

Determinantes de rendimento da Região Sul do Brasil: 1992-01

Flávia Verusca Buturi Monarin

Mestre em Teoria Econômica pelo PME-UEM
e Professora do Departamento
de Economia da UEL.

Marina Silva da Cunha

Doutora em Economia Aplicada pela ESALQ-USP
e Professora do PME e do Departamento
de Economia da UEM.

Resumo

*Este trabalho analisa os determinantes da desigualdade de rendimento na Região Sul do Brasil, no período 1992-01, com base em informações da **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios** (PNAD). Foram estudadas as variáveis idade, escolaridade, gênero, cor, posição na ocupação, setor, jornada de trabalho e estado, através da análise da contribuição bruta e marginal de cada variável, bem como por meio de equações de rendimentos. Os resultados apontam a educação como a principal fonte da desigualdade de rendimentos entre as pessoas economicamente ocupadas, apesar do aumento significativo do número de pessoas com maiores níveis educacionais. Pôde-se observar também a existência de discriminação de gênero e cor na Região e que a desigualdade entre os estados contribuiu pouco para a explicação da desigualdade de rendimentos.*

Palavras-chave

Determinantes de rendimento; Região Sul; desigualdade de renda.

Abstract

This work analyzes the determinant of the revenue inequality for the South area of Brazil in the period from 1992 to 2001, with base in information of the national research for sample of homes. They went you study the variables age, escolaridade, gender, color, position in the occupation, section, work day and state through the analysis of the gross and marginal contribution of each variable,

as well as by means of equations of revenues. The results aim the education as the main source of the inequality of revenues among the economically busy persons, in spite of the significant increase of the number of people with larger educational levels. It could also be observed the existence of gender discrimination and color in the area and that the inequality among the states contributed a little to the explanation of the inequality of revenues.

Key words

Determinant of the revenue; South area; revenue inequality.

Classificação JEL: D3; D31.

Artigo recebido em 29 dez. 2003.

1 - Introdução

O Brasil está entre os países do mundo que possuem os maiores índices de desigualdade na distribuição de renda familiar *per capita* (Ferreira, 2000). Segundo Bonelli (2002), a concentração de renda no Brasil tem resistido à expansão do conteúdo educacional da mão-de-obra e aos ciclos de crescimento econômico. Devido a isso, vários autores têm mostrado grande interesse em descobrir suas causas, dentre as quais, segundo esse mesmo autor, se destaca como principal a baixa taxa de escolaridade da população.¹

Segundo Ramos e Reis (2000), a teoria da distribuição de renda pode ser dividida em duas: a da distribuição funcional da renda e a da distribuição pessoal da renda. O primeiro enfoque preocupa-se em como se determina a distribuição da renda global entre os diversos fatores de produção: capital,

¹ A discussão sobre concentração de renda também tem alcançado países desenvolvidos, como os EUA, que apresentaram um aumento de 25% na diferença entre o 90º percentil e o 10º percentil, entre os anos 1979 e 1995 (Scorzafave; Menezes-Filho, 2001).

trabalho e recursos naturais. Na distribuição pessoal, foco desse trabalho, o interesse recai sobre o quanto cada indivíduo ganha, preocupando-se em compreender quais são as variáveis e os mecanismos responsáveis pela determinação da renda de um indivíduo. Entre os principais representantes da linha funcional, têm-se os economistas clássicos: Ricardo, Marx, Lewis, Kalecki e Kaldor.

Na distribuição pessoal, destaca-se a teoria do capital humano. Surgida, segundo Senna (1976), aproximadamente nos anos 60, através dos trabalhos de Jacob Mincer, Gary Becker e Theodore Schultz, considera que os indivíduos fazem escolhas objetivando retornos futuros. Assim, a aquisição de educação, o acúmulo de informações, os gastos com saúde, dentre outros, não são, para a teoria do capital humano, decisões de consumo, mas, sim, “decisões racionais de investimento”. Como visões críticas ou complementares à teoria do capital humano, têm-se a escola credencialista ou a teoria da sinalização, a visão credencialista radical, os modelos de segmentação do mercado e a visão institucionalista.²

No entanto, é necessário salientar que não se pode afirmar que exista um arcabouço teórico consolidado, o qual explique todas as dispersões dos rendimentos dos indivíduos ou a distribuição pessoal da renda. Contudo essas visões fornecem diversos elementos ou determinantes, que têm contribuído para a elaboração de trabalhos de natureza empírica sobre o tema.

Esses determinantes podem ser classificados, segundo Coelho e Corseuil (2002), em fatores relacionados às características pessoais produtivas, às características pessoais não produtivas e às características dos postos de trabalho. No primeiro grupo, encontram-se a educação e a experiência; no segundo, o sexo e a cor; por fim, no último, a posição na ocupação, a jornada de trabalho, as características das firmas — tais como o setor de atividade econômica e a região — e os fatores institucionais — como carteira de trabalho, filiação a sindicato e política salarial.

Nesse contexto, este trabalho tem como objetivo analisar os principais determinantes do rendimento das pessoas ocupadas na Região Sul do Brasil, no período 1992-01. Assim, além desta **Introdução**, o texto está subdividido em três seções. Na seção seguinte, são descritos os materiais e a metodologia utilizada; posteriormente, são apresentados e discutidos os resultados; e, finalmente, as principais conclusões do trabalho são sumariadas.

² Para maiores detalhes, ver Bonelli e Ramos (1993), Ramos e Reis (2000) e Ueda (2001).

2 - Materiais e métodos

2.1 - Materiais

Os dados foram obtidos a partir dos CD-ROMs da **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio** (PNAD) para os anos de 1992, 1993, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999 e 2001, utilizando-se a distribuição de rendimento de todos os trabalhos da População Economicamente Ativa (PEA)³ (Hoffmann, 2000).

Foram excluídas da amostra pessoas que não forneceram informação para qualquer uma das variáveis analisadas: idade, escolaridade, cor, setor e posição na ocupação, bem como aquelas cujo tempo semanal de trabalho fosse menor que 15 horas.⁴ Com isso, a amostra em 1992, 1993, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999 e 2001 era igual a 53.594, 53.590, 55.342, 55.135, 49.192, 57.557, 58.269 e 58.918 pessoas e, respectivamente, ficou igual a 36.530, 32.922, 37.337, 33.890, 28.909, 35.716, 36.423 e 36.686 pessoas.

Foram também excluídas pessoas que possuísem rendimento igual a zero, porcentagem que gira em torno de 25% ao ano.⁵ É importante salientar que aí estão incluídos os membros não remunerados das famílias dos pequenos agricultores, cujo rendimento é atribuído ao chefe da família, segundo a metodologia da PNAD.

Por fim, a amostra que será objeto deste estudo é igual a 20.363, 20.197, 21.566, 21.327, 18.408, 22.060, 22.312 e 23.649 pessoas para os anos de 1992, 1993, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999 e 2001 respectivamente.

Como a renda é freqüentemente utilizada para medição do nível de bem-estar das pessoas, utilizou-se o trabalho de Corseuil e Foguel (2002) para deflacioná-la em diferentes instantes do tempo. A base do índice proposto, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE, foi padronizada no nível de preços de janeiro de 2002, ou seja, todos os valores de renda são expressos em reais de janeiro de 2002.⁶

³ São consideradas pessoas economicamente ativas as ocupadas e as que procuraram trabalho na semana de referência da PNAD.

⁴ Essa metodologia foi elaborada a partir de Hoffmann (2000), onde o autor estima uma equação de rendimento para o Brasil, porém percebe-se que ela é comum entre diferentes autores.

⁵ Os percentuais encontrados foram, respectivamente, de 30,17%, 23,75%, 28,50%, 22,79%, 21,35%, 23,73%, 24,22% e 22,13%, os quais são maiores do que o encontrado por Hoffmann (2000) para o Brasil, que foi de aproximadamente 18% para o ano de 1997.

⁶ É importante lembrar que, para os anos de 1992 e 1993, além do deflacionamento, houve a conversão da moeda ao real.

