

Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários*

REYNALDO FERNANDES**

Este trabalho investiga empiricamente o papel da qualificação da mão-de-obra sobre a determinação dos diferenciais de salários entre trabalhadores com e sem registro em carteira e sobre a incidência do trabalho com contrato informal. Partindo da hipótese de segmentação do mercado de trabalho, procura-se analisar como a distribuição de trabalhadores, segundo a qualificação, poderia ajudar a explicar por que o tamanho do setor não-regulamentado e os diferenciais de salários entre trabalhadores com e sem registro em carteira variam entre as diversas regiões metropolitanas brasileiras. Procura-se, também, verificar como e porque os padrões de diferenciais de salários e a incidência de contratos informais de trabalho variam entre diferentes grupos de trabalhadores, segundo algumas características individuais.

1 - Introdução

No Brasil, uma parcela significativa dos assalariados do setor privado é contratada sem registro em carteira. Este fenômeno é algo, em si mesmo, interessante para ser investigado. Por que empresas e trabalhadores “resolvem” estabelecer contratos de trabalho à margem da legislação? O que determina o tamanho relativo do mercado de trabalho não-regulamentado?

A principal explicação tanto para intensidade como para a evolução da parcela de empregados com contrato informal de trabalho diz respeito aos custos decorrentes dos excessivos controles do Estado.

Estabelecer contratos formais de trabalho envolve custos (impostos, encargos sociais, legislação de salário mínimo, multa por demitir trabalhadores etc.) e, portanto, pode representar um prêmio para aqueles que venham a burlar a lei. Entretanto, burlar a lei também envolve custos para as empresas (de forma simplificada, o valor da multa vezes a probabilidade da empresa ser autuada), e pelo menos parte dos custos impostos pela legislação pode ser vista como salários indiretos. Assim, a extensão de empregados sem contrato formal de trabalho dependeria da conjunção dessas variáveis.

* A realização deste trabalho contou com o suporte financeiro fornecido pela Fundação Instituto de Pesquisa Econômica da Universidade de São Paulo (Fipe/USP), a quem o autor agradece.

** Do Departamento de Economia da Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo (FEA-USP).

Por este ponto de vista, estaria na ação do Estado a principal explicação para o problema, seja porque ele impõe elevados custos de controles e de encargos, seja por sua ineficiência na fiscalização ou por manter os péssimos serviços assegurados aos empregados com contrato formal, como os baixos valores dos benefícios do sistema de seguridade social. Já a tendência declinante da participação de empregados com contrato formal de trabalho se daria em virtude das freqüentes elevações dos custos impostos pela regulamentação do Estado.

Cabe salientar que os custos de se contratar à margem da legislação devem variar de acordo com o porte da empresa. Empresas maiores são mais visíveis aos olhos da fiscalização. Portanto, esse raciocínio ajudaria a explicar por que o contrato informal é mais comum nas pequenas empresas [Cacciamali e Fernandes (1993)]. Todavia, a regulamentação do Estado é insuficiente para explicar, por exemplo, por que a participação dos empregados com contrato formal varia tão significativamente entre as diversas regiões brasileiras,¹ uma vez que grande parte dos custos associados à regulamentação é fixada em nível nacional. O mesmo problema surgiria se o interesse fosse explicar os diferentes padrões de diferenciais de salários entre empregados com e sem contrato formal de trabalho e as diferentes probabilidades de se obter um contrato informal para grupos de trabalhadores com diferentes características.

Assim, outros fatores, além dos controles do Estado, devem ser utilizados para analisar tais características do setor não-regulamentado. Este trabalho procura investigar o papel da qualificação da mão-de-obra na determinação dos diferenciais de salários e do tamanho relativo do mercado de trabalho não-regulamentado.²

O trabalho foi desenvolvido em quatro seções, além desta introdução e da conclusão. Na Seção 2 discute-se a estratégia de entender esses mercados a partir da idéia de mercados de trabalho segmentados. Na Seção 3 apresenta-se a abordagem teórica deste trabalho. Na Seção 4 procura-se investigar empiricamente os condicionantes da probabilidade de um trabalhador se encontrar em um emprego não-regulamentado. Por fim, na Seção 5 investigam-se os diferenciais de salários entre trabalhadores com e sem registro em carteira.

2 - Carteira de trabalho e segmentação no mercado de trabalho brasileiro

Dos argumentos possíveis para justificar as diferenças, entre os diversos grupos de trabalhadores, na incidência do contrato de trabalho sem registro em carteira, provavelmente o mais utilizado ainda se refere à legislação do salário mínimo. Se o equilíbrio no mercado de trabalho regulamentado, para os trabalhadores menos qualificados, ocorres-

1 Segundo Cacciamali (1989) essa participação, em 1986, era de 28% para a região Sudeste e de 42,7% para a região Nordeste.

2 A distribuição das firmas de acordo com o tamanho poderia ser outra característica a ser investigada. Cabe salientar, entretanto, que o porte da firma não é independente da distribuição de trabalhadores de acordo com a qualificação [ver Fernandes (1995)].

se a um salário inferior ao fixado por lei, existiria, para estes trabalhadores, um racionamento no mercado de trabalho. Isto poderia explicar por que os mais jovens, os mais velhos e os menos educados possuem maior probabilidade de trabalharem sem registro em carteira. Entretanto, este raciocínio traz algumas implicações no que se refere aos diferenciais de salários entre trabalhadores com e sem registro em carteira que, como veremos adiante, não são muito compatíveis com as evidências disponíveis.

Na literatura brasileira a maioria dos estudos recentes sobre trabalhadores não-registrados tem se concentrado exatamente sobre esses diferenciais de salários. Note-se que, em virtude dos benefícios associados ao registro em carteira, a existência de competição no mercado de trabalho deveria gerar um diferencial de salários positivo a favor dos trabalhadores não-registrados. Em outras palavras, a condição de não-arbitragem em mercados competitivos deveria gerar um diferencial compensatório, para os trabalhadores sem registro em carteira, no montante exato que estes avaliam os benefícios relacionados ao registro em carteira [Cacciamali e Fernandes (1993)]. Entretanto, vários estudos têm mostrado, de forma sistemática, que os salários dos trabalhadores com registro em carteira são significativamente mais elevados, mesmo quando controlados por uma série de características individuais (em especial educação, idade e gênero), região de residência e ocupação [Barros, Pontes e Varandas (1988), Barros, Rodrigues e Reis (1989) e Pero (1992)]. Estas evidências reforçam a hipótese de segmentação dos mercados de trabalho. Nesta situação, trabalhadores igualmente produtivos e com preferências idênticas obtêm níveis de utilidade diferenciados por ocuparem distintos postos de trabalho, sendo que os mecanismos de mercado falham em equalizar os salários desses trabalhadores.

Aceitando a hipótese de segmentação, caberia ainda apresentar suas causas. Conforme já argumentamos, a legislação de salário mínimo ainda se constitui em uma das principais justificativas utilizadas. Entretanto, o baixo valor do salário mínimo, hoje estabelecido no Brasil, tem colocado sérias dúvidas sobre sua capacidade de explicar os significativos diferenciais de salários observados entre os trabalhadores com e sem registro em carteira.

Mesmo admitindo que a legislação do salário mínimo seja uma restrição operante, seu impacto se daria fundamentalmente sobre os trabalhadores menos qualificados (os mais jovens, os mais velhos e os menos educados). Como acima observado, esta seria uma das explicações para a maior incidência desses trabalhadores no mercado de trabalho não-regulamentado. Mas, neste caso, seria de se esperar também que os diferenciais de salários entre trabalhadores com e sem registro em carteira fossem, proporcionalmente, mais elevados para os trabalhadores menos qualificados. Estudos recentes, no entanto, têm mostrado que os diferenciais de salários entre trabalhadores com e sem registro em carteira tendem a se elevar com o nível de escolaridade.³

3 Quanto à idade, as evidências são menos claras, podendo, inclusive, dar suporte à tese da restrição do salário mínimo. Este ponto será novamente discutido na Seção 5 deste trabalho, onde se argumentará que o salário mínimo pode, de fato, ser um elemento importante para explicar os diferenciais de salários dos trabalhadores muito jovens. Para se verificar o comportamento dos diferenciais por grupos etários e educacionais, ver, por exemplo, Barros *et alii* (1992).

Tais evidências têm sugerido a autores como Barros *et alii* (1992) e Cacciamali e Fernandes (1993) que a carteira de trabalho pode estar antes revelando do que criando uma segmentação de mercado. Note-se que, do ponto de vista lógico, qualquer mecanismo que faça com que as empresas do setor regulamentado estabeleçam um salário acima do que seria fixado em equilíbrio competitivo pode vir a substituir o papel da legislação do salário mínimo.

