

Fluxos migratórios, desemprego e diferenciais de renda

Herton Ellery Araújo*
Carlos Alberto Ramos**

Introdução

A análise dos fluxos migratórios entre setores e/ou regiões ficou centralizada nos debates sobre o processo de desenvolvimento em regiões atrasadas. Os economistas que estudavam a transição do "subdesenvolvimento" para a industrialização ou "desenvolvimento" sempre colocaram a realocação do fator trabalho como um ponto central desse processo. Kelly, Williamson e Cheetham (1972, p. 11) chegaram a afirmar que: "The movent of factors from sectors os low productivity to those of higher productivity is one of the primary means by wich economic progress take place." Dois dos mais importantes teóricos da economia do desenvolvimento, Fei e Ranis (1966, p. 27) afirmaram que: "... realocation of labor (from agriculture to industrial sector) is a crucial aspect of growth in the dualistic economy."

Atualmente, as preocupações teóricas sobre as inter-relações entre o processo de desenvolvimento e a realocação do trabalho perderam a importância que tinham nos anos 60 e 70. Porém, ganham em relevância os desdobramentos dos fluxos migratórios sobre a política social (emprego, educação, saúde, habitação, saneamento, etc.) e a necessidade de se identificar as variáveis que determinam estes para o planejamento governamental. Assim, este artigo inscreve-se dentro de uma preocupação teórica e empírica relativamente antiga e que consiste em identificar os fatores que determinam os fluxos migratórios ou a realocação espacial da mão-de-obra.

Tendo como perspectiva esse objetivo geral, neste artigo nossas pretensões podem ser divididas em dois campos bem específicos. O primeiro, de cunho mais teórico, tem como referência avanços que foram realizados nos anos 60 e que, apesar de seu relativo prestígio, não foram nem são incorporados nas análises sobre fluxos migratórios no Brasil. O segundo é utilizar os dados da Contagem da População 1996, série relativamente recente e que, associada às fontes tradicionais (como PNAD e Censo), pode ser útil para se estudar os fluxos migratórios na década atual.

Dados esses objetivos gerais e específicos, vamos estruturar o trabalho da seguinte forma: na seção 2 apresentamos os aspectos teóricos sobre o tema, ressaltando certos desenvolvimentos nessa área que, apesar de antigos e bem-aceitos, não foram incorporados pelos estudos realizados no Brasil. Na seção 3 é realizada uma análise descritiva dos resultados obtidos e, na seção 4, podem ser encontrados alguns testes econométricos. Na seção 5 finalizamos o trabalho com um resumo das principais conclusões encontradas, sendo também propostas possíveis linhas de pesquisa. No Anexo o leitor vai encontrar elementos que permitem fundamentar a consistência da forma de cálculo da variável que no texto denominamos "esperança de renda" e que, por motivos que explicaremos nesse Anexo, não foi calculada da forma corriqueira.

* Coordenador Geral da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas - IPEA.

** Professor do Departamento de Economia da Universidade Nacional da Bahia - UNB - e Consultor do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas - IPEA.

Aspectos teóricos

Como afirmamos na Introdução, a realocação setorial e espacial da mão-de-obra foi um dos eixos em torno do qual giravam os estudos sobre o processo de desenvolvimento, fenômeno que era associado à transição de uma sociedade "arcaica", cuja principal atividade era a agrícola, para uma economia "moderna", caracterizada pelas atividades urbano-industriais.

Nesse contexto, o desafio teórico era estabelecer as variáveis que determinavam a realocação de trabalho nessa transição. O fluxo migratório deveria ser uma "variável endógena" nos modelos de crescimento e, desta forma, precisavam ser identificados os fatores que induziam a esse fluxo. Os principais expoentes dos modelos dualistas, como Lewis, Ranis e Fei, Jorgenson, por exemplo, consideravam que o diferencial entre salários determinava os fluxos migratórios. A existência de sindicatos e/ou a política governamental de salário mínimo no setor moderno determinavam um diferencial de salários (a favor do segmento urbano-industrial) que induzia à migração e permitia suprir as necessidades de trabalho da sociedade moderna em expansão, ou seja, os fluxos migratórios seriam direcionados dos setores ou áreas mais "arcaicas" para os ramos de atividade ou regiões com um maior desenvolvimento relativo. Uma alternativa era considerar que o diferencial de salários não provinha de um parâmetro institucional (salário mínimo ou sindicatos) e sim de um diferencial de produtividade, sendo que a mão-de-obra no setor mais moderno seria mais produtiva e pagaria, conseqüentemente, salários mais elevados.

A partir dessa matriz teórica, foram desenvolvidos inúmeros trabalhos tentando explicar os fluxos migratórios em determinados países ou regiões. No caso específico do Brasil, Sahota (1968, p. 243) realizou um estudo pioneiro, no qual conclui que: "In summary, among the major findings of this study is the fact that internal migration in Brazil is highly responsive to earning differentials." Ele chega a essa conclusão em uma pesquisa

na qual outras variáveis (distância, educação, crescimento da renda e emprego, urbanização, etc.) são incluídas. Ferreira (1996), ainda que sua preocupação central seja a convergência entre as rendas per capita entre os estados e os fluxos migratórios, também utiliza o diferencial entre as rendas como variável explicativa dos fluxos, mesmo que outras variáveis (como disponibilidade de terras e taxas de variação das rendas estaduais) tenham obtido resultados relativamente interessantes e, de um ponto de vista estatístico, significativos.