2.2 - Métodos

O modelo estimado foi o semilogarítmico, que, de acordo com Gujarati (2000), é apropriado para estimar taxas de variações. A variável dependente (Y) é o logaritmo neperiano do rendimento de todos os trabalhos da pessoa ocupada; o ajustamento das equações é feito por mínimos quadrados ponderados, em que se utiliza o peso ou fator de expansão associado a cada pessoa da amostra como fator de ponderação.

$$Y_j = \alpha + \sum_i \beta_i X_{ij} + u_j$$

onde α e β_i são parâmetros, e u_j são as perturbações aleatórias. As variáveis explicativas (X_{ij}) são as seguintes:

- a) uma variável binária para sexo, sendo considerado o valor 1 para as mulheres;
- b) a idade da pessoa, medida em anos, como *proxy* para anos de experiência; e o quadrado dessa variável, visto que Y não varia linearmente com a idade;
- c) escolaridade, medida em anos de estudo, variando de 1 (pessoa sem instrução ou com menos de um ano de escolaridade) a 16 (indivíduo com 15 anos ou mais de estudo);
- d) três variáveis binárias para distinguir quatro posições na ocupação — empregado (tomado como base e que inclui os trabalhadores com e sem carteira, militares, funcionários públicos estatutários), empregados domésticos (também os com e sem carteira assinada), trabalhadores por conta própria e os empregadores;
- e) uma binária para distinguir cor branca (tomada como base) e não branca, a qual inclui todas as outras cores;
- f) três variáveis binárias para distinguir quatro faixas de tempo para jornada semanal de trabalho — 15 a 39 horas (tomada como base), 40 a 44 horas, 45 a 48 horas e 49 horas ou mais;
- g) duas variáveis binárias para distinguir os três estados — Paraná (tomado como base), Santa Catarina e Rio Grande do Sul; e
- h) três variáveis binárias para distinguir os setores de atividade econômica — agricultura (tomada como base), indústria (incluindo indústria de transformação, indústria de construção e outras atividades industriais), serviços (incluindo comércio, prestação de serviços, serviços auxiliares, transporte e comércio e social) e administração pública.

O trabalho também calcula a desigualdade dentro dos grupos, denominada contribuição bruta, a partir de uma decomposição estática do Índice T de Theil, que representa uma análise da desigualdade em um ponto do tempo (os vários anos observados), de acordo com as variáveis utilizadas. Segundo Hoffmann (1998), o Índice T de Theil para toda a população é:

$$T = T_e + \sum_{h=1}^k Y_h T_h$$

em que T_e é a desigualdade entre grupos e T_h é a desigualdade dentro do h -ésimo grupo.⁷ Assim, o último termo da equação do Índice T de Theil é, portanto, uma média ponderada das desigualdades dentro dos grupos. É importante considerar que os fatores de ponderação para as desigualdades intragrupos no Índice T de Theil são as frações da renda total (Y_h); isso faz com que o índice seja mais sensível a alterações na desigualdade dentro dos grupos de renda alta.⁸

“Assim, pode-se dizer que a contribuição bruta de uma variável para explicar a variação da desigualdade em um instante do tempo corresponde à desigualdade entre grupos quando se divide a população segundo as categorias formadas por aquela variável.” (Ramos; Vieira, 2000, p. 162).

Portanto, a contribuição bruta é: $CB = \left(\frac{T_e}{T_e + T_h} \right) 100$, ou seja, o quanto

da desigualdade total corresponde à desigualdade entre grupos.

Segundo Hoffmann (2000) e Ramos e Vieira (2000), estima-se a contribuição marginal de cada variável ou grupo de variáveis como determinante das variações no logaritmo neperiano do rendimento (Y), que corresponde ao aumento da parte explicada das variações em Y (R^2), obtido com a introdução da respectiva variável ou grupo de variáveis, depois que todas as demais variáveis já tenham sido incluídas. “De forma análoga, a contribuição marginal corresponderia ao aumento obtido no poder de explicação quando aquela variável é adicionada ao modelo que contém as demais variáveis consideradas relevantes para a explicação da desigualdade.” (Ramos; Vieira, 2000, p. 162).

⁷ No caso de perfeita igualdade na distribuição de renda dentro dos grupos, tem-se $y_{hi} = Y_h / N_h$ para todo i . Assim, $T_h = 0$ para todo h , e a desigualdade total é igual à desigualdade entre grupos.

⁸ Sabe-se que há também a medida de desigualdade L de Theil, a qual considera como fator de ponderação as frações da população, sendo mais sensível a alterações na desigualdade dentro dos grupos de renda baixa.

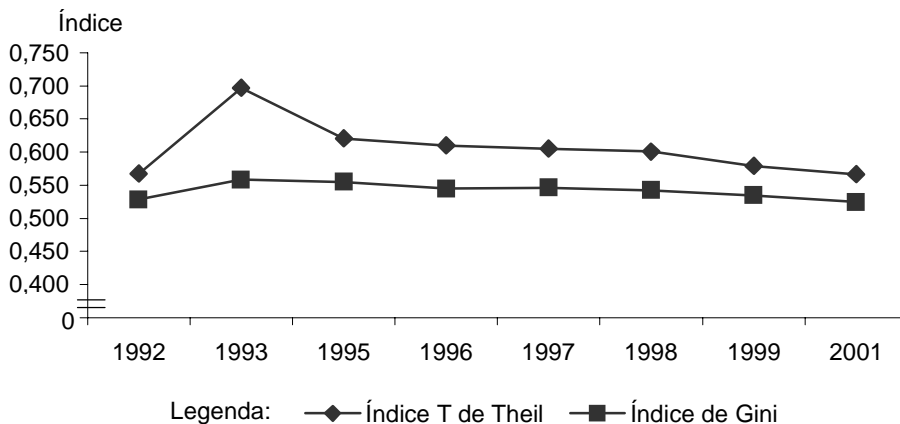
Por fim, para verificar o comportamento no tempo do rendimento das pessoas ocupadas na Região Sul e a diferença de renda entre os estados, foram combinados ou empilhados os dados referentes a três anos, incluindo-se duas binárias para distinguir mudanças no tempo, além das variáveis já definidas anteriormente.

3 - Resultados e discussões

No Gráfico 1, são apresentados os valores calculados para os Índices T de Theil e de Gini, no período 1992-2001. O Índice T de Theil sugere um significativo aumento da concentração em 1992 e 1993, quando passou de 0,567 para 0,697. Com a implementação do Plano Real e a estabilização econômica, pós 1994, o comportamento desse índice sinalizou uma melhora quanto ao padrão de desigualdade de renda; no entanto, somente em 1999 alcançou o nível de 1992.⁹

Gráfico 1

Evolução da desigualdade de rendimentos, segundo o Índice T de Theil e o Índice de Gini, na Região Sul do Brasil — 1992-2001



FONTES DOS DADOS BRUTOS: CD-ROM das PNADs.

NOTA: Índices obtidos seguindo HOFFMANN. R. **Distribuição de renda:** medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo: USP, 1998.

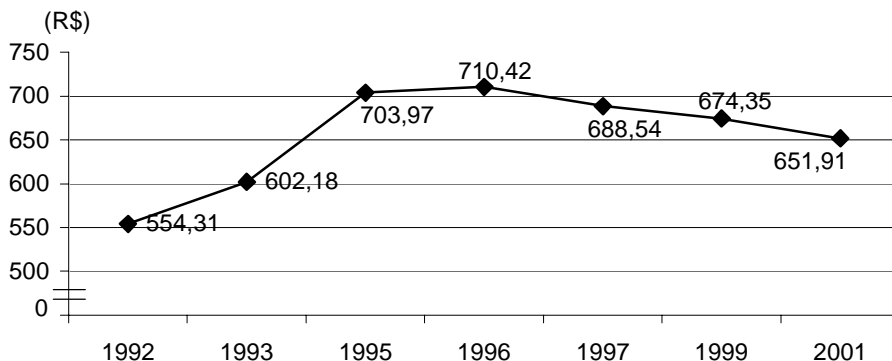
⁹ O comportamento do Índice de Theil para a Região Sul foi bastante semelhante ao do Brasil, encontrado por Ramos e Vieira (2000).

