

Descompassos entre o Ensino Médio e Superior no Brasil: um estudo sobre as desigualdades de acesso baseado nos dados da PNAD

Vagner Alves (FGV-SP)

vagneralves@gymail.br

Resumo

Este artigo explora alguns resultados de estudo sobre as características que diferenciam o público jovem que ingressa no ensino superior brasileiro e aquele formalmente apto a fazê-lo – isto é, os concluíram o ensino médio ou um seu equivalente - mas não ultrapassaram a barreira do acesso a uma IES no Brasil. Saber em que medida o conhecimento de uma característica influi sobre as chances de ingresso é um dos objetivos centrais desta pesquisa que para isto se utiliza do modelo logit para variável dependente qualitativa binária. Os resultados principais são a identificação de padrões raciais de progressão escolar e desempenhos raciais distintos em um mesmo patamar de renda per capita das famílias; a maior importância explicativa da dimensão urbana no acesso ao ensino superior ao longo do tempo; um grau de seleção - no sentido de Arrow - relativamente mais elevado na Região Nordeste; a ampliação de características estatisticamente significativas no ano de 2005 quando comparado com o de 1996 e uma indicação para consideração de fatores extra-econômicos presentes no sucesso da progressão nos ciclos de ensino.

Palavras-chave: educação, desigualdades, padrões raciais, diferenças regionais.

Abstract

This paper works on the subject the access to high education in Brazil from the universe of young people between 18 to 30 years old and try to identify what economic, social, racial, personal and regional differences could be find among the young people that got to access to university and the others that did not achieve that goal. For this propose this article did some regressions with logit model for the binary qualitative dependent variable. The main results were: gender matters – be woman makes a positive difference; there are some racial and geography patterns in the access to high education in Brazil; there some extra-economic reasons shaping the performance into educational levels and the statistics results are more expressive recently than 12 years ago.

Key-words: education, inequalities, racial patterns, regional difference.

Introdução

Este trabalho sintetiza alguns resultados obtidos numa pesquisa, ainda em desenvolvimento, sobre as características dos potenciais ingressantes ao ensino superior no Brasil e sobre como o conjunto de características deste grupo se diferencia daquele grupo que já ultrapassou a barreira do vestibular entre os anos de 1996 e 2005. Neste contexto, se procura trabalhar com as condições econômicas a partir de dois cortes. No primeiro procurando acompanhar qual o papel que cumpre na explicação das diferenças entre jovens de todo o universo. No segundo, procura-se reunir estratos da população dentro de uma condição econômica semelhante. Para este caso, as diferenças existentes nas participações nos ensinos médios e superior segundo a raça, sexo, localização entre outras existentes não poderiam ser explicadas pelas diferenças econômicas e outros fatores deveriam ser procurados para a desigualdade.

Também se interessa em saber se existem padrões de desigualdades raciais, econômicas e espaciais que caracterizem uma mudança com o cenário identificado a dez anos atrás, quando a nova LDB ainda não havia gerado seus efeitos e uma série de políticas públicas para o ensino básico e superior ainda não tinham sido implementadas. Alguns estudos foram feitos nesta área, no âmbito de universidades, mas existe uma escassez de informação abarcando conjuntos demográficos mais amplos – fator que motivou a exploração dos dados da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios – a PNAD.

Um princípio que motiva esta investigação é o entendimento que o efeito das políticas públicas pode ser mais eficiente quanto maior seja o conhecimento do universo no qual esta se aplica. Delimita-se o estudo ao universo de pessoas entre 18 e 30 anos de idade por partir-se do princípio de que as políticas públicas para o ensino superior tem seu grande eixo de força e de identificação de sucesso na performance obtida pelos jovens e não no quantum de trabalhadores que já viveram a maior parte da sua vida útil no mercado de trabalho. Para este fim são utilizados o modelo logit para variável dependente qualitativa binária, a ser sumariado na próxima seção, e um elenco de variáveis representativas das características de ingresso a serem exploradas nos dados descritivos da próxima seção e nas estimações econométricas da seção subsequente que explora tanto o total espaço amostral quanto a população separada por quartis de renda per capita.

1 - O modelo logit para variável dependente qualitativa binária

Este trabalho lida com uma variável dependente que é formada pela combinação de 10 itens do questionário de educação da PNAD-IBGE de 1996 e 2005. A partir desta combinação gerou-se uma variável denominada “Aptos”: uma variável qualitativa binária que assume os valores 1 e 0. Entende-se como apto a cursar ensino superior, ou simplesmente *Apto*, o indivíduo que concluiu o ensino médio, mas não está cursando ou nunca cursou uma instituição de nível superior – “IES”. Para este indivíduo será atribuído o número um – ou a variável APTOS assume valor igual a 1.

Quando o indivíduo se encontra cursando uma IES ou alguma vez se matriculou em um curso de nível superior a variável *APTOS* assumirá o valor zero – os indivíduos nesta condição serão designados nas tabelas ou gráficos como “universitários”. Vale ressaltar, portanto, que esta variável dependente se aplica ao universo daqueles que concluíram o ensino médio, sendo um Não-Apto aquele que não logrou esta conclusão que para coeficiente da estimação será assumido como um valor ausente na variável explicativa. O modelo Logit é aplicável a situações em que a variável dependente é binária - significando ter ou não uma determinada característica, estar ou não numa determinada situação.

Quando trata do modelo de probabilidade linear, Wooldridge(2005) afirma que como “...y pode assumir somente dois valores, β , não pode ser interpretado com a mudança de y devido ao aumento de uma unidade em x_j , mantendo fixos todos os outros fatores: y somente muda de zero para um ou de um para zero. No entanto, os coeficientes β ainda têm interpretações úteis. Se assumirmos a hipótese de média condicional zero é válida, isto é, $E(u/x_1...x_n) = 0$, então teremos, como sempre,

$$E(y/x) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k,$$

onde x é uma forma abreviada que representa todas as variáveis explicativas”(WOOLDRIDGE, 2005:231p)

O que seria importante e que sempre seria importante que

$P(y = 1/x) = E(y/x)$ que resultaria portanto em que

$$P(y = 1/x) = E(y/x) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k$$

Entendendo-se $P(y = 1/x)$ como a probabilidade de sucesso ou de que o corra o evento associado com o número um dado o conjunto de informações, x, postas no processo de análise estatística ou econométrica. Uma característica diferenciadora do modelo Logit é que ele acomoda os resultados dentro de um intervalo a partir da utilização de **uma função de ligação em formato de S**. Esta função limita os efeitos das variações decorrentes dos valores assumidos pelas variáveis independentes a um intervalo em que os valores da variável depende não sejam menores que zero e nem maiores que um.

Representando esta função de ligação como **G**, teríamos:

$$P(y = 1/x) = G(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k)$$

Uma vez que os valores são acomodados neste intervalo, pode-se tentar avaliar se um determinado conjunto de características está mais associado ao valor um ou ao valor zero, o que permite interpretar este modelo em termos “chances de sucesso” (de estar ou não numa situação), ou seja, assumir o valor um. Estes resultados do modelo são associados ao nível de significância e desvio padrão de cada variável explicativa - que pode ser tanto numérica (contínua ou discreta) como categórica ou nominal. Estas e outras características estatísticas são apresentadas pelos programas estatísticos que são apropriados para a operação com microdados.

Como a identificação das probabilidades de cada característica é obtida por um processo de Máxima-verossimilhança (que diz respeito a uma distribuição conjunta), pode-se simultaneamente testar a relevância de se saber se o conhecimento de uma característica de um indivíduo – ou seja, seu sexo, raça etc - implica em expectativas diferentes quanto ao sucesso ou insucesso, no que diz respeito ao ingresso no sistema de ensino superior brasileiro. Estas características do Logit permitem tratar uma determinada informação como uma probabilidade condicional (ao fato de se conhecer uma característica do indivíduo) e avaliar, em particular, se o conhecimento de cada característica do indivíduo, isolada ou combinada com um outro atributo, amplia as chances de o indivíduo assumir o valor um, isto é, ser APTO.

Diante destas possibilidades, foram realizadas estimações a partir do modelo Logit que tiveram como fonte de dados as PNADs de 1996 e 2005. Nestas estimações, procurou-se avaliar as chances que um indivíduo entre 18 e 30 anos de idade residente no Brasil teria de ser APTO, isto é, ter concluído o ensino médio, mas nunca ter ingressado no ensino superior, dado o conjunto de características determinadas na estimação.

No entanto, antes de expor os resultados do Logit, começaremos o capítulo seguinte com uma análise de dados tabulados gerados por este estudo para que se satisfaça a dois propósitos:

- A. o de permitir a identificação de padrões que, posteriormente, podem ser associados aos resultados da estimação e
- B. o de propiciar a percepção de fatos que não estão expressos diretamente na saída de resultados produzidos pelo modelo logit para variáveis dependentes binárias.