Porém, os argumentos teóricos que centram a explicação dos fluxos migratórios no diferencial de rendas per capita caracterizam-se por uma certa fragilidade na sua consistência interna. Com efeito, se o migrante realiza sua escolha tendo como referência esse diferencial, e supondo que os agentes são uniformes e existe perfeita mobilidade, toda a população das áreas de menores rendimentos deveria transferir-se para regiões com maior desenvolvimento relativo.

Nesse sentido, o modelo de Harris e Todaro (1970) foi um importante avanço na teoria do desenvolvimento (Todaro, 1969). Para esses autores, o fluxo migratório deve ser visto como um processo que tende a um certo equilíbrio, sendo que a decisão de migrar, de um ponto de vista exclusivamente econômico, deve levar em consideração não o diferencial de rendimentos, mas o valor esperado, ou seja, cada indivíduo maximizaria uma função de utilidade intertemporal em um contexto de risco. Dessa forma, são incorporadas duas variáveis.

A primeira diz respeito ao diferencial atual e futuro de renda. Nesse sentido, áreas mais dinâmicas (em termos de perspectivas de crescimento futuro) seriam não só as que têm diferencial de renda atual, mas também os pólos de atração. O fator relevante seria, então, o valor presente do fluxo de rendimentos, tendo como horizonte uma dada expectativa de vida.

Porém, esse diferencial deveria estar ponderado pelo risco, ou seja, deveria ser a expectativa do valor presente. O risco seria

dado pela probabilidade de encontrar emprego na região com maior desenvolvimento relativo e/ou mais dinâmica. Esse risco, por outro lado, poderia ser dado pela taxa de desemprego: quanto maior (menor) esta, menor (maior) deveria ser a probabilidade de encontrar emprego.

Os corolários desse tipo de proposta teórica são múltiplos. Cabe aqui restringir-se à necessária existência de um equilíbrio, no qual, devido à hipótese de perfeita mobilidade de trabalho, os valores presentes (em termos de expectativa) das diferentes regiões deveriam ser próximos. Dessa forma, a taxa de desemprego seria a variável de ajuste para igualar a expectativa dos valores presentes. Mercados de trabalho regionais com maiores níveis de rendimentos e/ou maiores perspectivas futuras deveriam observar maiores taxas de desemprego. Contrariamente, as regiões com menor desenvolvimento relativo deveriam apresentar as menores taxas de desemprego. Assim, regulados pela taxa de desemprego, os fluxos migratórios continuariam até que as expectativas dos valores presentes dos rendimentos convergissem. Em outros termos, deveria existir um fluxo migratório que permitisse atingir (ou manter) o equilíbrio do modelo, que seria dado, como já afirmamos, pela igualdade entre as expectativas dos valores presentes dos rendimentos.

Apesar da popularidade e do avanço teórico representado pelo modelo do tipo Harris-Todaro, a taxa de desemprego não foi utilizada, nas pesquisas que versam sobre o Brasil, para tentar explicar os fluxos migratórios.¹ Não obstante certos trabalhos incorporarem o dinamismo dos mercados de trabalho regionais (Ferreira, 1996), a taxa de desemprego nunca foi testada como variável explicativa dos fluxos migratórios, tarefa que será realizada nas próximas seções.

As evidências empíricas

A fim de introduzir o problema, talvez seja conveniente e didático partir de uma apresentação das taxas de desemprego. Na Tabela 1, podemos observar o percentual da população ativa desempregada por Unidades da Federação (UFs) nos anos de 1992 e 1996 e percebermos a enorme disparidade nas taxas de desocupação aberta. O maior percentual, em 1996, é encontrado no Distrito Federal (12,73%), sendo o menor verificado na Paraíba (2,85%). A partir dessa constatação, podem ser colocadas duas perguntas.

Tabela 1 - Taxas de desemprego aberto, por Unidades da Federação - 1992/1996

Unidades da Federação	Taxa de desemprego aberto (%)	
	1992	1996
Rondônia	6,23	5,56
Acre	8,20	8,35
Amazonas	10,95	10,50
Roraima	6,50	11,97
Pará	7,98	7,95
Amapá	5,41	6,78
Tocantins	7,39	4,20
Maranhão	3,02	2,93
Piauí	3,92	3,03
Ceará	4,78	4,81
Rio Grande do Norte	7,36	5,87
Paraíba	4,94	2,85
Pernambuco	7,43	8,04
Alagoas	8,50	7,76
Sergipe	6,93	8,34
Bahia	7,49	7,71
Minas Gerais	6,15	5,93
Espírito Santo	6,34	6,26
Rio de Janeiro	6,91	8,22
São Paulo	8,48	8,75
Paraná	5,40	5,57
Santa Catarina	3,82	4,16
Rio Grande do Sul	4,33	5,95
Mato Grosso do Sul	5,27	8,29
Mato Grosso	5,39	6,57
Goiás	6,01	7,40
Distrito Federal	8,11	12,73

Fonte: PNAD 1992 e 1996. Elaboração própria.

¹ Essa popularidade dos modelos "à la Harris-Todaro" fica evidente quando lembramos que os mesmos, originalmente imaginados para servir, exclusivamente, de ferramenta para analisar os mercados de trabalho dos países subdesenvolvidos, foram utilizados para explicar a existência de desemprego e rigidez em mercados de trabalho segmentados dos países centrais. Nesse tipo de modelo, a taxa de desemprego equilibra os valores presentes (em termos de expectativas) dos mercados de trabalho primários e secundários. Dessa forma, explica-se a existência de desemprego em contexto no qual os mercados secundários são concorrentes e, em princípio, a situação de desemprego seria irracional (Perrot; Zylberberg, 1989).