Com base na literatura especializada, três argumentos devem ser destacados: *a*) a presença de sindicatos fortes; *b*) a existência de mercados internos de trabalho (MIT); e *c*) a hipótese de salário-eficiência. Como destacam Cacciamali e Fernandes (1993), esses argumentos estão muito mais associados ao nível tecnológico e ao porte das empresas do que ao cumprimento, ou não, da legislação trabalhista. Assim, poderia existir uma correlação entre salários elevados e cumprimento da legislação, sem que nenhuma causalidade seja estabelecida. Se as grandes empresas pagam salários acima do equilíbrio, são exatamente elas que também possuem os maiores custos de burlar a lei. Portanto, uma segmentação entre postos de trabalho oferecidos por grandes e pequenas empresas apareceria como uma segmentação entre os postos de trabalho com e sem registro em carteira.

3 - A abordagem teórica

Toda a análise desenvolvida neste trabalho está baseada na hipótese de segmentação, ou seja, trabalhadores igualmente produtivos são considerados como percebendo salários diferenciados por ocuparem diferentes postos de trabalho. Tais diferenciais, no entanto, não são compensados por diferenças não-pecuniárias, diferenças de preferências ou quaisquer outras compensações que poderiam tornar estes postos de trabalho indiferentes. Deste modo, supõe-se que os postos de trabalho com salários mais elevados sejam racionados, sendo que uma parcela de trabalhadores, com habilidade e disposição de ocupá-los, se vê obrigada a buscar um emprego menos compatível.

Admite-se que as empresas de “grande porte” estão super-representadas na oferta de postos de trabalho com salários mais elevados. Como as grandes empresas possuem um custo mais elevado de operar no setor não-regulamentado, existiria uma correlação entre postos de trabalho racionados e setor regulamentado da economia. Assim, se retirássemos, aleatoriamente, dois indivíduos igualmente produtivos, sendo que um possui emprego no setor regulamentado e outro no setor não-regulamentado, seria de esperar que o salário do primeiro fosse maior que o do segundo.

Por essa abordagem, poderíamos imaginar os mercados de trabalho como urnas contendo bolas brancas e vermelhas. O sorteio é feito sem reposição e cada trabalhador só pode retirar uma única bola de cada urna, em um determinado período de tempo. Se o trabalhador sortear uma bola branca, significa que ele consegue um emprego, caso con-

trário não consegue um emprego nesse mercado e terá que se dirigir a outra urna. A cada urna está associado um salário. Supõe-se que os trabalhadores preferam se dirigir primeiro às urnas com salários maiores. Assim, se um trabalhador retirar uma bola branca na primeira urna a que se dirigiu, o jogo estará encerrado para ele. Caso retire uma bola vermelha, se dirigirá à urna com salário imediatamente inferior, prosseguindo nesse jogo até conseguir retirar uma bola branca. A urna com menor salário só possui bolas brancas *market clearing*, de modo que não haverá desemprego na economia.⁴

O acesso para um determinado trabalhador retirar uma bola em uma determinada urna não é irrestrito. É necessário que possua certos atributos. Em outras palavras, nem todos os trabalhadores são capazes de projetar um edifício, por exemplo. Portanto, não teria sentido liberar para todos os trabalhadores o acesso à urna correspondente a este mercado de trabalho.⁵ Como forma de simplificação, admite-se que os trabalhadores possuem diferentes atributos e que aquele com determinado atributo possui também todos os demais atributos que sejam menos valorizados no mercado que aquele em questão.

O número de urnas, o salário e a proporção de bolas brancas e vermelhas em cada urna são determinados tanto pelo estado das técnicas como pela distribuição de atributos na população de trabalhadores. Por exemplo, um aumento da proporção de trabalhadores que possuem um atributo, antes muito raro, tenderia a reduzir o salário nesse mercado. Por outro lado, uma redução no salário, a um dado estado tecnológico, tenderia a elevar a oferta de postos de trabalho, mas, provavelmente, menos que proporcional ao aumento do número de ofertantes. Ao final teríamos um salário menor associado a esta urna e uma proporção maior de bolas vermelhas.

Um modelo contendo estas idéias foi desenvolvido por Fernandes (1995), que admitiu a existência de dois atributos — o atributo A, comum a todos os trabalhadores, e o atributo B, comum apenas a uma parte deles — e duas tecnologias — a tecnologia 1, que, para operar, exige os dois atributos, e a tecnologia 2, que exige apenas o atributo que é comum a todos os trabalhadores. Existem, portanto, três urnas às quais os trabalhadores podem recorrer: trabalhar com o atributo B nas firmas com tecnologia 1; trabalhar com o atributo A nas firmas com tecnologia 1; e trabalhar com o atributo A nas firmas com tecnologia 2. O maior salário está associado à urna 1, a urna 2 tem o salário intermediário e o menor salário está associado à urna 3. Na urna 3, onde só existem bolas brancas, está associada ao setor não-regulamentado. As urnas 1 e 2 estão associadas ao mercado regulamentado e possuem uma proporção de bolas vermelhas.

Os resultados obtidos a partir deste modelo foram utilizados para orientar a análise empírica realizada a seguir. Entretanto, acreditamos que tal análise pode ser de interesse mesmo para aqueles que não partilhem da mesma abordagem teórica.

4 Para efeito de simplificação, estamos admitindo que nenhum trabalhador preferirá ficar desempregado esperando o próximo período, quando poderá voltar à urna de maior salário.

5 Define-se atributo como a capacidade que um trabalhador possui de exercer determinada atividade.

4 - Incidência do trabalho não-regulamentado

Procuraremos, nesta e na próxima seção, investigar empiricamente a incidência do trabalho não-regulamentado e os diferenciais de salários, entre os trabalhadores com e sem registro em carteira, para as regiões metropolitanas brasileiras. Os dados analisados referem-se a uma subamostra da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1989, constituída de empregados do setor privado com mais de 10 anos de idade e residentes em uma das nove regiões metropolitanas brasileiras. Esta amostra conta com 28.393 assalariados.

Nesta seção, trataremos apenas da incidência do trabalho não-regulamentado. Na seção seguinte nossa atenção se voltará aos diferenciais de salários entre os trabalhadores registrados e não-registrados.

4.1 - Tamanho relativo do setor não-regulamentado

Com base na análise acima, poderíamos inferir pelo menos quatro resultados com relação à incidência do trabalho não-regulamentado.

O primeiro é que, quanto maior a proporção de trabalhadores qualificados (com o atributo B), menor será o tamanho relativo do setor não-regulamentado. Admitindo que seja possível generalizar esta proposição para o caso de mais do que dois atributos, teríamos que, quanto maior for o nível de “qualificação” da mão-de-obra, menor será o tamanho relativo do setor não-regulamentado.

A idéia é que, quando se aumenta a proporção de trabalhadores “qualificados” (com mais atributos), seus salários tendem a se reduzir, gerando, conseqüentemente, aumento na demanda de trabalho nestes mercados. É verdade que a probabilidade de um trabalhador “qualificado” encontrar emprego por seu atributo mais valorizado tende a se alterar, podendo inclusive se reduzir. Por outro lado, o número de trabalhadores empregados nas firmas consideradas “modernas” tende a se elevar e, como elas possuem menor probabilidade de se dirigir ao setor não-regulamentado, a proporção deste segmento tende, invariavelmente, a se reduzir.

Admitindo que os atributos produtivos de um trabalhador crescem com a escolaridade formal e que a eficiência de exercer uma certa atividade é função da idade, seria possível retirar uma outra proposição: dada uma certa distribuição etária, quanto maior for o nível de escolaridade de uma certa região, menor tenderá a ser o tamanho relativo do setor não-regulamentado.

Dado que a amostra utilizada refere-se apenas ao ano de 1989, não temos como verificar a correlação temporal entre o nível de escolaridade e o tamanho relativo do setor não-regulamentado. O que podemos averiguar é se, de fato, as regiões metropolitanas que

apresentam maiores níveis de escolaridade são aquelas que possuem a menor parcela de trabalhadores não-regulamentados. A Tabela 1 fornece dados sobre a proporção de trabalhadores sem carteira, média dos anos de estudo e média de idade para as nove regiões metropolitanas do país. Com base nesses dados, seria possível "verificar" a proposição acima.