Já o Índice de Gini não apresentou grandes oscilações, iniciando o período com um valor igual a 0,52. Em 1993, subiu para 0,55, permaneceu próximo aos 0,55 até 1998, vindo a reduzir-se em 1999 e voltando ao patamar de 0,52 em 2001. A diferença no comportamento desses índices pode ser justificada pelo fato de que o Índice T de Theil é mais sensível às variações nas classes de renda mais alta, enquanto o Índice de Gini é mais sensível às variações em torno da moda da distribuição dos rendimentos.

A evolução do rendimento médio das pessoas ocupadas, como mostra o Gráfico 2, também não foi estável, sofrendo variações durante todo o período. Percebe-se que o poder de compra apresentou um salto expressivo no ano de 1995, em relação ao de 1993,¹⁰ alcançou seu máximo em 1996, com um rendimento real de R\$ 710,42, e, depois disso, sofreu quedas, chegando em 2001 com a renda média de R\$ 651,91 (17,5% acima do rendimento médio de 1992).

Gráfico 2

Evolução do rendimento médio das pessoas ocupadas da Região Sul do Brasil — 1992-2001



FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

¹⁰ Como se sabe, o Plano Real, implantado em 1994, gerou um aumento do poder de compra da população; como justamente nesse ano não foi realizada a PNAD, acredita-se que esse é o motivo para o ano de 1995 se apresentar bastante superior ao de 1993.

O comportamento da renda média indica, bem como a evolução do Índice T de Theil, que o Plano Real foi responsável por uma importante distribuição de renda logo após sua implantação, porém, nos anos posteriores, vê-se um aumento da desigualdade da renda, principalmente no final do período analisado. Esse resultado também foi observado por Ramos e Vieira (2000, p. 163) na análise para o Brasil, na qual se detectaram, no ano de 1996, "(...) progressos distributivos não desprezíveis, mas ainda insuficientes para voltar aos níveis de 1992".

A Tabela 1 mostra as equações de rendimento estimadas para cada ano, em que todos os coeficientes são estatisticamente significativos a 5%. Os coeficientes de determinação ajustados (R^2) foram próximos a 0,50, indicando que aproximadamente 50% da variação no rendimento das pessoas ocupadas é explicada pelo modelo estimado.¹¹

Quanto à decomposição estática, os valores das contribuições bruta (CB) e marginal (CM) são apresentados na Tabela 2. Pode-se observar que, em termos tanto de contribuição bruta quanto de marginal, a variável escolaridade assume a maior importância, respondendo por até 31,2% da desigualdade, quando considerada isoladamente, e por mais de 15% em termos marginais.¹² Percebe-se também que, em ambos os casos, houve certa estabilidade durante a década.¹³

A estabilidade notada nas contribuições marginais e brutas confirma-se, quando se analisa a evolução dos coeficientes da variável escolaridade na década de 90, conforme Gráfico 3. Um ano a mais de escolaridade acarretava ao indivíduo, em 1992, 10,15% a mais na sua renda, esse percentual assume seu máximo no ano de 1996, com 10,77%, e seu mínimo justamente em 2001, com 9,94%.

Quanto à evolução do nível de escolaridade das pessoas ocupadas na Região Sul, nota-se que houve certo avanço, no qual aquelas sem instrução e com um a quatro anos de escolaridade reduziram suas participações de aproximadamente 8,8% para 5,3% e de 47,1% para 34,5%, respectivamente, conforme Gráfico 4.

¹¹ Segundo Hoffmann (2000), essa situação é típica de equações de rendimento, pois os rendimentos das pessoas dependem de elementos aleatórios e de características pessoais, cuja mensuração é muito difícil.

¹² Segundo Ramos e Vieira (2000), o fato de a escolaridade ser a variável mais relevante não chega a surpreender, já que conclusões similares foram encontradas em outros estudos internacionais, principalmente na América Latina.

¹³ Senna (1976) encontrou valores de 15% a mais no rendimento para cada ano de educação formal e um poder de explicação de 33% para o Brasil em 1970.

Tabela 1

Equações de rendimento estimadas para pessoas ocupadas
na Região Sul do Brasil — 1992-2001

VARIÁVEIS	1992	1993	1995	1996
Constante	2,8467	2,9626	2,9422	3,0049
Idade	0,0809	0,0800	0,0799	0,0774
Idade ²	-0,0009	-0,0008	-0,0008	-0,0008
Região				
Santa Catarina	0,2221	0,1285	0,1319	0,0663
Rio Grande do Sul	0,1113	-0,0023	-0,0399	-0,0809
Cor				
Não branca	-0,0998	-0,1615	-0,0873	-0,1143
Tempo semanal de trabalho				
De 40 a 44 horas	0,4364	0,4091	0,3413	0,3280
De 45 a 48 horas	0,3988	0,3979	0,3268	0,3156
Mais de 49 horas	0,5143	0,5303	0,4675	0,4702
Setores				
Indústria	0,3320	0,2442	0,4774	0,4634
Serviços	0,3374	0,2228	0,4693	0,4602
Administração pública ...	0,4121	0,2804	0,5685	0,5844
Posição na ocupação				
Empregado doméstico	-0,3811	-0,3114	-0,2649	-0,2443
Conta-própria	-0,0384	0,1043	0,0337	0,0601
Empregador	0,6415	0,8171	0,7504	0,7434
Escolaridade	0,1015	0,1026	0,1065	0,1078
Sexo feminino	-0,3734	-0,3798	-0,4058	-0,3849
R ²	0,4661	0,4686	0,5182	0,4990

(continua)

Tabela 1

Equações de rendimento estimadas para pessoas ocupadas
na Região Sul do Brasil — 1992-2001

VARIÁVEIS	1997	1998	1999	2001
Constante	2,9404	2,8564	2,8234	2,8902
Idade	0,0792	0,0818	0,0813	0,0780
Idade ²	-0,0008	-0,0008	-0,0008	-0,0008
Região				
Santa Catarina	0,0995	0,1059	0,0885	0,0876
Rio Grande do Sul	-0,0704	-0,0348	-0,0188	0,0108
Cor				
Não branca	-0,1048	-0,0889	-0,1391	-0,1192
Tempo semanal de trabalho				
De 40 a 44 horas	0,3502	0,3318	0,3297	0,3386
De 45 a 48 horas	0,3587	0,3417	0,3311	0,3170
Mais de 49 horas	0,5152	0,4743	0,4809	0,4969
Setores				
Indústria	0,4606	0,4585	0,4109	0,3644
Serviços	0,4553	0,5075	0,4449	0,3911
Administração pública ...	0,5711	0,6870	0,6267	0,5711
Posição na ocupação				
Empregado doméstico ..	-0,2858	-0,3108	-0,2985	-0,2863
Conta-própria	0,0194	-0,0367	-0,0181	0,0042
Empregador	0,7651	0,7181	0,7082	0,6535
Escolaridade	0,1050	0,1036	0,1053	0,0995
Sexo feminino	-0,3570	-0,3967	-0,3746	-0,3374
R ²	0,5217	0,5179	0,5092	0,4824

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMÍ-
CÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003.
(CD-ROM).

Tabela 2

Contribuições bruta e marginal dos principais determinantes da desigualdade para a Região Sul do Brasil — 1992-2001

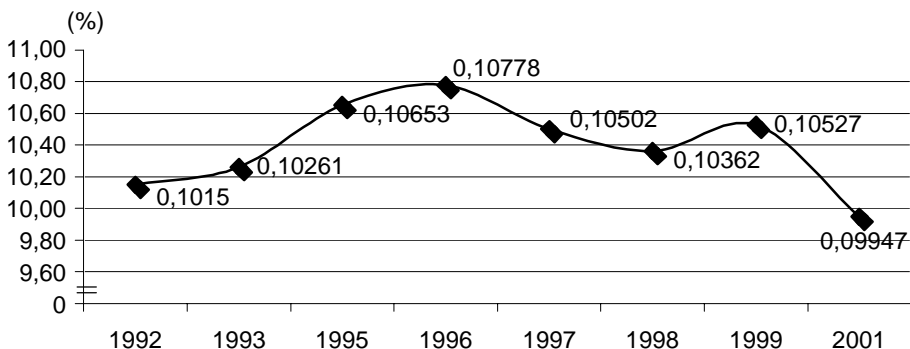
VARIÁVEIS	1992		1993		1995		1996	
	CB	CM	CB	CM	CB	CM	CB	CM
Idade	9,02	4,92	8,30	4,81	8,80	4,76	8,66	4,57
Escolaridade	27,69	12,93	22,11	13,13	31,27	14,71	29,75	15,24
Posição na ocupação	15,62	2,90	19,69	3,52	19,48	3,64	18,67	3,04
Cor	2,42	0,14	2,45	0,36	2,47	0,10	2,26	0,17
Jornada de trabalho	2,83	2,64	2,67	2,59	3,18	2,12	3,26	2,15
Estado	0,65	0,70	0,03	0,29	0,02	0,45	0,07	0,36
Setor de atividade econômica	2,84	1,50	0,85	0,70	3,62	2,81	3,24	2,71
Gênero	3,71	2,45	4,68	2,56	3,64	2,93	3,20	2,78