A primeira diz respeito à possibilidade teórica de um diferencial expressivo entre as taxas de desemprego. Com efeito, dado que no país existe uma perfeita mobilidade de trabalho, e supondo que a taxa de desemprego pode ser interpretada como uma *proxy* da probabilidade de conseguir emprego, a pergunta a ser colocada é: Por que os desocupados de uma UF com elevada taxa de desemprego (reduzidas chances de conseguir emprego) não migram para outras áreas onde essa probabilidade é mais elevada? Em outros termos, poderíamos esperar que, dada a mobilidade de trabalho, as taxas de desemprego tendam a situar-se em patamares próximos.

A segunda pergunta diz respeito a uma perceptível correlação entre o grau de desenvolvimento e a taxa de desemprego, só que a vinculação é contrária à intuitivamente esperada. Com efeito, Maranhão, em 1992 (Tabela 1), é o estado que possui a menor taxa de desemprego, mas também é aquele que apresenta a menor renda per capita (Tabela 2). Contrariamente, o Distrito Federal, nesse mesmo período, é a Unidade da Federação com a maior renda per capita do País (Tabela 2) e, simultaneamente, possui a maior taxa de desemprego (Tabela 1).²

O desafio teórico colocado por essas duas perguntas pode ser complementado por uma terceira: Dentro de um mesmo espaço econômico (interpretado como uma área com livre circulação de fatores) podem coexistir áreas com rendas muito diferenciadas? Nesse sentido, os dados contidos na Tabela 2 sugerem que o Brasil caracteriza-se por uma notável disparidade de rendas. Dada a suposta livre circulação de fatores, deveria se esperar que fluxos migratórios (partindo das regiões com menor desenvolvimento relativo) houvessem reduzido essa desigualdade.³

Na realidade, os modelos que estudaram os fluxos migratórios no Brasil⁴ centraram a expli-

cação desses fluxos nos diferenciais de renda. Porém, essa explicação torna-se frágil à luz dos dados apresentados nos parágrafos anteriores. Com efeito, migrar para as regiões com maior desenvolvimento relativo significa deslocar-se para áreas onde as chances de encontrar emprego reduzem-se. Vamos nos deter neste ponto com maior atenção.

Tabela 2 - Renda média da população economicamente ativa ocupada por Unidades da Federação - 1992/1996

Unidades da Federação	Renda média	
	1992	1996
Rondônia	221,51	476,91
Acre	238,67	576,75
Amazonas	196,85	460,57
Roraima	298,23	520,27
Pará	173,41	323,09
Amapá	215,93	455,82
Tocantins	112,83	229,31
Maranhão	63,15	173,44
Piauí	78,78	152,77
Ceará	96,42	205,35
Rio Grande do Norte	120,39	269,63
Paraíba	95,97	211,02
Pernambuco	118,12	246,71
Alagoas	137,82	291,90
Sergipe	128,53	255,37
Bahia	119,41	237,53
Minas Gerais	171,35	338,17
Espírito Santo	151,01	353,30
Rio de Janeiro	286,81	566,74
São Paulo	315,44	659,26
Paraná	181,98	423,73
Santa Catarina	237,99	433,68
Rio Grande do Sul	224,46	421,36
Mato Grosso do Sul	190,27	388,07
Mato Grosso	162,38	378,24
Goiás	195,02	384,83
Distrito Federal	360,59	789,69

Fonte: PNAD 1992 e 1996. Elaboração própria.

Os dados contidos na Tabela 4 foram obtidos a partir da Contagem da População 1996.

² Devemos chamar a atenção sobre um problema nos estados da Região Norte (exceto Tocantins). Nos levantamentos domiciliares só está incluída a população urbana, o que torna incomparáveis suas rendas e taxas de desemprego com as demais regiões. Voltaremos a este problema nos próximos parágrafos.

³ Os dados contidos na Tabela 3, na qual constam os salários do mercado formal de trabalho (trabalhadores com carteira assinada e estatutários) por UF, mostram que o diferencial não surge dos rendimentos dos assalariados informais e engloba a totalidade da PEA.

⁴ Ver as referências já citadas na introdução do artigo.

Tabela 3 - Salário médio do mercado formal, por Unidades da Federação - 1996

Unidades da Federação	Salário médio (posição em 31.12)
Brasil	5,68
Norte	5,09
Rondônia	5,43
Acre	4,48
Amazonas	6,21
Roraima	6,05
Pará	4,48
Amapá	6,20
Tocantins	3,67
Nordeste	3,87
Maranhão	3,84
Piauí	3,20
Ceará	3,67
Rio Grande do Norte	3,56
Paraíba	2,94
Pernambuco	4,16
Alagoas	3,05
Sergipe	4,01
Bahia	4,49
Sudeste	6,31
Minas Gerais	4,60
Espírito Santo	5,06
Rio de Janeiro	5,90
Sul	7,07
São Paulo	5,26
Paraná	5,11
Santa Catarina	5,28
Rio Grande do Sul	5,38
Centro-Oeste	6,33
Mato Grosso do Sul	4,45
Mato Grosso	4,53
Goiás	4,17
Distrito Federal	9,63

Fonte: RAIS/1996. Elaboração própria.