TABELA 1

Região metropolitana	Proporção de sem carteira (%)	Média dos anos de estudo (sem carteira)	Média dos anos de estudo (com carteira)	Média dos anos de estudo (total)	Média de idade (total)
Belém	40,4	5,57	8,47	7,30	30,41
Fortaleza	39,4	4,17	6,72	5,71	29,52
Recife	34,6	4,66	7,02	6,21	31,03
Salvador	28,5	5,03	7,97	7,13	30,10
Belo Horizonte	23,7	5,09	6,93	6,50	30,17
Rio de Janeiro	27,2	5,48	7,80	7,17	32,45
São Paulo	19,4	5,15	7,06	6,69	30,95
Curitiba	17,4	5,40	7,05	6,76	30,39
Porto Alegre	18,0	5,86	7,00	6,79	31,49
Total	25,8	5,15	7,27	6,72	30,88

FONTE: IBGE, Pnad (1989).

Cabe ressaltar que a hipótese de similaridade das distribuições etárias dos empregados parece razoável para o caso das regiões metropolitanas brasileiras. A maior média de idade, verificada para o Rio de Janeiro, é apenas pouco menos de três anos mais elevada do que a menor média de idade, verificada para Fortaleza. Uma análise das frequências por faixa etária também não demonstrou grandes divergências.

Quanto à relação entre o nível de escolaridade e o tamanho relativo do setor não-regulamentado, os dados não se mostraram inteiramente compatíveis com a proposição acima. O fato mais marcante deve-se a Belém, que apresentou, simultaneamente, a maior proporção de trabalhadores sem carteira (40,4%) e a maior média dos anos de estudo (7,30), além de mostrar, também, a menor proporção de empregados com zero ano de estudo (3,6%) e uma das maiores proporções de trabalhadores com mais de 11 anos de estudo (10,3%).

Como forma de resumir as informações sobre a relação entre a proporção de trabalhadores sem registro em carteira e o nível de escolaridade da região, foram calculados os

coeficientes de correlação simples (Pearson) e de correlação por ordem (Spearman) entre a proporção de trabalhadores sem carteira e alguns indicadores do nível de escolaridade da região.⁶ O primeiro indicador para o nível de escolaridade da região foi a média dos anos de estudo. Neste caso, seria de se esperar uma correlação negativa. De fato, quando se calcula a correlação simples ela é negativa, mas muito pequena, da ordem de -0,22 (0,57). Já o coeficiente de correlação de ordem não se diferencia muito de zero, situando-se ao nível de 0,02 (0,97). Poder-se-ia alegar que a baixa correlação encontrada entre essas variáveis deve-se, em grande parte, ao comportamento "atípico" de Belém. Por este motivo, os coeficientes de correlação foram recalculados, excluindo-se Belém da amostra. Quando esse procedimento é adotado, os coeficientes de correlação passam a ser mais expressivos, ao nível de -0,61 (0,11) para a correlação simples e -0,40 (0,32) para a correlação de ordem.

A utilização da média dos anos de estudo como um indicador do nível de escolaridade da região não é isenta de críticas. Regiões com distribuições de escolaridade distintas podem apresentar médias dos anos de estudo muito próximas. Alguém, não sem razão, poderia argumentar que, para este caso, uma melhor medida para o nível de escolaridade de uma região seria a proporção de trabalhadores com poucos anos de escolaridade, dado que, por hipótese, existe uma super-representação, no setor não-regulamentado, de postos de trabalho que exigem apenas poucos anos de estudo. Deste modo, foram calculados os coeficientes de correlação entre o tamanho relativo do setor não-regulamentado e a proporção de trabalhadores com baixo nível de escolaridade. Para a proporção de trabalhadores com baixa escolaridade foram utilizadas duas medidas: a proporção de trabalhadores sem nenhum ano de estudo completo e a proporção de trabalhadores com quatro ou menos anos de escolaridade. Assim, seria de se esperar uma correlação positiva.

No primeiro caso (zero ano de estudo) o coeficiente de correlação simples foi de 0,54 (0,14) e o coeficiente de correlação de ordem ficou em 0,33 (0,38). Tal fato ocorreu enquanto Belém esteve presente na amostra, mas quando a região é retirada o coeficiente de correlação simples foi de 0,92 (0,00) e o coeficiente da correlação de ordem se situou em 0,91 (0,00). No segundo caso, e para a amostra, total, o coeficiente de correlação simples foi de 0,11 (0,79) e o coeficiente de correlação de ordem se situou ao redor de 0,02 (0,97). Quando Belém é retirada da amostra, o coeficiente de correlação simples passa a ser de 0,46 (0,26), enquanto o coeficiente de correlação de ordem fica em 0,29 (0,49).

Quando a proporção de trabalhadores com pouca instrução é utilizada como indicador do nível de escolaridade da região, todas as correlações apresentam os sinais esperados. Mas somente quando a proporção de trabalhadores sem nenhuma instrução é considerada é que os coeficientes de correlação se tornam mais expressivos, em comparação a quando a média dos anos de estudo é utilizada como medida do nível de escolaridade da região.

Com base nos dados acima, duas observações poderiam ser feitas. A primeira é que a hipótese segundo a qual o tamanho relativo do setor não-regulamentado de uma determi-

⁶ Os valores entre parênteses referem-se aos níveis de significância dos testes. Entretanto, devido ao baixo número de observações (nove regiões metropolitanas), seria mais conveniente desconsiderar estes testes e olhar os coeficientes de correlação como indicadores de estatística descritiva. É este procedimento que adotaremos neste trabalho.

nada região tende a se reduzir à medida que o nível de escolaridade dos empregados tende a se elevar é, apenas, fracamente corroborada pelos dados, embora melhore sensivelmente quando Belém é retirada da amostra. Isto pode estar indicando que outros fatores importantes para a determinação do tamanho relativo do setor não-regulamentado, presentes nas diversas regiões, foram desconsiderados da análise. A segunda observação é que a proporção de trabalhadores sem nenhuma instrução parece ser um indicador mais importante do tamanho relativo do setor não-regulamentado do que a média dos anos de estudo,⁷ o que pode estar sinalizando que, para se reduzir o trabalho não-regulamentado, uma política educacional mais adequada seria aquela que priorizasse a educação de nível básico, e não que uma política que atuasse em todos os níveis indistintamente.

4.2 - Nível educacional do setor não-regulamentado

Uma segunda conclusão seria que, quanto maior a proporção de trabalhadores com atributo B (os mais “qualificados”), maior será a proporção deste atributo entre os trabalhadores do setor não-regulamentado. Adotando o mesmo procedimento de generalização do caso anterior, teríamos que, quanto maior o nível educacional de uma região, maior será o nível educacional dos trabalhadores operando no setor não-regulamentado.

A idéia é que, quando se aumenta a proporção de trabalhadores “qualificados” (com mais atributos), a probabilidade deles encontrarem um emprego pelos seus atributos mais valorizados diminui. Um maior contingente de pessoas com menor probabilidade de sortear uma bola branca na primeira urna à qual eles se dirigem eleva o número de pessoas qualificadas nas urnas que exigem atributos menos raros. Também é verdade que o número de pessoas que se dirigem primeiro às urnas que exigem atributos menos raros diminui, já que uma parte delas se “qualificou”. Como a probabilidade de se retirar uma bola branca em determinada urna é considerada igual tanto para aqueles que estão se dirigindo à primeira urna quanto para aqueles que não conseguiram sortear uma bola branca nas primeiras urnas, a proporção de pessoas mais qualificadas nas urnas inferiores tende a aumentar, independentemente do que acontece com a proporção de bolas brancas nas urnas intermediárias.

A Tabela 1 apresenta dados acerca da média dos anos de estudo para o total de cada região e apenas para os trabalhadores sem registro em carteira. Seria de se esperar que, quanto maior a média dos anos de estudo de uma determinada região, maior tenderia a ser a média dos anos de estudo dos trabalhadores sem registro em carteira.

Os dados apresentaram uma boa aderência a esta proposição. O coeficiente de correlação simples foi da ordem de 0,81 (0,01), enquanto o coeficiente de correlação de ordem foi de 0,75 (0,02).

⁷ Cabe salientar que, entre os trabalhadores sem registro em carteira, 11,2% não possuíam nenhuma escolaridade, enquanto 51,2% possuíam até quatro anos de estudo. Estas proporções, para os registrados, era de 5,2 e 31,6%, respectivamente.

