas vezes os indivíduos estão em melhor situação de remuneração fora do setor formal devido o seu baixo nível de qualificação.

Constatou-se, ainda, que indivíduos da zona rural têm menos chances de formalização do que indivíduos de áreas urbanas, resultado similar ao encontrado por Oliveira (2009) que constatou que o efeito é maior quando se compara indivíduos de zonas rurais com os de áreas metropolitanas. Por outro lado, com exceção da região Nordeste, que não apresentou significância estatística, os indivíduos das demais regiões do país apresentam maiores probabilidades de formalidade se comparados aos indivíduos da região Norte.

É importante ressaltar que os resultados obtidos para as variáveis de localização devem ser interpretados mediante o conhecimento de que a probabilidade de um trabalhador estar ocupado no segmento informal não depende apenas de seus atributos, mas também de como esses atributos estão distribuídos na população e na região. Como destaca Cavalcante (2010), admitindo que a única característica relevante para diferenciar as regiões seja a distribuição dos atributos produtivos da população de trabalhadores poder-se-ia esperar

⁸ Segundo Fernandes (1996), quanto maior a proporção de trabalhadores com altos atributos educacionais, maior será a proporção deste atributo entre os trabalhadores do setor informal. Isto ocorre porque as vagas do mercado formal são racionadas, e, parte destes trabalhadores mais qualificados inevitavelmente migrou para a informalidade. Assim, quanto maior o nível educacional de uma região, maior será o nível educacional dos trabalhadores operando no setor informal.

que as regiões que possuísem um maior nível de qualificação da mão-de-obra apresentassem também um setor informal relativamente menor e, dessa forma, menor a probabilidade de um indivíduo estar na informalidade. Assim, os resultados aqui encontrados são coerentes visto que as áreas urbanas e o Centro-Sul do país apresentam melhores indicadores e maior concentração educacional e de qualificação de mão-de-obra.

Por fim, a variável que indica se a formalidade do chefe do domicílio afeta as chances do trabalhador estar ocupado no segmento formal da economia apresentou sinal positivo e significativo (aumenta em 5,13 pontos percentuais). Dessa forma, a relevância do *background* familiar influencia sobremaneira nas “escolhas” que o indivíduo enfrenta ao se inserir no mercado de trabalho (ver Becker, 1994). Como destaca Maloney (2004), a disposição dos trabalhadores no setor formal e informal está relacionada com a avaliação que os mesmos têm dos benefícios líquidos esperados, de forma que os trabalhadores escolhem onde trabalhar mediante as análises implícitas de custo e benefício. Dadas às vantagens, legais e financeiras, oriundas do segmento formal do mercado de trabalho, é de se esperar que o filho siga o mesmo caminho do pai e se insira no mercado formal. No entanto, como destacam Carneiro e Henley (2001) a escolha pela informalidade pode ser definida simplesmente pelos salários do mercado, pois quando o diferencial de rendimentos dos setores formal e informal é muito alto, o emprego informal pode se tornar uma forma desejável de status profissional e não uma consequência de segmentação.

No segundo modelo estimado a amostra foi reduzida apenas àqueles indivíduos cujos chefes do domicílio estavam trabalhando no setor informal da economia, totalizando 16.546 observações. Desta forma, o objetivo foi testar a mobilidade intergeracional para cima, ou seja, saber quais as chances de um indivíduo que tem pai ou mãe (chefe de família) trabalhando no setor informal estar ocupado no setor formal. Do mesmo modo da regressão anterior, a correção de viés de seleção foi incorporada na estimação através da variável (estimação em dois estágios).

Os resultados da estimação do segundo modelo estão descritos na Tabela 3, a seguir. Nesta é possível observar que, de modo geral, que o sinal e a significância dos coeficientes foram os mesmos das variáveis do primeiro modelo, sendo a magnitude do efeito a diferença fundamental entre os modelos. Ao verificar os efeitos marginais das variáveis do segundo modelo e comparando com os efeitos marginais do primeiro modelo percebe-se que, em geral, os do segundo modelo são maiores, ou seja, os condicionantes analisados exercem uma influência maior, seja positiva ou negativa, na probabilidade do indivíduo estar formalizado (com carteira de trabalho assinada), dada a condição que o chefe domiciliar não tem carteira de trabalho assinada. Desta forma, o efeito marginal de ser branco, mais velho, e da zona rural é mais forte quando o indivíduo tem pai ou mãe no setor informal. Por outro lado, quando se analisa o nível educacional esse efeito é maior para os dois níveis

mais altos de escolaridade. O mesmo padrão se repete para as *dummies* regionais em que os indivíduos dos estados do Sudeste, Centro-Oeste e Sul apresentam chances maiores de formalidade se comparados aos indivíduos da região Norte (região base).