Nessa pesquisa censitária, os entrevistados foram interrogados sobre o lugar de residência em 1991. A partir dessa informação e do local de residência na época da Contagem, construímos matriz de fluxo (Tabela 4), na qual cons-

tam os movimentos migratórios de entrada e saída por UF.⁵ Nessa tabela, pode-se observar que o Estado de São Paulo foi aquele que recebeu o maior contingente migratório: 1,027 milhão de pessoas sobre 3,631 milhões de migrantes, ou seja, 28%. Dessa forma, o estado que tem uma das maiores taxas de desemprego (os dados foram de 8,75% em 1996 e 8,48% em 1992) é o principal espaço de atração populacional do País. Contrariamente, o Maranhão, que possui a menor taxa de desocupação em 1992 (3,02% de sua PEA) e a segunda menor em 1996 (2,93%), fato que induziria a pensar que é a UF onde as chances de encontrar emprego são maiores, foi um dos estados que, em termos relativos, mais expulsou população.

Obviamente, analisar o fenômeno migratório a partir dos dados absolutos de migração pode merecer algum tipo de reparo, já que a quantidade de pessoas que emigram de uma determinada área está diretamente relacionada com o estoque de população local. Para contornar esse tipo de crítica colocamos o saldo migratório (emigrantes menos imigrantes) entre 1991 e 1996, tendo como referência o estoque da população nesse último ano. Os resultados estão contidos na Tabela 5.⁶ Nela podemos observar que a totalidade dos estados do Nordeste apresenta um fluxo negativo (a quantidade de emigrantes é superior à de imigrantes), sendo que UFs com elevadas taxas de desemprego e renda (São Paulo e Distrito Federal, por exemplo) apresentam saldos positivos.⁷ Como já afirmamos em diversas oportunidades, esse tipo de migração merece uma interpretação

⁵ Dados os objetivos deste artigo, essa matriz de fluxo migratório foi construída tendo como referência somente as pessoas de 10 anos e mais.

⁶ A população por UF de 1991 foi obtida a partir do censo desse ano. Os dados sobre a esperança de renda foram calculados a partir da PNAD/1992, já que, como tratamos do fluxo migratório entre 1991 e 1996, estamos supondo que a decisão de migrar foi tomada no primeiro ano. Obviamente, já que a PNAD/1991 não foi a campo (ano do censo), consideramos que a melhor escolha seria a PNAD/1992.

⁷ Os dados da Tabela 5 referentes ao Distrito Federal e a Goiás devem ser vistos com um pouco de precaução. Este último estado integra a Região Centro-Oeste do País, uma área que ainda tem certas características de fronteira e que, portanto, é naturalmente um pólo de atração populacional. Contudo, o elevado percentual migratório que Goiás apresenta (3,25% da população da data-base) deve ser, em parte, atribuído ao Distrito Federal, já que o fluxo migratório que tem como destino a capital do País estabelece-se, em muitos casos, no denominado "entorno" de Brasília. Dessa forma, os dados de Goiás e de Brasília merecem uma certa cautela na sua leitura, estando subestimado o dado do Distrito Federal e sobreestimado o de Goiás.

Tabela 4
Migração interestadual de pessoas maiores de 10 anos de idade no período de 1991 a 1996

(continua)

Unidade da Federação	Total	Rondônia	Acre	Amazonas	Roraima	Pará	Amapá	Tocantins	Maranhão	Piauí
Total	3 631 420	56 283	9 073	38 397	25 662	144 971	36 981	73 140	58 061	48 471
Rondônia	58 131	-	2 281	4 112	705	1 812	206	643	712	226
Acre	10 875	3 072	-	2 219	175	509	34	89	98	20
Amazonas	35 101	4 056	2 501	-	4 155	6 428	379	174	1 041	451
Roraima	9 262	648	129	1 048	-	535	65	105	298	72
Pará	165 182	2 125	323	13 514	5 821	-	28 629	14 614	15 868	2 729
Amapá	6 316	55	14	266	103	-	-	46	258	38
Tocantins	48 939	236	9	145	187	11 738	152	-	3 435	421
Maranhão	196 840	2 286	127	2 469	8 311	63 749	5 239	19 533	-	17 570
Piauí	114 997	562	52	741	824	5 050	539	3 450	12 827	-
Ceará	159 458	2 022	419	2 619	1 315	9 064	936	1 638	4 186	5 573
Rio Grande do Norte	55 813	382	98	506	356	1 213	454	363	466	310
Paraíba	112 087	751	120	354	384	1 402	184	614	1 179	586
Pernambuco	210 452	948	73	924	333	2 609	213	1 305	2 040	2 051
Alagoas	90 926	379	16	172	69	976	51	623	508	145
Sergipe	37 761	281	20	86	38	413	37	174	270	131
Bahia	408 873	2 399	173	542	239	5 162	154	1 937	1 118	1 858
Minas Gerais	305 676	4 778	289	728	239	3 734	226	2 300	1 137	338
Espírito Santo	55 256	4 601	122	187	68	1 538	48	198	246	85
Rio de Janeiro	207 919	976	359	2 861	507	4 478	285	566	2 512	1 336
São Paulo	477 508	4 994	452	1 466	364	4 079	253	3 205	3 565	9 556
Paraná	258 416	6 781	304	540	240	1 895	146	759	462	133
Santa Catarina	95 524	815	70	218	68	653	37	205	147	39
Rio Grande do Sul	98 442	706	167	889	378	1 149	113	737	331	121
Mato Grosso do Sul	64 647	2 223	163	396	151	597	50	418	197	72
Mato Grosso	96 010	8 215	484	550	302	5 033	188	1 716	1 094	311
Goiás	121 863	1 577	187	384	336	7 501	268	15 499	1 881	836
Distrito Federal	129 346	394	121	461	194	1 281	75	2 229	2 185	3 463