4.3 - Idade, nível educacional e probabilidade individual de se situar no setor não-regulamentado

A terceira conclusão é que aqueles trabalhadores com atributo B possuem maior probabilidade de se situarem no setor regulamentado. Assim, poderíamos esperar que, entre os trabalhadores de mesma idade, quanto maior o nível educacional, menor a probabilidade de trabalhar no setor não-regulamentado. Por outro lado, seria de se esperar que, entre os trabalhadores de mesmo nível educacional, os mais jovens e os mais velhos seriam aqueles com maiores probabilidades de operar no mercado de trabalho não-regulamentado. A idéia é que os trabalhadores mais “qualificados”, por se dirigirem primeiro às urnas mais elevadas, possuem menor probabilidade de ter que procurar as urnas inferiores, aquelas correspondentes ao setor não-regulamentado da economia.

Para testar essa proposição, foi estimado um modelo *logit*, cuja especificação é a seguinte:

$$P_{Ri} = \frac{1}{1 + e^{-Zi}}$$

sendo P_{Ri} a probabilidade de um indivíduo i se encontrar no mercado de trabalho regulamentado e Zi um índice não-observável, determinado pelo conjunto de variáveis explicativas:

$$Zi = \alpha + \beta 1 \text{Ano-Est}_i + \beta 2 \text{Idade}_i + \beta 3 \text{Idade}2_i + \beta 4 \text{Gen}_i + \sum_{j=1}^8 \psi_j R_{ji}$$

onde: *Ano-Est* = anos de estudo do indivíduo;

Idade = idade do indivíduo;

Idade2 = quadrado da idade;

Gen = variável *dummy*, que é igual a 1 se o indivíduo for homem; e

R_j = conjunto de oito variáveis *dummy* (Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre), que são iguais a 1 se o indivíduo residir na respectiva região.

Por se tratar de um modelo não-linear, o método de estimação utilizado foi o de máxima verossimilhança. Os resultados da estimação aparecem na Tabela 2, onde podemos observar que todos os coeficientes e o teste *qui quadrado*, para o ajustamento do modelo, foram significativos ao nível de 1%.

TABELA 2

Coefficientes	Estimativas	Desvio Padrão	Coefficiente/ Desvio Padrão
Constante	-5,08522*	0,11829	-42,98970
Ano-Est	0,15040*	0,00426	35,31837
Idade	0,23019*	0,00609	37,81268
Idade2	-0,00276*	0,00008	-33,38911
Gênero	0,65217*	0,03033	21,49972
Fortaleza	0,32173*	0,07197	4,47061
Recife	0,39360*	0,06908	5,69797
Salvador	0,63059*	0,07065	8,92544
Belo Horizonte	1,01154*	0,06424	15,74698
Rio de Janeiro	0,61539*	0,06297	9,77308
São Paulo	1,23980*	0,06382	19,42759
Curitiba	1,38554*	0,07663	18,08134
Porto Alegre	1,31150*	0,06864	19,10656

$$\chi^2 = 30547.689^*$$

* = significativo ao nível de 1%.

Esses resultados corroboram a proposição. Em primeiro lugar, o fato do coeficiente Ano-Est ser positivo significa que a probabilidade de um indivíduo se situar no mercado de trabalho (não-)regulamentado (de)crece com os anos de estudo. Por exemplo, se retirarmos, aleatoriamente, um indivíduo da subpopulação dos homens com 31 anos de idade, residente em São Paulo e com 11 anos de estudo, sua probabilidade de trabalhar em um emprego com registro em carteira é de 95%, enquanto que um indivíduo retirado de uma subpopulação sem nenhuma instrução e todas as demais características idênticas é de 78,5%. Em segundo lugar, o fato do coeficiente Idade ser positivo e do coeficiente Idade2 ser negativo indica que a probabilidade de um indivíduo se situar no mercado de trabalho regulamentado é inicialmente crescente com a idade, atinge um máximo e, a partir daí, começa a decrescer. A idade em que a probabilidade de se encontrar um emprego com registro em carteira é máxima é 41,7 anos.

Esse modelo foi também estimado, separadamente, para cada uma das nove regiões metropolitanas. Todos os coeficientes de anos de estudo, idade e gênero mantiveram os sinais e mesmo nível de significância (1%). Entretanto, os testes *qui quadrado*, para o ajustamento do modelo, não se mostraram significativos, ao nível de 10%, para os casos de Belém (0,60), Fortaleza (0,39) e Porto Alegre (0,18).⁸

Pelos resultados apresentados, podemos também observar que a probabilidade de encontrar um emprego com registro em carteira é maior para os homens do que para as mulheres e decresce na seguinte ordem de regiões: Curitiba, Porto Alegre, São Paulo, Belo Horizonte, Salvador, Rio de Janeiro, Recife, Fortaleza e Belém.⁹

4.4 - Distribuição educacional e probabilidade individual de se situar no setor não-regulamentado

Por fim, a quarta conclusão seria a de que a probabilidade de um trabalhador estar no mercado de trabalho não-regulamentado não depende apenas de seus atributos, mas também de como esses atributos estão distribuídos na população. Embora a forma como isso ocorra não seja muito clara, a idéia é que um aumento da proporção de trabalhadores “qualificados” tende a reduzir tanto os salários como a probabilidade desses trabalhadores conseguirem um emprego pelos seus atributos mais valorizados. Se a probabilidade de se retirar uma bola branca nas urnas intermediárias ficasse inalterada, a probabilidade de um trabalhador “qualificado” atingir as urnas inferiores, típicas do setor não-regulamentado, aumentaria. Entretanto, essas probabilidades se elevam, proporcionando um aumento da probabilidade de se conseguir um emprego regulamentado para os trabalhadores menos “qualificados”, e o resultado se torna ambíguo. De qualquer modo, não seria possível avaliar o impacto da distribuição educacional sobre as probabilidades individuais a partir de uma amostra para um único ano.

Vale ressaltar que uma das motivações para este trabalho surgiu exatamente da observação de que a parcela de trabalhadores sem registro varia sensivelmente entre as regiões. Portanto, uma das respostas que gostaríamos de obter seria o quanto dessas diferenças permaneceriam se homogeneizássemos as populações das diversas regiões por algumas características individuais, ou seja, idade, anos de estudo e gênero.

O impacto da homogeneização das características individuais das diversas populações sobre a proporção de trabalhadores sem registro em carteira pode ser dividido em

8 O resultado da probabilidade de se encontrar um emprego com registro em carteira crescer com os anos de estudo e apresentar uma forma de “U invertido” com relação à idade tem sido observado em outros trabalhos. Barros *et alii* (1992) e Pero (1992) chegam a esta mesma conclusão.

9 Esta ordenação é praticamente a mesma encontrada por Barros *et alii* (1992) e Pero (1992). A única exceção deve-se a Belém e Fortaleza, que nesses estudos aparecem com a posição invertida.

duas etapas. A primeira, que chamaremos de impacto direto, seria o impacto sobre a proporção dos trabalhadores não-registrados quando se homogeneiza as características individuais, mas se mantêm as probabilidades de cada grupo e em cada região inalteradas. A segunda, que chamaremos de impacto indireto, mediria o impacto de tal homogeneização sobre as probabilidades de cada grupo de trabalhadores.

Mesmo desconsiderando o impacto indireto da homogeneização, o resultado sobre a proporção de trabalhadores sem registro em carteira é sensível à forma de como essa homogeneização é feita.¹⁰ Um critério "natural" para se homogeneizar a população seria aquele que considerasse todos os trabalhadores pertencentes ao gênero modal e possuir tanto a idade como os anos de estudo médio. Assim, a homogeneização foi realizada para um homem com sete anos de estudo e 31 anos de idade.¹¹ Os resultados desse procedimento aparecem na Tabela 3, onde os dados estão apresentados como diferenças em relação a Belém. A probabilidade de se retirar, em Belém, um trabalhador com registro em carteira é de 59,6%, sem homogeneização, e de 75,1%, com homogeneização.

TABELA 3

Região metropolitana	Proporção de trabalhadores com carteira (%) - sem controle	Proporção de trabalhadores com carteira (%) - com controle*
Belém	-	-
Fortaleza	1,00	5,52
Recife	5,80	6,62
Salvador	11,90	9,90
Belo Horizonte	16,70	14,14
Rio de Janeiro	13,20	9,71
São Paulo	21,00	16,15
Curitiba	23,00	17,25
Porto Alegre	22,40	16,70

* Homogeneizada para uma população composta apenas de homens com sete anos de estudo e 31 anos de idade.

10 Note-se que, admitindo-se $P_{Ri} = F(Z_i) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}} = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta X_i)}}$, então $\frac{\partial P_{Ri}}{\partial X_i} = f(Z_i)\beta$.