Estes resultados demonstram a forte influência do background familiar na mobilidade intergeracional. Similar ao observado por Lima (1980), a escolaridade demonstrou ser uma variável importante capaz de modificar uma situação inicial preestabelecida. Portanto, o investimento na educação dos filhos aumentam as chances de reduzir o círculo vicioso da informalidade no mercado de trabalho e de gerar melhores condições de emprego para o jovem trabalhador.

TABELA 3 - RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO 2: DETERMINANTES DA MOBILIDADE INTERGERACIONAL NO MERCADO DE TRABALHO. BRASIL, 2012

Variáveis	Efeito Marginal	Equação principal		Equação de seleção	
		Coefficiente	Desvio- -Padrão	Coefficiente	Desvio- -Padrão
Sexo	-0,0060	-0,0199	0,0290	0,4215*	0,0213
Raça	0,0273*	0,0898*	0,0262	-	-
Idade	0,0025	0,0083	0,0485	0,5947*	0,0299
Idade ²	-0,0000	-0,0001	0,0010	-0,0111*	0,0006
Rural	-0,1467*	-0,4355*	0,0408	-	-
Educação ²	0,0276*	0,0921*	0,0470	0,2734*	0,0345
Educação ³	0,1274*	0,4287*	0,0546	0,5253*	0,0333
Educação ⁴	0,0917*	0,3354*	0,0613	0,6257*	0,0449
Região Nordeste	-0,0023	-0,0078	0,0403	0,0202	0,0319
Região Sudeste	0,0848*	0,2935*	0,0441	0,2599*	0,0332
Região Centro-Oeste	0,0526*	0,1834*	0,0538	0,3202*	0,0430
Região Sul	0,0897*	0,3135*	0,0542	0,4109*	0,0396
ρ (rho)	-	-0,8370*	0,0350	-	-
SexoChefe	-	-	-	-0,0485*	0,0198
Moradores	-	-	-	0,0161*	0,0068
Crianças	-	-	-	-0,0564*	0,0153
Constante	-	0,0984	0,6082	-8,1934*	0,3333

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD.

Notas: * denota $p < 0,05$. Número de observações: 16.546. Prob > Wald $\chi^2(12) = 0,000$.

LR teste de independência de rho (rho = 0): $\chi^2(1) = 47,95$, Prob > $\chi^2 = 0,0000$.

O último modelo a ser estimado busca verificar como os condicionantes de capital humano e localização regional influenciam de forma diferente os rendimentos de acordo com a posição dos indivíduos na distribuição salarial. Os resultados da estimação estão apresentados na Tabela 4 e foram obtidos a partir de 15.733 indivíduos. Como descrito na metodologia foi estimada uma *earning function* (função de rendimentos) quantílica corrigindo o viés de seleção para os quantis de renda 0,10, 0,25, 0,50, 0,75 e 0,90.

TABELA 4 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO3: DETERMINANTES DOS GANHOS SALARIAIS, POR QUANTIL, NO MERCADO DE TRABALHO. BRASIL, 2012

Variáveis	Quantil de Salários				
	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Sexo	0,3515* (0,0636)	0,3010* (0,0494)	0,2554* (0,0388)	0,1702* (0,0577)	0,2765* (0,0999)
Raça	0,0046 (0,0155)	0,0244* (0,0124)	0,0469* (0,0100)	0,0799* (0,0153)	0,0459 (0,0271)
Idade	0,1023* (0,0263)	0,1136* (0,0206)	0,1405* (0,0164)	0,0780* (0,0249)	0,1218* (0,0431)
Idade ²	-0,0004 (0,0004)	-0,0009* (0,0003)	-0,0018* (0,0002)	-0,0009* (0,0003)	-0,0009 (0,0006)
Rural	-0,3481* (0,0189)	-0,2277* (0,0149)	-0,1225* (0,0119)	-0,1175* (0,0183)	-0,1089* (0,0317)
Educação ²	0,3318* (0,0369)	0,2265* (0,0294)	0,1515* (0,0232)	0,0935* (0,0346)	0,1456* (0,0598)
Educação ³	0,6711* (0,0780)	0,4801* (0,0613)	0,3682* (0,0482)	0,2680* (0,0717)	0,4626* (0,1240)
Educação ⁴	0,9547* (0,0893)	0,8482* (0,0702)	0,8847* (0,0552)	0,9490* (0,0820)	1,2975* (0,1420)
Região Nordeste	-0,1781* (0,0177)	-0,1401* (0,0141)	-0,0975* (0,0113)	-0,1283* (0,0173)	-0,1229* (0,0301)
Região Sudeste	0,3126* (0,0490)	0,2494* (0,0381)	0,2348* (0,0299)	0,1401* (0,0450)	0,1873* (0,0777)