Unidade da Federação	Ceará	Rio Grande do Norte	Paraíba	Pernambuco	Alagoas	Sergipe	Bahia	Minas Gerais	Espírito Santo
Total	87 478	46 263	62 008	101 374	36 078	31 864	143 572	279 157	102 961
Rondônia	1 339	462	614	389	144	122	791	3 145	2 917
Acre	356	180	104	50	33	34	120	341	134
Amazonas	2 430	843	479	803	137	121	566	1 081	333
Roraima	276	174	211	125	36	27	107	292	65
Pará	5 627	1 356	780	2 656	328	256	2 653	5 088	1 874
Amapá	290	137	53	57	24	12	58	178	40
Tocantins	329	64	85	119	66	22	595	1 740	81
Maranhão	5 578	580	904	1 664	287	168	1 181	2 592	628
Piauí	7 033	573	624	3 934	261	161	2 374	1 343	244
Ceará	-	4 995	3 174	6 144	771	404	6 098	4 588	1 272
Rio Grande do Norte	4 970	-	6 690	2 549	424	312	1 283	2 384	369
Paraíba	3 157	9 193	-	12 947	943	477	3 081	1 620	320
Pernambuco	7 489	3 927	15 037	-	13 610	1 812	16 959	3 413	820
Alagoas	1 152	584	996	12 792	-	6 088	6 004	2 062	629
Sergipe	469	406	450	1 170	3 149	-	8 302	1 059	337
Bahia	4 190	1 483	2 530	12 206	3 533	11 002	-	24 495	25 413
Minas Gerais	1 433	867	570	1 404	534	515	13 481	-	32 554
Espírito Santo	355	181	128	316	136	138	6 640	17 001	-
Rio de Janeiro	9 657	7 109	10 842	7 499	1 998	2 200	10 605	43 632	21 766
São Paulo	23 178	6 591	13 751	29 187	7 782	5 228	47 571	111 724	7 879
Paraná	726	332	301	838	257	188	1 809	8 564	853
Santa Catarina	319	218	149	411	197	1 730	1 021	1 511	265
Rio Grande do Sul	1 032	564	331	834	346	148	2 084	2 433	794
Mato Grosso do Sul	388	263	189	376	124	85	656	1 830	262
Mato Grosso	610	282	260	371	228	109	1 121	5 237	587
Goiás	1 295	956	590	732	243	152	4 461	22 530	758
Distrito Federal	3 818	1 915	2 172	1 802	487	354	3 843	9 276	1 967

Tabela 4
Migração interestadual de pessoas maiores de 10 anos de idade no período de 1991 a 1996

(conclusão)

Unidade da Federação	Rio de Janeiro	São Paulo	Paraná	Santa Catarina	Rio Grande do Sul	Mato Grosso do Sul	Mato Grosso	Goiás	Distrito Federal
Total	183 247	1 027 452	206 818	136 321	81 305	76 881	131 911	252 197	153 516
Rondônia	816	7 195	7 688	1 077	691	3 396	13 520	2 339	809
Acre	292	808	387	106	140	279	630	435	230
Amazonas	1 988	2 745	790	298	763	342	566	739	892
Roraima	200	1 655	1 261	479	349	289	376	265	175
Pará	7 653	26 374	2 377	1 139	1 371	1 027	5 706	12 949	4 346
Amapá	91	402	75	37	49	39	73	407	145
Tocantins	181	2 241	383	114	391	156	2 352	20 098	3 599
Maranhão	5 969	19 436	789	331	505	394	4 069	15 850	18 551
Piauí	3 102	39 525	376	153	255	254	792	11 217	18 931
Ceará	18 212	63 647	1 695	1 207	1 386	961	1 594	6 710	9 848
Rio Grande do Norte	6 249	17 400	775	402	500	518	486	3 504	2 850
Paraíba	21 901	40 573	1 433	323	448	443	832	3 424	5 388
Pernambuco	11 722	111 195	1 820	502	656	1 445	1 430	4 052	4 087
Alagoas	3 474	46 240	1 072	339	250	1 065	3 272	1 098	870
Sergipe	1 954	16 234	535	165	158	271	525	544	583
Bahia	15 542	238 834	3 634	1 169	1 448	1 376	4 241	25 662	18 533
Minas Gerais	28 556	147 881	8 079	2 128	2 054	2 728	5 731	23 961	19 430
Espírito Santo	11 352	7 332	1 074	468	395	210	702	789	947
Rio de Janeiro	-	41 900	7 673	4 900	6 675	3 228	1 329	3 922	9 104
São Paulo	24 291	-	79 318	16 618	9 743	27 232	14 201	16 478	7 002
Paraná	3 264	113 026	-	60 378	16 269	12 907	22 835	2 945	1 464
Santa Catarina	1 771	9 864	37 756	-	29 369	1 792	5 293	923	691
Rio Grande do Sul	4 812	10 607	17 590	37 604	-	3 462	6 903	2 320	2 867
Mato Grosso do Sul	1 547	20 059	11 017	1 576	1 836	-	16 791	2 615	766
Mato Grosso	1 342	20 762	15 621	3 195	3 035	10 132	-	13 731	1 494
Goiás	1 683	14 164	1 983	742	1 174	2 308	17 499	-	21 914
Distrito Federal	5 283	7 293	1 617	871	1 415	647	963	75 220	-

Fonte: Contagem da População 1996. Elaboração própria.

teórica relativamente robusta, já que, em princípio, áreas onde a probabilidade de encontrar emprego são reduzidas parecem ser pólos de atração populacional.