Assim, se a homogeneização fosse realizada de modo que todos os trabalhadores fossem homens com 17 anos de estudo e 41 anos de idade, por exemplo, a probabilidade de se conseguir um emprego com registro em carteira seria muito próxima da unidade, independentemente da região de residência.

11 A média de idade e dos anos de estudo foi arredondada para números inteiros.

O primeiro resultado interessante é que a ordenação entre as regiões, referente às probabilidades de se retirar um trabalhador com registro em carteira, praticamente não se altera quando a população é homogeneizada. A única exceção diz respeito às regiões de Salvador e Rio de Janeiro. Sem homogeneização Rio de Janeiro é a quinta e Salvador a sexta. Com a homogeneização essa posição é invertida.

O segundo resultado a ser observado é que, para quaisquer das duas regiões, as diferenças das probabilidades de se obter um emprego com registro em carteira tendem, de modo geral, a se reduzir quando a homogeneização é realizada. As únicas exceções são Fortaleza e Belém (passando de 1,00% para 5,52%), Recife e Belém (passando de 5,80% para 6,62%) e Rio de Janeiro e Belo Horizonte (passando de 3,50% para 4,43%). Por exemplo, quando nenhuma homogeneização é feita a diferença da proporção de trabalhadores com registro entre Curitiba e Fortaleza é de 20 pontos percentuais. Essa diferença cai para 11,73 pontos quando o procedimento de homogeneizar as populações é realizado.

Pela análise acima, seria de se esperar que tais diferenças tendessem a se reduzir mais, em virtude do efeito indireto da homogeneização. Entretanto, como diferenças significativas ainda são observadas após este procedimento, mesmo quando Belém é desconsiderada, isto pode vir a ser mais uma indicação de que fatores importantes para a determinação do tamanho relativo do setor não-regulamentado, presentes nas diversas regiões, foram desconsiderados da análise.

Na Subseção 4.1, foi investigada a relação entre tamanho relativo do setor não-regulamentado e o nível de qualificação das diversas regiões. O interesse era verificar como a probabilidade de possuir registro em carteira, de um trabalhador retirado aleatoriamente da população, varia com o nível educacional da região de residência. Com base na última coluna da Tabela 3, poderíamos, agora, avaliar como a probabilidade de possuir registro em carteira, de um trabalhador com certas características específicas, varia com o nível educacional da região de residência. Ou seja, o que seria esperado acontecer com essa probabilidade quando um trabalhador muda para uma região com diferente nível de qualificação da mão-de-obra. Isto poderia ser realizado calculando-se os coeficientes de correlação da última coluna da Tabela 3 com algum indicador do nível educacional das regiões. Neste caso, foram utilizadas a média dos anos de estudo e a proporção de trabalhadores sem nenhum ano de estudo completo.

No primeiro caso (média dos anos de estudo), as correlações se mostraram próximas de zero, sendo de 0,00 (0,99) para a correlação simples e de -0,03(0,93) para a correlação de ordem. Isto quando Belém está presente na amostra. Retirando-se Belém, o coeficiente de correlação simples foi de 0,47 (0,24) e o coeficiente de correlação de ordem de 0,38(0,35), dando alguma indicação de que, para um trabalhador específico, o nível educacional da região atua positivamente na sua probabilidade de obter um emprego com registro em carteira.

Novamente, estes resultados se tornam mais expressivos quando a proporção de trabalhadores com zero ano de estudo é utilizada como indicador do nível de qualificação

da região. Neste caso, o coeficiente de correlação simples foi de $-0,36(0,34)$ e o coeficiente de correlação de ordem de $-0,30(0,43)$. Quando Belém é retirada da amostra, o coeficiente de correlação simples passa a ser de $-0,86(0,01)$ e o coeficiente de correlação de ordem de $-0,87(0,01)$.

5 - Diferenciais de salários entre os mercados de trabalho regulamentado e não-regulamentado

Nesta seção a atenção está voltada para uma investigação empírica dos diferenciais de salários entre os trabalhadores regulamentados e não-regulamentados.

O fato de se esperar um diferencial de salários positivo a favor dos trabalhadores do setor regulamentado é algo já bastante investigado na literatura especializada brasileira [Barros, Rodrigues e Reis (1989), Barros e Varandas (1987) e Barros, Pontes e Varandas (1988)]. O ponto que procuraremos destacar nesta seção é o comportamento de tais diferenciais em relação à “qualificação” dos trabalhadores.

5.1 - Comportamento dos diferenciais de salários entre os trabalhadores dos setores regulamentado e não-regulamentado por grupos etários e educacionais

Com base na análise desenvolvida acima seria possível inferir, pelo menos, dois resultados. O primeiro é que o diferencial de salários (regulamentado/não-regulamentado), além de positivo, é maior para a subpopulação que possui o atributo B. Assim, seria de se esperar que o diferencial de salários, entre o setor regulamentado e não-regulamentado, seja positivo e maior para os grupos de trabalhadores com maiores níveis de escolaridade e de idade intermediária. A idéia é que os trabalhadores mais “qualificados”, por começarem a sortear em urnas com salários mais elevados, possuem menor chance de sortear uma bola nas urnas com menores salários, correspondentes ao setor não-regulamentado, e, portanto, o diferencial de salários entre os setores regulamentado e não-regulamentado tende a ser maior para esses trabalhadores.

Antes de investigarmos o comportamento dos diferenciais de salários por nível educacional e faixa etária, seria interessante verificar se existe um diferencial positivo entre os dois grupos de trabalhadores. De acordo com os dados da amostra, os trabalhadores com registro em carteira ganham, em média, 115% a mais do que os que não têm registro. Entretanto, esse diferencial pode ser explicado, pelo menos em parte, por outras diferenças entre esses dois grupos de trabalhadores. Na tentativa de controlar certas diferenças observadas para ambos, o seguinte modelo foi especificado:

$$\log W_i = \alpha + \beta_1 \text{Cart}_i + \beta_2 \text{Gen}_i + \beta_3 \text{Ano-Est}_i + \beta_4 \text{Idade}_i + \beta_5 \text{Idade2}_i + \sum_{j=1}^8 \psi_j R_{ji} + e_i$$

onde: *Cart* = variável *dummy* que é igual a 1 se o indivíduo possui um emprego com registro em carteira.

O modelo acima foi estimado pelo método de mínimos quadrados ordinários, e os resultados estão apresentados na Tabela 4, onde se pode observar que todos os coeficientes e o teste *F* mostraram-se significativos ao nível de 1%. O diferencial de salários obtido, entre os trabalhadores com e sem registro em carteira, foi da ordem de 30%.¹² Quando as regressões foram estimadas separadamente para cada região, esses diferenciais variaram de 19% em Porto Alegre a 45% em Recife.

TABELA 4

Coefficientes	Estimativas	Desvio padrão	Valor de <i>t</i>
Constante	3,189800*	0,032904	96,943
Cart	0,262694*	0,010232	25,674
Gen	0,442723*	0,008576	51,621
Ano-Est	0,137421*	0,001061	129,491
Idade	0,080730*	0,001784	45,252
Idade2	-7,96672E-04*	2,4284E-05	-32,806
Fortaleza	-0,134607*	0,022092	-6,093
Recife	-0,148161*	0,021081	-7,028
Salvador	0,075518*	0,020986	3,599
Belo Horizonte	0,156905*	0,019021	8,249
Rio de Janeiro	0,089764*	0,018920	4,744
São Paulo	0,611059*	0,018586	32,877
Curitiba	0,398172*	0,021176	18,803
Porto Alegre	0,293338*	0,019520	15,028

$R^2 = 0,55174$ e R^2 ajustado = 0,55153.

$F = 2686,91173^*$.

* = significativo ao nível de 1%.

¹² Barros *et alii* (1992) e Pero (1992) chegam a um diferencial de 45% para o período 1981/89 e de 38% para o ano de 1989. Nesses trabalhos, utilizou-se uma amostra de empregados do setor privado, do sexo masculino, com até 11 anos de estudo e residindo em uma das nove regiões metropolitanas do país.

Cabe ressaltar que os salários desses dois grupos de trabalhadores não são diretamente comparáveis. Para se chegar ao salário liquidamente recebido por um trabalhador do setor regulamentado seria necessário retirar, de seu salário "bruto" ou registrado em carteira, todos os descontos efetuados por intermédio do empregador, em especial aqueles referentes a Imposto de Renda e Previdência Social. Por outro lado, todo trabalhador devidamente registrado adquire direitos a uma série de benefícios, em especial aqueles relacionados à Previdência Social e ao Fundo de Garantia por Tempo de Serviço. Assim, a depender de como, em média, os trabalhadores avaliam os benefícios que fazem jus quando registrados, o diferencial encontrado pode estar super ou subestimado.