Região Centro-Oeste	0,3095* (0,0534)	0,2503* (0,0416)	0,2140* (0,0327)	0,1367* (0,0490)	0,2211* (0,0835)
Região Sul	0,4938* (0,0841)	0,4059* (0,0651)	0,3460* (0,0511)	0,1781* (0,0763)	0,3044* (0,1318)
λ_1	2,4667* (0,4032)	1,5673* (0,3169)	0,2964 (0,2452)	-0,4129 (0,3631)	0,2755 (0,6363)
λ_2	-0,8923* (0,0805)	-0,4389* (0,0650)	0,1246* (0,0490)	0,2727* (0,0725)	0,1926 (0,1290)
Variáveis	Quantil de Salários				
	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Constante	-2,0118* (0,8538)	-1,1569 (0,6655)	-0,3140 (0,5242)	1,5621* (0,7827)	0,1049 (1,3529)
Pseudo R ²	0,2195	0,1520	0,1760	0,2037	0,2119

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD. Notas: 1. Erro padrão entre parêntese; 2. * denota $p < 0,05$; 3. Número de observações: 15.733.

Antes de analisar os resultados das estimações quantílicas com o uso da correção de viés de seleção semiparamétrica, é necessário analisar a significância dos coeficientes λ_1 e λ_2 , que são os coeficientes associados aos componentes da função polinomial de segundo grau de Hermite. Como se pode constatar na Tabela 4, há significância de ambos os componentes da função no primeiro decil e primeiro quartil. Por outro lado, a significância do segundo e terceiro quartil só ocorrem para o segundo componente da função. No nono decil, não se verifica significância desses coeficientes. Dessa forma, como verificado a significância de pelo menos um dos coeficientes da função de Hermite para a maioria dos quantis, os resultados aqui encontrados evidenciam a importância da correção do viés na análise.

A variável sexo apresenta significância em todos os quantis sugerindo que os indivíduos do sexo masculino têm rendimentos maiores do que as mulheres em toda a distribuição. Este resultado indica que a diferenciação salarial no Brasil perpassa todos os níveis de renda e está associada a uma possível discriminação por gênero, uma vez que diferenciais salariais surgem em indivíduos que teoricamente apresentam acesso às semelhantes oportunidades e têm os mesmos perfis socioeconômicos. Por sua vez, a variável raça apresentou significância apenas nos três últimos quantis, justamente os quantis relacionados aos maiores níveis de rendimento. Assim, a existência de uma possível discriminação racial estaria presente apenas entre os trabalhadores

inseridos nos extratos mais elevados da distribuição de salários⁹.

A variável idade apresentou significância estatística em todos os quantis e o sinal positivo condiz com os encontrados na literatura. Os resultados sugerem que o aumento da idade eleva os rendimentos, porém a magnitude deste aumento decresce à medida que o trabalhador envelhece apenas para o primeiro, segundo e terceiro quartil, de acordo com o sinal e significância da variável quadrado da idade.

Indivíduos que residem na zona rural tendem a ganhar menos em todos os quantis, mas pelo sinal do coeficiente associado ao primeiro decil, essa influência parece ser mais forte nos indivíduos que tem os menores rendimentos. Assim, nas faixas menores da distribuição a diferença salarial é maior entre trabalhadores urbanos e rurais. Possivelmente, isso decorre de fatores decorrentes da formalização do trabalho, que tende a ser menor no setor rural, principalmente devido à fiscalização mais frouxa da justiça do trabalho. Além disso, as condições e a precarização do acesso ao mercado de trabalho são mais difíceis no setor rural principalmente nas regiões mais pobres do Brasil como o Norte e o Nordeste.

As variáveis de nível educacional foram estimadas em relação ao menor nível, que é o fundamental 1. Quando se analisa os coeficientes associados às faixas de educação conclui-se que todos deram positivamente significativos em todos os quantis, e que os indivíduos elevam os ganhos salariais à medida que o nível educacional aumenta. É interessante observar também que, para os indivíduos que tem nível superior, o retorno de ter um maior nível educacional é maior para os indivíduos que estão nos quantis mais elevados de renda.