Nesse momento, é conveniente retornar às abordagens teóricas apresentadas na Seção 2. A aparente vinculação entre taxa de desemprego e desenvolvimento relativo (ou nível de renda) parece sugerir a pertinência de se introduzir um modelo *a la Harris-Todaro*. Com efeito, regiões de elevada renda são pólos de atração populacional,

resultando em taxas de desemprego elevadas. Nessas circunstâncias, a variável relevante deveria ser a esperança de renda (renda versus probabilidade de encontrar emprego, sendo que esta última variável é quantificada através da taxa de desemprego). No Gráfico 1 estão representadas todas as UFs, segundo a esperança de renda e saldo migratório.⁸ A esperança de renda foi obtida a partir da divisão entre renda média da PEA ocupada (Tabela 2) dividida pela taxa de desemprego (Tabela 1).⁹

⁸ O leitor pode encontrar os valores da esperança de renda que está representada nos Gráficos 1 e 2 e na Tabela 5, em que, como já foi mencionado, também pode-se encontrar o saldo migratório.

⁹ A esperança de renda também poderia ser calculada multiplicando a renda pela (1-taxa de desemprego). Realizamos diversos testes econométricos e o melhor ajuste foi obtido com a fórmula finalmente escolhida. Em um seminário interno na Diretoria de Pesquisa do IPEA, Danilo Coelho nos chamou a atenção para a pertinência do cálculo da esperança que escolhemos, porque implica um peso maior para a variável desemprego do que no caso de uma relação linear. Como o desemprego é uma *proxy* da probabilidade de conseguir emprego, a fórmula escolhida supõe um indivíduo avesso ao risco, tanto que multiplicar a renda pela (1-taxa de desemprego) implica supor um indivíduo neutro diante do risco. Como os melhores ajustes encontrados foram obtidos dividindo-se a renda pela taxa de desemprego, o migrante "médio" seria avesso ao risco. Pesquisas posteriores deveriam aprofundar esse ponto, diferenciando o migrante em termos de sexo, escolaridade, idade, etc., alternativa que pode mudar o cálculo da esperança, em função, justamente, dessas características individuais. O leitor interessado em um tratamento mais aprofundado nessa questão pode consultar o Anexo.

Tabela 5 - Saldo migratório e esperança de renda, por Unidades da Federação - 1991/1996

Unidades da Federação	Saldo migratório 1991/96 (1) (%)	Esperança de renda 1992 (2)
Rondônia	(-) 0,16	3 554,45
Acre	(-) 0,43	2 911,33
Amazonas	0,16	1 797,01
Roraima	7,54	4 591,05
Pará	(-) 0,41	2 173,44
Amapá	10,60	3 988,88
Tocantins	2,63	1 527,36
Maranhão	(-) 2,81	2 091,95
Piauí	(-) 2,58	2 010,59
Ceará	(-) 1,13	2 019,29
Rio Grande do Norte	(-) 0,40	1 635,65
Paraíba	(-) 1,56	1 942,14
Pernambuco	(-) 1,53	1 590,54
Alagoas	(-) 2,18	1 620,94
Sergipe	(-) 0,40	1 854,13
Bahia	(-) 2,24	1 594,67
Minas Gerais	(-) 0,17	2 787,11
Espírito Santo	1,83	2 383,20
Rio de Janeiro	(-) 0,19	4 149,37
São Paulo	1,74	3 718,46
Paraná	(-) 0,61	3 371,88
Santa Catarina	0,90	6 231,69
Rio Grande do Sul	(-) 0,19	5 179,09
Mato Grosso do Sul	0,69	3 608,62
Mato Grosso	1,77	3 014,97
Goiás	3,25	3 245,36
Distrito Federal	1,51	4 445,00

Fontes: PNAD - 1992, Contagem 1996 e Censo 1991. Elaboração própria.

(1) Saldo migratório entre 1991 e 1996 sobre população em 1991. (2) Renda média dos ocupados sobre taxa de desemprego.

A observação do Gráfico 1 permite concluir que a correlação tem o sinal esperado (quanto maior a esperança de renda maior o fluxo migratório), apesar da nítida identificação de vários *outliers*. Os mais evidentes são os Estados de Amapá e Roraima. A situação de fronteira dessas regiões parece justificar essa condição.¹⁰ Ainda que menos evidentes, os Estados de Tocantins, Goiás e Mato Grosso do

Sul também podem caracterizar-se como *outliers*. No caso de Tocantins, sua recente criação (com os conseqüentes desdobramentos em termos de demanda de trabalho) pode ser um fato que explique sua reduzida esperança de renda e seu elevado saldo migratório. O problema estatístico de Goiás (por incluir o entorno do Distrito Federal) já foi mencionado e dispensa maiores considerações. Mato Gros-

¹⁰ Uma alternativa que poderia ser utilizada para introduzir no modelo esse tipo de *outlier* seria, por exemplo, a disponibilidade de terras, alternativa empregada por Borges Ferreira (1996), que introduz uma variável denominada "densidade demográfica". Porém, já que o principal objetivo deste artigo é chamar a atenção para a pertinência da taxa de desemprego na explicação dos fenômenos migratórios, não consideramos esse tipo de variável.