Com base em informações referentes aos descontos da Previdência e do Imposto de Renda Retido na Fonte, foi possível realizar uma estimativa dos salários líquidos para os trabalhadores com registro em carteira.¹³ Quando, na regressão acima, os logaritmos dos salários foram substituídos pelos logaritmos dos salários líquidos, o diferencial de salário, entre os assalariados registrados e não-registrados, passou a ser de 18,8%.¹⁴ Assim, um trabalhador registrado, além dos benefícios associados à posse da carteira, ganha, em média, um salário líquido em torno de 18,8% superior ao de um trabalhador não-registrado, com a mesma idade, os mesmos anos de estudo, o mesmo gênero e a mesma região de residência que a sua.

Admitindo que a região de residência, o gênero, os anos de estudo e a idade sejam as únicas características importantes para se construir as distribuições de atributos produtivos e de preferências quanto aos postos de trabalho, o resultado acima pode ser interpretado como uma evidência favorável à hipótese de segmentação do mercado de trabalho.

Pelos resultados da regressão, podemos observar ainda que, em média, os homens ganham 55,7% a mais do que as mulheres e que os salários crescem com os anos de estudo (em torno de 14,7% por ano de estudo), apresentam a forma de um "U" invertido em relação à idade, crescem até 54,8 anos de idade e passam a decrescer a partir de então. Quanto às regiões, São Paulo apresentou o maior nível salarial, seguido por Curitiba, Porto Alegre, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Salvador, Belém, Fortaleza e Recife. A diferença dos salários de São Paulo e Recife foi de 114%, a favor da primeira região.¹⁵

Feita essa análise, poderíamos passar agora a examinar o comportamento desses diferenciais de salários frente a alterações na idade, no nível educacional, no gênero e na região de residência. Para tanto, a regressão que gostaríamos de estimar seria:

13 Em setembro de 1989 o desconto em folha referente à Previdência Social era de 8% (para quem ganhava até NCz\$ 749,42), 9% (para quem ganhava entre NCz\$ 749,43 e NCz\$ 1.249,04) e 10% (para quem ganhava acima de NCz\$ 1.249,05, respeitando o limite máximo de contribuição de NCz\$ 2.498,07). Já as alíquotas do Imposto de Renda Retido na Fonte, cobrado em "cascata" e após as deduções da Previdência, eram de 10%, para rendimentos entre NCz\$ 1.133,01 e NCz\$ 3.774,00, e de 25%, para os rendimentos acima de NCz\$ 3.774,00. Isso para quem não possuía nenhum dependente.

14 Todos os demais resultados se mantiveram praticamente inalterados, quando comparados à regressão anterior.

15 Cabe salientar que uma parte desses diferenciais poderia ser explicada por diferenças no custo de vida das respectivas regiões.

$$Dif_i = \alpha + \beta_1 Gen_i + \beta_2 Ano-Est_i + \beta_3 Idade_i + \beta_4 Idade2_i + \sum_{j=1}^8 \psi_j R_{ji} + e_i$$

onde: Dif = logaritmo do salário com carteira - logaritmo do salário sem carteira

O problema dessa especificação é que os diferenciais de salários não são observáveis. Para cada indivíduo, só é possível observar um salário, a depender de sua situação quanto à posse do registro em carteira. Entretanto, se idade, educação, gênero e região são as únicas características relevantes para determinação desses diferenciais, tais coeficientes poderiam ser obtidos através de uma regressão de salários, contra essas variáveis, onde a posse do registro em carteira apareceria como uma variável *dummy*, não apenas de intercepto, mas também de inclinação.¹⁶ Este procedimento foi adotado e os resultados aparecem na Tabela 5.

TABELA 5

Coeficientes	Estimativas	Desvio Padrão	Valor de <i>t</i>
Constante	0,019031	0,068733	0,277
Gen	-0,131055*	0,019135	-6,849
Ano-Est	0,026481*	0,002577	10,276
Idade	0,006777***	0,003646	1,859
Idade2	-3,36489E-05	4,9450E-05	-0,680
Fortaleza	0,072082****	0,044968	1,603
Recife	0,090006**	0,043410	2,073
Salvador	0,070276****	0,044242	1,588
Belo Horizonte	0,073633***	0,040434	1,821
Rio de Janeiro	-0,090825**	0,039659	-2,290
São Paulo	-0,057506****	0,040306	-1,427
Curitiba	0,031279	0,048793	0,641
Porto Alegre	-0,110504**	0,043572	-2,536

$R^2 = 0,55530$, R^2 ajustado = 0,55490 e $F = 1416,86239^*$.

* = significativo ao nível de 1%.

** = significativo ao nível de 5%.

*** = significativo ao nível de 10%.

**** = significativo ao nível de 20%.

Esses resultados mostram que nossa proposição, quanto aos anos de estudo, é corroborada pelos dados. O diferencial de salários entre os trabalhadores com e sem registro

¹⁶ Por exemplo, admita-se que apenas a idade e duas regiões são consideradas. I_1 é uma variável *dummy* que é igual a 1 quando o indivíduo possui registro em carteira e I_2 é outra variável *dummy* que é igual a 1 quando o indivíduo reside na região 2. A equação de salários seria:

$$\log W_i = \alpha + \alpha_2 I_{1i} + (\beta_1 + \beta_2 I_{1i}) Idade_i + (\beta_3 + \beta_4 I_{1i}) Idade2_i + (\beta_5 + \beta_6 I_{1i}) I_{2i} + e_i$$

e, portanto, o diferencial de salário esperado seria dado por:

$$Dif_i = \alpha_2 + \beta_2 Idade_i + \beta_4 Idade2_i + \beta_6 I_{2i}$$

em carteira tende a crescer em torno de 2,7% a cada ano adicional de estudo.¹⁷ Já em relação à idade a conclusão não é tão clara. Os coeficientes Idade e Idade2, embora apresentando os sinais esperados, não se mostraram significativos ao nível de 5%. Quando o nível de significância de 10% é considerado, apenas o coeficiente Idade se mostrou significativo.¹⁸ Por outro lado, ao substituir os logaritmos dos salários pelos logaritmos dos salários líquidos, embora os sinais permanecessem inalterados, nenhum dos dois coeficientes mostrou-se significativo ao nível de 10%.¹⁹

Para melhor avaliar a relação dos diferenciais de salários frente a variações de idade, a regressão acima, excluída a variável Idade2, foi estimada para uma série de subgrupos etários. Os resultados fornecem uma indicação de que os diferenciais tendem, inicialmente, a se reduzir e, posteriormente, se elevar com a idade, podendo novamente reverter o sinal para os muito velhos. Por exemplo, dividindo a amostra entre os grupos de 10 a 17 anos, 18 a 65 anos e os de 66 ou mais anos de idade, o coeficiente da idade, em relação aos diferenciais, apresentou-se negativo e significativo ao nível de 1% para o primeiro grupo, positivo e também significativo ao nível de 1% para o segundo, e negativo, mas não-significativo, para o terceiro grupo.

Aqui, a fixação de um salário mínimo pode estar impondo uma barreira muito grande para que as empresas do setor regulamentado venham a contratar trabalhadores muito jovens que, por sua pouca experiência profissional, possuam uma produtividade relativamente baixa.²⁰ Para esse grupo de trabalhadores, o salário mínimo pode ser muito elevado. Neste caso, a sua probabilidade de conseguir um emprego com registro em carteira seria muito pequena. Mas, caso consigam encontrar um, o ganho salarial seria grande.

17 Entretanto, quando essa regressão foi estimada, separadamente, para cada região, os coeficientes referentes a São Paulo e a Porto Alegre mostraram sinal invertido, embora estatisticamente não significativos. Para as demais regiões, os coeficientes foram positivos e significativos ao nível de 5%. Tanto para São Paulo como para Porto Alegre, o procedimento foi realizado considerando apenas a população de homens e apenas a população de mulheres. Nos dois casos, os coeficientes foram positivos para os homens e negativos para as mulheres, mas não-significativos. Quando todas as regiões são incluídas, os coeficientes continuam positivos e significativos ao nível de 1%, tanto para os homens como para as mulheres.

18 Entretanto, quando a variável Idade2 é retirada, para a análise dos diferenciais, a variável Idade passa a ser significativa ao nível de 1%.