Ambos ampliam o poder interpretativo do estudo e enriquecem a qualidade do debate sobre a pertinência de políticas públicas. A seção seguinte deste artigo, portanto, explora os dados descritivos. Inicia-se com a descrição dos dados sobre gênero e depois trata da distribuição das raças entre os dois níveis de ensino abordados. Segue-se uma visão sintética de três cortes espaciais: grandes regiões administrativas, regiões metropolitanas e áreas urbanas. Na seção final são apresentadas as dez estimações para o modelo logit onde o uso de estimações condicionadas aos quartis permite “isolar” a influência econômica e procura avaliar se persistem diferenças entre os indivíduos – especialmente segundo a raça e região de localização.

2.1 Os aspectos pessoais: gênero no acesso para o ensino superior

A observação dos microdados do ponto de vista dos agregados por gênero mostra que não é possível que se afirme que existe alguma desvantagem da participação das mulheres no que se refere à presença nos níveis médio e superior de ensino. Pelo contrário, em seu conjunto, as mulheres jovens se situam num contexto em que o ingresso nas IES lhes é favorável quando comparados aos homens da mesma faixa etária. Em 1996, dos 33,9 milhões de pessoas entre 18 e 30 anos de idade, as mulheres se constituíam em 50,8% da população, 57% dos aptos e 57,8% dos universitários. Em 2005, o que muda é a participação no nível do ensino superior: dos 41,8 milhões de jovens no ano de 2005, 50,8% são mulheres que por sua vez participam em 53,9% dos quase 14 milhões de Aptos e em 57,6% do total de 5,8 milhões de universitários. Estes dados corroboram as estimações expostas no capítulo seguinte onde os efeitos marginais para o logit binário apontam que a probabilidade do homem ser Apto (portanto, não ser universitário) é mais elevada que a correspondente às mulheres entre os que concluíram o ensino médio.

No que diz respeito às raças ou cores declaradas nas PNADs de 1996 e 2005, os resultados se encontram sintetizados na tabela que se segue que mostra o percentual existente de mulheres em cada contingente racial segundo seu nível de estudo. Nesta tabela se pode ver que as mulheres brancas aumentaram a participação percentual em ambos os níveis de escolaridade, o contrário do que ocorreu com as mulheres negras e pardas – embora a participação absoluta das negras na população tenha aumentado. As estatísticas básicas mostram que este aumento se deu, sobretudo, pelo maior contingente de homens que passaram a concluir o ensino médio e não pela diminuição em termos absolutos das mulheres neste nível de ensino. Entre as que se declararam amarelas registra-se uma mudança acentuada em duas direções contrárias: aumento na participação entre os aptos e diminuição da participação entre os universitários de sua própria cor.

Tabela 1 - Percentual de mulheres na população entre aptos e universitários segundo as respectivas raças

1996	Índios	Brancos	Negros	Amarelos	Pardos
População.	47,15	51,81	47,7	55,62	49,87
Aptos	85,37	57,39	60,43	43,86	58,54
Universitários	NC	56,46	61,43	65,47	58,89
2005	Índios	Brancos	Negros	Amarelos	Pardos
População.	51,78	52,13	49,92	57,97	49,51
Aptos	65,88	53,44	55,91	59,41	54,1
Universitários	39,73	57,35	58,48	54,43	58,74
Var(%)	Índios	Brancos	Negros	Amarelos	Pardos
População.	9,82%	0,62%	4,65%	4,23%	-0,72%
Aptos	-22,83%	-6,88%	-7,48%	35,45%	-7,58%
Universitários		1,58%	-4,80%	-16,86%	-0,25%

Fonte: IBGE - PNADs 1996, 2005

Elaboração própria

Quanto à variação percentual, existem alguns padrões nítidos além do crescimento da participação do gênero na população – que só não ocorre entre as mulheres pardas. Com exceção das mulheres que se declararam amarelas, houve uma queda da participação feminina em termos absolutos no grupo dos Aptos. Esta abrangência da queda relativa na participação feminina verifica-se também entre os universitários onde apenas as brancas ampliaram a participação com relação aos homens.

Estas diminuições sugerem que os homens possam estar ampliando sua participação devido à natureza de algumas políticas compensatórias que atrelam transferências para as famílias em contrapartida da presença dos filhos menores na escola, atenuando a saída da criança ou adolescente do sexo masculino para colaboração no sustento familiar. Colabora também para este fato, a maior difusão de instituições de ensino básico que diminui os custos de deslocamento casa – trabalho - escola. Fato este é corroborado pelas variações que são mais intensas entre os aptos. Em todos os casos – no geral ou sobre a ótica das raças – a diminuição relativa não afetou a maior presença feminina em ambos os níveis de ensino no ano de 2005.

Não é possível dizer se a população indígena está acentuadamente maior nos registros devido ao seu crescimento demográfico propriamente dito ou se devido à melhora da captação de dados – e se for devido última, se a captação não está vinculada exatamente ao motivo estudo: índios que ao se concentrarem localidades onde existam escolas tornam-se mais acessíveis aos entrevistadores. De qualquer forma, este fato não atinge o confiança na informação sobre os demais grupos por ter esta etnia uma participação muito pequena na amostra em ambos os anos.

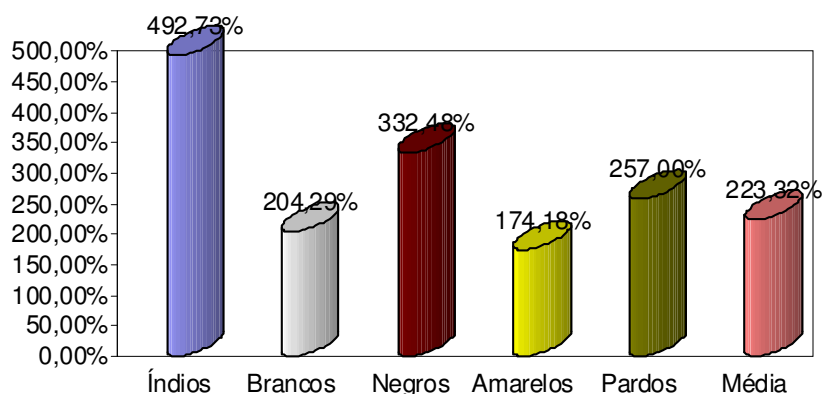
2.2 Aspectos raciais da progressão para o ciclo superior.

A participação das raças no ensino superior é um elemento relevante da discussão sobre a política de cotas nas universidades brasileiras e tem se constituído no tópico mais discutido dentro do debate racial, no que diz respeito à educação. Por um lado, o contingente presente nas IES é também tomado como um indicador de sucesso na progressão escolar de um indivíduo. Por outro lado, as manifestações pró-ações afirmativas se referem constantemente às participações absolutas ou a percentuais de participação nos níveis de ensino que não levam em conta a distribuição da população segundo os diversos grupos raciais – o que permitiria averiguar melhor as disparidades

no acesso à universidade. Esta seção parte da observação deste universo para avaliar a evolução da composição racial associada ao acesso ao ensino superior no Brasil e servirá de referência para avaliar a distribuição dos grupos raciais no contingente de estudantes aptos ao ensino superior.

Deve-se ressaltar que cada indicador apresentado a seguir expressa um percentual inicial referente a cada contingente racial. Desta forma, as variações observadas dizem respeito às duas situações encontradas para cada raça em cada ano observado, no que diz respeito às suas próprias populações. Dito de outra forma, este tipo de análise “isola” as influências demográficas alheias. O Gráfico – 1 está construído de forma que se identifique mais precisamente como se deu o crescimento da participação de cada raça entre os Aptos, nos dois anos estudados.

Gráfico 1 - Brasil, 1996-2005: Variação Percentual da Presença de Cada Raça entre os Aptos ao Ensino Superior segundo os Respectivos Contingentes Popacionais de Jovens entre 18 e 30 anos de Idade



Fonte: IBGE/PNADs 1996 e 2005

Este gráfico mostra de forma clara o que se poderia inferir apenas parcialmente a partir dos quadros anteriores: a população que se declarou parda não só cresceu em sua participação de cada universo observado, mas cresceu também no que diz respeito a seu próprio contingente mais que a média ponderada de todo o universo de jovens abarcado. O gráfico traz resultados que vale que se façam os destaques expostos a seguir.

