

DETERMINAÇÃO DE SALÁRIOS NO BRASIL: DUALIDADE OU NÃO-LINEARIDADE NO RETORNO À EDUCAÇÃO?*

Rodrigo Reis Soares**

Gustavo Gonzaga***

Resumo

O objetivo deste artigo é testar empiricamente a existência de dualidade no mercado de trabalho brasileiro. O método de análise consiste em avaliar em que medida são observadas diferenças salariais entre trabalhadores que não são explicadas apenas por diferenças nos seus atributos produtivos. São analisados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) de 1988, através da metodologia proposta por Dickens & Lang (1985 e 1992), a qual determina endogenamente os setores duais a partir de um modelo de *switching-regressions*. Os resultados sugerem que parece não haver dualidade no mercado de trabalho brasileiro. Apesar do modelo dual explicar melhor os salários do que um modelo competitivo linear, o seu desempenho é inferior ao de um modelo competitivo com não-linearidades no retorno à educação. A evidência faz crer que a educação é o determinante básico do salário e do acesso aos bons postos de trabalho no Brasil.

Abstract

The objective of this paper is to test the existence of duality in the Brazilian labor market. The method of analysis is to evaluate to what extent one can observe wage differences among workers that are not explained by differences

*Os autores agradecem a Afonso Bevilaqua, Eduardo Rios Neto, Edward Amadeo, João Carlos Scanduzzi, José Márcio Camargo, Marcelo Jovita, Ricardo Paes de Barros, dois pareceristas anônimos e participantes do Workshop em Economia do Trabalho da PUC-Rio, pelos comentários e sugestões; ao Cedeplar/UFMG pelo acesso aos dados da PNAD; e ao CNPq pelo apoio financeiro. Obviamente, os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade.

**Departamento de Economia, Univ. de Chicago. E-mail: rrosoares@midway.uchicago.edu.

***Departamento de Economia, PUC-Rio. E-mail: gonzaga@econ.puc-rio.br.

in their productive skills. Data from the annual Brazilian household survey (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – IBGE) from 1988 are analyzed according to the methodology proposed by Dickens and Lang (1985 and 1992), that endogenously determines the dual sectors based on a switching-regression model. The results suggest that there is no duality in the Brazilian labor market. Although the dual model does a better job in explaining wages than a linear competitive model, its performance is inferior to a competitive model with non-linear returns to education. The evidence supports the idea that education is the main determinant of access to good jobs in Brazil.

Palavras-Chave: Duality, wage equations, switching regressions.

Código JEL: C25, J31 e J42.

1. Introdução.

A eficiência de políticas de emprego e de qualificação da mão-de-obra no combate à pobreza e à desigualdade de renda no Brasil está intimamente relacionada à correta identificação da natureza do funcionamento do mercado de trabalho. Se o mercado de trabalho é completamente flexível, o mais adequado é investir em educação e na redução dos custos de realocação do emprego, através de políticas de orientação, retreinamento e recolocação do trabalhador. Já no caso em que o mercado de trabalho não é flexível, educação e políticas de qualificação profissional não são suficientes para eliminar as diferenças de renda e de acesso aos bons postos de trabalho entre trabalhadores com características semelhantes. Nesse caso, o incentivo aos setores que geram bons empregos é fundamental, e medidas que atuam sobre a demanda por trabalho assumem grande importância.

Este artigo procura contribuir para a correta identificação da natureza do funcionamento do mercado de trabalho brasileiro. O método de análise consiste em avaliar em que medida são observadas diferenças salariais entre trabalhadores que não são explicadas apenas por diferenças nos seus atributos produtivos, como seria esperado se o mercado de trabalho fosse competitivo e, portanto, com-

pletamente flexível. Em outras palavras, é analisada a existência de segmentação e dualidade do mercado de trabalho no Brasil.

A existência de dualidade se refere à convivência de duas estruturas salariais distintas na economia, associadas a postos de trabalhos bons e ruins. Os bons postos de trabalho são caracterizados por altas perspectivas de ascensão profissional, retornos significativos à educação e à experiência, estabilidade do emprego e boas condições de trabalho. Os postos de trabalho ruins apresentam pequenas perspectivas de evolução no emprego, retorno reduzido à educação e à experiência, instabilidade do emprego e condições ruins de trabalho.

Para testar a existência de dualidade no mercado de trabalho brasileiro, utiliza-se a metodologia proposta por Dickens & Lang (1985), baseada num modelo de *switching-regressions* que determina endogenamente os setores duais. Os resultados sugerem que parece não haver dualidade no mercado de trabalho brasileiro. Apesar do modelo dual explicar melhor os salários do que um modelo competitivo linear, o seu desempenho é inferior ao de um modelo competitivo com não-linearidades no retorno à educação. A evidência faz crer que a educação é o determinante básico do salário e do acesso aos bons postos de trabalho no Brasil.

O trabalho está organizado em três seções, além da introdução e da conclusão. A seção 2 revê a literatura sobre segmentação e dualidade; a seção 3 descreve os dados e a metodologia utilizada; e a seção 4 apresenta os resultados.

2. Segmentação e Dualidade no Mercado de Trabalho.

Segmentação do mercado de trabalho pode ser caracterizada genericamente como uma situação na qual trabalhadores igualmente qualificados recebem salários diferentes. A origem deste conceito remonta a Adam Smith e John Stuart Mill e seu desenvolvimento contou com contribuições das mais diversas escolas econômicas (ver Cain, 1976). Apesar disso, o conceito de segmentação só ganhou notoriedade acadêmica na década de 70, com o estudo de Doeringer

& Piore (1971), no qual são apresentadas as hipóteses fundamentais das teorias dos mercados internos de trabalho e de dualidade.

Em linhas gerais, Doeringer & Piore argumentam que há dois tipos de postos de trabalho numa economia: i) aqueles com uma carreira pré-estabelecida, diferentes níveis hierárquicos e mecanismos de promoção, classificados como pertencentes ao setor primário da economia; e ii) os postos que não oferecem praticamente possibilidade alguma de evolução profissional, que caracterizam o setor secundário da economia.

De acordo com esta teoria, certas firmas, em conseqüência, por exemplo, de aspectos tecnológicos de suas funções de produção, que exigem treinamento específico dos trabalhadores ou habilidades que só podem ser observadas no exercício de determinadas funções, governam grande parte de suas relações trabalhistas de acordo com um conjunto formal de regras que estabelece os salários de cada posto de trabalho, a estrutura hierárquica da empresa, as regras de contratação de novos empregados e o sistema de promoções e treinamento (ver Taubman & Watcher, 1986).

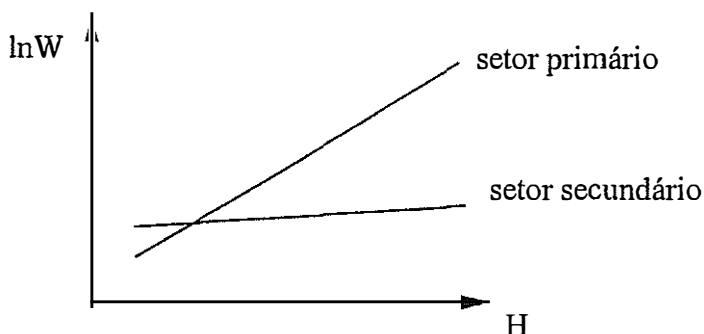
Nos empregos do setor primário, novos trabalhadores só são contratados para ocupar determinados cargos, desenhados especificamente com esse objetivo, a partir dos quais podem evoluir dentro da estrutura organizacional da empresa. O esquema de contratação e promoção isola a determinação de salários nos postos de trabalho hierarquicamente superiores das pressões do ambiente econômico externo, já que os candidatos internos não sofrem a concorrência direta de potenciais interessados de fora da firma. Em decorrência, a firma também ganha poder de barganha, pois as oportunidades internas que têm seus empregados são significativamente melhores do que as alternativas externas. Obviamente, para que a oportunidade interna dos empregados seja realmente melhor do que a externa, seu salário deve ser maior do que o de equilíbrio, o que abre espaço para a existência de desemprego involuntário.

Dentro dessa lógica, a distinção básica entre os setores primário

e secundário se dá pelo processo de determinação de salários. Postos de trabalho secundários, por fatores tecnológicos ou institucionais, não remuneram atributos produtivos tais como experiência (*on-the-job training*) e educação – medidas de capital humano em geral – do mesmo modo que postos primários. Como o processo produtivo nesse setor é tecnicamente primitivo e não exige relações pessoais estáveis e treinamento, não existe incentivo ao estabelecimento de um compromisso de prazo mais longo entre empregador e empregado. Conseqüentemente, a rotatividade é muito maior e as condições de trabalho são piores. De um modo geral, note que esta dualidade não está necessariamente associada a características observáveis dos postos de trabalho, como o ramo de atividade econômica e a carteira de trabalho assinada, podendo até mesmo coexistir dentro de uma mesma firma.

Supondo que todas as medidas de capital humano possam ser concentradas em uma única variável (H), um mercado de trabalho dual é caracterizado por duas curvas de salário, uma das quais representa o setor primário e apresenta retorno à variável de capital humano significativamente superior a outra (ver gráfico 1).