19 Barros *et alii* (1992) e Pero (1992) também concluem que os diferenciais de salários crescem com o nível de escolaridade. No entanto, de acordo com seus resultados, isso não ocorre de forma monotônica. Para eles, o grupo de um a quatro anos de estudo possui um diferencial mais elevado que o grupo de cinco a oito anos. Em virtude disso, a regressão foi reestimada, restringindo a amostra para a população de um a oito anos de estudo, e os resultados não se alteraram. Outro procedimento foi reestimar a regressão, com a amostra restringida, utilizando-se, em vez da variável anos de estudo, uma variável *dummy* que se igualava a 1 quando o indivíduo possuía de cinco a oito anos de estudo. Novamente, o resultado foi um diferencial superior para o grupo de cinco a oito anos de estudo (7% maior). Nos dois casos, os coeficientes foram significativos ao nível de 1%. Quanto à idade, esses autores encontram que os diferenciais são maiores para os grupos mais jovens e mais velhos (para os menores de 25 e para os maiores de 55 anos).

20 Cabe notar que uma pessoa muito jovem pode estar buscando no mercado de trabalho, além do salário, a experiência que lhe falta. Assim, este jovem trabalhador receberia da empresa o salário correspondente aos seus serviços e "pagaria" a ela um montante correspondente aos serviços de aprendizagem que lhe é prestado, da mesma forma que outros jovens pagam as suas escolas. O salário liquidamente recebido seria a diferença entre esses dois montantes. Assim, um trabalhador muito jovem tenderia a ter um baixo salário, tanto por sua baixa "produtividade" como em virtude de uma parte de seu "rendimento" estar na forma de serviços prestados pela empresa.

Para finalizar essa seção, podemos ainda observar na Tabela 5 que os diferenciais de salários são menores para os homens em relação às mulheres e que não se diferenciam muito entre as regiões. Considerando o nível de significância de 5%, apenas Porto Alegre, Rio de Janeiro e Recife se mostram diferentes de Belém. A maior diferença ocorre entre Recife e Porto Alegre. Os diferenciais de salários são, em média, cerca de 22% maiores em Recife do que em Porto Alegre.

5.2 - Distribuição educacional e diferenciais de salários entre os trabalhadores dos setores regulamentado e não-regulamentado

O segundo resultado seria que o aumento da parcela de trabalhadores que possui o atributo B tende a reduzir os diferenciais de salários para os dois grupos de trabalhadores. A idéia é que um aumento da proporção dos trabalhadores "qualificados" tende a reduzir o salário para os atributos mais valorizados e a elevar os salários dos atributos menos valorizados, especialmente no setor não-regulamentado.

A Tabela 5 fornece os diferenciais de salários, para grupos homogêneos, em cada uma das regiões, e a Tabela 1 fornece a média dos anos de estudo, também para cada região. Essas informações foram reportadas para a Tabela 6, todas computadas como uma diferença dos valores de Belém. De acordo com nossa proposição, seria de se esperar que quanto maior a média dos anos de estudo da região, menores, seriam os diferenciais de salários para os grupos homogêneos. Em outras palavras, esperaríamos encontrar uma correlação negativa entre essas duas variáveis.

TABELA 6

Região metropolitana	Diferenciais de salários (%)	Média dos anos de estudo
Belém	0	0
Fortaleza	+ 7,47	- 1,59
Recife	+ 9,42	- 1,09
Salvador	+ 7,28	- 0,17
Belo Horizonte	+ 7,64	- 0,80
Rio de Janeiro	- 8,68	- 0,13
São Paulo	- 5,59	- 0,61
Curitiba	+ 3,18	- 0,54
Porto Alegre	- 10,46	- 0,51

Os sinais dos coeficientes de correlação apresentaram o sinal esperado e não tão baixos.²¹ O coeficiente de correlação simples foi de -0,49 (0,19), enquanto que o de correlação de ordem foi de -0,65 (0,06). Retirando-se Belém, o coeficiente de correlação simples passou a ser da ordem de -0,52 (0,19) e o de correlação de ordem -0,71 (0,05). Entretanto, a pouca significância da maioria desses parâmetros regionais deixa dúvidas a respeito dessa hierarquização.²² Por outro lado, esses coeficientes regionais se mostraram muito sensíveis a alterações no corte amostral.

Para mais bem avaliar essa hierarquização, o procedimento de estimação foi realizado para uma série de amostras restringidas, de acordo com vários subgrupos de idade, anos de estudo e gênero. O principal elemento causador da variabilidade dos parâmetros dos diferenciais regionais parece ser a inclusão, ou não, das mulheres. A Tabela 7 apresenta esses diferenciais para toda a amostra, apenas para os homens e apenas para as mulheres, todos computados como uma diferença dos valores de Belém.

TABELA 7

Região metropolitana	Diferenciais de salários (%) - total	Diferenciais de salários (%) - homens	Diferenciais de salários (%) - mulheres
Belém	0 (6)	0 (8)	0 (3)
Fortaleza	+ 7,47 (3)	+ 3,65 (7)	+13,73 (1)
Recife	+ 9,42 (1)	+ 13,51 (5)	+ 4,38 (2)
Salvador	+ 7,28 (4)	+ 20,29 (2)	- 6,65 (5)
Belo Horizonte	+ 7,64 (2)	+ 16,07 (3)	- 3,99 (4)
Rio de Janeiro	- 8,68 (8)	+ 3,88 (6)	- 21,44 (7)
São Paulo	- 5,59 (7)	+ 14,58 (4)	- 26,76 (9)
Curitiba	+ 3,18 (5)	+ 22,15 (1)	- 16,83 (6)
Porto Alegre	- 10,46 (9)	- 0,74 (9)	- 21,46 (8)

OBS.: Os números entre parênteses fornecem a ordenação dos diferenciais.

21 Neste caso, entretanto, os resultados foram muito diferentes daqueles encontrados por Barros *et alii* (1992) e Pero (1992). Por exemplo, enquanto para eles Belém apresenta o menor diferencial de salários, no nosso caso aparece abaixo apenas de São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre. Por outro lado, para esses autores São Paulo apresenta o maior diferencial de salários entre as regiões, enquanto no nosso estudo o diferencial salarial de São Paulo só é maior que o do Rio de Janeiro e de Porto Alegre. O coeficiente de correlação de ordem entre os diferenciais encontrados nos dois estudos foi de apenas 0,19. Objetivando uma avaliação mais detalhada desses resultados, o procedimento metodológico adotado por esses autores foi aqui utilizado para calcular o hiato salarial de Belém e São Paulo. Para melhor comparação, a amostra foi restringida para conter apenas homens com menos de 12 anos de estudo. Em virtude de só contarmos com o ano de 1989 e com a finalidade de evitar células vazias, apenas dois grupos etários foram considerados: até 30 anos de idade e de 31 anos ou mais. O resultado foi um hiato salarial de 0,25 para Belém e de 0,38 para São Paulo, o que significa que São Paulo possui um diferencial de salários, entre os trabalhadores com e sem registro em carteira, de 18 pontos percentuais a mais do que Belém. Quando a metodologia utilizada nesse trabalho foi aplicada a essa amostra restringida, o resultado encontrado foi que São Paulo possui um diferencial de 21 pontos percentuais superior a Belém e significativo ao nível de 1%.

22 Conforme a Tabela 5, apenas os coeficientes referentes a Recife, Rio de Janeiro e Porto Alegre se mostraram significativamente diferentes de Belém, ao nível de 5%.

Conforme se pode observar, a hierarquização dos diferenciais é substancialmente alterada, a depender da inclusão ou não das mulheres na amostra. Por exemplo, os diferenciais em São Paulo são, em média, 14,58 pontos percentuais superiores a Belém, quando só os homens são considerados. Quando apenas as mulheres são consideradas, os diferenciais de São Paulo são, em média, 26,76 pontos percentuais inferiores aos de Belém. O coeficiente de correlação de ordem entre as duas últimas colunas da Tabela 7 foi de -0,10 (0,80).²³ Esses resultados fornecem uma indicação de que os diferenciais de salários, entre trabalhadores com e sem registro em carteira, da população de mulheres, em comparação aos diferenciais dos homens, variam muito entre as diversas regiões,²⁴ podendo sugerir que um dos fatores importantes, para determinar o comportamento do setor não-regulamentado, desconsiderado na análise, diz respeito exatamente ao comportamento da mão-de-obra feminina.

6 - Sumário e conclusões

Este trabalho procura investigar o papel da qualificação da mão-de-obra sobre a determinação dos diferenciais de salários entre trabalhadores com e sem registro em carteira e sobre a incidência do trabalho não-regulamentado.