A. Apesar do decréscimo da sua participação percentual entre os que concluíram o ensino médio, o grupo dos brancos não diminuiu sua participação nos termos absolutos entre os aptos ao ensino superior. Pelo Contrário, a participação entre os Aptos aumentou acentuadamente: houve um crescimento da população de brancos em mais de dois milhões e duzentas mil pessoas, este fato implica que o aumento se deu também em termos absolutos. Este fato é tão mais expressivo quando se sabe que este é o maior contingente populacional do Brasil;

B. O contingente de negros cresce quase uma vez e meia a mais que o contingente de brancos, significando que este período propiciou condições ou estímulos favoráveis à população negra no que diz respeito ao trânsito para o ensino médio e dentro deste ciclo de estudos quando observado em termos quantitativos;

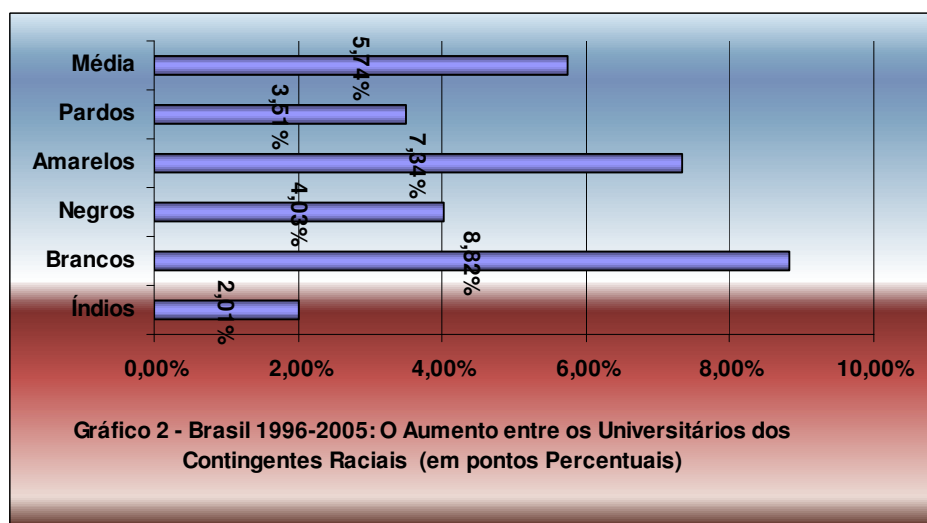
C. A observação dos dados mostra que a população indígena foi a que mais cresceu no período. Este resultado merece algumas qualificações, pois se trata de um contingente de difícil acesso, fato que repercute sobre a confiança do binômio captação/representatividade afetando as possibilidades de comparação estatística. Testes preliminares também apontaram uma forte indicação de circuitos endógenos na captação: quanto mais inseridos nos espaços urbanos ou nos níveis mais elevados de ensino, maior são as chances destes serem entrevistados pela pesquisa – sendo assim que a Bahia - e não os estados da Amazônia - apresenta o maior contingente de índios na PNAD. Por outro lado, seu diminuto quantum não representa nenhum viés para o conjunto das demais variáveis.

D. Por fim, o grupo designado por “amarelos” apresenta o menor crescimento no período entre os indivíduos que se tornaram aptos ao ensino superior. Este fato, contudo, merece qualificações que podem mais bem compreendidas quando se observa o circuito de progressão como um todo, isto é, a transição da condição de Não-Apto para a classificação de Universitários: este grupo é o que tem a menor contingente entre os que não concluíram o ensino médio e a maior participação relativa entre os aptos, no ano 1996, ano-base da variação registrada.

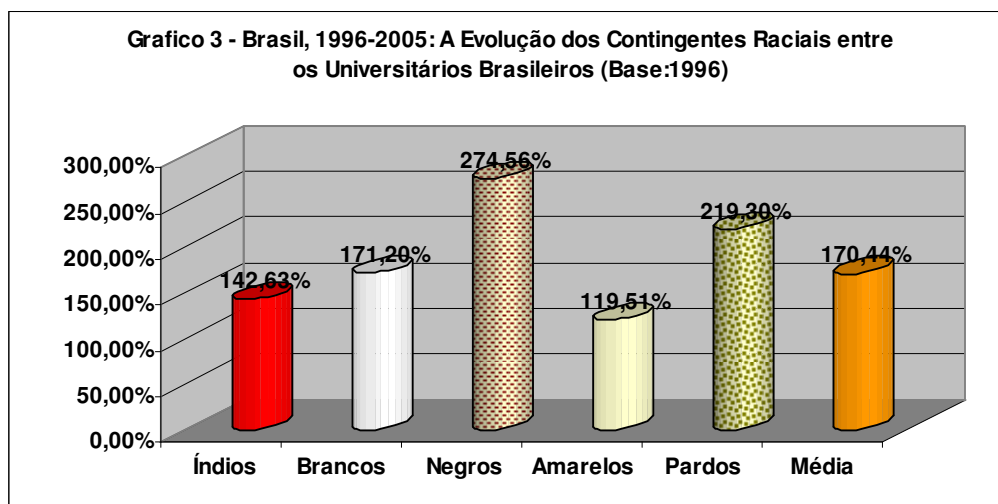
Para que se compreenda melhor o comportamento dos diferentes grupos raciais na situação de aptos ao ensino superior, deve-se levar em consideração o outro grupo espelho: os universitários. Numa visão de conjunto deste circuito se poderá verificar, se existem padrões de progressão escolar e de desigualdade de participação associados a um ou mais grupos raciais.

Neste sentido, passa-se a analisar o comportamento destes estudantes jovens no âmbito do ensino universitário. Em 1996, nem índios, nem negros e nem pardos residentes no Brasil tinham mais de 5% de sua população freqüentando uma instituição de nível superior: os indígenas tinham 4,7% população pesquisada na universidade, os negros 2,3% e os pardos 2,8%. A população branca a esta mesma época continha uma participação 4 vezes maior que a média destes três grupos: continha 12,4% de universitários. A população jovem formada pelos descendentes dos asiáticos, no mesmo período, se encontrava no patamar de 37,6% de pessoas que estudavam ou haviam passado por uma IES: quase três vezes a proporção de brancos, quinze vezes se comparada a dos negros e pardos. Em síntese, as raças partem de patamares muito distintos no ano de referência de comparação e isto não só contribui para explicar o desempenho no espaço das IES até o ano de 2005, quanto para explicação do desempenho do próprio espaço dos aptos anteriormente verificado.

No que diz respeito ainda aos universitários, verifica-se que mesmo sendo sua posição diferenciada, pode-se observar no gráfico que se segue que os amarelos formam um dos grupos que mais cresce em termos de pontos percentuais no que diz respeito às presenças no ensino superior. Só não é maior que a dos Brancos que, dado seu contingente populacional, se constitui no grupo que mais fez ingressar universitários dentro deste período.



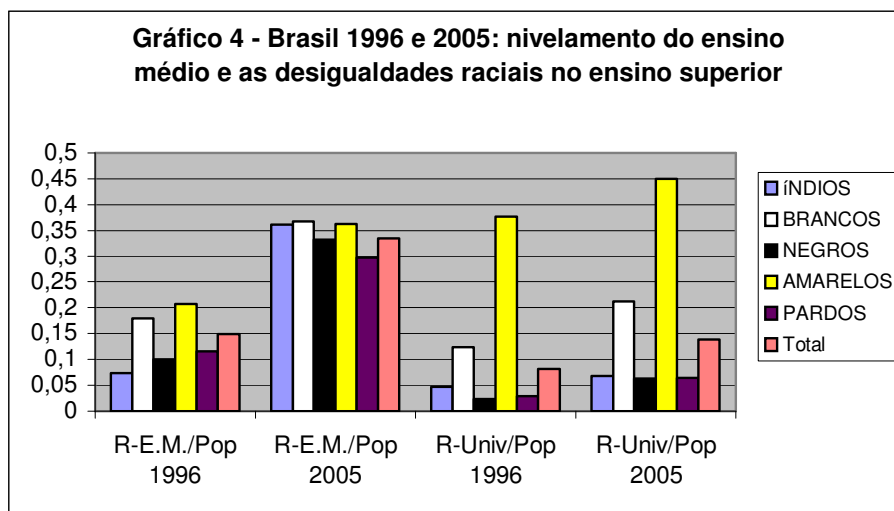
As afirmações feitas nas duas últimas páginas podem levar a compreensão que, em termos quantitativos, o cenário social e de política públicas foi desfavorável aos negros e pardos no que diz respeito ao ingresso no nível superior. Isto não é verdade. Este período não só colocou as diversas etnias ou cores nos mesmos patamares de proporção das respectivas populações no ensino superior, mas ampliou notavelmente a presença dos grupos que estavam mais ausentes. Em termos quantitativos, quando se toma a própria base percentual como referência, se verifica que os grupos que mais cresceram foram, pela ordem, os grupos dos negros e pardos.



Fonte IBGE: PNADs de 1996 e 2005

O gráfico acima mostra que a variação percentual no grupo de negros e pardos universitários foi maior que a média do crescimento das demais raças. Claramente, o maior crescimento está entre os negros – o que remeteria à questão de saber se este fato se deve a um início das políticas de cotas em algumas universidades públicas diante de um grupo étnico que é muitas vezes menor que os grupos de brancos e pardos: seriam ações que já teriam um grande efeito relativo (ao seu público alvo), embora ainda fossem ainda insipientes no ano de 2005 para o conjunto da população.