VARIÁVEIS	1997		1998		1999		2001	
	CB	CM	CB	CM	CB	CM	CB	CM
Idade	9,30	4,82	8,86	4,90	8,58	4,82	8,33	4,64
Escolaridade	30,43	14,65	30,31	14,38	30,87	15,2	28,74	14,52
Posição na ocupação	21,73	3,72	19,42	3,59	16,86	3,57	16,99	3,41
Cor	2,93	0,15	2,52	0,11	2,65	0,27	1,94	0,22
Jornada de trabalho	4,82	2,81	3,49	2,33	3,89	2,34	3,65	2,82
Estado	0,04	0,45	0,08	0,31	0,06	0,19	0,10	0,14
Setor de atividade econômica	2,80	2,52	4,16	3,10	3,97	2,48	4,00	1,88
Gênero	3,80	2,49	3,44	3,01	2,69	2,75	2,73	2,49

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

Gráfico 3

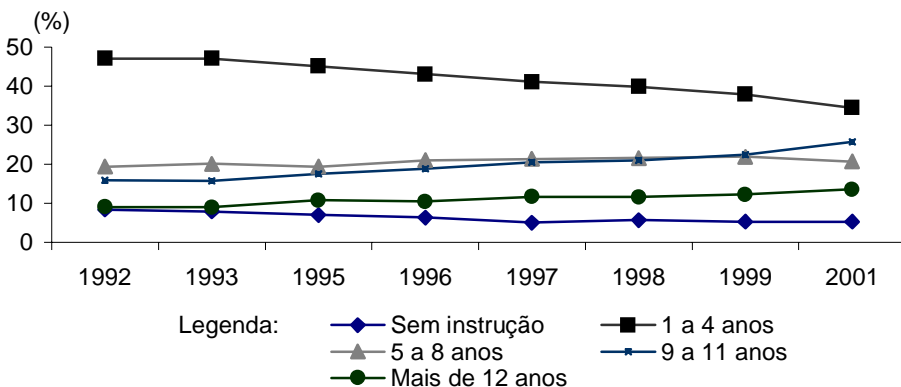
Evolução dos diferenciais do rendimento esperado, variável educação, para a Região Sul do Brasil — 1992-2001



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

Gráfico 4

Composição das pessoas ocupadas, conforme o grupo educacional, na Região Sul do Brasil — década de 90



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

A redução dos grupos com nível educacional mais baixo foi acompanhada do aumento dos grupos com nove a 11 anos de escolaridade e com mais de 12 anos, pois o primeiro aumentou cerca de 10 pontos percentuais, e o segundo, quatro.

No período analisado, a relação entre oferta educacional e demanda por trabalho apresenta-se muito próxima à da década de 80, quando ocorreu uma melhoria educacional, com aumento da oferta de pessoas qualificadas (mais educadas) acompanhado por um quadro de estagnação econômica, ou seja, de retração na demanda por mão-de-obra, explicando, assim, a continuidade do elevado perfil de renda associado à educação.

A variável idade também se destaca dentre os determinantes dos rendimentos. A contribuição bruta da variável idade gira em torno de 8% nos diversos anos, e a marginal, ao redor de 4%, também apresentando relativa estabilidade durante a década.

Conforme a Tabela 1, enquanto o coeficiente da variável idade se apresentou positivo, o quadrado dessa variável mostrou-se negativo, o que indica que há uma idade para a qual o rendimento alcança seu valor máximo.¹⁴ Como se percebe no Gráfico 5, a idade para a qual o valor esperado do rendimento é máximo foi aumentando ao longo da década de 90,¹⁵ sendo que de 47 anos em 1992 passou para quase 51 anos em 2001.¹⁶ Esse aumento da idade pode ser também notado através da participação das pessoas no mercado de trabalho da Região Sul, conforme Gráfico 6.

Vê-se que há uma redução da participação da classe de pessoas mais novas (10 a 24 anos e 25 a 34 anos, com perda de aproximadamente quatro e três pontos percentuais respectivamente) e aumento das classes com mais idade (45 a 54 anos e 55 a 65 anos, com aumento de três e um ponto percentual respectivamente), confirmando a mudança na pirâmide etária do País.¹⁷

¹⁴ Essa idade, de acordo com Hoffmann (2000), é encontrada dividindo-se o coeficiente da variável idade pelo coeficiente da variável idade ao quadrado multiplicado por dois.

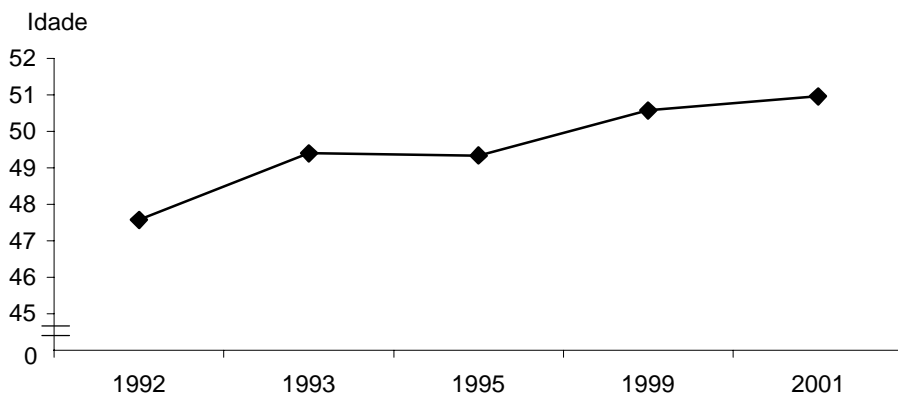
¹⁵ As rendas médias máximas correspondentes às idades de 45 a 52 anos são R\$ 3.157,89; R\$ 3.567,54; R\$ 4.119,36; R\$ 4.020,25; R\$ 4.176,02; R\$ 4.648,77; R\$ 4.430,47; e R\$ 4.034,63 respectivamente.

¹⁶ Para Kassouf (1994), o ponto de inflexão para os homens, no ano de 1990, era 50 anos e para as mulheres, 45 anos.

¹⁷ Para maiores informações, ver Jardim (2000).

Gráfico 5

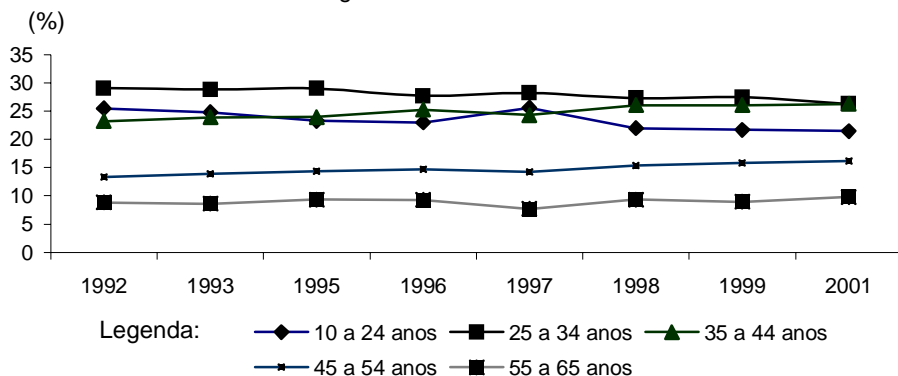
Evolução da idade associada ao máximo rendimento esperado das pessoas ocupadas na Região Sul do Brasil — 1992-2001