Como destaca Martins e Pereira (2004), os retornos são maiores para os trabalhadores mais qualificados, condicionando às suas características observáveis. Isto sugere que a escolaridade tem um impacto positivo sobre os níveis salariais dentro da desigualdade. Resultados semelhantes foram encontrados por Coelho, Soares e Veszteg (2010), Maciel *et al.* (2001) e Bartalotti e Leme (2007).

Por fim, as *dummies* regionais foram estimadas em relação à região Norte. De modo geral, os coeficientes foram significativos para todas as regiões e em todos os quantis. Com exceção do Nordeste, todas as demais regiões apresentaram coeficientes positivos, o que indica que essas regiões apresentam ganhos salariais mais elevados quando comparados à região Norte em todos os quantis analisados.

4. Considerações Finais

⁹ Para uma maior discussão acerca da discriminação no mercado de trabalho no Brasil ver Soares (2000) e Loureiro, Galvão e Sachsida (2004).

Este trabalho teve como base o artigo seminal de Lima (1980) sobre a segmentação do mercado de trabalho brasileiro. Buscando fazer uma atualização do seu estudo empírico, principalmente na parte econométrica, e utilizando a base de dados da PNAD para o mercado de trabalho brasileiro, procurou-se analisar os condicionantes da formalidade ocupacional bem como da mobilidade intergeracional ocupacional. Além disso, buscou-se examinar como as variáveis de capital humano e de localização regional interferem nos ganhos salariais dos trabalhadores ao longo da distribuição dos quantis de salários.

Os modelos econométricos foram estimados corrigindo o problema do viés de seleção de acordo com cada tipo de modelo. Nos dois primeiros modelos utilizou-se o procedimento de correção de Heckman (1979) enquanto no terceiro modelo empregou-se a correção baseada em um estimador semiparamétrico adaptado às regressões quantílicas. Em todos os modelos foi confirmada a importância da correção do viés de seleção dada à significância dos coeficientes associados à razão inversa de Mills e de pelo menos algum componente da função polinomial de Hermite na maioria dos quantis (modelo 3).

Os resultados encontrados permitiram concluir que: 1. O background familiar é fator determinante na inserção ocupacional do trabalhador, indicando que o segmento do mercado de trabalho, formal ou informal, o qual o filho está inserido é fortemente influenciado pela formalidade do chefe do domicílio; 2. A mobilidade intergeracional para cima, quando ocorre, deve-se basicamente aos condicionantes de capital humano. Ou seja, a escolaridade é fator relevante para explicar a formalização dos indivíduos no mercado de trabalho quando seus pais são trabalhadores ocupados no segmento informal; 3. A significância e magnitude dos determinantes dos rendimentos dos trabalhadores variam ao longo dos diferentes quantis da distribuição de salários, principalmente nos quantis de salários mais elevados onde, em geral, observam-se as discriminações salariais conforme o sexo, raça e nível de escolaridade.

Diferentemente do artigo de Lima (1980) cujo objetivo era fazer um apanhado teórico da teoria do capital humano principalmente no referente às críticas a ela feitas e apresentar as proposições iniciais de uma teoria alternativa – no caso, a teoria da segmentação do mercado de trabalho – este artigo buscou avançar metodologicamente na análise empírica. Assim, utilizou-se uma amostra maior e mais complexa que abrange todo o Brasil e adotaram-se modelos que corrigem o viés das características não observáveis dos trabalhadores, além da estimação mais robusta dos coeficientes estimados da equação minceriana que foi estimada por regressões quantílicas. É importante ressaltar, todavia, que dada às limitações da base de dados utilizada que impede uma análise mais apurada da situação dos trabalhadores no mercado de trabalho, bem como um estudo mais acurado acerca da mobilidade intergeracional, foram feitas adaptações que impedem uma análise comparativa robusta com resultados anteriores presentes na literatura, como os obtidos por Lima (1980). No entanto, os resultados parecem indicar a mesma ten-

dência observada por Lima (1980) no referente à dificuldade de mobilidade intergeracional, apesar dos significativos avanços verificados na formalização dos trabalhadores brasileiros, principalmente na década de 2000, com a forte expansão do mercado de trabalho formal.

Por fim, destaca-se a necessidade de estudos mais específicos que levem em consideração peculiaridades do mercado de trabalho de cada Região/Estado devido à heterogeneidade observada no mercado de trabalho brasileiro.