Uma síntese dos efeitos sobre as raças esta bem expressa no Gráfico 4 que apresenta um dos mais importantes resultados deste estudo. As duas colunas a esquerda do gráfico mostram que **houve um nivelamento da participação raciais no que diz respeito à presença proporcional no ensino médio**, entre os dois anos observados. Este balanceamento não é reproduzido no ciclo de ensino superior onde as desigualdades raciais se mostram fortemente acentuadas.



2.3 A importância dos aspectos espaciais.

Nesta seção, são comparadas as distribuições percentuais dos jovens aptos ao ensino superior e os jovens universitários segundo a sua localização nos dois anos de análise, 1996 e 2005. O espaço de identificação é observado a partir de três cortes: as áreas urbanas, as metrópoles brasileiras e as grandes regiões administrativas do Brasil.

As primeiras observações dizem respeito à situação dos aptos e universitários no que diz respeito à presença em áreas urbanas. Esta análise é realizada pela ótica dos quartis de renda per capita das famílias que contém pessoas na faixa etária de 18 a 30 anos. A tabela que se segue reúne estas informações para os dois anos utilizados aqui. Reúne, ainda, as variações percentuais entre 1996 e 2005 ocorridas em cada quartil segundo os níveis de ensino aqui contemplados. Nela estão separadas as proporções dos residentes em áreas urbanas (a diferença entre a população total de jovens e a proporção da população que reside nas áreas rurais) dentro de três universos:

- A. o conjunto da população de jovens entre 18 e 30 anos;
- B. o conjunto dos aptos;
- C. o conjunto de universitários.

Cada um dos indivíduos destes conjuntos está incluído no seu respectivo quartil de renda per capita. A distribuição da população é por definição homogênea entre os quartis de renda per capita, contudo a distribuição não o é. Desta forma, as variações tem diferentes impactos sobre o todo a depender da concentração de um determinado conjunto de indivíduos em um determinado quartil. Estas distribuições também não se concentram da mesma forma entre os anos e daí se encontra uma razão adicional para se acompanhar os resultados desta tabulação

Na sequência se apresentam duas tabelas com estas mesmas características de construção: uma para áreas urbanas e outra para as regiões metropolitanas. Delas se podem extrair resultados que fundamentam a análise das 12 estimações feitas com o modelo logit que serão apresentadas no item posterior a este.

Tabela 2 - Presença de jovens nas áreas urbanas segundo os quartis de renda per capita

Quartis de renda per capita					
1996	I	II	III	IV	Total
População	61,72	77,28	88,77	95,84	81,89
Aptos	86,01	89,02	93,99	97,72	94,63
Universitários	92,13	92,6	92,77	97,93	96,97
2005	I	II	III	IV	Total
População	68,93	80,81	88,89	95,57	83,93
Aptos	85,04	89,91	93,37	95,9	92,34
Universitários	94,2	93,74	95,82	98,35	97,66
Variação(%)	I	II	III	IV	Total
População	11,68%	4,57%	0,14%	-0,28%	2,49%
Aptos	-1,13%	1,00%	-0,66%	-1,86%	-2,42%
Universitários	2,25%	1,23%	3,29%	0,43%	0,71%

Fonte: IBGE - PNAD de 1996 e de 2005

Elaboração própria

A tabela mostra que a maior parte da população jovem, dos aptos e dos universitários vive em áreas urbanas no Brasil. Mostra também que um crescimento de 2,49% desta população no período em análise. Pode-se observar que este crescimento foi tanto mais acentuado nas famílias mais pobres. No quarto quartil, representativo das famílias com maiores rendimentos per capita, chegou a ocorrer um pequeno decréscimo. No entanto, o número de aptos diminuiu nestes espaços, com exceção dos jovens do segundo quartil de renda per capita. O movimento dos universitários é contrário a este: há um crescimento em todos os quartis de renda per capita, sendo que este crescimento foi menor entre os jovens de família com maior poder aquisitivo. Como uma parte expressiva dos universitários encontra-se nesta faixa de renda per capita, a média do crescimento de universitário se apresenta bem abaixo da média aritmética dos quartis de renda per capita.

Os resultados para as áreas urbanas são ainda úteis para a comparação com um subconjunto destas áreas: as regiões metropolitanas. As observações sobre regiões metropolitanas mostram algumas peculiaridades quando comparadas às áreas urbanas, no que diz respeito à presença de aptos e universitários em seus espaços (que, por definição formam um subconjunto das áreas urbanas). Estas observações passam a ser feitas em associação com a tabela exposta a seguir. A evolução da presença de jovens nos espaços metropolitanos não segue a mesma tendência mostrada nas áreas urbanas: a presença de jovens decresceu neste período em análise e o decréscimo se deu mais nas famílias de maior poder aquisitivo. Como o que ocorreu nas áreas urbanas, a presença de aptos diminuiu para o conjunto da população residente nas regiões metropolitanas, embora na maioria dos quartis de renda per capita esta presença tenha aumentado. Isto

ocorre por dois fatores: a magnitude do decrescimento do último quartil e, principalmente, pela dimensão do contingente de aptos neste quartil de renda per capita.

Tabela 3 - Presença de jovens nas regiões metropolitanas segundo os quartis de renda per capita nos anos de 1996 e 2005

Quartis de renda per capita					
1996	I	II	II	IV	total
População	17,48	24,57	34,68	46,83	31,69
Aptos	30,92	27,11	35,52	45,85	39,1
Universitários	41,92	28,28	34,38	50,14	47,26
2005	I	II	II	IV	
População	21,51	27,56	32,76	41,28	31,05
Aptos	33,38	34,79	37,15	40,8	37,3
Universitários	39,41	29,72	32,19	44,92	42,14
Variação(%)	I	II	II	IV	
População	23,05%	12,17%	-5,54%	-11,85%	-2,02%
Aptos	7,96%	28,33%	4,59%	-11,01%	-4,60%
Universitários	-5,99%	5,09%	-6,37%	-10,41%	-10,83%

Fonte: IBGE - PNADs 1996, 2005

Elaboração própria

A evolução da presença de jovens nos espaços metropolitanos não segue a mesma tendência mostrada nas áreas urbanas: a presença de jovens decresceu neste período em análise e o decrescimento se deu mais nas famílias de maior poder aquisitivo. Como o que ocorreu nas áreas urbanas, a presença de aptos diminuiu para o conjunto da população residente nas regiões metropolitanas, embora na maioria dos quartis de renda per capita esta presença tenha aumentado. Isto ocorre por dois fatores: a magnitude do decrescimento do último quartil e, principalmente, pela dimensão do contingente de aptos neste quartil de renda per capita.

Mais acentuadamente distinta do movimento que ocorre nas áreas urbanas foi a redução da presença dos universitários. A evolução é distinta tanto pelo sinal - que é negativo - e da magnitude: nas áreas urbanas o aumento foi de 0,71%, nas metrópoles brasileiras a redução foi de 10,83 %. A diferença está também na importância que os de maior poder aquisitivo tiveram: nas metrópoles houve uma queda de 10,83% de universitários entre os jovens provenientes de famílias com maior poder aquisitivo enquanto nas áreas urbanas houve um pequeno aumento de 0,71%. Lá como aqui, o peso deste estrato econômico foi o maior responsável pelo resultado da média ponderada.

Deve-se registrar que diferente do que ocorre com os espaços urbanos, a maior parte dos jovens brasileiros não se encontra residindo nestas áreas o que faz este espaço não ser tão representativo do perfil dos potenciais ingressantes do ensino superior no Brasil quanto é a população que reside nas áreas urbanas. As estatísticas expostas nesta seção reforçam a compreensão das estimações realizadas pelo modelo logit para a variável dependente binária e são corroboradas pelos resultados dos efeitos marginais expostos na seção sobre estimações.

As últimas observações são sobre as regiões. A partir dos dados presentes na tabela que se segue, é possível ter uma percepção da concentração regional existentes entre os jovens que concluíram o ensino médio e os que ingressaram alguma vez numa instituição de nível superior: nos dois anos observados, mais da metade dos universitários estão situados na região Sudeste bem como quase 49% dos aptos ao ensino superior. No entanto, menos de 44% dos jovens brasileiros, em 1996, e menos de 42%, em 2005, residiam nesta mesma área. Enquanto a presença relativa da população nesta região diminuiu entre estes dois anos, a o contingente de aptos se manteve relativamente estável. Queda houve na presença relativa dos universitários: em 1996 o Sudeste detinha 57,7% dos universitários, no ano de 2005 este percentual caiu para 52,9%.

Pode ser observado que a região Sudeste é a única que denota uma participação crescente quando se parte da população em direção aos níveis de escolaridade sucessivamente maiores, em ambos os anos analisados. Nestes mesmos anos, as regiões Norte e Nordeste mostram um decrescimento da participação de seus jovens no dois níveis de escolaridade que se acentua à medida em que se passa para um nível maior de ensino.