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMÍCILOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

Gráfico 6

Composição das pessoas ocupadas, conforme a faixa etária, na Região Sul do Brasil — 1992-2001



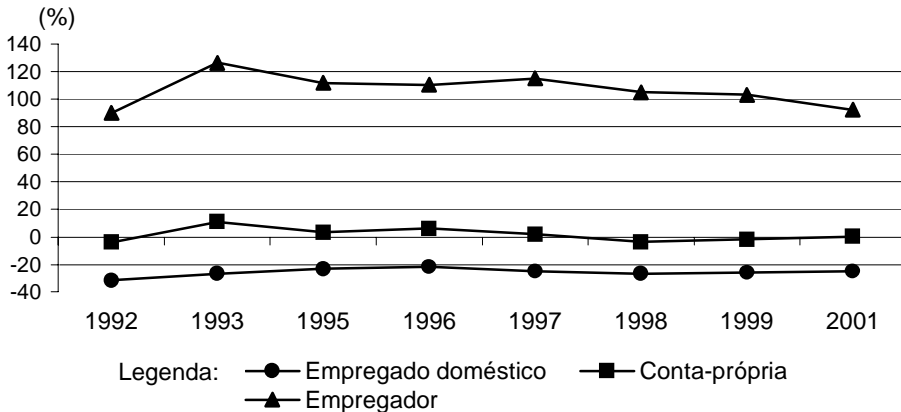
FORNTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMÍCILOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

A variável posição na ocupação, dentre as variáveis incorporadas à análise para detectar elementos de segmentação no mercado de trabalho, foi a que se revelou como mais importante, com uma contribuição bruta de aproximadamente 18,5%, indicando que 18,5% da desigualdade captada pelo Índice T de Theil pode ser atribuída às diferenças de rendimento entre as posições na ocupação, que são os empregados, os empregados domésticos, os trabalhadores por conta própria e os empregadores. Considerando a contribuição marginal para explicar a desigualdade de rendimento na Região Sul do País, esse grupo de variáveis também se destaca, sendo responsável pela explicação de pouco menos de 4% das variações nos rendimentos, como mostra a Tabela 2.

Já com relação às diferenças de rendimento devido às diversas posições na ocupação, percebe-se que são significativas, com o empregador chegando a receber até 130% acima de um empregado (categoria-base), conforme o Gráfico 7.¹⁸ O trabalhador por conta própria oscila entre ganhar um pouco a mais e um pouco a menos que o empregado, enquanto o empregado doméstico possui um rendimento médio abaixo do do empregado (cerca de 30%).

Gráfico 7

Evolução dos diferenciais do rendimento esperado, por posição na ocupação, na Região Sul do Brasil — 1992-2001



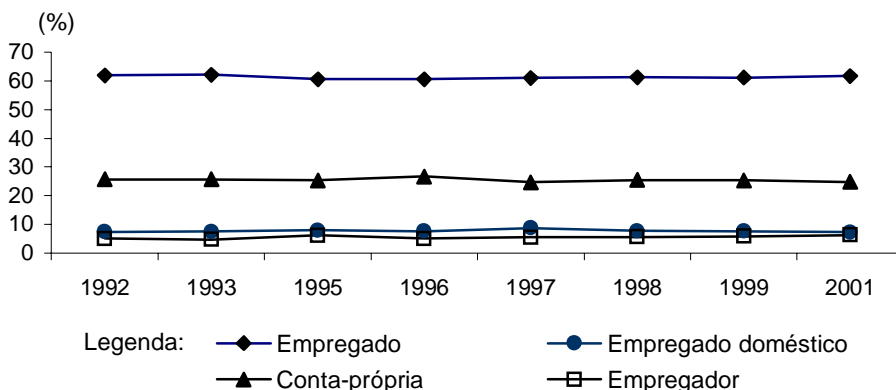
FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

¹⁸ Os percentuais foram obtidos a partir da aplicação da fórmula $100[\exp(b) - 1]\%$ sobre o coeficiente da variável binária.

Pôde-se perceber que, além da alta diferença de rendimento entre os empregadores e os empregados, houve, ao longo do período, um pequeno aumento do número de empregadores, como apresentado no Gráfico 8. Em 1992, eles eram cerca de 5% da amostra, enquanto, em 2001, representavam 6%.

Gráfico 8

Composição das pessoas ocupadas, conforme a posição na ocupação, na Região Sul do Brasil — 1992-2001



FORNE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

As outras variáveis que podem captar elementos de segmentação, jornada e setor, possuem baixa contribuição para a explicação da desigualdade, porém com uma maior variabilidade no período. A jornada de trabalho em termos de contribuição bruta alcançou um mínimo de 2,67% em 1993 e um máximo de 4,82% em 1997. Já a contribuição marginal oscilou entre 2% e 3%.

Como a variável-base com relação ao tempo de serviço é a jornada de 15 a 39 horas semanais (a menor), os demais coeficientes possuem um diferencial de renda superior, sendo que o mais alto (cerca de 65%) é o referente às pessoas que trabalham mais de 49 horas por semana.

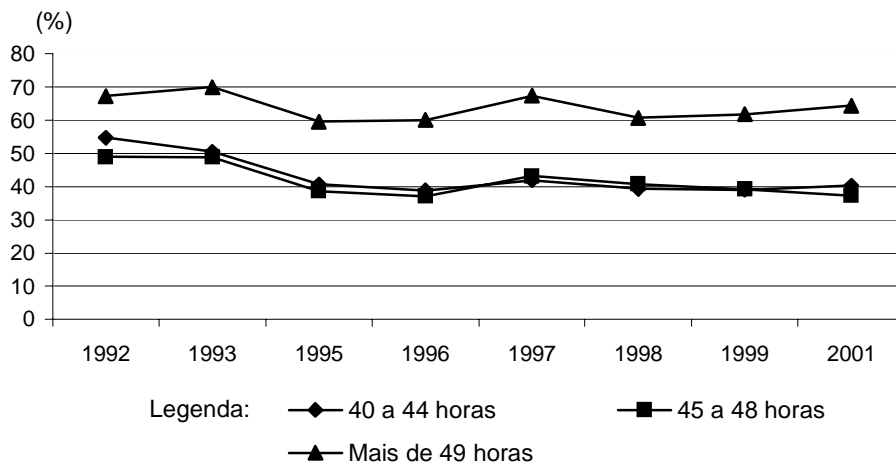
Em 1992, aproximadamente 16% da População Economicamente Ativa com rendimento não nulo trabalhavam de 15 a 39 horas semanais, os demais

grupos, de 40 a 44 horas, de 45 a 48 horas e mais de 49 horas, correspondiam a aproximadamente 39%, 14,5% e 29% respectivamente. Assim, a maior parcela dos indivíduos trabalha de 40 a 44 horas por semana. Essa participação praticamente se mantém ao longo do tempo.

Por outro lado, a variável setor econômico apresentou variações em sua composição, na qual foram considerados a agricultura, a indústria, os serviços e a administração pública. Enquanto o setor serviços aumentou a sua participação de 47% para quase 54% entre 1992 e 2001, a agricultura e a indústria perderam de 19% para 13% e de 27% para 26%, respectivamente, conforme o Gráfico 10.