Gráfico 1



A existência de racionamento dos postos de trabalho no setor primário é outra característica marcante da hipótese de segmentação do mercado em uma estrutura dual. Isto decorre da própria natureza não competitiva da determinação de salários neste setor. Nem todos os trabalhadores que tentam se empregar no setor primário conseguem obter um emprego. Não há um atributo produtivo ou característica pessoal que assegure um emprego primário. Nas palavras de Acemoglu (1996), "se um trabalhador consegue um emprego bom/ruim parece ser parcialmente uma questão de sorte". Existem restrições à entrada no setor primário e trabalhadores rigorosamente idênticos podem estar empregados em setores diferentes por mero acaso.

Finalmente, na teoria dual existe a idéia de que a vinculação de um trabalhador a um setor específico condiciona seus hábitos ao padrão de comportamento daquele setor, fazendo com que trabalhadores primários desempregados nem sempre procurem emprego no setor secundário e trabalhadores secundários tenham uma menor probabilidade de sucesso na procura de um emprego no setor primário.¹

Um renovado interesse pela teoria da dualidade surgiu em meados da década de 80, com uma onda de artigos que visavam formalizar algumas de suas idéias básicas.² No caso do Brasil, os mais diversos tópicos têm sido recentemente tratados, supondo-se, implícita ou explicitamente, a existência de uma estrutura segmentada, ainda que de uma forma não exatamente correspondente ao conceito de dualidade proposto por Doeringer & Piore (1971). Assuntos tão distintos quanto abertura comercial, regulamentação das relações de trabalho,

¹ Os empregos no setor secundário estariam associados a horários de trabalho mais flexíveis, menor cobrança de frequência, menores níveis de dedicação e esforço, tornando o perfil do trabalhador pouco adequado aos postos de trabalho do setor primário. Pero e Urani (1994) apresentam evidência nesse sentido para o Brasil, com base em uma análise de segmentação a partir da classificação com carteira-sem carteira.

² O renascimento da teoria de segmentação foi consideravelmente influenciado pelo advento dos modelos de desemprego involuntário de equilíbrio, como os de barganha salarial, salário-eficiência, *rent-seeking* e *insider-outsider* (ver Dickens & Lang, 1988).

efeitos distributivos de planos de estabilização têm sido estudados a partir da hipótese de segmentação, mesmo que concebida de diferentes formas em cada um dos casos.³

Apesar de quase sempre apresentarem evidências em favor da hipótese de segmentação, todos os estudos empíricos sobre o Brasil compartilham dos problemas apontados em Dickens & Lang (1992). Em primeiro lugar, a metodologia destes trabalhos adota conceitos de segmentação a partir de valores críticos da variável salário ou de características do posto de trabalho contidas na amostra, como por exemplo, setores econômicos ou existência de carteira de trabalho assinada. Esta prática introduz problemas de viés de seleção de amostra nos testes de segmentação. Em segundo lugar, apesar de relacionadas à segmentação, nenhuma dessas evidências diz respeito ao conceito de dualidade exposto acima. A próxima seção descreve a metodologia utilizada neste artigo, a qual é capaz de testar a existência de diferentes estruturas de remuneração na economia sem defini-las *a priori*.

3. Um Teste para a Dualidade no Mercado de Trabalho Brasileiro.

3.1. Metodologia.

A metodologia adotada foi proposta originalmente por Dickens & Lang (1985). Sua vantagem principal é a de determinar endogenamente os setores primário e secundário a partir das próprias características individuais dos trabalhadores. O método permite assim o mapeamento do mercado de trabalho, determinando a composição de seus diversos subconjuntos nos postos primários e secundários.

Considere o seguinte modelo do mercado de trabalho, com dois setores e vinculação do trabalhador i a um dado setor como função

³ Amadeo (1995), Andrade (1994), Barros & Mendonça (1995), Barros, Machado & Mendonça (1997), Camargo & Ramos (1988), Fernandes (1996), Pero e Urani (1994), Pinheiro & Ramos (1994), Reis e Barros (1991) e Scandiuzzi (1997) são exemplos de estudos relacionados à segmentação no Brasil.

de suas características:

$$\ln W_i = X_i \cdot \beta_p + \varepsilon_{pi}, \quad (1)$$

$$\ln W_i = X_i \cdot \beta_s + \varepsilon_{si}, \quad (2)$$

$$y_i^* = Z_i \cdot \Gamma + \varepsilon_{wi}; \quad (3)$$

onde W_i é o salário horário; X_i e Z_i são vetores de variáveis independentes; β_p , β_s e Γ são vetores de parâmetros; ε_p , ε_s e ε_w são erros aleatórios, normalmente distribuídos, com variâncias iguais a σ_{pp} , σ_{ss} e σ_{ww} , respectivamente, e covariâncias nulas;⁴ e y^* é uma variável latente (não observável). O vetor X_i inclui variáveis tradicionalmente associadas à determinação de salários, como atributos produtivos (educação, experiência, etc.) e outras características pessoais que afetam de algum modo o funcionamento do mercado de trabalho (como região de moradia e cor, por exemplo). Z_i , por sua vez, inclui variáveis que afetam a probabilidade de emprego primário do indivíduo e que, a princípio, podem estar incluídas em X_i ou não.

As equações (1) e (2) são as equações de salário dos setores primário e secundário, respectivamente, e a equação (3) é a equação de transição, que determina o setor de emprego do indivíduo. Se $y^* > 0$, o trabalhador tem um emprego primário e vale a equação de salários (1); caso contrário, o trabalhador tem um emprego secundário e vale a equação (2).

A estimação deste modelo equivale a ajustar da melhor forma possível duas curvas de salário distintas – equações (1) e (2) – sem que se informe *a priori* quais observações estão em qual curva. A equação (3) determina como se dá a vinculação dos trabalhadores aos

⁴ As hipóteses de covariância nula e normalidade dos resíduos não são inócuas. A covariância nula não é irrelevante do ponto de vista teórico e significa, economicamente, que a habilidade específica de um determinado indivíduo para o emprego primário não tem nenhuma relação com a sua habilidade para o emprego secundário e que a probabilidade de que ele tenha um emprego primário não é afetada pela sua habilidade em nenhum dos dois setores; apesar de defensável teoricamente, a adoção dessa hipótese se deve principalmente aos problemas computacionais enfrentados na estimação do modelo. A hipótese de normalidade, por sua vez, não é trivial, uma vez que os parâmetros do modelo estimado são sensíveis à escolha da distribuição.

diferentes setores, indicando as variáveis que afetam a probabilidade de que o trabalhador esteja no setor primário.

Supondo-se uma distribuição específica para os erros, pode-se estimar, através do método de máxima verossimilhança, os parâmetros do sistema composto por (1), (2) e (3), de forma a ajustar duas curvas de salário às observações disponíveis. A função de verossimilhança do modelo é construída da seguinte forma. De (3), sabe-se que se o trabalhador está no setor primário, $\varepsilon_{wi} > -Z_i \cdot \Gamma$. Desta forma, a probabilidade de que um dado trabalhador esteja no setor primário pode ser escrita como $Pr(\varepsilon_{wi} > -Z_i \cdot \Gamma)$. Além disso, dado que o trabalhador está num determinado setor, a função de verossimilhança de sua equação de salário é simplesmente $f(\varepsilon_{ji})$, onde $f(\cdot)$ é a função de densidade dos erros ε_{si} e ε_{pi} , e j é o setor ao qual o indivíduo está vinculado. Logo, a função de verossimilhança é dada por:

$$\prod_{i=1}^N \{Pr(\varepsilon_{wi} > -Z_i \cdot \Gamma) \cdot f(\varepsilon_{pi}) + Pr(\varepsilon_{wi} \leq -Z_i \cdot \Gamma) \cdot f(\varepsilon_{si})\}. \quad (4)$$

Levando-se em consideração a normalidade dos erros e a covariância nula entre ε_{si} , ε_{pi} e ε_{wi} , o logaritmo da função de verossimilhança se torna:

$$\sum_{i=1}^N \ln \left\{ [1 - \Phi(-Z_i \cdot \Gamma, \sigma_{ww})] \cdot \phi(\varepsilon_{pi}, \sigma_{pp}) + \Phi(-Z_i \cdot \Gamma, \sigma_{ww}) \cdot \phi(\varepsilon_{si}, \sigma_{ss}) \right\}, \quad (5)$$

onde $\Phi(\cdot)$ e $\phi(\cdot)$ são, respectivamente, as funções de distribuição e de densidade da distribuição normal.

A maximização de (5) em relação a β_p , β_s , Γ , σ_{ss} e σ_{pp} leva a estimadores dos parâmetros do modelo composto pelas equações (1), (2) e (3), e permite que se teste as hipóteses da teoria da segmentação

relativas ao comportamento dos setores primário e secundário.⁵ Note que o modelo competitivo (de um único setor) pode ser representado como uma versão restrita do modelo dual, na qual todos os indivíduos estão empregados no mesmo setor. O teste da razão de verossimilhança, portanto, permite examinar a hipótese de que o modelo dual explica o comportamento do mercado de trabalho de maneira significativamente superior ao modelo de um setor.