Tabela 4 - A participação e variação percentual dos aptos e universitários entre 18 e 30 anos segundo as regiões brasileiras entre 1996 e 2005

Regiões	População	Aptos	(%)*	Universitários	(%)**
1996					
Norte	5,06	5,20	2,77%	2,96	-41,50%
Nordeste	29,27	23,65	-19,20%	14,72	-49,71%
Sudeste	43,38	48,92	12,77%	56,71	30,73%
Sul	14,86	14,79	-0,47%	18,08	21,67%
Centro	7,42	7,44	0,27%	7,53	1,48%
Total	100,00	100,00		100,00	
2005					
Norte	8,42	7,43	-11,76%	4,25	-49,52%
Nordeste	28,91	22,22	-23,14%	15,33	-46,97%
Sudeste	41,53	48,71	17,29%	52,93	27,45%
Sul	13,74	14,47	5,31%	19,10	39,01%
Centro	7,41	7,18	-3,10%	8,39	13,23%
Total	100,00	100,00		100,00	

Fonte: IBGE - PNAD 1996, 2005 Elaboração própria

Elaboração própria

*Diferença percentual da participação de cada região entre os aptos e a população

**Diferença percentual da participação de cada região entre os universitários e entre a população jovem.

Entre o universo de aptos, no ano de 1996, três regiões, o Norte, o Sudeste e o Centro-Oeste, apresentavam uma presença relativa maior de jovens aptos quando comparadas à distribuição da população entre as regiões. No ano de 2005, duas regiões apresentaram esta mesma característica: as regiões Sudeste e Sul.

A observação das participações das regiões no total de universitários, mostra que esta concentração tem se dado desfavoravelmente às regiões Norte e Nordeste: em 1996, a

proporção de universitários residentes no norte é de 2,96% do total de universitários brasileiros enquanto a população desta região representa de 5,06% da população brasileira, nesta mesma faixa etária. Isto implica numa diferença entre estas proporções de - 41,5%. Em 2005 esta diferença ampliou-se para -49,52%. Esta mesma diferença de proporções foi de -49,71% e -46,97% para o Nordeste, respectivamente. Quando se pode observar na análise descritiva geral que, em ambos os níveis de ensino, no Brasil, o contingente é muito menor que o desejado - pelos padrões internacionais – pode-se inferir sobre a distância em que encontram estas regiões de um padrão que se possa ter como razoável.

3.1 - Estimações para o ano de 1996

Neste capítulo, estão expostos os resultados das estimações feitas por meio do modelo Logit para variável dependente qualitativa binária e um conjunto de oito características registradas nos anos de 1996 e 2005. Estas características estão agregadas em três conjuntos: o grupo de características pessoais, o grupo de características numéricas e o grupo de características espaciais. Para dois anos de referência foram realizadas 12 estimações: oito referentes aos dois conjuntos de quartis de Renda Per Capita (quatro para cada ano) e dois estimações gerais, para os anos de 1996 e 2005.

Os efeitos marginais dispostos em cada tabela representam uma magnitude com que uma variável influencia a chance de um indivíduo ser ou não apto quando se conhece uma determinada característica. Vale frisar que a variável dependente assume valor 1 quando se observa que o jovem concluiu o ensino médio mas não ingressou numa IES e valor 0 para os que, em algum momento, estiveram cursando o ensino superior. O resultado imediato deste fato é que os sinais positivos encontrados nos Efeitos marginais representam a chance adicional que um indivíduo tem de se situar como apto ao ensino superior – ter concluído o ensino médio, mas não ter ingressado numa IES. Os sinais negativos, por sua vez, estão associados àquelas características que se associam a chance do indivíduo ser um universitário (estar cursando ou ter cursado em uma ocasião uma Instituição de nível superior).

Uma determinada observação referente a um grupo ou característica é sempre iniciada se referindo à situação encontrada no ano de 1996 e o comentário referente ao ano de 2005 incorpora tanto os aspectos próprios do ano quando à diferença ou evolução do quadro. Na seqüência de comentários que se segue procura-se sempre uma referência, primeiro, aos aspectos mais gerais e, depois, aos mais particulares - e sempre que possível, explorando os contrastes. Estes procedimentos são utilizados tanto para um conjunto de características quanto para uma variável específica, de forma a tornar mais evidente os padrões referentes ao acesso ao ensino superior entre os domiciliados no Brasil.

Sendo assim o primeiro aspecto a ser observado é a chance de um indivíduo ser Apto expressa em termos de probabilidade. Este é o primeiro dado disposto em todas as tabelas e representa, diante do conjunto de características observadas, a chance de um indivíduo médio ser apto. Na tabela referente ao ano de 1996 pode-se ver os prognósticos referentes tanto à situação geral (referente a toda extensão da renda per capita) quanto as situações encontradas em cada quartil de renda per capita.

Tabela 5 - Brasil, 1996: Estimativas para as chances de ser apto ao ensino superior para a população jovem e os quartis de renda per capita

Prob (Apto)	Total	Quartis da Renda Per Capita			
		I-Quartil	II-Quartil	III-Quartil	IV-Quartil
	0,68460	0,90931	0,90242	0,83681	0,52567
Características					
Pessoais					
Homem	0,03001	-0,03050	-0,01507	0,00078	0,05263
Negro	0,11400	0,02376	0,01571	0,06112	0,15373
Pardo	0,10370	0,04272	0,02753	0,06704	0,12371
Índio	-0,14576		-0,03400	-0,36027	-0,06700
Amarelo	-0,20196		-0,30918	-0,46604	-0,10571
Numéricas					
Idade	-0,00016	0,00428	0,00393	0,00362	-0,00302
Familiares	-0,01730	0,00375	-0,00038	-0,00443	-0,02855
Renda PC	-0,23584	0,04720	-0,12796	-0,11952	-0,28936
Espaciais					
Norte	-0,08454	-0,11811	-0,07911	-0,30195	0,08666
Nordeste	0,05332	0,05116	-0,03552	0,05102	0,01933
Sul	0,02625	-0,13626	-0,02983	-0,01913	-0,04557
Centro	0,05228	0,06296	0,01503	0,06014	0,05815
Metropole	0,00620	-0,05418	0,00501	-0,00069	0,01273
Area Urbana	0,01370	-0,01938	-0,02048	0,00322	0,01008

Fonte IBGE, 1996

Elaboração própria.

A tabela apresentada para o ano de 1996 mostra que há uma chance de 68,46% de um indivíduo entre 18 e 30 anos de idade, domiciliado no Brasil, ser Apto (ou ser um “não universitário”), entre os que concluíram o ensino médio. Contudo, quando se verifica esta mesma chance para os indivíduos situados em diferentes quartis de renda per capita, os resultados distanciam-se significativamente desta média geral: os dois primeiros quartis, os que representam os 50% mais pobres no Brasil, apontam para probabilidades acima de 90% de um jovem ser Apto. A proximidade das duas probabilidades encontradas nestes dois quartis mostra que estar num teto de renda de R\$ 53,35 por pessoa na família (limite superior do primeiro quartil) ou situar-se entre este valor e R\$ 112,00 não resulta em diferença significativa no que diz respeito ao ingresso no ensino superior – observando-se que o limite do segundo quartil (assim como seu centro) se situam num patamar duas vezes maior que o primeiro. O Próximo limite, no entanto, está associado a uma probabilidade menor de ser apto: estar na faixa de renda correspondente ao intervalo que vai de 112 até 240 Reais implica numa expectativa 83,68% de encontrar um indivíduo apto, isto é, algo em torno de 7 pontos percentuais a menos correspondentes a média simples do que foi obtido no universo da metade mais pobre.

Embora o limite superior de cada quartil sucessivo corresponda a mais do dobro do anterior, os valores encontrados são ainda diminutos. A extensão do último quartil muda este quadro: num intervalo que vai de R\$ 240,33 até R\$15.666, 67, a expectativa de se encontrar um apto encontra-se no patamar de 52,67%. Note-se que este é o único quartil em que a chance se encontra abaixo da média geral. A explicação para este fato está em que, ao contrário da distribuição da população em quartis de renda que é uniforme, a distribuição dos aptos não é semelhante em todos os quartis: existe um contingente relevante de aptos no quarto quartil que faz com que a média ponderada geral esteja abaixo dos valores encontrados nos três primeiros quartis.

A tabela também mostra que a identificação de um indivíduo como homem implica em uma chance 3 pontos percentuais maior deste vir a ser apto. No entanto, a observação nos quartis mostra que estas chances não são sempre positivas em cada parte do estrato econômico: ela é negativa nos dois primeiros quartis, positiva porém muito reduzida no terceiro e acima da média no quarto. Estes resultados são todos estatisticamente significantes à 1%.