Gráfico 9

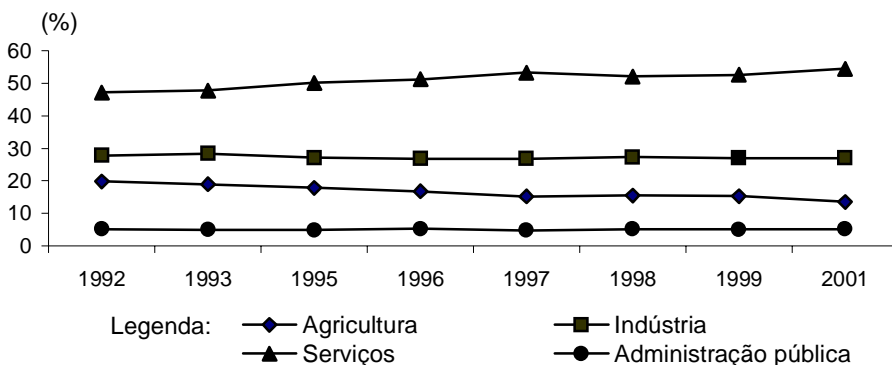
Evolução dos diferenciais do rendimento esperado, por jornada de trabalho, na Região Sul do Brasil — 1992-2001



FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

Gráfico 10

Composição das pessoas ocupadas, conforme o setor de atividade, na Região Sul do Brasil — 1992-2001



FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

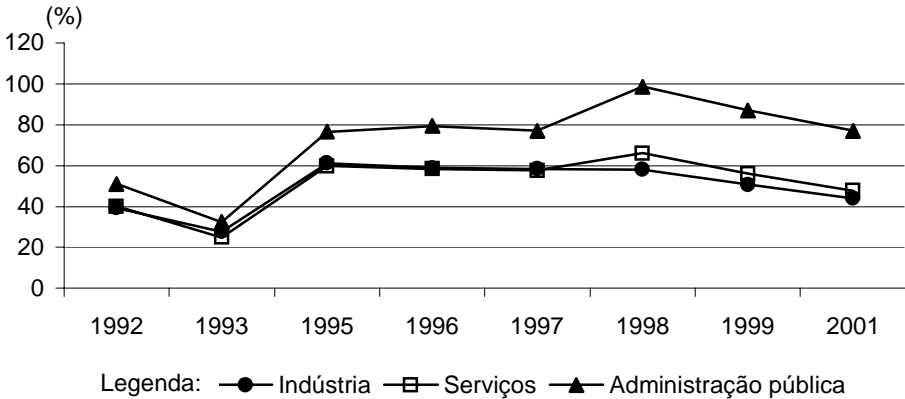
Quanto à análise dos coeficientes das regressões, nota-se que as pessoas ocupadas na agricultura possuem rendimentos menores que as dos demais setores. Os servidores públicos são os que possuem melhores rendimentos, recebendo, em 2001, 77% a mais que as pessoas ocupadas na agricultura. O comportamento dos rendimentos na indústria e no setor serviços não apresenta muita diferença, situando-se próximo a 60% acima do da agricultura no período de 1993 a 1998. Em 1998, houve um pequeno recuo, tendência que permaneceu em 2001, como se pode observar no Gráfico 11.

Quanto à contribuição bruta e marginal, a variável setor econômico apresenta grande oscilação no período — desde 0,85% de CB em 1993 a 4,16% em 1998 —, porém tanto a CB quanto a CM não ultrapassaram a casa dos 4,5%.

No Gráfico 12, pode-se acompanhar a evolução do diferencial de rendimento para as variáveis gênero e cor, sendo que o comportamento se refere ao sexo feminino e aos não-brancos, uma vez que as variáveis tomadas como base são, respectivamente, o sexo masculino e a cor branca.

Gráfico 11

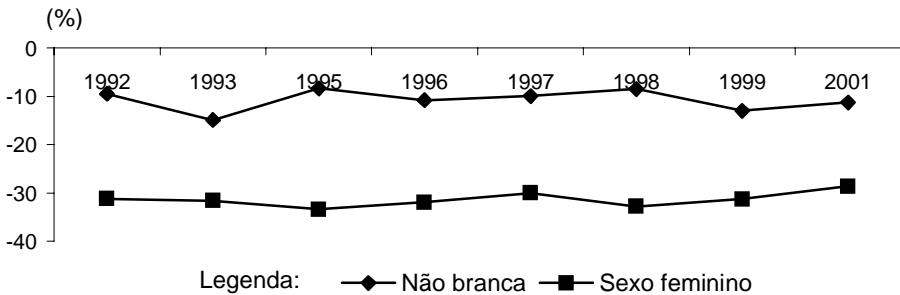
Evolução dos diferenciais do rendimento esperado, por setor de atividade econômica, na Região Sul do Brasil — 1992-2001



FORNE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

Gráfico 12

Evolução dos diferenciais do rendimento esperado, para as variáveis cor e gênero, na Região Sul do Brasil — 1992-2001



FORNE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

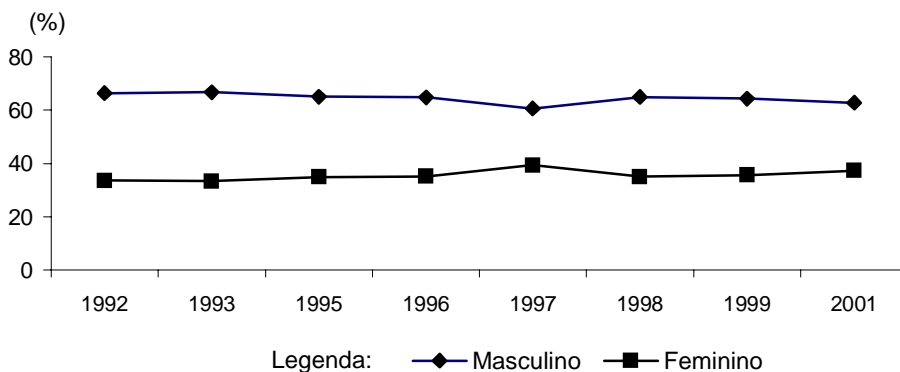
NOTA: Percentuais em relação às categorias tomadas como base (a cor branca e o sexo masculino).

Vê-se, então, que as mulheres recebem aproximadamente 30% a menos que os homens, enquanto os não-brancos recebem 11% a menos que os brancos.¹⁹ O diferencial de rendimentos de acordo com o gênero parece apresentar uma leve tendência de queda; já o de cor não apresenta essa tendência. A variável gênero chegou a explicar, sozinha, 4,68%, em 1993, da desigualdade de rendimentos, considerando a contribuição bruta, enquanto as contribuições marginais giraram ao redor de 2,5%.

Quanto à evolução da participação das mulheres no mercado de trabalho, percebe-se que ocorreu um aumento, conforme Gráfico 13. Em 1992, 33,59% das pessoas economicamente ativas com rendimento não nulo e que haviam fornecido informações eram mulheres, e 66,41%, homens; em 2001, esse quadro apresenta-se com 37,25% de mulheres e 62,75% de homens. Segundo Scorzafave e Menezes-Filho (2001), a taxa de participação das mulheres brasileiras, no período 1982-97, aumentou 13,8%, percentual um pouco maior que o encontrado para a Região Sul do Brasil, cujo aumento foi de aproximadamente 10,8% entre os anos de 1992 e 2001.

Gráfico 13

Composição das pessoas ocupadas, conforme o gênero,
na Região Sul do Brasil — 1992-2001



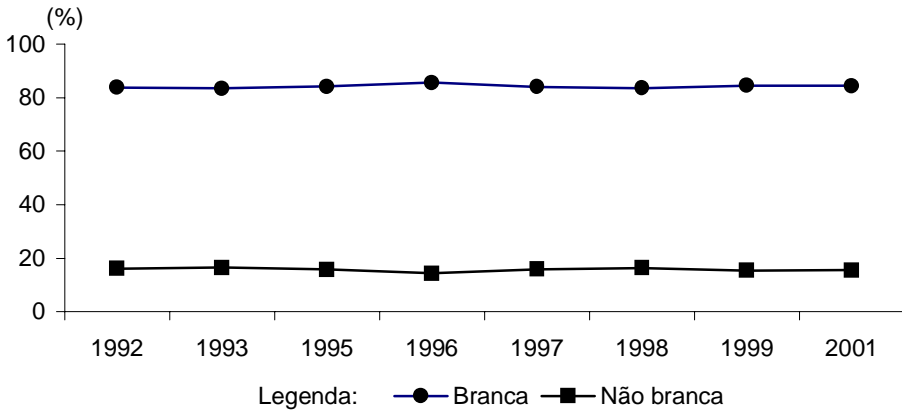
FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

¹⁹ Quanto à discriminação de gênero, o percentual encontrado para a Região Sul está bem próximo ao encontrado para o Brasil, segundo um estudo da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE) *apud* Araújo e Ribeiro (2002). Já a discriminação por cor encontrada no Brasil (Soares, 2000) é superior à encontrada na Região Sul.