Resultados econométricos

A fim de evitar que a inclusão ou exclusão de UFs seja realizada de forma mais ou menos intuitiva, a alternativa utilizada foi outorgar variáveis *dummies* a cada estado e região. O objetivo foi tratar de captar, através das mesmas, certas particularidades estaduais ou regionais que fossem importantes na determinação dos fluxos migratórios. A partir da utilização de uma alternativa disponível no *software* Statistical Package for Social Sciences - SPSS -, denominado *Stepwise*, na qual as variáveis são escolhidas, segundo sua contribuição para a explicação da variável dependente, as *dummies* que restaram foram para cinco estados (Amapá, Roraima, Tocantins, Espírito Santo e Mato Grosso do Sul), sendo que nenhuma variável regional é relevante. Ou seja, as escolhas recaíram sobre os estados que intuitivamente (Gráfico 1) pareciam os mais plausíveis.

Os resultados da regressão podem ser encontrados no Quadro 1 e a leitura dos da-

Considerações finais

O objetivo deste artigo foi introduzir, na explicação dos fluxos migratórios no Brasil, um marco teórico relativamente popular na literatura internacional, mas pouco utilizado nas pesquisas sobre o tema no País - o modelo de *Harris-Todaro*.

Os resultados que apresentamos sugerem que, na explicação dos deslocamentos de população, a introdução da taxa de desemprego, junto com a variável renda, parece relevante. Por outro lado, esse marco teórico e os resultados obtidos podem ajudar a entender como, em espaço geográfico onde impera a livre circulação de trabalho, possam conviver significativas diferenças nas taxas de desemprego e renda per capita.

Paralelamente a essas preocupações de cunho acadêmico, os resultados encontrados podem subsidiar linhas de política pública e avaliação das mesmas. Por exemplo, dificilmente pode-se esperar que políticas de emprego em Brasília, a UF com maior

Quadro 1 - Resultado da regressão

Saldo =	(Constante)	ESP92	DUMAP	DUMRR	DUMGO	DUMTO	DUMES	DUMMS
Coefficientes	(-) 0,02	0,00	0,10	0,07	0,04	0,04	0,03	0,02
Estatística t	(-) 4,57	3,80	10,39	6,83	3,61	3,98	2,73	2,27
p-value	0,000	0,001	0,000	0,000	0,002	0,001	0,013	0,035
	R(2) ajustado	0,89		estatística F	31,16		Durbin-Watson	1,99

dos sugere que os fluxos migratórios parecem ser adequadamente explicados por um modelo *a la Harris-Todaro*. Em outros termos: a taxa de desemprego junto com o nível de renda parecem ser os principais determinantes dos saldos migratórios. Devemos chamar a atenção para os satisfatórios resultados obtidos, especialmente se levamos em consideração que foi utilizada só uma variável explicativa - a esperança de renda.

renda per capita do País, tenham impactos significativos sobre a taxa de desemprego local, ainda que essas políticas sejam eficazes em termos de geração de empregos. Se o modelo apresentado tem alguma ligação com os dados, e os resultados apresentados sugerem essa pertinência, o corolário lógico seria que a melhor política para reduzir a taxa de desemprego nas regiões mais desenvolvidas consistisse na redução das disparidades de renda entre os diferentes espaços geográficos.¹¹

¹¹ Em Contador (1981) pode-se encontrar uma interessante vinculação entre o modelo de *Harris-Todaro* e a avaliação social de projetos. Em termos técnicos, essa afirmação sobre a conveniência de reduzir as disparidades de renda poderia estar refletida no preço-sombra do trabalho, que, nas regiões de menor desenvolvimento relativo, seria superior ao preço (salário) de mercado da mão-de-obra migrante.

Além desses desdobramentos em termos de política pública, este artigo pode ser útil para se iniciar uma série de pesquisas que aprofundem o tema tratado. Poderia ser potencialmente interessante desagregar os fluxos migratórios por idade, sexo, nível de instrução, etc., e observar a influência da esperança de renda (renda ponderada pelo risco) a fim de se identificar diferentes atitudes diante do risco e explicar as características pessoais que as determinam.

ANEXO

Taxa de Desemprego, Esperança de Renda e Risco¹²

No texto, a esperança de renda foi calculada a partir da seguinte expressão:

$$E_1(y) = y/u \quad (1)$$

onde: y = renda per capita e u = taxa de desemprego.

Na literatura, a forma de cálculo da esperança é:

$$E_2(y) = y(1 - u) \quad (2)$$

A pergunta mais ou menos óbvia é: não obstante em ambas as alternativas a relação entre renda e desemprego ser negativa, por que não foi utilizada (2), seguindo a tradição?

Na realidade, quando começamos a testar o modelo, o cálculo da esperança foi realizado seguindo a tradição [ou seja, (2)]. Porém, os resultados obtidos não foram alentadores. Com efeito, outorgando variáveis *dummies* a cada estado e a cada região e calculando a regressão pela opção do *Stepwise* do SPSS, o resultado deixava de fora a esperança de renda e os fluxos migratórios se explicavam, exclusivamente, por variáveis *dummies*. Restava assim a maioria dos estados que foram encontrados no artigo, sendo relevante uma variável regional para o Nordeste. Dados esses resultados, a

alternativa seria considerar um modelo *a la Harris-Todaro* irrelevante para entender os fluxos migratórios e partir para a identificação de outras variáveis que estavam camufladas por detrás das *dummies*.