A estimação do modelo Logit para o conjunto de jovens em 1996 geraram resultados estatisticamente significantes à 1% para todas as raças com exceção da dummy para índios que foi sempre não significativa (mesmo a um intervalo de 10%) nem no conjunto total, nem em algum quartil visto em separado. As demais dummies para raça se mostram estatisticamente significantes à 5% nos dois quartis mais elevados de renda per capita e não foram significantes mesmo a 10% nos quartis inferiores. As dummies para índios e amarelos colapsaram no primeiro quartil, dada a frequência reduzida destas características registradas nesta amostra. Em termos de sinais, os resultados são constantes na estimação e a estimação condicionada aos quartis de renda per capita: negros e pardos denotam chances maiores (e semelhantes) de serem Aptos, quando comparados ao grupo dos brancos, enquanto os amarelos mostram uma chance acentuadamente menor de serem aptos ao ensino superior nesta faixa etária.

Na sequência, a tabela expõe os resultados dos Efeitos marginais para as variáveis numéricas: Idade, Número de Membros numa Família e Renda Per Capita. A variável Idade não mostra um impacto significativo e apenas é significativa a 5% nos dois últimos quartis – nas demais estimações, não chega ser significativa à 25%. Isto se deve a uniformidade da distribuição demográfica ao longo faixa etária estabelecida. Aqui não se consegue capturar a aderência da forma quadrática positiva que se obteve em outros estudos que mostram que, a partir de uma certa idade, pessoas por volta dos trinta ou quarenta anos voltam ao sistema de ensino como estratégia de progressão profissional e econômica.

Por sua vez, o número de pessoas na família tem um impacto negativo de 1,7% sobre a chance de um indivíduo ser apto e é estatisticamente significativo a 1% para a estimação geral e para o último quartil de renda per capita que também possui impacto negativo de 2,85%. Ou seja, para as famílias com mais de 240 reais por pessoa, o número de membros faz alguma diferença (e para menos) no que diz respeito à expectativa de um indivíduo estar apto ao ensino superior. Contudo, nos demais quartis, os efeitos marginais não são estatisticamente significantes.

A última variável numérica utilizada foi a Renda per Capita disposta em termos de logaritmo natural. Esta variável se mostrou significativa à 1% tanto na estimação geral quanto nos quartis com exceção do primeiro quartil onde não foi significativa. A explicação para esta exceção está na elevada concentração de renda no Brasil que se distribui assimetricamente com calda à direita. Desta forma, em 1996, um elevadíssimo

número de famílias se concentra num intervalo de renda por pessoa extremamente reduzido (de zero até 53 reais) – são quase de 39 milhões de pessoas das quais aproximadamente 7,5 milhões são jovens entre 18 e 30 anos de idade. Nesta exceção, há uma razão econométrica para o baixo impacto: a variável Renda não encontra escala (ou intervalo suficiente) para repercutir o seu efeito num universo economicamente pouco diferenciado ou muito denso.

Fora esta exceção, deve-se frisar que a variável Renda Per Capita (da família) é aquela que maior impacto tem entre todas as variáveis utilizadas na estimação geral para 1996, se constitui no maior impacto entre todas as variáveis numéricas qualquer que seja o quartil e, para as variáveis estatisticamente significativas, está sempre entre as três variáveis de maior impacto em todas as cinco estimações apresentadas na tabela. Desta forma, pode-se afirmar que o fator econômico é, destacadamente, um dos maiores condicionantes à definição de um indivíduo como Apto.

Como o sinal desta variável se apresenta como negativo, em todas as estimações onde a variável foi significativa, pode-se assumir que a renda per capita de uma família é um grande determinante para indicar se um indivíduo que concluiu o ensino médio será universitário ou não: quanto maior a renda mais se deve esperar que o indivíduo se situe como alguém que, ao concluir o ensino médio, passe a frequentar o ensino superior.

Na seqüência da tabela em análise se sucedem as variáveis que representam características espaciais. Primeiro se situam as dummies para as grandes regiões administrativas brasileiras onde a região Sudeste é tomada como base de comparação. Nesta dimensão do espaço brasileiro, as dummies se mostram estatisticamente não significantes a 10% em quase todas as estimações realizadas para o ano de 1996. As exceções ficaram para o Sul no quarto quartil (significativa a 5%), O Centro-Oeste na estimação geral e na estimação para o quarto quartil (respectivamente, significativa a 5% e a 10%) e o Norte no terceiro quartil (significante à 10%). Nestas ocasiões, o Centro-Oeste apresentou um patamar de 5% positivo de encontrar um indivíduo Apto; o Sul apresentou sinal negativo para uma chance de 4,55% ; o Norte uma chance de 30% menor de encontrar um apto quando comparado ao Sudeste: os jovens que completam o ensino médio nesta região possuem uma probabilidade consideravelmente maior de se tornarem universitários quando comparados ao Sudeste nesta época.

A dummy que diferencia os espaços metropolitanos dos não-metropolitanos apresenta resultados não significativos em todas as estimações. Finalizando a tabela de 1996, estão as dummies voltadas para as Áreas Urbanas que também não se apresentam como estatisticamente significantes.

Deve-se registrar que alguns exercícios preliminares de estimação foram realizados para as condições profissionais¹ e de ocupação, mas estes não mostram resultados estatisticamente significativos, de modo que não foram imputados neste trabalho.

¹ A condição de funcionário público foi a única que se mostrou estatisticamente significativa e o sinal encontrado foi positivo. Fica em aberto saber se esta condição permite maior progressão escolar que a média de condições ou se a própria ocupação, por si mesma, requer níveis médio de escolaridade maior.

3.2 – Estimativas para o ano de 2005 e a análise de comparação

Nesta seção estão expostos e interpretados os resultados das cinco estimativas como seus respectivos efeitos marginais para o ano de 2005. Como os resultados para o ano de 1996 estão dispostos na seção anterior, as comparações entre os anos são feitas simultaneamente para melhor entendimento das singularidades encontradas neste ano e da continuidade de padrões verificados em 1996. Os comentários seguem a seqüência utilizada na seção anterior.

As probabilidades de encontrar um indivíduo Apto em cada uma das circunstâncias definidas nas cinco estimativas agregadas na tabela abaixo seguem o mesmo padrão que foi encontrado na tabela de mesmas características elaborada para o ano de 1996: há uma diminuição da chance de um indivíduo ser Apto à medida que se observa um quartil de renda per capita mais elevado. A estimativa geral para o ano de 2005, bem como as estimativas para os três primeiros quartis, apresentam valores mais altos para a probabilidade de encontrar um indivíduo Apto quando comparados as estimativas correspondentes a estas situações para o ano de 1996. Para estas mesmas estimativas, há uma diferenciação mais nítida sobre as chances dos indivíduos serem aptos quando se observa os jovens entre os quartis de renda per capita.

Tabela 6 - Brasil, 2005: Estimativas para as chances de ser apto ao ensino superior para a população jovem e os quartis de renda per capita

	Quartis da Renda Per Capita				
	Total	I-Quartil	II-Quartil	III-Quartil	IV-Quartil
Prob (Apto)	77,81%	97,15%	93,13%	86,05%	48,73%
Características					
Pessoais					
Homem	7,22%	0,27%	2,93%	6,04%	10,00%
Negro	7,82%		1,28%	6,69%	10,57%
Pardo	8,14%	1,80%	3,88%	5,30%	11,84%
Índio	6,00%	-1,29%	0,40%	10,01%	0,84%
Amarelo	-8,89%	-4,74%	-10,72%	7,01%	-11,84%
Numéricas					
Idade	-0,28%	-0,11%	-0,23%	-0,01%	-0,51%
Familiares	-2,79%	0,15%	-0,31%	-1,36%	-5,46%
Renda PC	-28,15%	-0,54%	-8,66%	-22,47%	-42,03%
Espaciais					
Norte	2,46%	1,34%	-0,29%	-1,97%	-9,03%
Nordeste	-7,47%	0,72%	-2,17%	-14,79%	-8,34%
Sul	-3,77%	0,39%	0,39%	-4,31%	-5,48%
Centro	-2,79%	-2,20%	-3,40%	-7,20%	-0,28%
Metropole	0,77%	0,00%	1,95%	2,68%	-0,84%
Area Urbana	-9,16%	-1,40%	-3,08%	-5,21%	-18,01%

Fonte IBGE, 2005

Elaboração própria.

Estes resultados podem parecer paradoxais se são recordados os dados expostos no primeiro capítulo que mostram como foi incisivo o crescimento do sistema de ensino superior no Brasil neste mesmo período. A explicação está no contingente que anteriormente não se encontrava como o ensino médio concluído e a proporção como que concluem este ciclo de estudos e a proporção que ingressam no ensino superior: tanto o marco regulatório quanto as políticas públicas para o ensino superior foram quantitativamente bem sucedidas quando comparadas à períodos anteriores, mas as políticas para o ensino básico foram muito mais abrangentes e eficazes. Deste modo, observando-se o universo dos que se concluíram o ensino médio o crescimento é muito maior entre os aptos que entre os universitários.