Como discutido na seção 2, o conceito de dualidade envolve também o racionamento de postos de trabalho primários. Dickens & Lang (1985) propõem um teste para a hipótese de racionamento de postos de trabalho primários que é descrito em uma versão levemente modificada no apêndice I. O teste é baseado na comparação do coeficiente dos atributos produtivos do indivíduo na equação de transição com a diferença entre os coeficientes das mesmas variáveis nas equações de salário dos setores primário e secundário.⁶ Finalmente, com base nos coeficientes estimados, é possível determinar a probabilidade média de emprego no setor primário de qualquer grupo de trabalhadores.⁷

⁵ Como a equação de transição só entra na função de verossimilhança na forma de probabilidade, é impossível identificar todos os seus parâmetros (os coeficientes e o desvio padrão só são identificáveis até uma constante de proporcionalidade). Infinitos conjuntos de valores dos parâmetros levam ao mesmo valor da função de verossimilhança. Desta forma, normaliza-se o valor de σ_{ww} para 1 no momento da estimação.

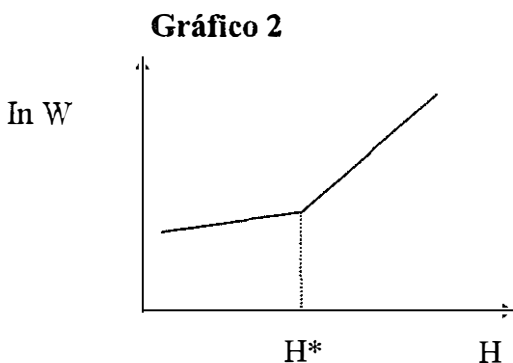
⁶ Intuitivamente, se os indivíduos são livres para escolher o setor no qual estão empregados, espera-se que quanto maior for o retorno a uma determinada característica pessoal no setor primário (em relação ao retorno no setor secundário), maior será a probabilidade de que um dado indivíduo com essa característica esteja efetivamente empregado no setor primário. Se o diferencial de retorno entre os dois setores é o único fator que afeta a decisão do indivíduo quanto ao seu vínculo setorial, o coeficiente das características pessoais na equação de transição não deve ser significativamente distinto da diferença entre os coeficientes das mesmas variáveis nas equações de salário dos dois setores.

⁷ A probabilidade P de emprego primário para um dado trabalhador i , condicionada ao seu salário observado e às suas características pessoais, é calculada a partir da regra de Bayes:

$$P = \frac{Pr(\epsilon_{wi} > -Z_i \cdot \Gamma | X_i, Z_i, W_i) \cdot f(\epsilon_{pi} | X_i, Z_i, W_i)}{Pr(\epsilon_{wi} > -Z_i \cdot \Gamma | X_i, Z_i, W_i) \cdot f(\epsilon_{pi} | X_i, Z_i, W_i) + Pr(\epsilon_{wi} \leq -Z_i \cdot \Gamma | X_i, Z_i, W_i) \cdot f(\epsilon_{si} | X_i, Z_i, W_i)}$$

$$= \frac{[1 - \Phi(-Z_i \cdot \Gamma | X_i, Z_i, W_i)] \cdot \phi(\epsilon_{pi} | X_i, Z_i, W_i)}{[1 - \Phi(-Z_i \cdot \Gamma | X_i, Z_i, W_i)] \cdot \phi(\epsilon_{pi} | X_i, Z_i, W_i) + \Phi(-Z_i \cdot \Gamma | X_i, Z_i, W_i) \cdot \phi(\epsilon_{si} | X_i, Z_i, W_i)}$$

Heckman&Hotz(1986) mostram que a estimação linear do modelo de dois setores, pela metodologia proposta por Dickens&Lang(1985), pode viesar o teste no sentido de rejeitar o modelo de um setor em favor do modelo dual, no caso em que há não-linearidade do retorno aos atributos produtivos. Uma forma de avaliar se a eventual rejeição do modelo uni-setorial decorre de uma não-linearidade é a partir da análise das probabilidades de emprego primário endogenamente calculadas pelo modelo. Supondo que as variáveis de capital humano podem ser sintetizadas em uma única medida (H), a idéia é que, se existe não-linearidade no retorno a H , a curva de salário da economia se comporta, por exemplo, como a apresentada no Gráfico 2.



Neste caso, a probabilidade de emprego primário de todos os trabalhadores com $H < H^*$ é praticamente igual a 0 e a de todos os trabalhadores com $H > H^*$ é praticamente igual a 1. Nenhum grupo significativo de trabalhadores apresenta uma probabilidade consideravelmente distante de 0 e 1. Desta forma, o mapeamento dos setores primário e secundário para os diferentes subconjuntos de trabalhado-

onde ϵ_{ji} , condicionado a X_i , Z_i e W_i , é estimado por $\ln W_i - X_i \cdot \hat{\beta}_j$, com $j=p,s$. A média dessas probabilidades para um determinado grupo fornece a porcentagem de empregos primários do grupo.

res permite verificar se existem evidências de que os setores estimados refletem a existência de uma não-linearidade no retorno aos atributos produtivos. Na realidade, vale ressaltar que esta evidência é uma condição suficiente, mas não necessária, para que o modelo estimado corresponda a uma estrutura não-linear e não a um mercado dual. Se a não-linearidade for suficientemente complexa, as probabilidades de emprego primário podem ser diferentes de 0 e 1 para todos os valores de todas as variáveis explicativas e, ainda assim, pode não existir dualidade.

Em síntese, a metodologia proposta, mesmo com as limitações discutidas, é capaz de: i) estimar um modelo de dois setores (primário e secundário); ii) testar se este modelo explica a distribuição salarial observada melhor do que o modelo de um setor; iii) testar se existe racionamento de postos de trabalho primários; iv) identificar a composição dos diversos subconjuntos do mercado de trabalho nos setores primário e secundário.

3.2. Descrição dos dados.

A estimação do modelo proposto na seção 3.1 exige uma base que contenha dados individuais de salário horário, nível de qualificação, características pessoais e, na medida do possível, o maior número de informações relativas à inserção do indivíduo no mercado de trabalho (setor de atividade, posse de carteira de trabalho, etc.). Em função disso, optou-se pela utilização da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 1988, que apresenta dados extraordinários relativos à filiação do trabalhador a sindicatos ou associações de classe e ao seu tempo no mercado de trabalho.⁸

⁸ A princípio, como os dados da PNAD se referem a um único mês, os diferenciais nos mecanismos de reajustes salariais entre os diferentes grupos de trabalhadores em momentos de alta inflação poderiam introduzir viés na estimação. No entanto, Barros & Mendonça (1995) mostram que a distribuição de salários entre os ramos de atividade na Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE), que contém dados relativos a rendimentos no decorrer de todo o ano, não é muito sensível ao mês de análise.

Para que o modelo pudesse ser estimado com um grupo relativamente homogêneo de observações, a amostra foi restrita a homens, chefes de família, entre 18 e 65 anos, que haviam trabalhado como empregados na última semana (com rendimentos diferentes de zero), que não estavam ocupados na agricultura nem na administração pública, e para os quais existem informações relativas a número de anos de estudo, posição na ocupação (com ou sem carteira assinada), cor, ramo de atividade, sindicalização ou associação a alguma entidade de empregados, número de empregos, nível de instrução dos pais e posição no primeiro trabalho.⁹

A opção por uma amostra composta apenas por homens se deve à natureza de muitos empregos tipicamente femininos, que torna difícil sua classificação dentro da estrutura teórica dual. Dickens & Lang (1992) argumentam que a maioria dos chamados postos de trabalho *pink-collars* apresenta algumas características primárias (estabilidade, boas condições de trabalho e estreita relação pessoal) e outras secundárias (impossibilidade de ascensão profissional). O uso de chefes de família, por sua vez, assegura que os empregos secundários identificados na amostra não são ocupados somente por indivíduos com participação temporária no mercado de trabalho ou com empregos de tempo parcial. Pelo mesmo raciocínio, como os chefes de família são a base do sustento familiar, seu período de procura de empregos com características específicas desejáveis não pode ser longo e, portanto, eles são mais sujeitos ao emprego secundário do que os outros trabalhadores de tempo integral. A eliminação dos indivíduos ocupados na agricultura e na administração pública decorre da natureza completamente distinta do emprego dentro destes setores. Finalmente, a restrição ao grupo de empregados, excluindo-se os trabalhadores não remunerados, por conta-própria e os empre-

⁹De forma a evitar problemas de sub-representação na amostra de universitários e aposentados, todas as etapas do modelo foram reestimadas usando somente os indivíduos entre 25 e 55 anos de idade. Os resultados não se alteraram significativamente, permanecendo todas as conclusões qualitativas da análise fundamentalmente inalteradas. Os autores colocam estes resultados à disposição dos leitores interessados.

Determinação de Salários no Brasil

gadores, é determinada pela própria natureza da teoria dual, que diz respeito a carreiras e estruturas hierárquicas pré-estabelecidas dentro de firmas.