Já a variável cor apresentou uma contribuição bruta máxima de 2,93% em 1997, ao mesmo tempo em que marginalmente não alcançou 0,5%. Quanto à composição das pessoas ocupadas, entre brancos e não-brancos, percebe-se que o percentual de não-brancos é pequeno, cerca de 15%, e se manteve ao longo do tempo, enquanto o de brancos é tanto relativa quanto absolutamente grande: cerca de 84%, conforme o Gráfico 14.

Gráfico 14

Composição das pessoas ocupadas, conforme a cor,
na Região Sul do Brasil — 1992-2001



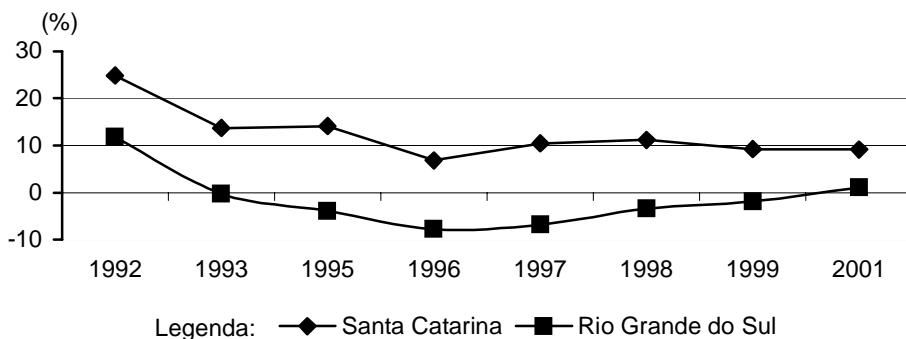
FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

A última variável a ser analisada é a responsável pelas diferenças entre os estados. As contribuições bruta e marginal alcançaram seus valores máximos em 1992 — 0,65% e 0,70% —, porém, nos outros anos, apresentaram valores ainda menores, como 0,02% em 1995, sugerindo que existe pouca diferenciação nos rendimentos entre os três estados.

Com relação à diferenciação de rendimentos entre os estados, o Paraná — estado tomado como base — possui rendimento médio menor que o de Santa Catarina durante todo o período, enquanto, em relação ao Rio Grande do Sul, isso ocorre apenas em 1992 e 2001.

Gráfico 15

Evolução dos diferenciais do rendimento esperado, variável região,
na Região Sul do Brasil — 1992-2001



FORNE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

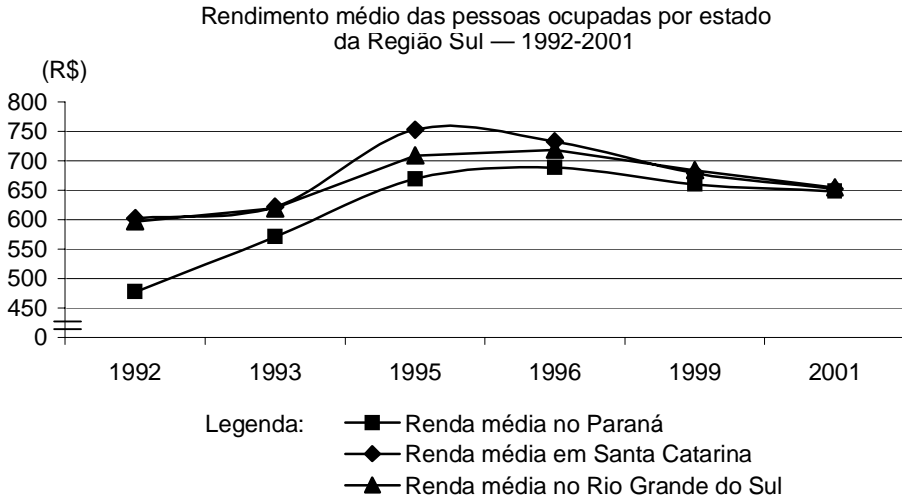
Há uma queda do diferencial de rendimento de Santa Catarina com relação ao Paraná, até 1996, apresentando, depois, uma leve recuperação em 1997 e 1998, voltando ao comportamento de queda em 1999 e 2001. Já o Rio Grande do Sul iniciou 1992 com um rendimento mais de 10% superior ao do Paraná, caiu em 1993, chegando ao seu menor ponto em 1996, com 7% a menos que o rendimento paranaense. A partir daí, apresentou uma trajetória de recuperação até 2001,²⁰ como se pode confirmar no Gráfico 16.

É importante perceber que, no período 1993-01, tanto Santa Catarina quanto o Rio Grande do Sul perdem parte do diferencial positivo que possuíam com relação ao Paraná, indicando que a mudança se deu, na realidade, no comportamento do rendimento paranaense, através de uma melhora na renda média do Paraná.

Por fim, através da análise de dados empilhados, podem-se observar os resultados da estimação de dados de efeito tipo (estado) e de efeito tempo na Tabela 3.

²⁰ Note-se que os anos em que há uma queda do diferencial de rendimento do Rio Grande do Sul (1994 a 1997) são exatamente o período em que a taxa de crescimento do PIB teve a média de 0,4% (Accurso, 2000).

Gráfico 16



FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE
DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro:
IBGE, 2003. (CD-ROM).

Considerando que a metodologia de dados empilhados tem mais de um ano como objeto de análise, o modelo sugere que existe diferença de rendimento entre os três estados analisados, como se nota através dos coeficientes das variáveis binárias no modelo com efeito tipo (estado), os quais são estatisticamente significativos, confirmando os resultados encontrados na análise de contribuição marginal e bruta: as pessoas ocupadas no Estado de Santa Catarina são as que possuem maior rendimento (12,60% acima das ocupadas no Paraná, no modelo de efeito tipo, e 12,81%, no modelo de efeito total), sendo seguidas pelas ocupadas no Rio Grande do Sul e no Paraná. Porém verifica-se somente uma pequena diferença entre estes dois últimos estados (1,14% no efeito tipo e 1,20% no efeito total).

Tabela 3

Equações de rendimento estimadas para a Região Sul do Brasil — 1996 e 2001

PARÂMETROS	SEM EFEITOS		EFEITO GRUPO (Estado)	
	Estimativa	Erro-padrão	Estimativa	Erro-padrão
Intercepto	2,9556	0,0210	2,9255	0,0211
Tempo				
Ano de 1996				
Ano de 2001				
Estados				
Santa Catarina			0,1187	0,0073
Rio Grande do Sul			0,0114	0,0060
Sexo feminino	-0,3627	0,0064	-0,3642	0,0064
Idade	0,0786	0,0010	0,0785	0,0010
Idade ²	-0,0007	0,0000	-0,0007	0,0000
Cor não branca	-0,1326	0,0075	-0,1167	0,0076
Escolaridade	0,1019	0,0007	0,1020	0,0007
Posição na ocupação				
Empregado doméstico	-0,3008	0,0116	-0,3000	0,0116
Conta-própria	0,0138	0,0071	0,0139	0,0071
Empregador	0,6779	0,0124	0,6784	0,0124
Tempo semanal de trabalho				
De 40 a 44 horas	0,3692	0,0084	0,3667	0,0084
De 45 a 48 horas	0,3526	0,0099	0,3512	0,0099
Mais de 49 horas	0,4934	0,0089	0,4894	0,0088
Setores de atividade				
Indústria	0,3928	0,0090	0,3863	0,0090
Serviço	0,3955	0,0086	0,3968	0,0086
Administração pública	0,5275	0,0145	0,5281	0,0144

(continua)