Deve-se notar, na comparação entre estes dois anos, a queda da probabilidade verificada no quartil mais alto de renda entre os dois períodos. Quando se tem em vista que neste quartil haviam mais de 2,4 milhões de jovens Aptos em 1996 e que este quantum passou para mais de 4,2 milhões no ano de 2005, se pode ter a dimensão do crescimento de jovens universitários no Brasil. Pode-se entender também que o crescimento das IES no país, sustentado pela expansão das instituições privadas, concentrou-se no estrato social de maior poder aquisitivo, o quarto quartil.

As chances dos homens serem aptos se mostram maior em 2005 para todas as estimações quando comparadas as respectivas estimações do logit para o ano de 1996 ou dito de outra forma, as oportunidades de ingresso à universidade, dentro do espaço dos que concluíram o ensino médio, foram melhor aproveitadas pelas mulheres.

No que se refere à característica de cor ou raça dos jovens analisados pode-se notar algumas ocorrências gerais e alguns resultados particulares. As dummies referentes aos negros pardos e pardos apresentam sinais positivos em todas as estimações indicando que se deve esperar uma maior chance de indivíduos com estas características serem Aptos quando comparados aos brancos, em todas as circunstâncias de renda per capita. Por sua vez, em todas as estatísticas significantes, os amarelos denotam menores chances de se encontrarem como aptos quando comparados aos brancos. Em todas as estimações, a dummy Amarelos apresenta as maiores magnitudes absolutas, indicativo de sua peculiaridade no que se refere ao comportamento nos estudos deste grupo racial. Contudo, quando se tem em vista o registrado para o ano de 1996, verifica-se que esta distância diminuiu acentuadamente, especialmente nas situações de menor renda. Na faixa de renda mais elevada a distancia para os pardos se mantém estável e a distância para os negros diminuiu pela maior presença relativa destes entre os universitários.

Todas as dummies para raça se mostraram estatisticamente significantes à 1% na estimação representativa de toda a população jovem analisada, com a exceção apenas da dummy referente aos indígenas que, além do caso geral, apenas foi significativa apenas no terceiro quartil. A dummy para pardos se mostrou significativa à 1% em todas as estimações para este ano e foi a única significativa para o primeiro quartil de renda per capita. A dummy representativa dos indivíduos negros colapsou por perfeita previsão no primeiro quartil e não foi significativa a 10% no segundo quartil. No terceiro e quarto quartis foi significativa a 1%. As estimativas para a dummy referentes aos asiáticos não foi significativa à 10% apenas no primeiro quartil, sendo significativa à 10% nos demais – apenas sendo significativa à 1% na estimativa geral e no último quartil de renda analisado.

Os resultados para Idade no ano de 2005 mostram que os impactos desta variável são muito pequenos e apenas em algumas estimativas foram estatisticamente significantes a 1%, exatamente as estimações do segundo e quarto quartil e na estimação feita para o

total dos jovens. Nas estimações feitas para o primeiro e terceiro quartis esta variável não foi estatisticamente significativa mesmo no intervalo de 10%.

Quanto a contribuição que número de membros existentes nas famílias dos jovens analisados apresenta para a situação de Apto, as estatísticas mostraram que três delas são significativas à 1%: a geral, e a dos dois últimos quartis. Nestas, o efeito marginal se mostra negativo, como o que ocorre para o ano de 1996, mas as magnitudes são sempre maiores que 50% relativamente ao que foi obtido no ano de 1996, isto é, um número de membros maior se associa a uma probabilidade menor de ser Apto (e maior de ser universitário). E mais que isto: quanto maior o quartil de renda, maior é o efeito encontrado no número de membros na família. Para o quarto quartil de renda per capita, um membro a mais na família aumenta a expectativa de ingresso de jovem na universidade em 5,46%.

As estimativas para o primeiro e segundo quartil indicaram que esta variável não é significativa a 10% em cada um destes casos.

No que diz respeito a variável Renda Per Capita para o ano de 2005, cinco aspectos devem ser observados:

- A. todas as estimativas que foram significativas apresentaram $p > |z| = 0$;
- B. apenas a estimativa para o primeiro quartil não foi significativa - mesmo a 10%;
- C. como em 1996, os sinais são negativos em todas as estimativas indicando que quanto maior a renda menor a chance de ser apto (ou maior a chance de ser universitário);
- D. o fator renda (indicador da situação econômica das pessoas analisadas) se mostrou mais importante na estimativa geral para o ano de 2005 quando comparado ao ano de 1996 para a determinação;
- E. para os 50% mais pobres o fator renda se mostrou menos importante para determinar um Apto que a situação do outro ano analisado, indicando que as políticas públicas contribuíram para compensar parcialmente as defasagens na conclusão do ensino médio, uma vez que um número expressivo de jovens passou a concluir o ensino médio em escolas públicas;
- F. para os 50% mais providos, as magnitudes absolutas são maiores que as encontradas no ano de 1996 – ela é 88% maior terceiro quartil e 45% superior no quarto quartil: quando se encontra no ano 2005, ter rendas mais elevadas foi determinante para que os jovens não se encontrassem na situação de aptos e decisiva para que os mais ricos (quarto quartil) passassem a ter uma maior probabilidade de serem universitários do que serem Aptos.

Na sequência da tabela estão dispostos as variáveis que dizem respeito a localização da moradia dos jovens entrevistados. No que diz respeito às regiões, a região Sudeste foi separada para a comparação e todos os resultados estatisticamente significantes apresentaram sinais negativos, representando maior chance dos jovens progredirem no nível de ensino. Este resultado é corroborado pelos resultados do ENEM que sistematicamente mostram melhor desempenho dos estudantes do Nordeste, por exemplo, quando comparados ao Sudeste que é um critério de ingresso para uma IES.

A presença do sinal negativo é também resultado do fator “seleção” (ou “filtro”) apontada na literatura já mencionada na primeira parte desta dissertação. Deve-se frisar que a variável dependente Aptos apenas inclui aqueles que concluíram o ensino médio.

Como os sinais em todas as dummies para regiões são negativos, isto pode ser um forte indicador de que o grande desafio para as regiões menos avançadas é o de passar pelos obstáculos que se encontram antes e durante o ensino médio: numa sociedade onde a média de escolaridade não chega a 7 anos de estudo, a seleção - o funil ou ainda “filtro”, como chama Arrow(1973) - para o ensino superior se apresenta muito antes do estudante chegar aos processo seletivos.

Contudo, a maioria dos resultados acusou a presença de dummies não significativas. Assim, nenhum resultado foi significativo a 10% no primeiro e segundo quartis; a região Norte não foi significativa em nenhuma estimação, a região Centro-Oeste só foi significativa no terceiro quartil a 10%. A dummy para o Nordeste foi significativa a 1% no terceiro quartil, a 5% para a estimativa geral. A dummy referente à região Sul foi significativa a 1% na estimação geral do logit e nas referentes ao terceiro e quarto quartis.

A avaliação para localização do morador em área metropolitana aponta para impactos próximos a dois por cento apenas nas estimativas feitas para os quartis intermediários, os únicos que se mostraram estatisticamente significantes. Em ambos os casos o sinal obtido foi positivo. Este fato pode estar indicando que para os casos mais extremos, referentes à situação economicamente mais precária e aquela dos mais abastados, morar ou não numa metrópole não é um fator decisivo para a situação de ser ou não Apto.

Os resultados para a variável Área Urbana em 2005 mostram que quanto maior é a faixa de renda mais se deve esperar que um morador de uma área não seja Apto. No primeiro quartil o efeito marginal tem a magnitude de -0.014, no entanto quando se observa este Efeito marginal no quarto quartil o impacto é mais de 22 vezes maior tendo a magnitude de -0.180. Como existem muito poucos não-aptos (pessoas que não concluíram o ensino médio) nesta faixa de renda, esta diferença de magnitude é um indicador médio de quanto os mais ricos (ou menos pobres) aproveitam as oportunidades de oferta de serviços educacionais mais abundantes nos espaços urbanos, especialmente os vinculados ao ensino superior. Em média, pertencer a uma família situada em espaço urbano implica numa expectativa de 9,15% de um jovem não ser apto.

Vale a pena citar que esta variável significativa em todas as estimações para o ano de 2005 (quando não foi significativa em todas as estimações de 1996), sendo significativa a 1% em todas as estimações com exceção da estimação referente ao primeiro quartil de renda per capita que se deu ao nível de 10%.

Em conjunto, os resultados mostram que a renda importa para o conjunto de jovens brasileiros, mas que existe um universo relevante de fatores que não se resumem à ela. Desta forma, jovens com o mesmo padrão econômico têm apresentado diferenças relevantes segundo suas características de situação espacial, raça e gênero o que autoriza a afirmação de que políticas compensatórias de cunho estritamente econômico não sejam vistas como suficientes em si. Por este motivo, o trabalho aponta para possibilidades de investigação que não foram exploradas neste artigo como o melhor entendimento de aspectos culturais ou a possibilidade de criação de políticas de progressão escolar que levem em conta o papel da estrutura e condição das famílias residentes no Brasil, do envolvimento de família e comunidade com a escola, o estabelecimento do valor de aprender e outros que influem as participação à participação de jovens na universidade, mas que começa muito antes deste momento.