A partir dos critérios de seleção enumerados acima, obtém-se uma amostra de 16.007 observações, caracterizada pelas estatísticas apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1:
Caracterização da Amostra – PNAD 1988

Número de Observações: 16007

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Salário Horário-SALHOR	2316	3816	21	119048
Indústria de Transformação-TRANSF	0.33	0.47	0	1
Indústria de Construção-CONST	0.14	0.35	0	1
Outras Atividades Industriais-ATIVIND	0.06	0.24	0	1
Comércio de Mercadorias-COM	0.13	0.33	0	1
Prestação de Serviços-SERV	0.11	0.31	0	1
Serviços Aux.Da Ativ.Econ.-SERVAUX	0.04	0.20	0	1
Transporte e Comunicação-TRANSPCO	0.10	0.31	0	1
Social-SOCIAL	0.08	0.28	0	1
Idade-IDADE	37.00	10.23	18	65
Anos de Estudo-ANOEST	5.93	4.17	0	14
Tempo de Trabalho-TEMPTRAB	23.55	11.23	0	59
Urbano-URB	0.92	0.28	0	1
Branco-BRANCO	0.57	0.50	0	1
Sem Carteira-SC	0.18	0.39	0	1
Com Carteira-CC	0.82	0.39	0	1
Grau de Instrução do Pai-INSTPAI	2.58	1.54	1	7
Grau de Instrução da Mãe-INSTMAE	2.40	1.47	1	7
Iniciou Empregado-IEMP	0.67	0.47	0	1
Iniciou Conta-Própria-ICP	0.07	0.25	0	1
Iniciou Empregador-IEMPDOR	0.001	0.03	0	1
Iniciou Não Remunerado-INAOREM	0.26	0.44	0	1
Associado a Entid.de Emp.-ASSOC	0.12	0.33	0	1
Sindicalizado-SINDIC	0.28	0.45	0	1
Possui Mais de Um Trabalho-VTRAABS	0.06	0.23	0	1

Note que: i) as variáveis relativas a situações nas quais o trabalhador pode estar incluído (emprego em determinado ramo de atividade, posse de carteira de trabalho, sindicalização, etc.) são *dummies* que assumem o valor 1 quando o trabalhador se enquadra no grupo em questão e 0 em caso contrário; assim, seus valores médios representam, na verdade, a proporção da amostra composta pelos diferentes grupos; ii) o salário horário é definido como a razão entre o rendimento mensal em moeda corrente (cruzado) na ocupação principal e o número de horas normalmente trabalhadas em uma semana; portanto, deve ser dividido por 4 para que se tenha uma medida aproximada de seu salário horário efetivo; iii) anos de estudo não é uma variável que cobre individualmente todos os níveis de educação: o valor 0 corresponde a menos de 1 ano de estudo, 1 a 1 ano de estudo, 2 a 2 anos de estudo, e assim por diante, até o valor 10, que corresponde ao intervalo de 9 a 11 anos de estudo, e o valor 14, que se refere a 12 ou mais anos de estudo; iv) o grau de instrução dos pais varia de 1 a 7, dizendo respeito à seguinte classificação: 1- não alfabetizado, 2- alfabetizado, 3- elementar incompleto, 4- elementar completo, 5- médio primeiro ciclo, 6- médio segundo ciclo e 7- superior; v) tempo de trabalho é definido como a diferença entre a idade do indivíduo e a idade que ele tinha quando teve seu primeiro emprego; apesar de desconsiderar saídas temporárias dos indivíduos da força de trabalho, esta medida corresponde a uma boa *proxy* para experiência não específica no mercado de trabalho.

Com base na descrição das variáveis, é possível caracterizar o trabalhador típico da amostra: ele tem 37 anos, aproximadamente 6 anos de estudo, trabalha há 23 anos, seus pais são apenas alfabetizados, tem carteira de trabalho assinada, mora em área urbana, tem um único trabalho e não pertence a nenhuma associação de empregados ou sindicato.

4. Análise dos Resultados.

A escolha das variáveis utilizadas na estimação do modelo dual

descrito na seção 3.1 baseou-se, fundamentalmente, nas equações apresentadas em Dickens & Lang (1985) e nas especificações tradicionais de curvas de salário para o Brasil. Optou-se ainda por trabalhar com um sistema tão simples quanto possível, de modo a minorar os problemas de convergência típicos das estimações de modelos dessa espécie através de métodos de máxima verossimilhança. Sendo assim, foram estimadas as seguintes equações:

$$\ln \text{SALHOR}_p = P_0 + P_1 \cdot \text{ANOEST} + P_2 \cdot \text{URB} + P_3 \cdot \text{BRANCO} + P_4 \cdot \text{TEMPTRAB} + e_p, \quad (4)$$

$$\ln \text{SALHOR}_s = S_0 + S_1 \cdot \text{ANOEST} + S_2 \cdot \text{URB} + S_3 \cdot \text{BRANCO} + S_4 \cdot \text{TEMPTRAB} + e_s, \quad (5)$$

$$y^* = Z_0 + Z_1 \cdot \text{ANOEST} + Z_2 \cdot \text{URB} + Z_3 \cdot \text{BRANCO} + e_z; \quad (6)$$

onde os P 's, S 's e Z 's são os coeficientes, respectivamente, das equações de salário dos setores primário e secundário e da equação de transição; os e 's são, por hipótese, erros independentes e normalmente distribuídos. Anos de estudo (ANOEST) e tempo de trabalho (TEMPTRAB) são *proxies* naturais para as duas mais importantes variáveis de capital humano – educação e experiência no trabalho – e, por isso, são incluídas em ambas as equações de salário (SALHOR). Os controles relativos a cor (BRANCO) e local de residência (URB) aparecem quase sempre nas especificações de equações de salário para o Brasil (ver, por exemplo, Lam & Schoeni, 1993). Como fatores que afetam a probabilidade de emprego primário do indivíduo foram consideradas as mesmas variáveis que afetam seu salário (como em Dickens & Lang, 1985 e 1992), à exceção do termo em TEMPTRAB, que desaparece dessa equação na derivação do teste de racionamento (ver apêndice 1).

Os resultados da estimação são apresentados na Tabela 2.¹⁰

¹⁰Valores iniciais para os desvios-padrão das equações de salário foram escolhidos através do método de Berndt-Hall-Hausman e para os coeficientes através do método de Davidson-Fletcher-Powell. O método de Newton-Raphson levou ao valor final dos estimadores. Para uma boa discussão sobre os diversos métodos numéricos de convergência, ver Goldfeld & Quandt (1972) ou Harvey (1990).

Tabela 2
Modelo Dual Estimado

Variável Dependente: Logaritmo do Salário Horário

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t
<i>Equação de Salário do Setor Secundário</i>			
Constante	6,007	.028	215.51
Anos de Estudo	.118	.003	35.63
Urbano	.122	.021	5.92
Branco	.205	.013	15.21
Tempo de Trabalho	.007	.001	12.07
Desvio Padrão	.682	.005	151.40
<i>Equação de Salário do Setor Primário</i>			
Constante	4.601	.095	48.26
Anos de Estudo	.234	.005	43.95
Urbano	.191	.072	2.65
Branco	.303	.025	11.93
Tempo de Trabalho	.018	.001	16.33
Desvio Padrão	.806	.008	98.20
<i>Equação de Transição</i>			
Constante	-23.511	10.695	-2.20
Anos de Estudo	2.588	1.219	2.12
Urbano	1.851	1.376	1.35
Branco	2.328	1.123	2.07
Desvio Padrão*	1	-	-

Log da Função de Verossimilhança=-17460.7

Obs.: *Normalizado para 1.

Todos os parâmetros estimados são estatisticamente significantes a níveis de significância convencionais e têm o sinal esperado. A probabilidade de emprego primário do indivíduo varia positivamente com seu número de anos de estudo, e é maior para trabalhadores brancos e que residem em área urbana.

A equação estimada para o setor secundário tem uma inclinação significativamente diferente de zero e de magnitude considerável em todos os parâmetros, a não ser no relativo ao tempo de trabalho. Cada unidade adicional no valor da variável anos de estudo acarreta um aumento de aproximadamente 12% na renda do trabalhador secundário, adicional este praticamente igual ao relacionado à

residência em área urbana; ainda neste setor, trabalhadores brancos ganham em média 20% a mais que trabalhadores não brancos e anos adicionais de trabalho não aumentam em praticamente nada o salário dos trabalhadores.

No setor primário, os coeficientes em todas as variáveis explicativas têm os mesmos sinais estimados para a equação de salário secundária, mas suas magnitudes são bem maiores. Trabalhadores brancos e que habitam em áreas urbanas têm vantagem salarial maior quando empregados no setor primário. A evidência sugere ainda a existência de um maior retorno à experiência no setor primário (1,8% por ano adicional de trabalho) em relação ao setor secundário (0,7% por ano adicional de trabalho).

A relação entre os coeficientes em anos de estudo nas equações de salário primária e secundária também é plenamente compatível com a teoria da dualidade. O retorno à educação no setor primário é praticamente duas vezes maior do que o do setor secundário. Isto ocorre devido às próprias características produtivas do setor primário, mais desenvolvido tecnologicamente e mais intensivo em capital humano.