Tabela 3

Equações de rendimento estimadas para a Região Sul do Brasil — 1996 e 2001

PARÂMETROS	EFEITO TEMPO		EFEITO TOTAL (tempo e grupo)	
	Estimativa	Erro- -padrão	Estimativa	Erro- -padrão
Intercepto	2,9048	0,0210	2,8744	0,0211
Tempo				
Ano de 1996	0,1469	0,0066	0,1463	0,0066
Ano de 2001	-0,0051	0,0065	-0,0079	0,0065
Estados				
Santa Catarina			0,1206	0,0072
Rio Grande do Sul			0,0120	0,0060
Sexo feminino	-0,3620	0,0064	-0,3635	0,0064
Idade	0,0786	0,0010	0,0786	0,0010
Idade ²	-0,0007	0,0000	-0,0007	0,0000
Cor não branca	-0,1276	0,0074	-0,1113	0,0075
Escolaridade	0,1026	0,0007	0,1026	0,0007
Posição na ocupação				
Empregado doméstico	-0,3022	0,0115	-0,3013	0,0115
Conta-própria	0,0110	0,0070	0,0111	0,0070
Empregador	0,6797	0,0123	0,6802	0,0123
Tempo semanal de trabalho				
De 40 a 44 horas	0,3668	0,0084	0,3642	0,0084
De 45 a 48 horas	0,3524	0,0099	0,3510	0,0099
Mais de 49 horas	0,4935	0,0088	0,4894	0,0088
Setores de atividade				
Indústria	0,3932	0,0089	0,3867	0,0089
Serviço	0,3941	0,0086	0,3955	0,0086
Administração pública	0,5243	0,0144	0,5249	0,0144

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

Pode-se dizer que a variável dependente também foi afetada pelo comportamento macroeconômico do País, já que houve uma variação estatisticamente significativa no efeito tempo. Nota-se que há um aumento na renda média, no ano de 1996, com relação a 1992, de 15,82% e uma redução da renda em 2001, sendo que, nesses anos, a renda média na Região Sul era 0,50% menor que a renda do ano de 1992. Provavelmente, esse comportamento foi ocasionado por políticas e planos econômicos, sendo de grande relevância o papel do Plano Real implementado no Brasil, em 1994, que foi responsável por um aumento do poder aquisitivo; entretanto, a economia brasileira enfrentou grandes dificuldades no período subsequente, com as crises internacionais e seus reflexos na economia nacional.

4 - Considerações finais

Ciente da importância de se descobrirem as prováveis razões da desigualdade de renda, neste trabalho, procurou-se focar a análise nos determinantes do rendimento para a Região Sul do Brasil, no intuito de perceber, apesar de esta não ser uma das regiões com o maior nível de desigualdade de renda no País, se houve, ao longo do período 1992-01, alterações qualitativas e quantitativas nesses determinantes.

Assim, com base na literatura, foi possível estabelecer alguns dos principais determinantes do rendimento, dos quais foram utilizados neste trabalho: educação, idade, posição na ocupação, cor, gênero, setor de atividade econômica, região (estados) e jornada de trabalho.

Na análise da desigualdade de renda, percebeu-se que a Região Sul, em 1995, apresentou redução dos Índices de Gini e T de Theil, possivelmente ocasionado pelo processo redistributivo do Plano Real.

Anos de escolaridade (*proxy* para nível educacional) e idade (*proxy* para experiência), concordando com a literatura, destacaram-se dentre os determinantes de rendimento relacionados às características produtivas do indivíduo. A contribuição bruta da variável educação oscilou entre 20% e 30%, enquanto a contribuição marginal foi superior a 12%; já para a variável idade, a contribuição bruta permaneceu em torno de 8%, ao passo que a marginal foi um pouco maior que 4%.

Percebe-se que houve um aumento de oferta de mão-de-obra qualificada no período, através do número de pessoas com níveis maiores de escolaridade na Região Sul. Porém esse aumento não foi suficiente para reduzir substancialmente o diferencial de renda associado à educação, que permaneceu alto.

Os resultados do trabalho apontam a existência de práticas de discriminação de gênero e cor no mercado de trabalho da Região Sul, porém, enquanto se nota uma leve tendência de redução do nível de discriminação de gênero no período, isso não acontece com a discriminação por cor. Ainda se revela um aumento de aproximadamente 10,8% da participação da mulher entre as pessoas ocupadas na Região Sul do Brasil, entre 1992 e 2001.

A posição na ocupação também se destacou dentre os fatores que contribuem para a desigualdade de renda, sendo que a sua contribuição bruta foi, depois do determinante nível educacional, a segunda maior, ficando entre 15% e 20%. A maior desigualdade de renda, advinda do determinante posição na ocupação, apontada pela equação de rendimento foi entre empregados e empregadores, com estes últimos chegando a possuir um rendimento até 130% acima do de um empregado.

Quanto à diferença de renda derivada de setores econômicos, chama atenção o rendimento na administração pública, com um diferencial positivo bem acima dos demais.

A região é o fator que possui menor grau de contribuição bruta e marginal, sendo que o rendimento médio, em Santa Catarina, foi superior ao do Paraná e ao do Rio Grande do Sul em todo o período estudado. Contudo notou-se também que ocorreu um movimento distinto no rendimento médio em cada estado, com uma redução do diferencial de rendimento de Santa Catarina e do Rio Grande do Sul com relação ao Paraná (tomado como base), indicando um processo de crescimento do rendimento médio paranaense acima do crescimento dos dois outros estados da Região Sul.

Todos esses resultados foram confirmados pela análise de dados de efeito tempo e efeito tipo (estado), pois as binárias para os Estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul foram estatisticamente significativas, indicando que os estados possuem rendimentos distintos. Ao mesmo tempo, através do comportamento das binárias de tempo, observa-se que o comportamento macroeconômico do País se refletiu na Região Sul.

Dessa forma, como as características individuais produtivas, principalmente a educação, têm grande importância na determinação do rendimento das pessoas ocupadas da Região Sul, fica nítida a necessidade de políticas públicas mais agressivas, que ampliem as oportunidades de educação formal e treinamento profissional. Diversos trabalhos citam sugestões, como aumentar a oferta de escolas públicas e centros de treinamento vocacional gratuitos ou subsidiados, de créditos educativos e bolsas de estudo.

Referências

- ACCURSO, J. S. A economia gaúcha nos anos 90. In: FLIGENSPAN, F. B. (Coord.). **Economia gaúcha e reestruturação nos anos 90**. Porto Alegre: FEE, 2000.
- ARAÚJO, V. F.; RIBEIRO, E. P. Diferenciais de salário por gênero no Brasil: uma análise regional. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza: Banco do Nordeste, v. 33, n. 2, p. 196-217, abr./jun. 2002.
- BONELLI, R. Crescimento, desigualdade e educação: notas para uma resenha com referência no Brasil. **Economia Aplicada**. São Paulo: FIPE/IPE/USP, v. 06, n. 4, p. 819-873, out./dez. 2002.
- BONELLI, R.; RAMOS, L. Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70. **Revista de Economia Política**. São Paulo: Centro de Economia Política, v. 13, n. 2, p. 76-97, abr./jun. 1993.
- COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. **Diferenciais de salário no Brasil**: um breve panorama. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para discussão, n. 898).
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. (2002). **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para discussão, n. 897).
- CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D. (2002). **Determinantes da renda do trabalho no setor formal da economia brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para discussão, n. 885).
- DEDECCA, C. S. A reorganização econômica, absorção da mão-de-obra e qualificação. **Revista de Economia Política**. São Paulo: Centro de Economia Política, v. 22, n. 2, p. 59-77, abr./jun. 2002.
- FERREIRA, F. H. G. Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classes ou heterogeneidade educacional. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p.131-158.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HOFFMANN, R. **Distribuição de renda**: medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo: USP, 1998.

HOFFMANN, R. Mensuração da desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p. 81-105.

JARDIM, M. L. T. (2000). Dinâmica demográfica do Rio Grande do Sul. In: FLIGENSPAN, F. B. (Coord.). **Economia gaúcha e reestruturação nos anos 90**. Porto Alegre: FEE, 2000.

KASSOUF, A. L. The wage rate estimation using the Heckman procedure. **Revista de Econometria**. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, v. 14, n. 1, p. 89-107, abr./out. 1994.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992/2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. (CD-ROM).

RAMOS, L. R. A.; REIS, J. G. A. Distribuição da renda: aspectos teóricos e o debate no Brasil. In: CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. **Distribuição de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 2000.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p.159-176.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: IPEA, v. 31, n. 3, p. 441-478, dez. 2001.

SENNA, J. J. Escolaridade, experiência no trabalho e salários no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro: FGV, v. 30, n. 2, p. 163-194, abr./jun. 1976.

SOARES, S. S. D. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para discussão, n. 769).

UEDA, E. M. **Educação e rendimentos**: uma abordagem econométrica. Campinas: IE/UNICAMP, 2001. (Dissertação de Mestrado).