Considerações Finais

O estudo realizado investigou algumas características da população jovem residente no Brasil nos anos de 1996 e 2005 a partir dos microdados da Pesquisa de Amostra por domicílios – a PNAD, realizada pelo IBGE. Nesta investigação algumas tendências e padrões podem ser destacados por serem os mais gerais, bem como algumas particularidades por serem mais acentuadas.

A análise sobre o gênero mostra que a participação feminina é dominante nos dois níveis de ensino analisados. Também mostra que quanto maior é o nível de ensino maior é a participação das mulheres. Do ponto de vista das características raciais, o estudo mostrou que a taxa de crescimento no universo dos aptos foi maior entre os negros e pardos entre 1996 e 2005, embora o nível de participação dos grupos de amarelos e brancos ainda permaneça maior. Um segundo aspecto a ser destacado é a distinção de dois padrões de progressão nos níveis de ensino. Um primeiro padrão apresenta participações relativas das raças maiores na situação de aptos e menores entre os universitários quando comparadas às participações relativas na população observadas na população. A este primeiro padrão estão associados os indígenas, os negros e os pardos. Um segundo padrão mostra uma menor presença relativa no total de jovens aptos e maior presença entre os universitários. A este padrão se associam os amarelos e brancos.

A singularidade mais acentuada esteve presente na característica de raça: o grupo de jovens designados como amarelos apresentaram um desempenho de progressão nos níveis de ensino muito acima dos demais grupos raciais. Este desempenho diferenciado tornou-se mais nítido quando foram observadas as performances nos mesmos quartis de renda que permitem acreditar que existe algo, além da condição econômica, que cumpre um papel decisivo para esta situação relativa. As estimações mostraram que os amarelos se constituem no único grupo com maior probabilidade de ingresso no ensino superior quando comparado ao grupo dos brancos. Em conjunto, estes resultados mostram que algo mais que o fator econômico vem cumprindo um papel relevante e diferenciador no que diz respeito ao acesso ao ensino superior no Brasil.

Do ponto de vista espacial, o resultado mais expressivo entre as observações sobre regiões foi a maior probabilidade de ingresso no ensino superior das quatro regiões quando comparadas à região Sudeste. Esta que é uma tendência apontada desde o ano de 1996 reforça a idéia de que há um indicador de seleção ou “Filter” - nos termos postos por Arrow - mais acentuado nestas regiões onde o obstáculo maior na progressão escolar se encontra bem antes da transição para o ensino superior. As estimações do logit mostraram que, entre aqueles que concluem o ensino médio, as chances maiores dos indivíduos se tornarem universitários não se encontra no Sudeste. Outro fato importante no que diz respeito ao espaço é que as áreas urbanas se constituíram um fator mais importante para os mais pobres no Brasil o que indicaria o papel que cumpre a acessibilidade aos serviços educacionais e apontaria para as superações aos obstáculos encontrados nas áreas rurais.

Os resultados deste trabalho remetem a um conjunto de fatores a serem melhor investigados como o de se definir uma dimensão adequada de uma política educacional que pretenda universalizar ambos os níveis de educação e como ela pode compensar a diferença no acesso resultante da desigualdade de oportunidades encontradas na sociedade brasileira; de verificar se as políticas de cotas estão assentadas em bases sólidas dos argumentos sócio-econômicos e raciais; identificar à quais fatores se deve as diferenças de gênero no Brasil e discutir as motivações e razões extra-econômicas estão cumprindo um papel determinante no acesso ao ensino superior.

REFERÊNCIAS

- ALVES, V. S. Um Estudo Comparativo sobre as Características dos Potenciais Universitários a partir dos Microdados da PNAD. III Encontro de Economia CAEN / EPGE de Políticas Públicas e Crescimento Econômico.; Inst. promotora/financiadora: CAEN / EPGE., Fortaleza, 2007.
- ANDRADE, E. C. Effects of the Brazilian University Policy of Targeting the Poor. Disponível em: <http://www.sbe.org.br/ebe27/003.pdf> Acesso em: 23 nov. 2005
- _____. Growth, inequality and school policy. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 2000, Belém. XXI Encontro Brasileiro de Econometria, 2000. v. 1. p. 76-103.
- ARROW, K. Higher education as a filter. *Journal of Political Economy*, v.2, n.3, 1973.
- BARROS, R. P. HENRIQUES, R; MENDONÇA, R. Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.
- COSTA, C. Education, preferences for leisure and the optimal income tax schedule. Disponível em: <http://www.sbe.org.br/ebe27/070.pdf> Acesso em: 25 nov 2005.
- CORBUCCI, P. R. Universidades Federais: gastos, desempenho, eficiência e produtividade. Brasília: IPEA, 2002.
- CRUZ, H. N.; DIAZ, M. D. M.; LUQUE, C. A. Metodologia de avaliação de custos nas universidades públicas: economia de escala e de escopo. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro-RJ, v. 58, p. 45-66, 2005.
- DIAZ, M. D. M. Education, equity and economic competitiveness in the Americas: an Inter-American Dialogue Project. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 17, n. 165, 1997.
- EMÍLIO, D. R. Uma análise econométrica dos determinantes do acesso à Universidade de São Paulo / Daulins Rêni Emilio, Walter Belluzzo Jr., Denisard C. O. Alves. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.34, n.2, ago. 2005, p.275-305
- FREIRE, N. “A experiência da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ) na implantação de cotas para ingresso na universidade”. In: Peixoto, Maria do Carmo de Lacerda. Universidade e democracia: Experiências e alternativas para a ampliação do acesso à universidade pública brasileira. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. Prentice Hall, 2002.
- HIGHER EDUCATION IN BRAZIL: CHALLENGES AND OPTIONS / Lauritz Holm-Nielsen, Task Team Leader. Washington, DC: World Bank, 2002. S
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Informações sobre a PNAD. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br> Acesso em: 20 set 2005
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAL ANÍSIO TEIXEIRA – Censo da educação superior de 2003. disponível em: <http://www.inep.gov.br> Acesso em: 18 set 2005
- INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS E APLICADAS. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br> Acesso em: 22 set 2005

KLEIN, R. Produção e utilização de indicadores educacionais: metodologia de indicadores de cálculo de fluxo escolar. *Revista brasileira de estudos pedagógicos* – RBEP. Vol. 84. São Paulo, Outubro de 2005.

MARTINS, C. B. O Ensino superior brasileiro nos anos 90. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-88392000000100006 Acesso em: 15 set. 2005

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO. Censo da educação superior -2003, Brasília, 2005.

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO. Ensino Superior no Mundo e no Brasil. Disponível em :

<http://portal.mec.gov.br/sesu/arquivos/pdf/ensinosuperiormundobrasiltendenciascenarios2003-2025.pdf> Acesso em : 12 set 2005.

PAZELLO, E. T. Incorporando o atraso escolar e as características sócio-demográficas nas taxas de transição educacional. In: XXXII Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação em Economia, 2005, Natal. XXXII Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação em Economia, 2005.

PENIN, S. T. S. A USP e a Ampliação do Acesso à Universidade Pública. In: Maria do Carmo de Lacerda Peixoto. (Org.). *Universidade e Democracia - Experiências e alternativas para a ampliação do acesso à Universidade pública brasileira*. Belo Horizonte-MG, 2005, v. , p. 115-138.

SAMPAIO, H; LOMONGI, F.; TORRES, H. Equidade no ensino superior brasileiro. Disponível em: <http://168.96.2000.17/ar/libros/anpocs00/gt02/00gt0231.doc> Acesso em: 24 nov 2005

SOARES, J. F., MARTINS, M. I., ASSUNÇÃO, N. B. A. Heterogeneidade acadêmica dos alunos admitidos na UFMG e PUC-MG. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, v. 6, n. 18, p. 57-65, 1998.

PEIXOTO, Maria do Carmo Lacerda (Org.). **Universidade e democracia:** experiências e alternativas para ampliação do acesso à universidade pública brasileira. Belo Horizonte, MG: Editora UFMG, 2005.

UNIVERSIDADE E O MUNDO: universidade em questão / Lauro Morhy (organizador); co-organizadores Amado Luiz Cervo ... [et al.]. Brasília : Editora Universidade de Brasília, 2005.

WALTENBERG, F. D.; Análise econômica dos sistemas educativos. Uma resenha crítica da literatura e uma avaliação empírica da iniquidade do sistema educativo brasileiro do brasileiro. Disponível em: <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12140/tde-24062005-101332/publico/waltenberg.pdf> Acesso em: 18 nov 2005.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section*. The MIT Press, Cambridge Massachusetts, 2002.