A estrutura descrita pelo modelo estimado é, assim, a de um mercado de trabalho no qual podem ser identificados dois setores, um com retorno expressivo à experiência e à educação e onde o preconceito e os ganhos associados à habitação em área urbana são maiores; e outro sem retorno à experiência no trabalho e com retorno menos expressivo à educação. Este resultado é, de modo geral, análogo ao obtido para o Chile por Basch & Paredes-Molina (1996), e consideravelmente distinto dos relativos aos Estados Unidos (Dickens & Lang, 1985 e 1992). As evidências dos estudos internacionais são sintetizadas na Tabela 3.

Tabela 3
Resultados de Estudos Internacionais

Variável Dependente: Logaritmo do Salário Horário

Variável	Chile 1988	E.U.A. 1980	E.U.A. * 1983
<i>Equação de Salário do Setor Secundário</i>			
Constante	3.35 (24.10)	1.320 (0.396)	1.146 (10.71)
Anos de Estudo	0.08 (6.50)	-0.003 (-0.041)	0.005 (0.83)
Urbano	-	0.197 (0.154)	-0.33 (-11.00)
Nunca se Casou	-	-0.244 (-0.421)	0.397 (8.27)
Branco	-	-0.192 (-0.070)	-0.321 (-7.13)
Tempo de Trabalho	0.05 (6.64)	0.001 (0.500)	-0.025 (-5.00)
Tem.Trab.ao Quad.	-0.006 (-5.80)	-	0.066 (6.60)
Tem.Trab. X Anos Est.	-0.001 (-3.20)	-	-
<i>Equação de Salário do Setor Primário</i>			
Constante	2.66 (7.25)	0.996 (3.353)	0.720 (8.37)
Anos de Estudo	0.20 (8.60)	0.067 (13.40)	0.077 (77.00)
Urbano	-	0.112 (1.87)	0.078 (4.33)
Nunca se Casou	-	-0.261 (-4.74)	-0.057 (-2.11)
Branco	-	0.008 (0.048)	0.127 (5.52)
Tempo de Trabalho	0.07 (3.54)	0.013 (13.00)	0.030 (15.00)
Tem.Trab.ao Quad.	-0.006 (-2.27)	-	-0.041 (-8.20)
Tem.Trab.x Anos Est.	-0.002 (-1.93)	-	-
<i>Equação de Transição</i>			
Constante	-1.5 (-1.17)	-0.006 (0.010)	-0.315 (-2.30)
Anos de Estudo	0.14 (3.33)	0.02 (0.065)	0.018 (2.57)
Não Comercializável	-0.54 (-1.11)	-	-
Exportável	-0.76 (-0.33)	-	-
Substituto de Import.	-0.21 (-0.42)	-	-
Urbano	-	0.361 (2.285)	0.445 (12.7)
Nunca se Casou	-	-0.157 (0.44)	-0.577 (96.17)
Branco	-	0.796 (2.427)	0.515 (9.53)
Não Ligado à Produção	0.75 (1.08)	-	-
Ligado à Produção.	-1.81 (-2.43)	-	-

Nota: Estatísticas *t* entre parênteses.

Obs.: * A Equação de transição para os Estados Unidos 1983 também inclui termos em Temp. Trab. e Temp. Trab. ao Quadrado.

Fontes: Chile 1988: Bash & Paredes Molina (1996); E.U.A. 1980: Dickens & Lang (1985); E.U.A. 1983: Dickens & Lang (1992).

Os coeficientes de ambas as equações de salário para o Chile são significantes, mas têm valores sistematicamente maiores para o setor primário. No caso dos Estados Unidos para o ano de 1980, nenhum dos coeficientes secundários é significativo e, para 1983, os coeficientes secundários têm sinais contrários aos coeficientes do setor primário. As curvas estimadas pelo modelo dual para os Estados Unidos parecem, na verdade, dizer respeito a estruturas com diferenças muito mais radicais do que aquelas representadas pelas curvas estimadas para o Brasil e para o Chile. A coincidência dos resultados para os países em desenvolvimento e sua marcada diferença em relação aos resultados para os Estados Unidos sugerem que talvez esta questão esteja associada aos diferenciais de disponibilidade de oferta de trabalho qualificada nos diferentes países. No caso dos países em desenvolvimento, que têm uma escassez relativa de mão-de-obra com qualificação básica, há um retorno significativo à educação mesmo no setor secundário. Já nos países desenvolvidos, onde praticamente toda a força de trabalho possui um nível mínimo de qualificação, os empregos ruins não apresentam retornos tão significativos à educação.

De forma a analisar se este modelo explica o funcionamento do mercado brasileiro de forma significativamente melhor do que o modelo competitivo (uni-setorial) linear, foi estimada uma única equação de salário, tendo como variáveis explicativas os mesmos regressores utilizados no modelo dual. Os resultados da estimação são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4
Modelo competitivo (uni-setorial) linear

Variável dependente: logaritmo do salário horário

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	<i>t</i>
Constante	5.752	.026	223.26
Anos de Estudo	.154	.002	101.17
Urbano	.105	.021	4.94
Branco	.223	.012	18.49
Tempo de Trabalho	.012	.001	22.39

Desv.Pad.Var.Depend.=.985	$R^2=.441$;
Soma Quad.Resíduos=8680.980	R^2 Ajustado=.440
Variância dos Resíduos=.542	F (zero slopes)=3151.400
Erro Pad.Regressão=.7365	Log da função de Veross.= -17815.7.

Como o modelo de um setor é uma versão restrita do modelo dual, podemos testar a hipótese nula de que o modelo uni-setorial explica melhor o funcionamento do mercado de trabalho brasileiro contra a alternativa de que o modelo dual é o mais adequado através de um teste de razão de verossimilhança.¹¹ No presente contexto, o valor crítico ao nível de significância de 1% é 23.21 (10 graus de liberdade), bem inferior a duas vezes a diferença entre o logaritmo da função de verossimilhança do modelo irrestrito e o do modelo restrito (709.94).

Como já discutido, o conceito de dualidade envolve também a existência de racionamento de postos no setor primário. O teste

¹¹ O problema neste procedimento é que, quando se impõe as devidas restrições sobre o modelo de dois setores, vários parâmetros não são identificados, o que impossibilita o cálculo exato do número de graus de liberdade da distribuição da estatística de teste. Apesar disso, Goldfeld & Quandt (1976) sugerem, a partir de testes de Monte Carlo, que a distribuição qui-quadrado com o número de graus de liberdade igual ao número de restrições impostas mais o número de parâmetros não identificados é uma aproximação bastante razoável da distribuição relevante da estatística de teste.

de racionamento indica que o ajuste do modelo dual é muito melhor do que o do modelo restrito para livre escolha de postos de trabalho primários. O valor do logaritmo da função de verossimilhança quando os coeficientes nas variáveis anos de estudo e branco da equação de transição estão sujeitos à restrição descrita na seção 3 é -17807.1 , o que leva à rejeição do modelo sem racionamento em favor do modelo com racionamento de postos de trabalho primários (as equações estimadas para o modelo restrito para o teste de racionamento são apresentadas no apêndice 2).¹²

As evidências sugerem, portanto, que a estrutura dual no mercado de trabalho brasileiro explica melhor os dados do que o modelo competitivo linear e que existe racionamento de postos de trabalhos no setor primário. No entanto, conforme discutido na seção 3, é necessário avaliar a possível existência de não-linearidades nas variáveis de capital humano que podem estar viesando os resultados em favor do modelo dual.

A estimação do modelo dual permite a determinação da composição dos diversos subconjuntos do mercado de trabalho brasileiro nos setores primário e secundário, seguindo o procedimento descrito na seção 3.2. A tabela 5 mostra as probabilidades de emprego no setor primário quando se variam a cor, a posse de carteira de trabalho, a associação a alguma entidade de classe, a região de residência do trabalhador, o nível educacional e o setor econômico dos trabalhadores da amostra. Os resultados são os esperados: trabalhadores educados, brancos, com carteira de trabalho, sindicalizados e que moram em áreas urbanas são aqueles com a maior probabilidade de ocupação no setor primário.

¹² A razão de verossimilhança entre os dois modelos é de 692.77, o que rejeita a hipótese nula a qualquer nível de significância usual (no caso em questão, ao nível de significância de 1%, o valor crítico correspondente a 1 grau de liberdade – duas restrições nos coeficientes menos a restrição na variância do erro da equação de transição – é 6.63).