A análise parte do pressuposto de que existe uma segmentação de mercado entre postos de trabalho oferecidos por empresas grandes e “modernas” e postos de trabalho oferecidos por empresas pequenas e “tradicionais”. Tal segmentação ocorreria independentemente da legislação trabalhista. A fixação de uma legislação trabalhista, que coloca custos na contratação de trabalhadores, faz com que essa segmentação, entre grandes e pequenas empresas, apareça como uma segmentação entre postos de trabalho regulamentados e não-regulamentados. Isso ocorreria porque as pequenas empresas são exatamente aquelas que possuem o menor custo de se dirigir ao setor não-regulamentado.

A elevação dos custos de se estabelecer um contrato formal aumentaria o tamanho relativo do setor não-regulamentado não apenas porque deslocaria as pequenas empresas para este segmento, mas também porque os custos da formalização tornariam as pequenas empresas, que operam no setor não-regulamentado, proporcionalmente mais lucrativas e, assim, aumentariam a proporção de postos de trabalho oferecidos por peque-

²³ Quando apenas os homens são considerados, os resultados se aproximam mais daqueles encontrados por Barros *et alii* (1992) e Pero (1992), sendo que os coeficientes de correlação de ordem entre as hierarquias regionais dos diferenciais ficaram em torno de 0,64 (0,07). Esse resultado pouco se altera quando a amostra também é restringida para conter apenas os homens com menos de 12 anos de estudo. Entretanto, vale ressaltar que, em qualquer corte amostral utilizado, o coeficiente de correlação de ordem — da hierarquia dos diferenciais com as médias regionais dos anos de estudo — se mostrou negativo, embora em menor magnitude do que o observado a partir dos dados da Tabela 6.

²⁴ Quando o mesmo procedimento de estimação foi realizado para cada região separadamente, os resultados encontrados mostraram que, para Belém, Fortaleza, Recife e Belo Horizonte os diferenciais de salários, entre trabalhadores com e sem registro em carteira, foram mais elevados para as mulheres do que para os homens e significativos ao nível de 1%. Para Salvador, Rio de Janeiro e Porto Alegre, os diferenciais, embora também maiores para as mulheres, não se mostraram significativos ao nível de 5%. Por fim, para São Paulo e Curitiba, esses diferenciais foram maiores para os homens do que para as mulheres, embora não-significativos ao nível de 5%.

nas empresas. Por outro lado, um aumento na proporção de trabalhadores qualificados tenderia a aumentar a lucratividade relativa das grandes empresas e, assim, reduzir o tamanho do setor não-regulamentado.

A partir desta análise, o tamanho relativo do mercado de trabalho não-regulamentado não dependeria apenas da carga fiscal e da legislação trabalhista, mas também do perfil de qualificação da mão-de-obra da população de trabalhadores. Qualificação da mão-de-obra (ou atributo produtivo) é definido, neste estudo, como a capacidade que um trabalhador possui de exercer uma certa atividade. Assim, um trabalhador é considerado mais qualificado quanto mais atributos produtivos possuir.

Os trabalhadores mais qualificados, por poderem ocupar mais postos de trabalho, possuem menor probabilidade de se dirigirem aos postos de trabalho menos valorizados, geralmente associados ao setor não-regulamentado. Já o diferencial de salários entre trabalhadores com e sem registro em carteira seria maior para os mais qualificados do que para os menos qualificados. Outra conclusão seria que as regiões que possuem trabalhadores, em média, mais qualificados, possuiriam também um menor setor não-regulamentado e um menor diferencial de salários (regulamentado/não-regulamentado) para todos os grupos de trabalhadores.

Admitindo que a qualificação da mão-de-obra cresça com os anos de estudo e apresente a forma de um "U" invertido em relação à idade, estas proposições foram examinadas para as regiões metropolitanas brasileiras. Quanto aos anos de estudo, de fato, tanto a probabilidade de se obter um emprego regulamentado como os diferenciais de salários entre trabalhadores com e sem registro em carteira mostraram-se crescentes em relação aos anos de estudo.

Já em relação à idade, os resultados foram aderentes para o caso das probabilidades de se obter um emprego com registro em carteira, mas não para o caso dos diferenciais de salários. Apesar dos coeficientes da idade em relação aos diferenciais de salários apresentarem os sinais esperados, eles não foram significativos ao nível de 5%. Algumas evidências sugerem que tais diferenciais tendem, de início, a se reduzir com a idade, para só depois apresentar o padrão esperado de um "U" invertido. Isso pode estar indicando que a restrição imposta pela legislação do salário mínimo pode ser bastante significativa para o grupo de trabalhadores muito jovens.

Admitindo que a única característica relevante para diferenciar as regiões seja a distribuição dos atributos produtivos na população de trabalhadores, seria de se esperar que as regiões que possuíssem um "maior nível" de qualificação da mão-de-obra apresentassem também um mercado não-regulamentado relativamente menor e um menor diferencial de salários, entre trabalhadores com e sem registro em carteira, para trabalhadores igualmente produtivos. Como a distribuição etária não se apresentou muito diferente para as várias regiões, essa proposição foi verificada apenas para o nível educacional (média dos anos de estudo). A correlação de ordem, tanto para os diferenciais de salários como para a proporção de trabalhadores não-registrados, em relação à média dos anos de estudo da região, apresentou os sinais esperados, embora muito pequenos. Isso pode estar indicando que outros fatores importantes para explicar o comportamento do setor não-regulamentado, presentes nas diversas regiões, foram desconsiderados da análise.

Decompor as diferenças regionais, no tamanho do setor não-regulamentado, entre a parcela explicada por diferenças no perfil da população de trabalhadores e a parcela explicada por outros fatores, seria um procedimento desejado, mas que não pode ser levado a cabo, por não ser possível, com os dados utilizados, estimar o impacto da alteração nas probabilidades individuais quando a composição populacional é alterada.

Mantendo as probabilidades, para cada grupo de trabalhadores em cada região, e homogeneizando a população de todas as regiões para ser formada apenas por homens com sete anos de estudo e 31 anos de idade, foi possível observar, por exemplo, que a diferença na proporção de trabalhadores com registro em carteira entre Curitiba e Fortaleza cai de 22,0 para 11,73 pontos percentuais. Seria de se esperar que tal diferença se reduzisse ainda mais em virtude do efeito de tal homogeneização sobre as probabilidades individuais de se obter um emprego com registro em carteira. De qualquer modo, como essa diferença é ainda bastante significativa, isso pode vir a ser mais uma indicação de que fatores importantes para a determinação do tamanho relativo do setor não-regulamentado, presentes nas regiões, foram desconsiderados na análise.

Abstract

This paper investigates empirically the role of workers' skills in the determination of the wage gap between workers with formal or informal labor contracts, and of the incidence of informal labor contracts. It assumes the existence of labor market segmentation and analyzes the effect of the distribution of skills on the size of informal sector and wage gap among Brazilian metropolitan areas. It also analyzes the wage gap and the incidence of the informal labor contracts among heterogeneous groups of the workers.

Bibliografia

- BARROS, R. P. *et alii*. *Informal labor contracts: a solution or a problem?* Rio de Janeiro, 1992, mimeo.
- BARROS, R. P., PONTES, J. P., VARANDAS, S. Diferenciais de salários: questão metodológica. *Revista de Econometria*, v.7, n.2, 1988.
- BARROS, R. P., RODRIGUES, J., REIS, J.G.A. *Segmentação no mercado de trabalho: a carteira de trabalho na construção civil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1989, mimeo.
- BARROS, R. P., VARANDAS, S. *Uma avaliação do impacto da carteira de trabalho sobre as condições de trabalho e remuneração dos chefes de família na construção civil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1987, mimeo.
- CACCIAMALI, M. C. A expansão do mercado de trabalho não regulamentado e setor informal no Brasil. *Estudos Econômicos*, v.19, n. especial, 1989.

_____. *Características e evolução do mercado de trabalho não regulamentado na Grande São Paulo*. Trabalho apresentado no Seminário "Instituciones laborales frente a los cambios en América Latina". Santiago: IILS/Prealc, 24-27 maio 1993.

CACCIAMALI, M. C., FERNANDES, R. Distribuição dos trabalhadores e diferenciais de salários entre os mercados de trabalho regulamentado e não-regulamentado. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 1, 1993.

FERNANDES, R. *Qualificação da mão-de-obra e mercado de trabalho não-regulamentado*. São Paulo: USP/Departamento de Economia, 1995 (Tese de Doutorado).

PERO, V. L. A carteira de trabalho no mercado de trabalho metropolitano brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 22, n. 2, 1992.

(Originais recebidos em março de 1996. Revistos em setembro de 1996.)