Na tentativa de prosseguir a nossa pesquisa sobre a pertinência da esperança de renda na explicação dos fluxos migratórios, o caminho trilhado foi procurar identificar outras formas de cálculo da variável esperança que, ainda que se distanciasse da determinação usual na literatura, pudesse sintetizar uma relação inversa entre desemprego (ou probabilidade de encontrar emprego) e expectativas de ganhos. Esses esforços resultaram em (2) que, como observamos no texto, parece ser uma variável pertinente para entender os fluxos migratórios no Brasil. Contudo, já que essa forma de cálculo não é usual, merece algum tipo de comentário sobre as suas características e, especialmente, nas suas diferenciais com as formas de cálculo tradicionais.

Em princípio, comparando (2) e (1), podemos concluir que esta última expressão é mais sensível ao desemprego que a opção (2). Com efeito, devemos lembrar que $0 < u < 1$. Quando a taxa de desemprego tende a zero (pleno emprego), $E_2(y)$, ver (2), tenderá a ser igual à renda, tanto que, segundo (1), $E_1(y)$ tende para infinito. Contrariamente, quando u tende a 1, $E_2(y)$ tende a 0 e $E_1(y)$ a y . Ou seja:

$$0 < E_2(y) < y \quad ; \quad y < E_1(y) < \infty$$

Contudo, não importam os valores absolutos, de vez que estamos trabalhando com diferenciais entre esperanças (diferenciais entre estados). Nesta perspectiva, o ponto relevante que deve ser levantado é: como mudam $E_1(y)$ e $E_2(y)$ diante de mudanças nas taxas de desemprego? Neste sentido, a segunda derivada é zero, no caso de E_2 , devido a ser linear, negativa no caso de E_1 . Ou seja, esta última alternativa de cálculo torna a esperança muito mais sensível a variações na taxa de desemprego, fato passível de ser associado a agentes avessos ao risco.

¹² Parte dos desenvolvimentos deste Anexo se originou dos comentários realizados por Lauro Ramos a uma versão preliminar deste artigo. Os eventuais erros são de nossa exclusiva responsabilidade.

Podemos analisar o mesmo assunto de outra maneira. Nesse sentido, é possível imaginar uma situação na qual:

$$\begin{aligned} y_1/u_1 > y_2/u_2 \text{ e, simultaneamente,} \\ y_1(1-u_1) = y_2(1-u_2) \end{aligned} \quad (3)$$

Qual é o significado dessa hipotética situação? Simplesmente, estamos imaginando uma possibilidade em que um indivíduo seja indiferente entre duas opções nas quais a esperança é calculada como de costume, mas diante da alternativa de cálculo utilizada por nós, esse mesmo indivíduo preferiria a situação 1 à 2. Podemos supor que essa preferência surge de uma taxa de desemprego mais elevada em 2 que em 1 ($u_2 > u_1$). Em outros termos: como a probabilidade de encontrar emprego é menor na alternativa 2 (o risco é maior) o indivíduo tem preferência por 1. Sabemos, por outro lado, que $u_i \in [0; 1]$.

A partir dessas informações, podemos trabalhar sobre (3). Dela, podemos deduzir que:

$$u_2 - (u_2)^2 > u_1 - (u_1)^2 \quad (4)$$

Sabemos que uma função $F(x) = X - X^2$ tem a seguinte derivada:

$$F(x)' = 1 - 2X$$

Que é positiva quando $X < 0,5$. Assim, a função é crescente até 0,5, sendo que nesse ponto tem um máximo. Então, se $u_2 > u_1$, (4) será verdadeira quando a taxa de desemprego for menor que 50%, um valor dificilmente atingido, especialmente no caso brasileiro.

Desta forma, o cálculo da variável denominada no texto *esperança de renda*, ainda que fuja da forma de determinação corriqueira, parece ser adequado para captar uma determinada aversão ao risco em intervalos realistas da taxa de desemprego.

Bibliografia

- ADELMAN, I., THORBECKE, E. (orgs.). The theory and design of economic development. Baltimore: The Johns Hopkins Press, 1966.
- BORGES FERREIRA, A. H. Os movimentos migratórios e as diferenças de renda per capita entre os estados no Brasil (1970-1980). Revista Brasileira de Estudos de População, v. 13, n. 1, jan./jun. 1996.
- CONTADOR, C. R. Avaliação social de projetos. Ed. Atlas, 1981.
- FEI, J. C. H., RANIS, G. Agrarianism, dualism, and economic development. In: ADELMAN, I., THORBECKE, E. (orgs.). The theory and design of economic development. Baltimore: The Johns Hopkins Press, 1966.
- HARRIS, J. R., TODARO, M. P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. American Economic Review, v. LX, n. 1, Mar. 1970.
- KELLY, A. C., WILLIAMSON, J. G., CHEETHAM, R. J. Dualistic economic development: theory and history. Chicago: The University of Chicago Press, 1972.
- PERROT, A., ZYLBERBERG, A. Salaire d'efficience et dualisme du marché du travail. Revue Économique, v. 40, n. 1, 1989.
- SAHOTA, G. S. An economic analysis of internal migration in Brazil. Journal of Political Economy, v. 76, n. 2, 1968.
- TODARO, M. P. A model of labor migration an urban unemployment in less developed countries. American Economic Review, v. LIX, n. 1, Mar., 1969.