Tabela 5

Composição do Setor Primário Calculada a partir do Modelo Dual Estimado

Grupo de Trabalhadores	Porcentagem na Amostra	Porcentagem no Setor Primário	Porcentagem do Setor Primário Composta pelo Grupo
Total	100.00	32.4	100.0
Branços	56.7	41.5	72.6
Não Brancos	43.3	20.5	27.4
Sem Carteira	18.4	22.3	12.7
Com Carteira	81.6	34.7	87.3
Sindic./Associados	34.1	45.6	47.9
Não Sind./Assoc.	65.9	25.6	52.1
Urbanos	91.6	34.4	97.2
Não Urbanos	8.4	10.7	2.8
Men.de 1 Ano Est.	11.2	0.0	0.0
1 Anos de Estudo	3.8	0.0	0.0
2 Anos de Estudo	5.6	0.0	0.0
3 Anos de Estudo	8.1	0.0	0.0
4 Anos de Estudo	19.6	0.0	0.0
5 Anos de Estudo	8.5	0.0	0.0
6 Anos de Estudo	3.6	0.0	0.0
7 Anos de Estudo	3.8	6.4	0.7
8 Anos de Estudo	9.2	59.0	16.8
9 a 11 Anos de Es.	15.9	100.0	49.1
12/mais Anos Est.	10.9	100.0	33.5
Ind.de Transform.	32.7	32.0	32.3
Construção Civil	14.4	12.2	5.4
Atividades Indust.	6.0	40.3	7.5
Comércio	12.8	40.3	15.9
Serviços	11.1	18.6	6.4
Serviços Auxiliares	4.0	55.3	6.9
Transp.e Comun.	10.6	30.3	9.9
Serviços Sociais	8.4	61.1	15.8

Quanto ao efeito da educação sobre a probabilidade de emprego primário, destaca-se o resultado de que 87% dos trabalhadores não enfrentam qualquer incerteza quanto ao setor ao qual estão vinculados: 27% têm um emprego primário com certeza e 60% têm um emprego secundário com certeza. Além disso, dentre os trabalhadores que têm algum grau de incerteza, pode-se dizer que apenas os com 8 anos de estudo o têm em um nível considerável; ou, em outras palavras, apenas 9,2% do total de trabalhadores incluídos na amostra apresentam uma incerteza superior a 6,5% a respeito de sua vinculação setorial. Estes resultados sugerem que a educação é praticamente o único determinante relevante da probabilidade de emprego primário. As porcentagens de postos de trabalho primários calculadas para os setores da economia estão de acordo com esta hipótese, pois a ordenação a partir destas probabilidades é praticamente idêntica à obtida a partir do nível médio de educação observado em cada um dos setores.¹³

Como existe uma probabilidade nula de que um trabalhador suficientemente educado – com mais de 8 anos de estudo – esteja empregado no setor secundário, é difícil pensar que o mercado brasileiro se adequa perfeitamente às previsões de racionamento da teoria dual. Como discutido na seção anterior, os resultados sugerem, na realidade, que existe uma alta não-linearidade no retorno à educação, e não uma estrutura dual da forma definida na seção 2.

A princípio, é difícil compatibilizar esta evidência com o resultado do teste de racionamento de postos de trabalho primários. Ao mesmo tempo, todos os trabalhadores suficientemente educados têm empregos primários, mas nem todos os trabalhadores que desejam um emprego primário o têm. Para melhor entender este aparente

¹³ A ordenação a partir do nível médio de educação é a seguinte: Serviços Sociais (8.28), Serviços Auxiliares (7.94), Comércio (6.95), Atividades Industriais (6.79), Transporte e Comunicação (6.52), Indústria de Transformação (6.38), Serviços (5.43) e Construção Civil (4.45).

paradoxo, é importante ressaltar que o modelo de livre alocação setorial que sustenta o teste de racionamento de postos de trabalho primários, apresentado no apêndice 1, traz implicitamente uma série de hipóteses não necessariamente inócuas quando aplicadas a um mercado de trabalho específico. Recorde que o que se testa é se, dados os atributos do indivíduo e a existência de dois setores compostos por postos de trabalho com características diferentes, os indivíduos são livres para escolher em qual setor estarão empregados. Ou seja, no modelo sem racionamento, os atributos individuais não fazem parte do processo de escolha e supõe-se que existe a possibilidade de emprego para todos os trabalhadores em qualquer um dos dois setores.

Nesse caso, se os dois setores estimados estão captando na verdade apenas uma não-linearidade na equação de salário e, como acontece aqui, se a educação é capaz de “separar” quase completamente os dois setores, quando o nível educacional é dado, não existe efetivamente nenhum processo de escolha setorial por parte dos indivíduos e, conseqüentemente, o teste de racionamento fica desprovido de sentido. Tudo o que pode ser dito a partir da rejeição da livre escolha setorial é que um indivíduo com menos de 8 anos de estudo provavelmente gostaria de estar empregado em um posto de trabalho com as características da equação de salário primária, mas para tal ele precisaria necessariamente se educar, e, sem evidências adicionais, não se pode dizer nada a respeito de seu acesso à educação ou de sua disposição em arcar com os custos de se educar.

Desse modo, a aparente incompatibilidade entre o resultado do teste de racionamento e as probabilidades calculadas a partir dos parâmetros estimados pelo modelo pode decorrer simplesmente da existência de uma significativa não-linearidade no retorno à educação no mercado de trabalho brasileiro e das hipóteses que implicitamente sustentam o teste de racionamento. A existência de trabalhadores

que gostariam de estar empregados em postos com características primárias, mas que não estão dispostos a se educar, ou que não têm acesso à educação por questões de restrição de liquidez ou de oferta de educação qualitativamente distinta, juntamente à escassez de mão-de-obra qualificada, poderia levar a um resultado como o obtido aqui.

Esta interpretação dos resultados apresentados é corroborada também por estudos recentes que têm documentado não-linearidades no retorno à educação em diversos subconjuntos do mercado de trabalho brasileiro (ver Barros & Mendonça, 1996; Barros & Ramos, 1996). De forma a avaliar se uma especificação mais geral do modelo de um único setor é capaz de explicar o comportamento dos salários no mercado de trabalho brasileiro de forma superior ao modelo de dois setores, foi estimada uma equação de salários incluindo as mesmas variáveis utilizadas na estimação do modelo dual, mas permitindo uma maior flexibilidade no retorno à educação, através da inclusão de uma variável dummy para cada ano adicional de estudo completado pelo indivíduo e de um termo representando a interação entre o número de anos de estudo e o tempo de trabalho. A equação estimada para avaliar a não-linearidade do retorno à educação é a seguinte:

$$\ln \text{SALHOR} = P_0 + \sum_{i=1}^{14} P_{1i} \cdot D_i + P_2 \cdot \text{URB} + P_3 \cdot \text{BRANCO} + P_4 \cdot \text{TEMPTRAB} + P_5 \cdot \text{AxT} + e; \quad (7)$$

onde os D_i 's são variáveis *dummies* correspondentes a cada ano adicional de estudo completado pelo indivíduo; i assume valores que variam de 1 a 14, de acordo com a classificação de níveis educacionais descrita na seção 3.2; e AxT é o produto das variáveis anos de estudo e tempo de trabalho. Os resultados da estimação são apresentados na tabela 6.

Tabela 6

Modelo de um setor com retorno não-linear à educação

Variável dependente: logaritmo do salário horário

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	<i>t</i>
Constante	6.081	.036	170.121
D1	.168	.034	4.885
D2	.044	.038	1.134
D3	.068	.032	2.149
D4	.154	.024	6.347
D5	-.031	.024	-1.299
D6	.145	.036	4.011
D7	.025	.043	.588
D8	.076	.035	2.171
D10	.360	.024	14.938
D14	.844	.026	33.030
Urbano	.123	.021	5.855
Branco	.218	.012	18.337
Tempo de trabalho	.003	.001	3.138
Estudo×tempo trabalho	.001	.000	10.553

Desvio padrão Var. Dependente=0.985	$R^2 = .4610$
Soma Quadrados dos Resíduos=8365.120	R^2 Ajustado=.4605
Variância dos Resíduos=.523	F (zero slopes)=976.947
Erro Padrão Regressão=.723	Log da Função de Verossimilhança=-17519.0

Mesmo reconhecendo a limitação do uso de medidas da capacidade de ajuste aos dados como critério de escolha entre os dois modelos, e uma vez que nenhum dos dois modelos é uma versão restrita do outro, calculamos o R^2 e o R^2 ajustado para os modelos de dois setores e de um setor não-linear.¹⁴ Os resultados estão sintetizados na tabela 7.

¹⁴O R^2 ajustado, \overline{R}^2 , é dado por $\overline{R}^2 = 1 - [(n-1)/(n-k)] \cdot (1-R^2)$, sendo n o número de observações e k o número de parâmetros. O erro estimado para o modelo dual foi construído de forma análoga à sugerida por Amemiya (1981) para modelos de resposta qualitativa, sendo o valor esperado da variável dependente definido da seguinte forma:
 $E(\ln W_i | X_i, Z_i) = [1 - \Phi(-Z_i \cdot \Gamma)] \cdot X_i \cdot \beta_p + \Phi(-Z_i \cdot \Gamma) \cdot X_i \cdot \beta_s$.

Tabela 7
Medidas de ajuste para os modelos de dois setores
e de um setor não-linear

Modelo	R^2	\overline{R}^2
Dual	0,4593	0,4587
Um setor não-linear	0,4610	0,4605

Ambas as medidas indicam um ligeiro melhor ajuste do modelo com um único setor não-linear, sugerindo que os resultados obtidos para o modelo dual podem estar refletindo basicamente a existência de um retorno à educação altamente não-linear. Na realidade, o mais adequado seria dizer que os dois setores estimados anteriormente podem estar correspondendo a diferentes ramos da curva de salários, que podem ser interpretados como regimes distintos de remuneração, sendo a vinculação de um indivíduo a um dos dois regimes determinada unicamente a partir do seu nível educacional.