Referências Bibliográficas

- BARTALOTTI, O.; LEME, M.C.S. (2007). “Discriminação Salarial por Cor e Gênero Revisitada: Uma abordagem de decomposição contrafactual utilizando regressões quantílicas”. Mimeo.
- BECKER, G.S. (1994). *Human Capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Third Edition. Chicago Press.
- BLUESTONE, B. (1973). *Low Wage Industries and the Working Poor* (Policy papers in human resources and industrial relations). Institute of Labor and Industrial Relations, University of Michigan-Wayne State University.
- BUCHINSKY, M. (1968). “The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: a quantile regression approach”. *Journal of Applied Econometrics*, v.13, n.1, p.1-30.
- CACCIAMALI, M.C. (1983). *Setor informal e formas de produção*, IPE-USP, São Paulo.
- CARNEIRO, F.G.A.; HENLEY, A. (2001). *Modelling formal vs. informal employment and earnings: microeconomic evidence for Brazil*. In: XXIX Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Salvador.
- CAVALCANTE, S.R.C. (2010). *Uma análise dos determinantes da participação dos trabalhadores cearenses no mercado informal*. Dissertação de Mestrado Profissional em Economia, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.
- COELHO, D.; SOARES, F.; VESZTEG, R. (2010). “Quantile Regression with Sample Selection: Estimating Married Women’s Return of Education and Racial Wage Differential in Brazil”. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol 40, p. 82-102.
- DOERINGER, P.; PIORE, M. (1968). “Public and Private Responsibilities in On-the-Job Training of Disadvantaged Workers”. Working Paper n. 23, MIT Economics Department.
- FERNANDES, R. (1996). “Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários”. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, São Paulo, v. 26, p. 417-442.
- GALLANT, R.; D. NYCHKA. (1987). “Semi-nonparametric maximum likelihood estimation”. *Econometrica*, vol. 55, n. 2, p. 363-390.
- GINTIS, H; EDWARDS, R; REICH, M; WEISSKOPF, T. (1972). *The Capitalism System*. Prentice Hall.
- GORDON, D; BOWLES, S. (1972). “Unequal Education and the Reproduction of the Social Division of Labor, in *Schooling and Inequality*”. *Social Policy*, vol. 3, n. 4.
- HARRISON, B. (1972). *Education and Underemployment in the Urban Ghetto*, in D. M. Gordon (ed). Johns Hopkins University Press.
- HECKMAN, J. (1979). “Sample selection bias as a specification error”. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161.
- KOENKER, R.; BASSET, G.S. (1978). “Regression Quantiles”. *Econometrica*, v. 46, 33-50.
- LOUREIRO, P.R.A., GALRÃO, F.C., SACHSIDA, A. (2004). “Race and gender discrimination in the labor market: an urban and rural sector analysis for Brazil”. *Journal of Economic Studies*. Vol. 31, n. 2, p.129-143.
- LIMA, R. (1980). “Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação”. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, vol. 1, p. 217-249.
- MACIEL, M.C.; CAMPELO, A.K.; RAPOSO, M.C.F. A (2001). “Dinâmica das Mudanças na Distribuição Salarial e no Retorno em Educação para Mulheres: uma aplicação de regressão quantílica”. *Anais do Encontro Nacional da ANPEC*, Salvador-BA.
- MALONEY, W.F. (2004). “Does informality imply segmentation in urban labor markets? Evidence from sectoral transitions in Mexico”. *The World Bank Economic Review*, vol. 13, n. 2, p. 275-302.
- MARTINS, P.S.; PEREIRA, P.T. (2004). “Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regressions Evidence from 16 Countries”. *Labour Economics*, vol.11, n. 3, p. 355-371.
- MELO, R. F.; SANTOS, D. (2009). “Aceleração educacional e a queda recente da informalidade”. IPEA, Nota Técnica nº 39.
- MENEZES FILHO, N.; MENDES, M.; ALMEIDA, E.S. (2004). “O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção?”. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 2, p. 235-248.
- NERI, M.C. *Decent work and the informal sector in Brazil*. *Ensaio Econômico*, FGV/EPGE, n. 461, 2002. OLIVEIRA, V. H. *A informalidade e o diferencial de salários no mercado Cearense*. IPECE, Texto para Discussão nº 58, 2009.
- NORONHA, Eduardo G. (2003). “Informal”, *Illegal, Injusto: Percepções do Mercado de Trabalho no Brasil*. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 18, n. 53.
- PIORE, M. (1969). *On-the-Job Training in the Dual Labor Market*. Arnold Weber et al. (ed.), *Public-Private Manpower Policies*. Industrial Relations Research Association.
- PIORE, M. (1971). *The Dual Labor Market: Theory and Implications*. D.M. Gordon (ed.), *Problems in Political Economy: An Urban Perspective*. Lexington, Mass.: D. C. Heath and Co.
- REICH, M. (1971). *The Economics of Racism*. D. Gordon (ed.), *Problems in Political Economy: an Urban Perspective*, D.C. Heath.