Apesar disso, continua sendo válida a noção de que a lógica do emprego e da relação trabalhista é diferente para indivíduos empregados nesses diferentes regimes. A experiência é mais valorizada para indivíduos com maior nível educacional, o que é confirmado pelo coeficiente que representa a interação entre educação e experiência na equação não-linear, e evidencia o papel da educação formal na possibilidade de evolução técnica do indivíduo através da assimilação de informações no próprio exercício de seu trabalho.

De forma a estudar mais rigorosamente a natureza do fenômeno que está sendo captado quando estimamos o modelo linear de dois setores, ampliamos o modelo dual incorporando a hipótese de não-linearidade na equação de salários dos dois setores. Os resultados dessa estimação são surpreendentes: o modelo dual não-linear converge para o modelo uni-setorial não-linear, deixando os parâmetros da equação de transição e de uma das equações de salário não identifi-

cados.¹⁵ Ou seja, uma vez levada em conta toda a não-linearidade do retorno à educação, a estrutura do modelo dual por si só parece não contribuir em nada para a explicação das diferenças salariais. Em outras palavras, não existe suficiente variação salarial para dados níveis educacionais que permita ao modelo identificar os parâmetros propriamente duais.

A razão de verossimilhança entre este modelo dual não-linear e o modelo uni-setorial não-linear é da ordem de 10^{-11} , ou seja, os dois modelos geram basicamente o mesmo resultado. Isto nos permite concluir que o modelo dual parece não ser significativamente superior ao modelo competitivo não-linear.

Por outro lado, é importante destacar que o resultado obtido não significa que não existe forma alguma de segmentação no mercado de trabalho brasileiro. Empregados com carteira assinada, por exemplo, podem apresentar salários sistemática e significativamente maiores do que o de trabalhadores idênticos sem carteira, e o acesso à carteira de trabalho pode ser limitado. O que os resultados dizem é que trabalhadores sem carteira de trabalho, mas com mais educação formal, provavelmente ganharão mais e possuirão uma melhor perspectiva profissional do que trabalhadores com carteira menos educados. Resumidamente, não é a posse de carteira de trabalho ou o vínculo a um ramo de atividade particular o determinante básico

¹⁵ Vale notar que, ao contrário do que pode parecer, este resultado é extremamente robusto e não decorre de problemas de convergência. Precisamente os mesmos valores dos parâmetros estimados maximizam a função de verossimilhança para as mais diversas condições iniciais e, na maioria das vezes, a convergência se dá de forma muito rápida. Por exemplo, as seguintes condições iniciais levam rapidamente à solução: i) constantes, coeficientes da equação de transição, desvios padrão e coeficientes em tempo de trabalho, branco e urbano iguais aos valores estimados no sistema dual linear, e outros coeficientes iguais aos coeficientes estimados no modelo competitivo não-linear; ii) constantes, coeficientes da equação de transição, desvios padrão e coeficientes em tempo de trabalho, branco e urbano iguais aos valores estimados no sistema dual linear, e outros coeficientes iguais a zero; iii) constantes, coeficientes da equação de transição e desvios padrão iguais aos valores estimados no sistema dual linear, e outros coeficientes iguais a zero; ou iv) todas as especificações anteriores com coeficiente menor em anos de estudo na equação de transição; além de diversas outras condições iniciais. Os autores também colocam estes resultados à disposição dos leitores interessados.

da trajetória salarial esperada de um indivíduo, e sim o seu nível educacional.

O que parece não existir é dualidade no mercado de trabalho como um todo da forma imaginada por Doeringer & Piore (1971) e aparentemente observada nos Estados Unidos por Dickens & Lang (1985, 1992), na qual trabalhadores com mesmo nível educacional estariam em diferentes regimes salariais. Dado o baixo nível de escolaridade da mão-de-obra brasileira, este resultado pode decorrer da alta magnitude da diferença entre os salários dos empregados muito pouco qualificados e os salários dos trabalhadores razoavelmente bem educados, mesmo que, por exemplo, diferenças consideráveis entre estruturas de rendimentos existam para trabalhadores com educação superior a um determinado nível mínimo. A grosso modo, a diferença entre os rendimentos dos grupos não educados e educados pode ser tão grande que se sobreponha a qualquer diferença interna ao grupo dos educados, o que não muda em nada a essência ou a interpretação do resultado obtido.

Em suma, os resultados mostram que a educação parece dominar qualquer outro fator na determinação do salário e da perspectiva profissional do empregado brasileiro, esteja ele em que setor estiver e seja qual for a natureza de sua relação trabalhista.

5. Conclusões.

A conclusão principal deste artigo é que não existem evidências de dualidade no mercado de trabalho brasileiro no sentido de que trabalhadores igualmente qualificados possam estar empregados em setores distintos do mercado, com diferentes perspectivas de ascensão profissional e retornos aos atributos produtivos.

A idéia de que o mercado de trabalho é caracterizado pela existência de dois setores – o primário composto por bons postos de trabalho e com maior remuneração às variáveis de capital humano; e o secundário composto por postos de trabalho ruins e sem remuneração às variáveis de capital humano – e que trabalhadores igual-

mente qualificados podem estar empregados em setores diferentes sem nenhum motivo aparente não parece ser a melhor representação do mercado de trabalho no Brasil, uma vez que o ajuste de um modelo dual para os dados brasileiros leva à estimação de dois setores formados por trabalhadores com níveis de educação quase completamente distintos. Nenhum grupo educacional está representado de forma significativa nos dois setores: indivíduos com menos de 8 anos de estudo têm emprego secundário e indivíduos com mais de 8 anos de estudo têm emprego primário. A educação, sozinha, é capaz de determinar a alocação setorial do indivíduo e, desse modo, não se pode afirmar que existe dualidade dentro do mercado de trabalho.

Apesar disso, existe uma profunda diferença entre a estrutura salarial desses dois setores estimados, o que parece refletir um retorno altamente não-linear à educação. Esta hipótese é corroborada pela superioridade do modelo uni-setorial com retorno não-linear à educação frente ao modelo dual.

Estas conclusões são, de modo geral, condizentes com as evidências obtidas por uma ampla gama de estudos sobre desigualdade de salários e estrutura de rendimentos no Brasil. O papel proeminente da educação na explicação da estrutura salarial tem sido enfatizado em vários estudos, como por exemplo, em Reis & Barros (1991) e Camargo & Barros (1991). A relação não-linear existente entre rendimentos e educação foi discutida recentemente por Barros & Mendonça (1996) e Barros & Ramos (1996).

Já o resultado do teste de racionamento, que indica que trabalhadores do setor secundário desejam um emprego no setor primário, merece comentários adicionais. Note que, como não existe a possibilidade de emprego no setor primário para um trabalhador com educação insuficiente, existe um custo para a obtenção de um emprego primário: o custo de se educar. Logo, o resultado do teste de racionamento pode, teoricamente, refletir tanto a impossibilidade de acesso à educação para trabalhadores secundários, quanto simplesmente a sua opção por não adquirir mais educação.

Evidências adicionais (Camargo & Barros, 1991; Barros & Santos, 1991) sugerem que existe uma clara restrição no acesso à educação de qualidade para indivíduos pobres. Há no Brasil uma estreita relação entre nível de renda familiar e educação formal: menores pertencentes a famílias pobres tendem a entrar mais cedo no mercado de trabalho e a estudar menos. Mesmo os pobres que estudam mais parecem não conseguir se livrar da pobreza, o que sugere que a oferta de educação é qualitativamente inferior para indivíduos mais pobres. Conseqüentemente, os filhos de pais pobres são em parte forçados a entrar mais cedo no mercado de trabalho e, em parte, optam por isso, já que, em valor esperado, a educação à qual eles têm acesso não é capaz de alterar sua posição relativa dentro da sociedade.

Estas conclusões têm conseqüências imediatas em termos de formulação de políticas sociais. Mesmo que existam outras formas de segmentação – entre ramos da indústria ou entre trabalhadores com e sem carteira assinada, por exemplo – ainda existe um grande caminho a ser percorrido no sentido de reduzir as desigualdades salariais simplesmente através de investimentos em educação e, principalmente, da criação de condições de acesso à educação de qualidade. O ganho potencial em termos de redução da concentração de renda que existe na elevação do nível educacional médio da mão-de-obra no Brasil é significativo, e parece cumprir um papel muito mais importante do que o relativo a outras formas de segmentação no mercado de trabalho.

Apêndice.

I) Teste de Racionamento dos Postos de Trabalho Primários.

Dickens & Lang (1985) sugerem um processo de escolha de setor por parte dos indivíduos que permite o teste da hipótese de racionamento. O modelo apresentado aqui introduz leves modificações ao teste, necessárias em decorrência da suposição de covariância nula

entre os erros das equações (1), (2) e (3) da seção 3.1. Considere um indivíduo com função utilidade, $U = \ln(V)$, onde V diz respeito ao valor presente descontado da renda futura. Suponha que esse indivíduo não mude sua percepção acerca das diferenças entre os aspectos não pecuniários dos empregos primário e secundário no decorrer de sua vida e que, além disso, essas diferenças possam ser sintetizadas por uma constante C , representando as vantagens que ele atribui ao emprego secundário. O trabalhador, dadas as suas características pessoais, escolhe livremente no início de sua carreira em qual setor, primário ou secundário, irá trabalhar, com base no valor esperado de sua utilidade de se empregar nos dois setores. A probabilidade de que ele escolha um emprego no setor primário é, então, dada por:

$$P = Pr\{E(\ln V_p|t_0) - E(\ln V_s|t_0) > C\}, \quad (A1)$$

onde p e s referem-se aos setores. Sejam as equações de salário

$$\ln W_p = X.B_p + Y.a_p + u_p, \quad (A.2)$$

$$\ln W_s = X.B_s + Y.a_s + u_s, \quad (A.3)$$

onde X é um vetor de características individuais, Y são anos de experiência, B e a se referem aos parâmetros e u aos distúrbios aleatórios. Considerando o tempo de vida infinito, temos que

$$V_i = \int_0^{\infty} e^{-\theta t} \cdot W_{it} \cdot dt, \quad (A4)$$

onde θ é a taxa de desconto e $i = p, s$. Para $\theta > a_i$, a resolução dessa integral e a substituição na equação (A1) leva à seguinte expressão:

$$P = Pr\{E(X.B_p + u_p|t_0) - E(X.B_s + u_s|t_0) + C' > 0\}, \quad (A.5)$$

onde $C' = \ln[(\theta - a_s)/(\theta - a_p)] - C$. Se as preferências das pessoas quanto aos aspectos não pecuniários dos setores e suas taxas de desconto não são correlacionadas com as características observáveis

(X), então podemos escrever $C' = C'' + u_w$, onde u_w é um erro normalmente distribuído. Supondo, adicionalmente, que o trabalhador não conhece *ex-ante* sua habilidade específica para cada um dos setores (u_p e u_s), mas sabe qual é a sua taxa de desconto (θ) e quais são os retornos aos diferentes atributos produtivos nos dois setores (B 's e a 's), a probabilidade de que ele se empregue no setor primário é dada por:

$$P = Pr\{X(B_p - B_s) + C'' + u_w > 0\}. \quad (A.5)$$

O teste de racionamento de postos primários é, então, imediato: se o coeficiente em X da equação de transição estimada não for significativamente diferente de $B_p - B_s$, os indivíduos escolhem o setor de forma a maximizar o valor esperado de seu fluxo futuro de renda, e não há racionamento no mercado de trabalho.

II) Equações Estimadas para o Teste de Racionamento de Empregos Primários.

O sistema estimado para o teste de racionamento de empregos primários é o seguinte:

$$\ln \text{SALHOR}_p = P_0 + P_1 \cdot \text{ANOEST} + P_2 \cdot \text{URB} + P_3 \cdot \text{BRANCO} + P_4 \cdot \text{TEMPTRAB} + e_p, \quad (A.6)$$

$$\ln \text{SALHOR}_s = S_0 + S_1 \cdot \text{ANOEST} + S_2 \cdot \text{URB} + S_3 \cdot \text{BRANCO} + S_4 \cdot \text{TEMPTRAB} + e_s, \quad (A.7)$$

$$y^* = Z_0 + (P_1 - S_1) \cdot \text{ANOEST} + Z_2 \cdot \text{URB} + (P_3 - S_3) \cdot \text{BRANCO} + e_z. \quad (A.8)$$

Note que o coeficiente em URB na equação de transição não é restrito, uma vez que a residência em área urbana é altamente correlacionada com as preferências individuais, o que desrespeita as hipóteses do teste de racionamento. Os resultados da estimação são apresentados na tabela A.1.

Tabela A.1
Modelo com Livre Escolha Setorial

Variável Dependente: Logaritmo do Salário Horário

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t
<i>Equação de Salário do Setor Secundário</i>			
Constante	5.755	.027	216.55
Anos de Estudo	.154	.001	103.35
Urbano	.105	.022	4.70
Branco	.221	.012	18.07
Tempo de Trabalho	.012	.001	22.527
Desvio Padrão	.734	.005	156.74
<i>Equação de Salário do Setor Primário</i>			
Constante	3.482	1078.50	.003
Anos de Estudo	.260	.748	.347
Urbano	.345	1078.8	.000
Branco	2.018	11.91	.170
Tempo de Trabalho	.057	.359	.160
Desvio Padrão	2.724	10.744	.254
<i>Equação de Transição</i>			
Constante	-70.433	821.3	-.086
Urbano	15.936	502.7	.032
Desvio Padrão	16.617	154.5	.108

Log da Função de Verossimilhança=-17807.1

Submetido em Abril de 1998. Revisado em Agosto de 1999.

Referências Bibliográficas

- Acemoglu, D. 1997. "Good jobs versus bad jobs: Theory and some evidence". Discussion Paper Series, 1588. CEPR.
- Andrade, M.V. 1994. "Setor de serviços no Brasil: a dualidade revisitada". Dissertação de Mestrado. Cedeplar, UFMG.
- Amadeo, E.J. 1995. "International trade, outsourcing and labor: a view from developing countries". Texto para Discussão, 338. PUC-Rio.
- Amemiya, T. 1981. "Qualitative response models: a survey". *Journal of Economic Literature*, XIX:1483-1536.

- Barros, R.P.; Machado, A.F. & Mendonça, R. 1997. "A desigualdade da pobreza: estratégias ocupacionais e diferenciais por gênero". Texto para Discussão, 453. IPEA.
- _____ & Mendonça, R. 1995. "Uma avaliação da qualidade do emprego no Brasil". Série Seminários, 1/95. IPEA/DIPES.
- _____ & _____. 1996. "A educação e o processo de determinação de salários no nordeste brasileiro". Rio de Janeiro: IPEA, mimeo.
- _____ & Ramos, L. 1996. "Temporal evolution of the relationship between wages and the education of Brazilian men". In *Opportunity foregone: Education in Brazil*. Washington: Inter-American Development Bank, 193-214.
- _____ & Santos, E. 1991. "Aspectos da participação dos menores no mercado de trabalho - Brasil 1988". Relatório Interno, 7. IPEA.
- Basch, M. & Paredes-Molina, R. 1996. "Are there dual labor markets in Chile?: empirical evidence". *Journal of Development Economics* 50:297-312.
- Cain, G. 1976. "The challenge of segmented labor market theories to orthodox theory: a survey". *The Journal of Economic Literature* XIV:1215-1258.
- Camargo, J.M. & Barros, R.P. 1991. "As causas da pobreza no Brasil: porca miséria!". Em *Perspetivas da Economia Brasileira - 1992*. Brasília: IPEA.
- _____ & Ramos, C.A. 1988. *A Revolução Indesejada - Conflito Distributivo e Mercado de Trabalho*. Rio de Janeiro: Editora Campus.
- Dickens, W. & Lang, K. 1985. "A test of dual labor market theory". *American Economic Review* 75:792-805.
- _____ & _____. 1988. "The reemergence of segmented labor market theory". *American Economic Association Papers and Proceedings* 78:129-134.

- _____. & _____. 1992. "Labor market segmentation theory: reconsidering the evidence". NBER Working Paper, 4087.
- Doeringer, P.B. & Piore, M.J. 1971. *Internal Labour Market and Manpower Analysis*. Lexington: Heath Lexington Books.
- Fernandes, R. 1996. "Mercado de trabalho não regulamentado: participação relativa e diferencial de salários". *Pesquisa e Planejamento Econômico* 26(3):417-442.
- Goldfeld, S. & Quandt, R. 1976. "Techniques for estimating switching regressions". Em Goldfeld, S. & Quandt, R. (eds.), *Studies on Nonlinear Estimation*. Ballinger Publishing Company, Cambridge, 3-37.
- _____. & _____. 1972. *Nonlinear Methods in Econometrics*. Amsterdam: North-Holland.
- Harvey, A. 1990. *The Econometric Analysis of Time Series*. Second edition, Cambridge: The MIT Press.
- Heckman, J. & Hotz, J. 1986. "An investigation of the labor market earnings of Panamanian males - evaluating the sources of inequality". *The Journal of Human Resources* 21:507-542.
- Lam, D. & Schoeni, R. 1993. "Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil". *Journal of Political Economy* 101(4):710-740.
- Magnac, T. 1991. "Segmented or competitive labor markets?". *Econometrica* 59:165-87.
- Pero, V. & Urani, A. 1992. "Determinantes do excesso de mão-de-obra do setor formal do mercado de trabalho metropolitano". Em *Perspectivas da Economia Brasileira*. IPEA, 541-559.
- Pinheiro, A.C. & Ramos, L. 1994. *Inter-industry Wage Differentials and Earnings Inequality in Brazil*. Rio de Janeiro, Mimeo.
- Reis, J.G.A. & Barros, R.P. 1991. "Desigualdade salarial: resultados de pesquisas recentes". Em Camargo, J.M. & Giambiagi, F. (org.), *Distribuição de Renda no Brasil*. Paz e Terra, Rio de

Janeiro, 69-82.

Scandiuzzi, J.C. 1997. "The economics of compliance with labor legislation - a theoretical assessment with application to Brazilian data". *Anais do XIX Encontro Brasileiro de Econometria*, 833-852.

Taubman, P. & Watcher, M. 1986. "Segmented labor markets". Em Ashenfelter, O. & Layard, R. (eds), *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam, North-Holland, 2:1183-1217.